

## Длинные волны Кондратьева в России и Болгарии\*

Г. Найденов, К. Харалампиев

*В статье, посвященной исследованию цикличности экономического развития России и Болгарии, с помощью модифицированного метода байесовского спектрального анализа авторами показано наличие длинных волн Кондратьева. В случае России существование длинных волн Кондратьева (от 41 года до 50 лет) показано в динамике шести показателей: в стоимостном выражении – для ВВП, промышленного производства, национального богатства, в натуральном выражении – для добычи угля, производства чугуна и выплавки стали. В случае Болгарии наличие длинных волн (от 42 до 56 лет) показано для четырех показателей: для добычи угля на душу населения, средней заработной платы рабочих, цен на продовольственные и непродовольственные товары, добычи медной руды на душу населения. Полученные результаты являются дополнительным аргументом в пользу тезиса, что советский тип государственного капитализма – это естественная фаза в развитии капиталистического способа производства в развивающихся странах.*

**Ключевые слова:** длинные волны Кондратьева, циклы, байесовский спектральный анализ, метод Бретхорста, вероятность, дисперсия, ряды показателей, государственный капитализм.

### Цель, задачи и рабочая гипотеза исследования

В настоящей статье представлены результаты исследования цикличности экономического развития России и Болгарии. Хотя мы приводим данные о всех видах волн, данный анализ сосредоточен на длинных волнах Кондратьева. Основная цель – установить, существуют ли длинные волны Кондратьева в экономическом развитии России и Болгарии. Наша рабочая гипотеза – предположение о наличии длинных волн, поскольку способ производства в так называемых социалистических странах в действительности был капиталистическим, и поэтому длинные волны как одна из основных характеристик капиталистического развития должны были проявиться и при советском типе государственного капитализма. Рабочая ги-

---

\* Критический анализ данной работы см. в следующей статье настоящего альманаха.

потеза, которую мы высказываем, исходит из парадигмы, разработанной по отношению к странам с централизованным национальным капиталом и авторитарным политическим режимом и опубликованной в монографии Г. Найденова «Буржуазная революция, государственный капитализм, групповая собственность» (Найденов 1991; 2003). Большевицкая революция 1917 г. в России, сентябрьская революция 1944 г. в Болгарии и все другие подобные революции рассматриваются как буржуазные (в некоторых случаях вторичные, как в России и Болгарии), дающие сильный толчок утверждению капиталистического способа производства; в результате этих революций возникает новый тип государственного капитализма – советский государственный, который является основной формой государственного капитализма в XX в.; государственная собственность есть специфический вид групповой собственности: средства производства являются собственностью номенклатуры управляющей партии. В отличие от теорий о модернизации и о «преданной революции» эта парадигма рассматривает возникновение советского государственного капитализма как естественный и закономерный процесс, который, как любой другой этап в развитии капитализма, имеет восходящую, а после этого нисходящую фазу и в конце 1980-х гг. закономерно переходит в следующую форму государственного капитализма. Особенно интересно выяснить, справедливо ли это в отношении России, так как доминирующая в XX в. форма государственного капитализма – советский государственный капитализм – возникла именно в России и несомненно имела автохтонный характер. Выбор показателей определялся исключительно тем, имеются ли для них соответствующие длинные ряды.

Основные задачи исследования состояли в следующем: а) установить, существуют ли длинные волны в рассматриваемых длинных рядах, проанализировать особенности и синхронность длинных волн друг с другом, а также с длинными волнами мировой конъюнктуры, прежде всего в России, а затем Болгарии; б) осуществить сравнительный анализ синхронности длинных волн с общей динамикой мировой конъюнктуры в обеих странах.

### **Статистические данные**

В обеих странах мы исследовали два вида показателей: а) натуральные; б) ценностные.

Для России мы определили три длинных ряда натуральных показателей: а) добыча угля за период 1860–1990 гг.; б) производство чугуна за период 1892–1990 гг.; в) производство стали за период 1892–1990 гг. Объем рассматриваемых показателей измеряется в миллионах тонн (по понятным причинам отсутствуют данные за период 1941–1944 гг.). Нашими источниками были статистические ежегодники СССР (Народное хозяйст-

во СССР), а также первый статистический ежегодник Российской империи – «Ежегодник России 1904 г.» ([Год первый], СПб., 1905). Данные касаются всей территории Российской империи, а впоследствии – территории СССР.

Мы исследовали также динамику трех видов **ценностных** показателей: а) валового внутреннего продукта; б) валового промышленного производства; в) национального богатства. Объем рассматриваемых показателей дан в миллиардах рублей – в сопоставимых ценах. Данные взяты из книги В. М. Симчеры «Развитие экономики России за 100 лет. 1900–2000» (Симчера 2006). При этом данные, представленные по отдельным годам, являются результатом вычислений и приблизительных оценок В. М. Симчеры. Исследуется период с 1900 до 1990 г. Исходная точка определяется тем, что с 1900 г. имеются наличные данные об исследованных показателях. Крайняя точка определяется тем, что 1990 г. – последний перед распадом СССР и переходом к качественно иному типу развития<sup>1</sup>. Данные о ценностных показателях относятся к территории Российской Федерации 2000 г. и к тем же территориям в границах Российской империи и СССР.

В случае Болгарии имеются два вида натуральных показателей: а) добыча угля на душу населения за период 1896–1989 гг. (отсутствуют данные за период 1946–1947 гг.); б) добыча медной руды на душу населения за период 1902–1970 гг. (отсутствуют данные за 1903, 1915, 1933, 1946, 1947 и 1966 гг.).

Также мы исследовали динамику двух видов ценностных показателей: а) средней поденной платы рабочего за период 1896–1989 гг. (отсутствуют данные за период 1947–1960 гг.); б) розничных цен на продовольственные и непродовольственные товары за период 1899–1989 гг. (отсутствуют данные за период 1946–1951, 1958, 1959 и 1971 гг.). Данные об обоих видах ценностных показателей приводятся в виде базисных индексов.

Данные и о натуральных, и о ценностных показателях взяты из статистических ежегодников Болгарского царства и Народной Республики Болгарии.

---

<sup>1</sup> Здесь необходимо сделать следующее уточнение. Качественно иной тип развития не означает переход от одного типа общества к другому – от социалистического к капиталистическому, как принято считать в настоящий момент. Это выражение означает переход от одного типа государственного капитализма к другому его типу – в данном случае от советского к корпоративному. Впрочем, капитализм в России на первом этапе своего становления (до 7 ноября 1917 г.) также носил характер государственного. Поэтому в России последовательно меняются три различных вида государственного капитализма: до 7 ноября 1917 г. – общинный государственный, с 1917 г. по 1991 г. – советский государственный, в настоящее время – корпоративный государственный капитализм. Эти типы капитализма сменяют друг друга и в Болгарии после Русско-турецкой освободительной войны.

## Метод

Для обнаружения циклов в настоящем исследовании использован модифицированный байесовский спектральный анализ, который предложил Бретхорст<sup>2</sup>. Содержание модификации представлено ниже, причем там, где необходимо, параллельно с оригиналом Бретхорста мы отметим имеющиеся в нашем методе сходства и различия.

Для описания цикла использована *гармоническая модель* вида:

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

где  $t_i$  – это время, а  $T$  – период цикла.

В этой модели есть три неизвестных параметра – коэффициенты  $a$ ,  $b$  и период  $T$ . Их *апостериорная вероятность* определяется с помощью теоремы Байеса:

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

где  $D$  – данные, а  $I$  – *априорная информация*.  $P(D | a, b, T, I)$  называется *извлеченной вероятностью*, *извлеченным распределением* или *правдоподобием*,  $P(a, b, T | I)$  – это *априорная вероятность*, а  $P(D | I)$  – *полная вероятность*.

Для вычисления апостериорной вероятности необходимо определить правдоподобие, априорную вероятность и полную вероятность.

Определение правдоподобия и априорной вероятности сделано по *методу максимальной энтропии*.

Для определения правдоподобия сначала обозначаются остатки (*шум*):

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

где  $y_i$  – это фактические стоимости *динамического ряда*.

Эти остатки должны иметь среднюю стоимость, равную нулю, и некоторое рассеивание  $\sigma$ . Распределение с максимальной энтропией, которое удовлетворяет эти ограничения, есть нормальное распределение (Bretthorst 1990: 5–7):

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

где  $n$  – число наблюдений.

<sup>2</sup> Полное описание метода дано в книге: Bretthorst 1988. Некоторые важные дополнительные технические детали даны в статье: *Idem* 1990. Оба текста доступны в Интернете, см.: URL: <http://bayes.wustl.edu/glb/bib.html>.

Так как шум неизвестен, в формуле (4) появляется новый неизвестный параметр –  $\sigma$ , который надо добавить и в априорной, и в апостериорной вероятности.

За определение априорной вероятности принимается факт, что коэффициенты  $a$  и  $b$ , период цикла и рассеивание остатков независимы. Следовательно:

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

По методу максимальной энтропии, когда мы не располагаем никакой априорной информацией о неизвестных параметрах, их априорная вероятность – константа (Bretthorst 1990: 5). Следовательно:

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

Полная вероятность получается путем *маргинализации*. Так как полная вероятность играет роль так называемой *нормализующей константы*, ее вычисление необходимо, только когда важна точная стоимость апостериорной вероятности. Поскольку для дальнейшего изложения точная стоимость апостериорной вероятности не требуется, мы не будем вычислять полную вероятность, а используем тот факт, что она является константой.

После того как определено правдоподобие и установлено, что априорная и полная вероятность являются константами, следует, что апостериорная вероятность пропорциональна (*Ibid.*: 9):

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

Для идентификации цикла Бретхорст предлагает из формулы (7) последовательно элиминировать коэффициенты  $a$  и  $b$  и рассеивание  $\sigma$  путем интегрирования в области их допустимых значений. Мы используем другую альтернативу: поиск самой вероятной комбинации стоимостей неизвестных параметров. Оба подхода аналогичны и в конечном счете дают одинаковые результаты.

Для нахождения самой вероятной комбинации стоимостей неизвестных параметров первые частные производные формулы (7) приравниваются к нулю:

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

После известных преобразований система (8) приобретает вид:

$$\begin{cases} a \sum_{i=1}^n \cos^2 \frac{2\pi_i}{T} + b \sum_{i=1}^n \left( \sin \frac{2\pi_i}{T} \cos \frac{2\pi_i}{T} \right) = \sum_{i=1}^n \left( y_i \cos \frac{2\pi_i}{T} \right) \\ a \sum_{i=1}^n \left( \sin \frac{2\pi_i}{T} \cos \frac{2\pi_i}{T} \right) + b \sum_{i=1}^n \sin^2 \frac{2\pi_i}{T} = \sum_{i=1}^n \left( y_i \sin \frac{2\pi_i}{T} \right) \\ a^2 \sum_{i=1}^n \left( t \sin \frac{2\pi_i}{T} \cos \frac{2\pi_i}{T} \right) + ab \sum_{i=1}^n \left( t \sin^2 \frac{2\pi_i}{T} \right) + b \sum_{i=1}^n \left( y_i t \cos \frac{2\pi_i}{T} \right) = \\ = b^2 \sum_{i=1}^n \left( t \sin \frac{2\pi_i}{T} \cos \frac{2\pi_i}{T} \right) + ab \sum_{i=1}^n \left( t \cos^2 \frac{2\pi_i}{T} \right) + a \sum_{i=1}^n \left( y_i t \sin \frac{2\pi_i}{T} \right) \\ \sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( y_i - a \cos \frac{2\pi_i}{T} - b \sin \frac{2\pi_i}{T} \right)^2. \end{cases} \quad (9)$$

Эта система имеет несколько особенностей.

Во-первых, первые три уравнения не зависят от рассеивания.

Во-вторых, для рассеивания Бретхорст использует априорную вероятность Джеффриса (Bretthorst 1990: 16):

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

а мы используем константную априорную вероятность. Различие состоит в том, что при использовании априорной вероятности Джеффриса последнее уравнение в системе (9) имеет вид:

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

Это означает, что предложенное нами решение дает большее рассеивание и в этом смысле более консервативно. С другой стороны, из первой особенности следует, что каким бы ни был выбор  $P(\sigma|I)$ , он не оказывает влияния на первые три уравнения в системе, то есть на стоимости  $a$ ,  $b$  и  $T$ .

В-третьих,  $a$  и  $b$  могут быть выражены только из первых двух уравнений:

$$a = \frac{\sum_{i=1}^n \left( y_i \cos \frac{2\pi_i}{T} \right) \sum_{i=1}^n \sin^2 \frac{2\pi_i}{T} - \sum_{i=1}^n \left( y_i \sin \frac{2\pi_i}{T} \right) \sum_{i=1}^n \left( \sin \frac{2\pi_i}{T} \cos \frac{2\pi_i}{T} \right)}{\sum_{i=1}^n \cos^2 \frac{2\pi_i}{T} \sum_{i=1}^n \sin^2 \frac{2\pi_i}{T} - \left[ \sum_{i=1}^n \left( \sin \frac{2\pi_i}{T} \cos \frac{2\pi_i}{T} \right) \right]^2}, \quad (12)$$

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n \left( y_i \sin \frac{2\pi_i}{T} \right) \sum_{i=1}^n \cos^2 \frac{2\pi_i}{T} - \sum_{i=1}^n \left( y_i \cos \frac{2\pi_i}{T} \right) \sum_{i=1}^n \left( \sin \frac{2\pi_i}{T} \cos \frac{2\pi_i}{T} \right)}{\sum_{i=1}^n \cos^2 \frac{2\pi_i}{T} \sum_{i=1}^n \sin^2 \frac{2\pi_i}{T} - \left[ \sum_{i=1}^n \left( \sin \frac{2\pi_i}{T} \cos \frac{2\pi_i}{T} \right) \right]^2}. \quad (13)$$

В-четвертых, если результаты формул (12) и (13) подставить в третье уравнение системы, получится уравнение единственно по отношению к  $T$ . К сожалению, решить его мы не можем<sup>3</sup>. Поэтому мы предлагаем косвенный подход к решению проблемы. Он состоит в следующем:

а) для любого целого значения<sup>4</sup> стоимости  $T$  от 2 до  $\infty$ <sup>5</sup> вычисляются стоимости  $a$ ,  $b$  и  $\sigma$ . Полученные стоимости подставляются в формулу (7). Затем полученные таким образом апостериорные вероятности сравниваются и ищется та стоимость  $T$ , для которой апостериорная вероятность самая большая;

б) путем описанной последовательности идентифицируется самый вероятный цикл в исходном динамическом ряду. Если есть и другой цикл, искать его надо в остатках, вычисленных по формуле (3). Третий цикл надо искать в остатках остатков и т. д.

Описанная процедура может продолжаться до бесконечности. Следовательно, должен быть критерий прекращения повторений. До сих пор мы использовали два различных критерия – определение «на глаз» близости модели к фактическим стоимостям и соответствующую стабилизацию остатков (Найденев, Харалампиев 2006: 63), а также критерий Бретхорста, который гласит: «...начертим график оцененной дисперсии как функцию степени расширения (под степенью расширения мы понимаем общее число включенных моделей)... Общее число «полезных моделей определяется по месту преломления кривой»» (Bretthorst 1988: 65–67).

Однако в обоих случаях решение принимается умозрительно. Нашей целью было формализовать критерий, чтобы решение основывалось на более строгих правилах, а не умозрительно. После экспериментирования с различными критериями оказалось, что существует один очень простой, но в то же время очень надежный критерий установления наличия цикла и разграничения циклов от шума. С целью получения этого критерия используем тот факт, что полученные апостериорные вероятности сравниваются и ищется та стоимость  $T$ , для которой апостериорная вероятность самая большая. Но апостериорные вероятности могут быть начерчены на графике, в котором по абсциссе наносятся периоды от 2 до  $\infty$ , а по ординате наносятся апостериорные вероятности. Таким образом, получается аналог хорошо знакомой периодограммы. Как показывает Бретхорст (*Ibid.*: 27–28) (и наш собственный опыт), периодограмма, полученная таким образом, дает только один ясно выраженный пик при самом вероятном периоде цикла, в отличие от классического анализа Фурье, периодо-

<sup>3</sup> Более того, трудно доказать, решается оно в принципе или нет.

<sup>4</sup> Используются только целые значения стоимости  $T$ , потому что в любом конкретном исследовании время – дискретная величина.

<sup>5</sup> На практике надо дать конкретное числовое выражение бесконечности. Используемое нами программное обеспечение работает с наибольшим периодом  $T = 10\,000$ .

грамма которого имеет несколько пиков. Поэтому предлагаемый нами критерий таков – если на периодограмме есть ясно выраженный пик, это значит, что есть цикл. Если же на периодограмме нет ясно выраженного пика – значит, нет цикла.

А теперь выразим вышеупомянутые соображения математически. Исходя из последнего уравнения в системе (9) и замещая в формуле (7), получаем:

$$P(a, b, T, \sigma | D, I) \propto \frac{1}{\sigma^n} e^{-\frac{n\sigma^2}{2\sigma^2}} = \frac{1}{\sigma^n} e^{-\frac{n}{2}} \propto \frac{1}{\sigma^n} = \frac{1}{(\sigma^2)^{\frac{n}{2}}}, \quad (14)$$

то есть апостериорная вероятность обратно пропорциональна дисперсии остатков, при этом влияние дисперсии усиливается возведением в степень  $\frac{n}{2}$ . Оказывается, что дисперсия остатков является единственным важным параметром оценки апостериорной вероятности и, следовательно, установления наличия или отсутствия цикла.

После того как повторения прекращены, окончательная модель имеет следующий вид:

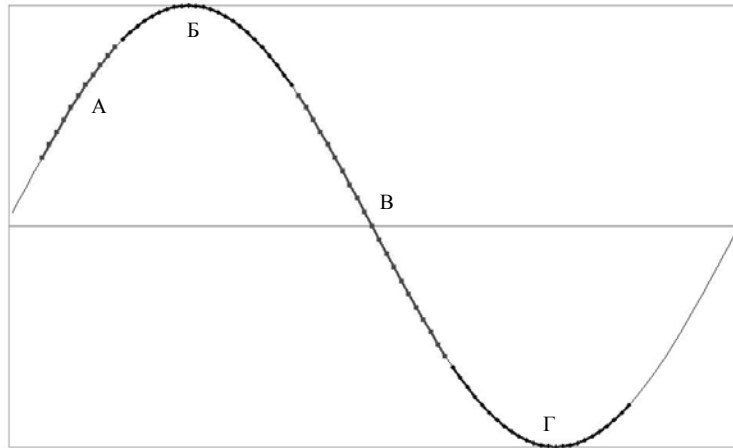
$$f(t_i) = \sum_{j=1}^k \left( a_j \cos \frac{2\pi t_i}{T_j} + b_j \sin \frac{2\pi t_i}{T_j} \right), \quad (15)$$

где  $k$  – число установленных гармонических компонентов.

Здесь отчетливо выступает значительная разница между предложенной модификацией и оригинальным методом Бретхорста – он использует описанный метод для поиска циклов **единственно в стационарных динамических рядах**. Однако когда ряд не стационарен, Бретхорст использует смешанную модель, в которой *тренд* описывается полиномом, а циклы – гармоническими моделями (Bretthorst 1988: 137). При этом оценивание тренда происходит одновременно с оцениванием циклов, а не так, как это принято в обычной практике, то есть сначала нужно оценить тренд, потом отстранить и искать циклы в полученных остатках. По его мнению, «как правило, так делать нежелательно, потому что тренд и интересующий нас сигнал не ортогональны» (*Ibid.*: 111). В то же время Бретхорст не имеет возражений против использования аналогичного подхода, когда тренд отсутствует: «Мы можем это делать здесь, потому что ортогональные свойства множественной гармонической модели обеспечивают небольшую ошибку. Но следует определенно подчеркнуть, что единственно специфические свойства функций синус и косинус делают это возможным» (*Ibid.*: 111). Так что, по мнению Бретхорста, вышеописанная процедура может быть применена, только когда отсутствует тренд, потому что в этом случае гармонические модели ортогональны между собой, но не тогда, когда есть тренд, потому что полином и гармонические модели не ортогональны.



Но кроме того, при помощи полинома тренд можно описывать и гармоническими моделями. Это проиллюстрировано на Рис. 1. На практике на участках А и В гармонической модели существует достаточно хорошая аппроксимация полинома первой степени, а на участках Б и Г – полинома второй степени. Кроме того, на всем участке АБВГ гармонической модели достаточно хорошая аппроксимация полинома третьей степени. Таким образом, формула (15) описывает весь динамический ряд, при этом часть гармонических моделей описывает тренд, а остальные – циклы.



**Рис. 1.** Участки гармонической модели

Возникает проблема установления границы между двумя компонентами динамики; иными словами, если установится гармоническая модель с определенным периодом, неизвестно, что описывается с его помощью – цикл или тренд. Однозначно ответить на этот вопрос нельзя, но следует иметь в виду следующие практические рекомендации:

а) если обнаруженный цикл имеет период намного больше длины ряда, это означает, что данная гармоническая модель, вероятнее всего, описывает прямолинейный тренд;

б) если обнаруженный цикл имеет период приблизительно вдвое больше длины ряда, это означает, что данная гармоническая модель, вероятнее всего, описывает тренд в форме полинома второй степени;

в) если обнаруженный цикл имеет период, приблизительно равный длине ряда, это означает, что данная гармоническая модель, вероятнее всего, описывает тренд в форме полинома третьей степени;

г) если обнаруженный цикл имеет период, приблизительно равный двум третьим длины ряда или меньше, это означает, что данный гармонический компонент, вероятнее всего, описывает реальный цикл.

Очевидно, что процедура описания динамического ряда многоступенчатая. На каждой ступени генерируется одна гармоническая модель. Гармонические модели с периодами большими, чем длина ряда, описывают тренд. Гармонические модели с периодами меньшими двух третей длины ряда описывают циклы. Процедура прекращается, когда периодограмма покажет, что больше нет циклов.

### Результаты

Для **России** обнаруженные циклы, описывающие динамику трех натуральных и трех ценностных показателей за весь исследованный период, обобщены в Таблице 1. Длинные волны Кондратьева представлены в графическом виде на Рис. 2, 3 и 4.

Все обнаруженные циклы могут быть обобщены в следующей таблице.

**Табл. 1.** Выявленные циклы за весь исследованный период (Россия)

Периоды	Добыча угля	Производство чугуна	Производство стали	Валовой внутренний продукт	Валовое промышленное производство	Национальное богатство
1	2	3	4	5	6	7
57	×					
51						×
50				×	×	
42			×			
41		×				
38				×	×	
36						×
31		×	×		×	
28				×		×
24					×	
23						×
21		×	×			
19						×
16			×		×	×
12			×			
11			×			

Для **Болгарии** обнаруженные циклы в обоих натуральных и обоих ценностных показателях за весь исследованный период представлены в виде Табл. 2. Длинные волны Кондратьева представлены в графическом виде на Рис. 5 и 6.

Все обнаруженные циклы можно обобщить в следующей таблице.

**Табл. 2.** Выявленные циклы за весь исследованный период (Болгария)

Периоды	Добыча угля на душу населения	Добыча медной руды на душу населения	Индекс поденной платы обычного рабочего	Индекс розничных цен на продовольственные и непродовольственные товары
56			×	
55	×			
45				×
43		×		
42			×	
39			×	
38		×		
35	×			
30			×	
29				×
27		×		
25	×			×
23			×	
21				×
20	×	×	×	
17				×
16	×	×		
14	×	×		
13				×

**Анализ результатов**

Что касается первой задачи – обнаружения существования длинных волн и анализа особенностей их синхронности между собой и с длинными волнами мировой конъюнктуры, – то здесь установлено следующее:

Для **России** существование длинных волн Кондратьева показано безусловно – в динамике шести показателей выявлены длинные циклы. В случае ценностных показателей они совпадают с «классической» длиной – с периодом в 50 лет в динамике валового внутреннего продукта и промышленного производства и с периодом в 51 год – в динамике национального богатства. В случае натуральных показателей период колебаний одного из них совпадает с «классической» длиной – величина цикла добычи угля составляет 57 лет, а в случае выплавки чугуна и стали (соответственно 41 и 42 года) – период, образно говоря, «неклассический». Имеется в виду, что он меньше 45 лет – самой низкой границы длинных волн Кондратьева, которая обычно упоминается в литературе. Но, по нашему

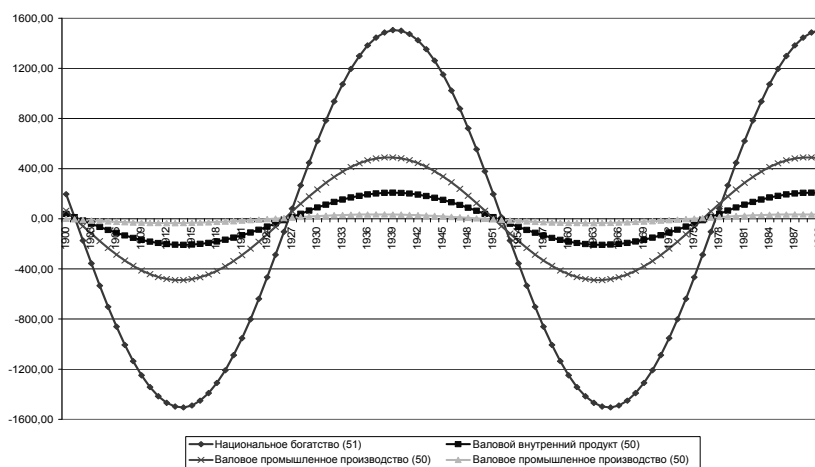
мнению, есть все основания идентифицировать эти волны как длинные, поскольку величина второго цикла мировой конъюнктуры составляет около 40 лет.

Этот результат, с одной стороны, опровергает предположение С. М. Меньшикова и Л. А. Клименко о том, что так называемому «социализму» не присущи длинные волны Кондратьева (Меньшиков, Клименко 1989: 156–162). С другой стороны, он опровергает и точку зрения И. М. Абрамова о возможном существовании данных волн с вероятной длиной в 70–80 лет (Абрамов 1990: 12).

Что касается особенностей волн и их синхронизации между собой и с мировой конъюнктурой, то по отношению к России выявлено следующее:

а) динамика ценностных показателей:

– три волны в динамике ценностных показателей имеют практически одинаковую продолжительность – в изменении валового внутреннего продукта их продолжительность составляет 50 лет, в изменении валового промышленного производства – также 50 лет, национального богатства – 51 год (Рис. 2);



**Рис. 2.** Длинные волны в ценностных показателях (Россия)

- три волны имеют практически полную синхронность;
- наибольшую амплитуду имеет динамика национального богатства;
- за исследованный период (включая дореволюционный) наблюдаются почти две полные волны Кондратьева;
- период советского государственного капитализма охватывает период в полторы волны Кондратьева;

– восходящая фаза полной волны периода советского государственного капитализма начинается непосредственно перед Первой мировой войной, а самая высокая точка волны наблюдается в конце 1930-х гг. – непосредственно перед Второй мировой войной. Ее нисходящая фаза заканчивается в середине 1960-х гг. Самая высокая точка следующей волны точно совпадает с распадом СССР и переходом к корпоративному государственному капитализму;

– восходящие и нисходящие фазы обеих охваченных исследованием волн полностью расходятся, даже можно сказать, что они обратно пропорциональны динамике мировой конъюнктуры. Вершина третьей кондратьевской волны мировой конъюнктуры приходится на период непосредственно перед Первой мировой войной и во время нее, после этого начинается **спад**. В динамике трех показателей для России полная волна – это период ее самой низкой точки, после этого начинается подъем. Период непосредственно перед Второй мировой войной и во время нее большинством авторов определяется как самая низкая точка четвертой волны мировой конъюнктуры – после этого начинается ее восходящая фаза. В динамике трех показателей в России это и самая высокая точка полной волны, после которой начинается ее нисходящая фаза. Впрочем, подобные взгляды отстаивает и В. М. Симчера. Отмечая наличие сильной зависимости экономического роста России в XX в. от глобализации мирового экономического развития, он подчеркивает «разнонаправленность длинных волн на повышение и понижение экономического роста в мире и в России» (Симчера 2006: 63). Разнонаправленность динамики мировой конъюнктуры и российской экономики отмечается в том числе В. И. Пантиним и В. В. Лапкиным. Представляет интерес также их концепция сокращения периода кондратьевских циклов (Пантин, Лапкин 2006: 300–303);

б) динамика натуральных показателей:

– динамика выплавки чугуна и стали совпадает и по продолжительности (соответственно 41 год и 42 года), и по фазе. Существует практически полная синхронность между их циклическостью (Рис. 3);

– между ними, с одной стороны, и добычей угля – с другой, нет синхронности; иначе и быть не может из-за их различного периода – у добычи угля период значительно больше – 57 лет (Рис. 4);

– динамика выплавки чугуна и стали расходятся (то есть отсутствует синхронность) с динамикой мировой конъюнктуры. Причина здесь также состоит в том, что продолжительность волны у нее короче, чем продолжительность волн мировой конъюнктуры;

– однако динамика добычи угля полностью синхронизирована с динамикой мировой конъюнктуры. Самая низкая точка первой волны добы-

чи угля совпадает с самой низкой точкой третьего цикла (длинной волны) мировой конъюнктуры. Самые высокие их точки также совпадают – это время Первой мировой войны. Совпадение есть и у второй волны добычи угля в России с четвертой длинной волной мировой конъюнктуры.

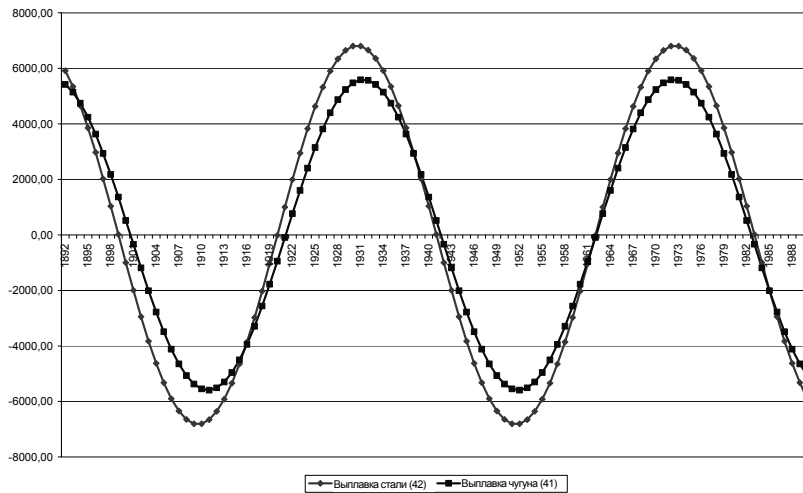


Рис. 3. Длинные волны в производстве чугуна и стали (Россия)

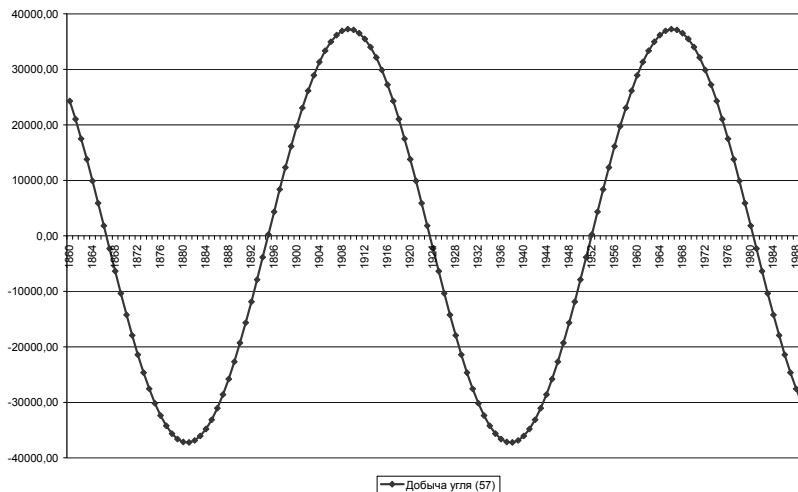


Рис. 4. Длинные волны в добыче угля (Россия)

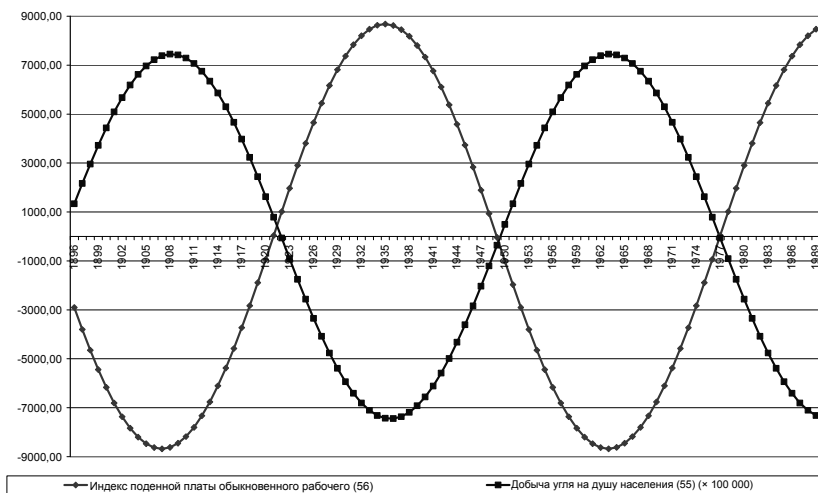
Экономическая динамика в **Болгарии** также характеризуется наличием длинных волн. И у четырех показателей есть длинная волна – у добычи угля на душу населения ее продолжительность составляет 55 лет, у поденной платы обыкновенного рабочего – 56 лет, а у цен на продовольственные и непродовольственные товары – 45 лет. «Неклассические» периоды (которые короче общепринятой нижней границы в 45 лет) появляются в случае динамики добычи медной руды на душу населения – 43 года, а также в случае динамики поденной платы обыкновенного рабочего – 42 года.

В отношении особенностей и синхронности длинных волн в Болгарии можно сказать следующее:

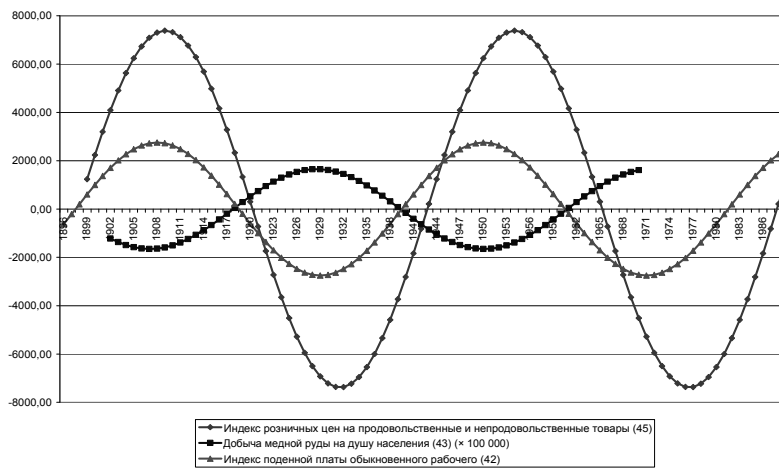
– продолжительность волны в динамике розничных цен на продовольственные и непродовольственные товары – 45 лет, а также неклассических волн добычи медной руды на душу населения и поденной платы обыкновенного рабочего – соответственно 43 и 42 года – совпадают с продолжительностью советского государственного капитализма в Болгарии. Длина волн у двух других показателей больше продолжительности советского государственного капитализма на 10 и 11 лет. Отсюда можно сделать вывод, что в Болгарии продолжительность длинной волны экономической конъюнктуры и период так называемого «социализма» однопорядковы;

– динамика поденной платы обыкновенного рабочего обратно пропорциональна динамике двух натуральных показателей – добычи угля и добычи медной руды (Рис. 5 и 6). Между классическими циклами поденной платы обыкновенного рабочего и добычей угля на душу населения в обоих последовательных циклах существует ярко выраженная обратная пропорциональность (Рис. 5). В первом цикле есть совпадение между неклассическим циклом поденной платы обыкновенного рабочего (42 года) и индексами розничных цен на продовольственные и непродовольственные товары (45 лет). Во втором цикле наблюдается небольшое фазовое смещение. Неклассические циклы добычи медной руды на душу населения (43 года) и поденной платы обыкновенного рабочего (42 года) обратно пропорциональны друг другу (Рис. 6). Причина обратной пропорциональности состоит в том, что товар «рабочая сила» – это особая ценностная категория. Нас этот результат не удивляет, как и то, что подъем в стоимости рабочей силы совпадает с периодом, когда уже пройден водораздельный хребет экономического развития Болгарии и начались деструктивные экономические процессы. В книге Г. Найденова «Стогодишната парадигма» («Столетняя парадигма») объяснено, как во второй фазе государственного капитализма (а это период с середины 1970-х гг. до конца 1980-х гг.) на микроуровне рабочий класс находил достаточно эффективные механизмы защиты своих экономических интересов и на практике в условиях стагнации поддерживал высокий уровень стоимости своей рабочей силы. Также было дано объяснение тому, как совокупный капиталист – номенклатура БКП – потерял свои властные возможности и был вынужден идти на множество экономических компромиссов с рабочим классом (Найденев 2003:

187–190). Нет сомнения, что при советском государственном капитализме рабочие имели в фазе понижения достаточно эффективные механизмы поддержки высокого уровня оплаты (Найденов 2003: 102–111).



**Рис. 5.** Длинные волны в индексе поденной платы обыкновенного рабочего и в добыче угля на душу населения (Болгария)



**Рис. 6.** Длинные волны в динамике индекса розничных цен на продовольственные и непродовольственные товары, в добыче медной руды на душу населения и в индексе поденной платы обыкновенного рабочего (Болгария)



– сравнение с цикличностью мировой конъюнктуры прежде всего показывает, что продолжительность циклов четвертой волны мировой конъюнктуры и двух длинных волн цен продовольственных и непродовольственных товаров, неклассических циклов добычи медной руды на душу населения и поденной платы обыкновенного рабочего почти одинакова – у мировой конъюнктуры она составляет 47 лет, а у перечисленных показателей в Болгарии – соответственно 45, 43 и 42 года;

– по продолжительности второй цикл цен на продовольственные и непродовольственные товары совпадает с продолжительностью «социалистического» капитализма в Болгарии. Подъем начинается с так называемой «социалистической» революции и заканчивается в середине 1950-х гг. А период индустриализации, который продолжается до середины 1970-х гг., совпадает с периодом спада и депрессии в ценах на продовольственные и непродовольственные товары;

– классический цикл динамики поденной платы обыкновенного рабочего длиннее, чем период советского государственного капитализма в Болгарии (так называемого «социализма»). У поденной платы обыкновенного рабочего кризис начинается в конце 1930-х гг., в то время как советский государственный капитализм установился в Болгарии в середине 1940-х гг. Но это логично. В конце 1930-х гг. начинается Вторая мировая война. В начале 1940-х гг. в нее включается и Болгария. В условиях войны неизбежно понижение стоимости труда. Впрочем, одной из важнейших причин, из-за которых правящие классы разжигают войны, помимо многих других, является необходимость резкого понижения стоимости рабочей силы как необходимого условия улучшения инвестиционного климата. Дело в том, что в условиях оживления и подъема безработица уменьшается и стоимость рабочей силы повышается, а это ухудшает бизнес-климат. Открытие Н. Д. Кондратьева, заключающееся в том, что во время подъема в длинной волне значительно возрастает количество социальных катаклизмов, имеет фундаментальное значение. Именно войны компенсируют повышение стоимости рабочей силы. В неклассическом цикле временная продолжительность практически совпадает с продолжительностью советского государственного капитализма.

– длинные волны по четырем показателям имеют полную синхронность с динамикой мировой конъюнктуры. Верхняя точка длинных волн ценностных показателей находится в конце 1960-х и начале 1970-х гг. В этот период у длинных волн натуральных показателей наблюдается самая низкая точка. А именно период конца 1960-х – начала 1970-х гг. является переходом от подъема к понижению в четвертой длинной волне мировой конъюнктуры. (По мнению Кучинского, Менделя и др., высшая точка четвертой волны мировой конъюнктуры приходится на конец 1960-х гг. По мнению других авторов, например Дуприе и Ван Дейна,

верхняя точка четвертой волны приходится на начало 70-х гг. Однако эта разница несущественна [Николов 1985: 70]).

В отношении второй задачи – проведения сравнительного анализа синхронности длинных волн в обеих странах с динамикой мировой конъюнктуры – установлено, что имеется существенная разница в синхронизации экономического развития России и Болгарии с динамикой мировой конъюнктуры. Динамика российской экономики **асинхронна** по отношению к мировой конъюнктуре, в то время как динамика Болгарии **полностью синхронна** с длинными волнами мировой конъюнктуры (Naidenov, Haralampiev 2007: 134–135). Было бы очень интересно выяснить, почему так происходит. Одна из возможных причин – это различная степень открытости по отношению к мировым рынкам: болгарская экономика была бесспорно более открыта к ним, чем российская. Но насколько принципиально это различие? Другая возможная причина состоит в том, что российская экономика значительно масштабнее, имеет много секторов и с этой точки зрения менее податлива влиянию внешней конъюнктуры, соответственно, сильнее определяется своими внутренними закономерностями развития. В пользу последнего говорит и тот факт, что в период восходящей фазы в России произошли важнейшие общественно-политические события, приведшие к кристаллизации нового типа государственного капитализма – советского государственного капитализма. Данный период ознаменовался для России Первой мировой войной, затем Гражданской войной и интервенцией, «большим скачком» – коллективизацией и одновременно с этим – индустриализацией (индустриализация – это не только экономическое, но и общественно-политическое явление). Видно, насколько точно это соответствует **второй** эмпирической правильности (закономерности) Н. Д. Кондратьева, заключающейся в том, что «...периоды восходящих волн больших циклов, как правило, значительно богаче на большие социальные потрясения и перевороты в жизни общества (революции и войны), чем периоды нисходящих волн» (Кондратьев 1925: 54).

### **Выводы**

Наличие длинных волн Кондратьева (а также других видов волн – отсутствуют только волны Китчина), которые являются сущностной характеристикой капиталистического способа производства, есть дополнительное доказательство эмпирического факта, заключающегося в том, что так называемый «социализм» является формой государственного капитализма. («Бархатные революции» в Восточной и Центральной Европе эмпирическим путем доказали, что этот тип общества не есть «посткапитализм».) Кроме того, полученные результаты являются дополнительным аргументом в пользу тезиса, что советский тип государственного капитализма –

это естественная фаза в развитии капиталистического способа производства в развивающихся странах.

### Библиография

- Абрамов И. 1990.** *Циклы в развитии экономики СССР*. Минск: Наука и техника.
- Кондратьев Н. Д. 1925.** Большие циклы конъюнктуры. *Вопросы конъюнктуры* 1(1): 28–79.
- Меньшиков С., Клименко Л. 1989.** *Длинные волны в экономике. Когда общество меняет кожу*. М.: Международные отношения.
- Найденев Г. 1991.** *Какво става*. София: ВИКОМ-КОС.
- Найденев Г. 2003.** *Стогодишната парадигма*. София: Институт социологии БАН.
- Найденев Г., Харалампиев К. 2006.** Държавният капитализъм в България и дългите вълни на Кондратьев. *IV International Scientific Conference "Management and Engineering '06"*. Созопол: Техническият Университет София.
- Николов И. 1985.** *Дългите вълни на Кондратьев*. София: Профиздат.
- Пантин В. И., Лапкин В. В. 2006.** *Философия исторического прогнозирования: ритмы истории и перспективы мирового развития*. Дубна: Феникс+.
- Симчера В. 2006.** *Развитие экономики России за 100 лет. 1900–2000 гг.* М.: Экономика.
- Bretthorst L. 1988.** *Bayesian Spectrum Analysis and Parameter Estimation*. New York: Springer Verlag.
- Bretthorst L. 1990.** An Introduction to Parameter Estimation Using Bayesian Probability Theory. *Maximum Entropy and Bayesian Methods*. Dordrecht, the Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
- Naidenov G., Haralampiev K. 2007.** Cyclic Recurrence of Foodstuffs and Non-foodstuffs Price Level in Bulgaria during XX Century. *Economic Alternatives* 2: 126–138.