

ДОКЛАДЫ

Л.В. Милов

О некоторых методологических аспектах изучения аграрного рынка второй половины XVIII — первой трети XIX вв.

Дорогие коллеги! Я хочу вернуть вас в далекое прошлое. Речь пойдет о нашей совместной с Иваном Дмитриевичем Ковальченко работе, которая вышла в 1974 г. Это «Всероссийский аграрный рынок». Судьбе было так угодно, чтобы даже первый наш доклад по этой теме уже сопровождался докладом нашего оппонента — молодого тогда ученого, почти еще аспиранта Бориса Николаевича Миронова. На пленуме ленинградской сессии аграрного симпозиума мы сделали доклад, а потом на секции сделал доклад Борис Николаевич. И так случилось, что в докладах и методика, и конкретная методология изучения рынка путем применения корреляционного анализа резко различались. В чем суть этих различий? Коротко перечислю следующее...

Речь идет о том, что ход создания единого механизма движения цен можно изучить путем анализа парной взаимозависимости колебаний двух динамических рядов цен, сезонных или годовых, взятых за N-ный ряд лет. Если существует взаимозависимость, значит существует некая система «сообщающихся сосудов», конкретно — либо это влияние на цены вполне материальных транспортно-грузовых потоков, либо это действие так называемой рыночной конъюнктуры. Такова основная идея методологии, но пути воплощения этой идеи не столь просты. В процедуре расчета корреляции, в данном случае парной корреляции (r), употребляется так называемый динамический ряд. Что такое динамический ряд, мы с вами, современники рыночного кризиса, прекрасно понимаем. Вчера батон стоил рубль, сегодня он стоит полтора, а завтра он будет стоить два, послезавтра — три

рубля, и так далее. На макроуровне цена каждого текущего года зависит от цены предыдущего года. Это явление, если оно ярко выражено в динамическом ряду, при обработке путем вычисления парной корреляции дает побочный ложный эффект, который в статистике называют автокорреляцией. Теоретики современной математической статистики требуют, чтобы этой автокорреляции не было. Конкретно-историческое исследование с применением этого метода практически производится таким образом, что оно, хотим мы или нет, по сути основывается на теоретико-вероятностных положениях. Реальность такой ситуации объясняется чисто технической причиной: в архивах до нас от прошлых веков дошли так называемые справочные цены. Справочные цены с точки зрения статистики — это выборочный материал, это выборка. Иначе говоря, реально на рынке фигурировали миллиарды сделок, а, скажем, за каждый день в ведомость попадает одна обобщенная цифра, то есть производится выборка из некоей однодневной генеральной совокупности. Значит, дальше мы уже из ежедневных выборок делали обобщенную недельную цену, из недельной — делали месячную, из месячной — делали трехмесячную, полугодовую и годовую. Все зависит от возможности источника. Процедура агрегирования цен не отвергает вывод о том, что материалы, которые подвергаются анализу, это выборка. А если это выборка, то обобщенные выводы на основе выборки можно сделать только тогда, когда генеральная совокупность однородна.

Что такое однородность применительно к динамическому ряду? Этот вопрос мы с Иваном Дмитриевичем очень долго прорабатывали, и, в конце концов, пришли к следующему: речь должна идти о том, что, если динамический ряд представляет собой единую монотонную повышательную тенденцию или монотонную понижительную тенденцию, то можно, в известном смысле, принимать эту «генеральную совокупность» как однородную, так как тенденция динамики цен неизменна. Если же выбранный нами динамический ряд представляет собой сочетание понижительной и повышательной тенденций (а они противоположны!), то такую «генеральную совокупность» в качестве однородной квалифицировать нельзя. Вот это первое, очень важное, условие.

Второе важное условие: как избавиться от автокорреляции? Ведь если один из постулатов теории вероятности гласит: «каждое случайное событие не зависит от дру-

гого случайного события», а в динамическом ряду, как вы только что видели, если просто был рубль, то при повышательной тенденции, скажем, следующий компонент 1 руб. 23 коп., 1 руб. 30 коп. и так далее, а при понижательной, соответственно — снижение, то каждый предыдущий год в известной мере, а иногда в очень существенной мере, определяет уровень каждого последующего года. Таким образом, нужно от этого, так называемого временного тренда избавляться. Поэтому нами были использованы на этот счет обычные приемы матстатистики. Они достаточно банальны и заключаются в том, что по отношению к натуральным рядам цен выполняется процедура так называемого аналитического выравнивания. В результате этого выравнивания мы получаем эволюторную компоненту. Ее и называют временным трендом. Затем временные тренды вычитаются из натурального ряда цен. И, когда мы вычтем эволюторную тенденцию, то получим так называемые случайные отклонения от тренда. Случайные отклонения и являются исходным материалом для вычисления парной корреляции (коэффициент r). Аналитическое выравнивание можно проводить разными способами (выравнивание по прямой, по параболе и т.п.). Выбор правильного варианта выравнивания определяется критерием минимизации сумм квадратов случайных отклонений. А так как эти отклонения могут быть положительные (с плюсом) и отрицательные (с минусом), то для того, чтобы избавиться от знака, продельвается процедура возведения в квадрат. В конечном итоге получаем так называемую сумму квадратов отклонений от тренда. Эта сумма квадратов отклонений должна быть минимальной величиной. В данном же сообщении мы возьмем материалы выравнивания по прямой, придерживаясь, так сказать, шадящей методики доказательств.

Итак, мы должны динамические ряды натуральных цен выровнять и получить случайные отклонения. Наш оппонент выступил с другой позиции. Она заключается в следующем: никаких случайных отклонений получать не надо, надо просто взять натуральные цены и с ними работать. Почему? Потому что цены развиваются под влиянием каких-то могучих факторов, если это факторы общие, то, обрабатывая натуральные цены, мы получим то, что надо. С таким утверждением можно согласиться лишь с той точки зрения, что такого рода оперирование данными помогает уяснить действительные тенденции об-

щего экономического развития, но тенденции экономического развития и тенденции развития самого рынка — это вещи разные. Вот тут и обнаруживается одно из важнейших расхождений: получать случайные отклонения или оперировать исходными данными как таковыми?

И, наконец, второе расхождение, которое сводится к следующему. А сколько лет брать для обработки временных рядов цен с точки зрения учета особенностей динамики? Если это годовые цены, то сколько нужно взять: 5 лет, или 10 лет, или 15 лет, или 20 лет, или 50 лет?! Так вот, первый доклад Бориса Николаевича Миронова был сделан таким образом, что корреляции подвергались пятидесятилетние и тридцатилетние ряды. На материалах XVIII в. Борис Николаевич прекрасно показал, что когда коррелируются пятидесятилетние ряды (цены первой половины века и цены второй половины века), то результаты и в первом и во втором случае одинаковы. Но, конечно, автор понял, что тут что-то не то, и скоррелировал тридцатилетние ряды и получил блестящие результаты: в первых двух тридцатилетиях XVIII в. рынка нет, а в последнем — есть.

Мы с Иваном Дмитриевичем взяли десятилетние ряды. Почему? Для этого есть целый ряд оснований. Прежде всего в основу такого отбора цен легли реальные аграрные условия России. А они таковы, что почти каждые три года в России был неурожай, но неурожай был разной степени и разного масштаба. Вся палитра урожаев и неурожаев разных степеней в течение столетий примерно умещалась в десять лет. Конечно, конкретные циклы за этот длительный период колебались от восьми до тринадцати лет, а если ориентироваться на среднюю продолжительность, то можно остановиться на периоде в десять лет. Б.Н. Миронов, полемизируя с нами, в конечном итоге уступил нам, согласившись, что минимальным можно считать период в 15 лет¹. И только! Но и на этом мы разошлись: он в дальнейшем как будто бы оперировал пятнадцатилетними, а мы — десятилетними рядами цен².

¹ См.: Миронов Б.Н. О методике обработки источников по истории цен (к исследованию проблемы образования всероссийского национального рынка) // Археографический ежегодник за 1968 год. М., 1970.

² См.: Ковальченко И.Д., Милов Л.В. Всероссийский аграрный рынок. XVIII — начало XX вв. (Опыт количественного анализа). М., Наука, 1974.

А теперь я позволю себе сказать вот что. После появления в 1985 г. книжки Бориса Николаевича «Хлебные цены в России» появилась возможность «играть на его поле»¹. Б.Н. Миронов, как высококвалифицированный ученый, был педантичен и дал в Приложении годовые цены за двести лет: весь XVIII и весь XIX в. Но между материалами XVIII и XIX вв. есть различие. Оно заключается в том, что по XVIII в. цены даны в ассигнациях, а по XIX в. — в золотом исчислении (до 1899 г.). С этим приходится считаться. Но об этом позже.

Надо сказать, что весь материал к моему докладу был рассчитан И.М. Гарсковой и я, как автор, выражаю ей величайшую благодарность. Сама же работа была сделана еще 10 лет тому назад. Ивана Дмитриевича нет уже три года. Но при жизни он решительно настаивал на публикации итогов проделанной работы. А теперь, когда я уже вступил в возраст, в котором «каждый день — подарок», я понял, что откладывать больше нельзя.

Итак, первая таблица — это корреляционный анализ. «Динамические ряды», по методу Б.Н. Миронова, взяты за 15 лет, период взят с 1757 по 1771 г. Все коэффициенты матрицы (а она включает итоги корреляции цен по 34 городам) выше 0,72, а некоторые еще выше. Общий (средний) коэффициент по матрице: $r = 0,83$. Таким образом Б.Н. Миронов вроде бы прав. Если брать длину рядов 15 лет, то по существу мы получаем единый рынок, ибо к числу общих факторов, определяющих синхронность и пропорциональность колебаний цен, принадлежит более 64% всех факторов (из 100%). Ведь действительно: 34 губернии — это почти вся Европейская Россия. Однако напомним, что обработаны всего лишь натуральные цены, а если соблюдать все те теоретические положения, о которых я говорил, то результат будет несколько иной.

Посмотрим на таблицу № 2. Выпрямление динамических 15-летних рядов по прямой и последующий подсчет парной корреляции дал в итоге три региона. Причем два из них имеют большое «общее пространство», то есть они сопряжены. Но первый включает в себя Северо-Запад: Вологду, Новгород, Смоленск и Тверь, а второй

¹ Миронов Б.Н. Хлебные цены в России за два столетия (XVIII и XIX вв.). Л., 1985.

эти губернии не включает, но зато включает Черноземье и часть Поволжья. Первый регион же никакой территории Поволжья не включает. Третий регион частью территорий входит в оба предыдущих, но при этом включает еще Тамбов, Воронеж, Харьков и Вятку. Итог совсем отличный от Б.Н. Миронова: единого рынка нет, хотя обработаны 15-летние ряды цен (с выравниванием по прямой). Однако заметим, что все регионы «наезжают» друг на друга, то есть налицо созревание единой макроконъюнктуры.

Таблица № 1

**Взаимосвязь колебаний натуральных цен ржи
в 1757-1771 гг. (15 лет), 34 ряда**

1. Ревель	0,75	18. Тамбов	0,81
2. Санкт-Петербург	0,87	19. Курск	0,86
3. Архангельск	0,84	20. Воронеж	0,80
4. Вологда	0,80	21. Орел	0,85
5. Новгород	0,86	22. Харьков	0,87
6. Псков	0,78	23. Симбирск	0,86
7. Рига	0,72	24. Саратов	0,82
8. Смоленск	0,75	25. Пенза	0,81
9. Тверь	0,86	26. Казань	0,89
10. Ярославль	0,89	27. Самара	0,88
11. Кострома	0,87	28. Уфа	0,82
12. Владимир	0,86	29. Пермь	0,74
13. Москва	0,83	30. Вятка	0,83
14. Н. Новгород	0,87	31. Киев	0,76
15. Калуга	0,87	32. Полтава	0,81
16. Рязань	0,85	33. Чернигов	0,70
17. Тула	0,84	34. Екатеринослав	0,77
			г = 0,83

**Взаимосвязь случайных колебаний цен в 1757—1771 гг.
(15 лет), 34 ряда**

1. Петербург	0,859 + 0,07	1. Петербург	0,827 + 0,08
2. Ярославль	0,892 + 0,05	2. Вологда	0,729 + 0,12
3. Кострома	0,816 + 0,08	3. Новгород	0,738 + 0,12
4. Владимир	0,880 + 0,06	4. Смоленск	0,774 + 0,11
5. Москва	0,831 + 0,08	5. Тверь	0,859 + 0,07
6. Н.Новгород	0,876 + 0,06	6. Ярославль	0,888 + 0,06
7. Калуга	0,888 + 0,06	7. Кострома	0,866 + 0,07
8. Рязань	0,879 + 0,06	8. Владимир	0,868 + 0,07
9. Тула	0,866 + 0,07	9. Москва	0,856 + 0,07
10. Орел	0,854 + 0,07	10. Н.Новгород	0,847 + 0,07
11. Курск	0,827 + 0,08	11. Калуга	0,884 + 0,06
12. Казань	0,866 + 0,07	12. Рязань	0,831 + 0,08
13. Симбирск	0,843 + 0,08	13. Тула	0,827 + 0,08
14. Пенза	0,736 + 0,12	14. Орел	0,794 + 0,10
15. Самара	0,830 + 0,08	15. Казань	0,854 + 0,07
	г = 0,849		г = 0,829

1. Калуга	0,813
2. Рязань	0,844
3. Тула	0,845
4. Тамбов	0,792
5. Орел	0,819
6. Курск	0,813
7. Воронеж	0,751
8. Харьков	0,694
9. Пенза	0,744
10. Вятка	0,719
И. Санкт-Петербург	0,770
	г = 0,782

Взаимосвязь случайных колебаний цен ржи
1757—1766 гг. (прямая), 10 лет, 34 ряда

1. Петербург	0,78	14. Тула	0,88 \
2. Вологда	0,75	15. Тамбов	0,90
3. Новгород	0,79	16. Воронеж	0,80
4. Псков	0,88	17. Орел	0,82
5. Смоленск	0,86	18. Казань	0,88 i
6. Тверь	0,91	19. Симбирск	0,90
7. Ярославль	0,92	20. Самара	0,78
8. Кострома	0,90	21. Саратов	0,87
9. Владимир	0,83	22. Пенза	0,84
10. Москва	0,82	23. Полтава	0,83
11. Н.Новгород	0,89	24. Чернигов	0,71
12. Калуга	0,91		$\gamma = 0,81$
13. Рязань	0,82		

Но, как я говорил, мы с Иваном Дмитриевичем ориентировались в монографии на 10-летние ряды. Корреляция таких рядов дает снова большой регион в 24 губернии, по сути на тот же самый, хотя и укороченный, период с 1757 по 1766 гг. (см. табл. № 3). Легко, правда, заметить, что в сплошной единой конъюнктуре макрорынка не фигурирует Курск, так как средний коэффициент тесноты его связей низок ($\gamma = 0,64$). Думается, что в данном случае причина кроется в неточности материалов по ценам Курска. Однако единый регион огромен, хотя и с «дырой». В чем здесь дело? На наш взгляд, причина кроется в том, что 60-е годы для части Европейской России были страшными годами. С 1762 г. в течение пяти лет были затяжные дожди, вся почва промокла на большую глубину, гумус исчез, урожайность падала, никакой навоз не действовал, естественно, начали резать скот, перерезали скот, а значит, прекратилось поступление даже минимальных доз навоза, и так далее, и так далее. Все это еще совпало с переводом монастырских крестьян на положение государственных (в виде особой категории экономических крестьян). А, по свидетельству

М.М. Щербатова, это в итоге привело к тому, что многие крестьяне бежали со своих земель. В конечном счете это повлияло на всплеск цен, они за три — пять лет выросли в три, четыре и даже пять раз. То есть речь идет о том, что в «динамическом ряду» в силу такой стремительной динамики цен, даже при условии «выпрямления ряда» и использования «случайных отклонений», мы от автокорреляции не можем избавиться. Видимо, выход из этой ситуации может быть в «выравнивании по параболе», хотя для нас в данном случае важна фиксация резкого уменьшения так называемого единого рынка.

Таблица № 4

**Взаимосвязь колебаний натуральных цен ржи
в 1814—1828 г. (вторые 15 лет)**

1. Воронеж	0,82	1. Минск	0,57
2. Курск	0,86	2. Могилев	0,80
3. Орел	0,86	3. Киев	0,80
4. Рязань	0,83	4. Полтава	0,73
5. Тамбов	0,81	5. Чернигов	0,77
6. Тула	0,86	6. Житомир	0,64
7. Харьков	0,79	7. Херсон	0,72
8. Владимир	0,82		г - 0,73
9. Калуга	0,87		
10. Москва	0,78	1. Митава	0,78
11. Н.Новгород	0,66	2. Ревель	0,80
12. Смоленск	0,82	3. Рига	0,83
13. Витебск	0,82	4. Витебск	0,80
14. Могилев	0,87	5. Гродно	0,78
15. Киев	0,72	6. Ковно	0,67
16. Полтава	0,83	7. Житомир	0,58
17. Чернигов	0,80	8. К-Подольск	0,73
	г = 0,81		г - 0,75

Переходим к XIX в. (см. табл. № 4). Это корреляция цен с 1814 по 1828 г., то есть снова взят период

15 лет, по согласию с Б.Н. Мироновым. Больше того, снова взяты средние натуральные цены по 48 губернским городам. Что же получилось в итоге? Налицо явное отсутствие единого рынка, а ведь это период, на много десятилетий позже конца 50-х и начала 70-х годов XVIII в.. Корреляционная матрица позволяет выделить три региона разной протяженности своего пространства. Первый, наиболее крупный регион — 17 городов (средний итоговый коэффициент: $r=0,81$), второй — 7 городов (средний итоговый коэффициент: $r=0,73$), а третий — 8 городов (средний итоговый коэффициент: $r = 0,75$). Таким образом, из трех регионов два совершенно обособлены, а третий имеет 4 губернии, которые одновременно принадлежат первому региону. Таким образом даже корреляция натуральных цен, которыми пользовался Б.Н. Миронов по XVIII в., взятых в динамических рядах годовых цен за 15 лет, не дает никакого единого рынка даже в первой трети XIX в.

Если же мы, не изменяя длину динамического ряда, прибегнем к обработке не натуральных цен, а случайных отклонений (от тренда), полученных путем выравнивания по прямой, то результат будет следующий (см. табл. № 5). Сводка средних коэффициентов матрицы, превышающих величину r , равную 0,72, включает лишь 16 губернских городов. Они довольно причудливо образуют некий регион единой ценовой макрокоъюнктуры ($r = 0,84$). Это более низкий уровень, чем в XVIII в.!

Таблица № 5

**Взаимосвязь случайных колебаний цен ржи (прямая)
в 1814-1828 гг. (15 лет)**

1. Москва	0,79	9. Курск	0,88
2. Владимир	0,84	10. Воронеж	0,83
3. Смоленск	0,87	11. Харьков	0,79
4. Калуга	0,89	12. Витебск	0,76
5. Рязань	0,86	13. Могилев	0,87
6. Тула	0,84	14. Киев	0,75
7. Тамбов	0,84	15. Чернигов	0,82
8. Орел	0,89	16. Полтава	0,83
			$r - 0,84$

Наконец, сделаем еще одну уступку, идя навстречу принципам Б.Н. Миронова, и увеличим динамический ряд до 18 лет (1809—1828 гг.). И снова коррелируем натуральные цены ржи, взятые из таблиц Миронова (см. табл. № 6). Из матрицы можно выделить лишь один регион из 16 губернских городов. Он включил в себя Центр, Черноземье и часть Малороссии ($r=0,79$). Иначе говоря, даже увеличение динамического ряда натуральных цен почти вдвое, по сравнению с 10-летними, никакого эффекта не дает. Единого рынка Европейской России по-прежнему нет. Применительно к этому периоду нет очевидной необходимости прибегать к данным корреляции случайных отклонений, так как они дают еще менее благоприятный (с точки зрения нашего оппонента) результат.

Таблица № 6

**Взаимосвязь колебаний натуральных цен ржи
в 1809-1828 г. (18 лет).**

1. Москва	0,77	9. Курск	0,86
2. Владимир	0,81	10. Воронеж	0,76
3. Смоленск	0,83	11. Харьков	0,74
4. Калуга	0,86	12. Витебск	0,71
5. Рязань	0,80	13. Могилев	0,84
6. Тула	0,79	14. Чернигов	0,79
7. Орел	0,86	15. Киев	0,69
8. Тамбов	0,78	16. Полтава	0,78
			$r = 0,79$

В заключение принципиально важно продемонстрировать обработку данных по годовым ценам на рожь за 1809—1819 гг., ибо за этот период и Б.Н. Миронов, и автор этих строк использовали один и тот же источник и, стало быть, одни и те же цены. Разница состоит в том, что Б.Н. Миронов перевел цены на золотой эквивалент, а мы брали цены в ассигнациях. При этом, беря период в 10 лет, снова согласимся с позицией Б.Н. Миронова и обработаем так называемые натуральные цены, взятые из его книги. Сразу же сообщим, что средний коэффициент по корреляционной матрице, включившей цены по 48 городам (с искусственным объединением цен за первое полугодие 1812 г. и второе полугодие 1813 г., так как

других данных нет), достиг лишь ничтожной величины ($r=0,3056$). Это практически пустая матрица. Из ее «толщи» можно выделить лишь три небольших региона (см. табл. № 7). Первый включил 12 губернских центров ($r=0,83$). Это Северо-Запад и Верхняя Волга (без Петербурга и Твери), Прибалтика и Витебск. Второй очень небольшой регион состоит из 8 губернских центров ($r=0,82$), представляющих часть Черноземья и часть Нечерноземья. Наконец, третий регион включил также 8 губернских городов ($r = 0,74$). Однако коэффициенты по Ковно, Житомиру и Каменцу-Подольскому ниже 0,72 и по сути в регион не должны быть включены. Так что речь должна идти о небольшом макроконъюнктурном образовании из 5 центров. Таков более чем скромный итог явно некорректной обработки данных.

Таблица № 7

**Взаимосвязь колебаний натуральных цен ржи
в 1809-1819 гг. (без 1812 г.)**

1. Новгород	0,87	1. Курск	0,79
2. Псков	0,83	2. Орел	0,87
3. Вологда	0,81	3. Рязань	0,85
4. Кострома	0,83	4. Тула	0,83
5. Н.Новгород	0,80	5. Владимир	0,84
6. Смоленск	0,78	6. Калуга	0,89
7. Ярославль	0,87	7. Смоленск	0,78
8. Витебск	0,88	8. Москва	0,71
9. Митава	0,85		$r = 0,82$
10. Ревель	0,78		
11. Рига	0,85	1. Митава	0,78
12. Вильно	0,76	2. Ревель	0,80
	$r = 0,83$	3. Рига	0,83
		4. Витебск	0,80
r для всей матрицы	0,3056	5. Гродно	0,78
		6. Ковно	0,67
		7. Житомир	0,58
		8. Каменец-П.	0,64
			$r = 0,74$

В то же время напомним, что в монографии «Всероссийский аграрный рынок. XVIII — начало XX вв.» корреляционный анализ случайных отклонений цен, то есть более корректный по методике, дает в итоге три региона (первый включает 16 городов с $r = 0,71$; второй — 9 городов с $r = 0,80$; третий — 14 городов с $r = 0,75$)¹. Причем два из них включают общую территорию Поволжья. В то же время корреляция натуральных цен за 1809 — 1819 гг. дала три гораздо более обширных региона (27, 13 и 13 губернских городов)².

В чем же дело? Почему столь поражающая разница в результатах? В наблюдениях, касающихся цен первой трети XIX в., разница в результатах, на наш взгляд, объясняется тем, что Б.Н. Мионов пересчитал данные цен в ассигнациях на золотой курс петербургской биржи. Для грубых обобщений динамики цен за весь XIX в. это, может быть, и подходит, хотя это и заслуживает специального обсуждения. Кстати, в книге о хлебных ценах Б.Н. Мионов оговаривается, что расчет на петербургский курс влечет за собой «неточности». Вот эти, мягко говоря, «неточности», вероятно, и явились причиной приведенных выше результатов применения корреляционного анализа. Условно выведенные цены дают искаженные итоги, хотя при этом все-таки заметно, что в ценах 1814 — 1828 гг. влияние этих искажений начинает чуть-чуть уменьшаться.

Какой вывод я хочу сделать? Ну, во-первых, я хочу добрым словом помянуть Ивана Дмитриевича, который вместе со мной трудился над решением проблемы формирования единого рынка и в последующие годы неоднократно просил, чтобы я подверг проверке материалы Б.Н. Миронова. В итоге вполне очевидно, что реализация нашей методики дает возможность отразить более реальный процесс развития рынка.

Вместе с тем надо подчеркнуть, что вокруг проблемы степени развития аграрного капитализма в литературе много разноречий. Некоторые авторы не вполне корректно оценивают наши с И.Д. Ковальченко итоги изучения аграрного рынка России. Ведь мы изучали процесс формирования макроструктуры рынка, а не процессы, спо-

¹ См.: Ковальченко И.Д., Милов Л.В. Указ. соч. С. 136 — 139.

² Там же. С. 131-134.

собные влиять на все группы крестьянских хозяйств, не говоря уже об отдельных хозяйствах. Речь идет о том, что в книге коррелируются годовые и сезонные цены за десятилетний период, взятый в целом. Выявление тех или иных структур единых крупномасштабных механизмов движения цен -- это элемент макроэкономики. И нельзя понимать так, что если средний коэффициент по матрице — 0,85 (по 50 губерниям), то, значит, каждый крестьянин прочно связан с рынком. Ничего подобного, впереди был еще долгий путь развития. И последний момент. Работа, которую мы сделали с Иваном Дмитриевичем, позволила нам, и я считаю это большой удачей в жизни, реально «пощупать» общие закономерности исторического развития, как бы «потрогать» эту гигантскую и неодолимую макроструктуру, постоянно пульсирующую и меняющую в какой-то мере свои условные границы (об этом в свое время я писал в Заключении к книге).

А сейчас мы в какое время живем? Вот, недели три назад была статья Александра Огановича Чубарьяна с его размышлениями по поводу кризиса исторической науки. В ней, в частности, зафиксировано: «молодежь недоверчиво относится к общим закономерностям исторического развития». Я надеюсь, что настоящий доклад подтверждает надежность системно-структурного подхода. Он не исчез и выдерживает испытание.

Спасибо за внимание.