

Владимир Николаевич Малов

К ВОПРОСУ о СКЛАДЫВАНИИ ЕДИНОГО ХЛЕБНОГО РЫНКА во ФРАНЦИИ в XVIII-XIX веках

Опыт корреляционного анализа

Французский ежегодник 1979

М.: Наука. 1981. С.188-229

Веб-публикация: Vive Liberta, 2011

Процесс складывания единого внутреннего рынка является очень длительным, проходящим через целый ряд стадий, неразрывно связанным с процессом генезиса капитализма, хотя сам по себе «рынок» как «простое выражение общественного разделения труда при товарном хозяйстве»¹ есть еще категория простого товарного производства. «„Рынок“ является там и постольку,— писал В. И. Ленин,— где и постольку появляется общественное разделение труда и товарное производство»².

Из этого ленинского определения нельзя, однако, делать вывод, что процесс складывания единого внутреннего рынка, начавшись на стадии простого товарного производства, может в дальнейшем завершиться до утверждения капиталистической формации или проходить независимо от процесса генезиса капитализма. «Каждый шаг вперед земледельческого капитализма означает *рост* внутреннего рынка, который, по теории Маркса, именно земледельческим капитализмом и создается...»³. Не останавливаясь здесь на политэкономической стороне проблемы и ограничиваясь лишь ее экономико-географическим аспектом, отметим, что В. И. Ленин писал о складывании единого общерусского рынка как о процессе, протекавшем в современную ему эпоху, в условиях пореформенной России. «Докапиталистическая деревня представляла из себя (с экономической стороны) *сеть мелких местных рынков, связывающих крохотные группы мелких производителей...*»⁴. И в другом месте: «Социал-демократы считают прогрессивной работу нашего капитализма, когда он стягивает эти мелкие разбросанные рынки в один всероссийский рынок...»⁵.

Степень развития рынка определяется степенью общественного разделения труда, благодаря которому все больше продуктов превращается в товары. Переходя к вопросу о том, какую роль в этом процессе играет оформление единого хлебного рынка, мы отметим прежде всего, что хлеб является одним из тех продуктов, которые медленнее всего втягиваются в товарное обращение. Крестьяне, естественно, стремились в первую очередь обеспечить себя собственным хлебом. Тем более важным представляется нам тот момент, когда такое втягивание все же окончательно совершилось. В условиях, когда хлеб был важнейшим продуктом питания и определяющей расходной статьей бюджета для массы трудящегося населения городов, колебания хлебных цен могли самым непосредственным образом сказываться и на движении цен промышленных товаров, а установление режима общности этих колебаний для всей страны в целом означало исключительный успех в деле оформления единого национального рынка. Корреляционный анализ движения хлебных цен как раз и стремится дать точный математический ответ на вопрос о степени общности их колебаний на рынках различных городов и областей, поскольку при системе товарного хозяйства такая общность непременно возникает в результате действия механизма взаимного ценорегулирувания между тесно

* Автор выражает глубокую признательность Л. В. Милову за внимание и ценные советы и М. Б. Булгакову за большую помощь в технической подготовке статьи.

¹ Ленин В. И. Полн. собр. соч., т. 1, с. 96.

² Там же, с. 94.

³ Там же, с. 490.

⁴ Там же, т. 3, с. 381.

⁵ Там же, т. 1, с. 241.

связанными в экономическом отношении и не разгороженными искусственными барьерами местностями.

Приоритет в применении метода корреляционного анализа к изучению вопроса о складывании единого национального рынка всецело принадлежит марксистско-ленинской историографии⁶. Здесь следует отметить работы итальянского историка-марксиста Э. Серени⁷ и советских ученых И. Д. Ковальченко и Л. В. Милова⁸. Мы еще будем говорить об этих работах ниже, когда речь пойдет о специальных вопросах методики. Пока лишь отметим, что выводы этих исследователей перекликаются между собой в том плане, что как в Италии, так и в России завершение складывания единого хлебного рынка датируется временем окончательного утверждения капитализма в сельском хозяйстве обеих стран.

Переходя теперь к характеристике методики, я постараюсь излагать ее предельно популярно, учитывая, что для некоторых читателей именно данная статья может стать пособием к овладению практикой коррелирования. Разумеется, это не означает искусственно облегченного стиля изложения, но лишь то, что непривычному к языку формул читателю будет дана возможность постоянно проверять правильность своего понимания, оперируя конкретными цифрами. Простого внимания, без проверки и вычислений, для освоения методики недостаточно.

* * *

Для наглядности воспользуемся реальными цифрами наших источников, о происхождении которых мы еще скажем ниже. Возьмем два ряда цен. В генеральстве Бургундия за 1756—1765 гг. среднегодовые цены парижского севе (примерно 156 литров) пшеницы, исчисленные в турецких су, равнялись соответственно 344, 402, 446, 433, 429, 330, 314, 297, 336, 335. Для соседнего же генеральства Франш-Конте аналогичный ряд будет выглядеть так: 288, 350, 397, 388, 381, 310, 300, 264, 287, 329. Легко можно заметить, что колебания цен в обоих рядах очень близки между собой. Если не считать данных за последний 1765 г., повышению или падению цен в Бургундии всегда соответствует повышение или падение цен во Франш-Конте. Мы могли бы наглядно представить взаимозависимость, построив соответствующий график; но график не даст нам цифры, характеризующей степень близости обеих кривых. Такую цифру и дает линейный коэффициент корреляции, который в его простейшем виде (корреляция натуральных рядов) вычисляется по формуле

$$R = \frac{\sum [(x_i - \bar{x}_i)(y_i - \bar{y}_i)]}{\sqrt{\sum (x_i - \bar{x}_i)^2 \cdot \sum (y_i - \bar{y}_i)^2}},$$

где x_i — реальные цифры первого ряда, y_i — реальные цифры второго ряда, \bar{x}_i и \bar{y}_i — средние арифметические для этих рядов, а Σ — знак суммирования всех вариантов.

Для того чтобы получить числитель этой дроби, мы должны прежде всего вычислить средние арифметические обоих рядов (для Бургундии \bar{x}_i при округлении до единицы равен 367, для Франш-Конте $\bar{y}_i = 329$). После этого для каждого года мы вычисляем отклонения реальной цифры от средней и записываем два новых ряда; для Бургундии $(x_i - \bar{x}_i)$: -23, 35, 79, 66, 62, -37, -53, -70, -31, -32; для Франш-Конте $(y_i - \bar{y}_i)$: -41, 21, 68, 59,

⁶ Статья западногерманского ученого В. Ахиллеса, рассматривающая движение хлебных цен в европейском масштабе, лишь очень бегло касается положения дел в каждой отдельной стране. См.: *Achilles W. Getreidepreise und Getreidehandelsbeziehungen europäischer Räume im 16. und 17. Jahrhundert.* — *Zeitschrift für Agrargeschichte und Agrarsoziologie*, Frankfurt a/M., 1959, H. 1, S. 32—55.

⁷ *Sereni E. Mercato nazionale e accumulazione capitalistica nell'Unità italiana.* — *Studi storici*, Roma, 1960, N 3, p. 513—568; *Idem. Capitalismo e mercato nazionale in Italia.* Roma, 1966; 2 ed. Roma, 1974.

⁸ *Ковальченко И. Д., Милов Л. В. Всероссийский аграрный рынок (XVIII — начало XX века): Опыт количественного анализа.* М., 1974.

52, -19, -29, -65, -42, 0. Затем мы перемножаем между собой показатели этих рядов для одних и тех же лет и складываем эти произведения, т. е. $(-23) \cdot (-41) + 35 \cdot 21 + 79 \cdot 68$ и т. д.

Чтобы получить знаменатель дроби, нужно вычислить сумму квадратов отклонений первого ряда, т. е. $(-23)^2 + 35^2$ и т. д., затем сумму квадратов отклонений второго ряда, перемножить эти суммы и из произведения извлечь квадратный корень.

Легко заметить, что вычисленный по этой формуле коэффициент корреляции может быть как положительным, так и отрицательным числом и что это зависит от числителя дроби, поскольку квадратный корень знаменателя всегда принимается за положительное число. Коэффициент будет отрицательным, если сумма произведений отклонений с разными знаками (в нашем примере они вообще отсутствуют) будет превышать по абсолютному цифровому значению сумму произведений однознаковых отклонений.

Коэффициент корреляции может колебаться в пределах от -1 до 1 . Теснота связи будет тем больше, чем ближе он будет подходить к единице. Его положительные значения измеряют прямую зависимость, отрицательные — обратную зависимость, но поскольку в случае с ценами обратная зависимость немыслима (цены на хлеб в одном месте не могут повышаться вследствие того, что они понизились в другом), то отрицательный коэффициент корреляции будет здесь равнозначен нулю, простому отсутствию связи. Во взятом нами случае $R=0,95$; это исключительно высокий коэффициент, соответствующий реальной тесноте экономических связей между обеими бургундскими областями.

Стандартная погрешность коэффициента корреляции вычисляется по формуле $(1-R^2)/\sqrt{n-1}$ (n — количество членов в рядах), что в нашем случае, при $n=10$, равно $\pm 0,03$.

Полученный коэффициент корреляции, однако, является простейшим, и притом таким, самая правомерность оперирования которым подчас ставится под сомнение как «ложная корреляция»⁹. Действительно, в данном случае при вычислении отклонений мы как бы принимали, что цены колеблются вокруг некоего постоянного стабильного уровня. Реально же, как известно, в движении хлебных цен чередуются периоды их подъема и падения, так что любая конкретная рыночная цена представляет как бы синтез этой тенденции (так называемого тренда) и некоего случайного отклонения, вызванного локальными причинами. Ограничиваясь корреляцией натуральных рядов цен, мы не делаем попытки разграничить воздействие этих двух компонентов.

Э. Серени пользуется только коррелированием натуральных рядов цен¹⁰, считая, что элиминирование тренда могло бы лишь «исказить конкретную историческую реальность»¹¹. Однако похоже, что именно историческая конкретика дает наиболее веский довод в пользу целесообразности элиминирования тренда при корреляции хлебных цен. Хорошо известно такое явление, как «революция цен» XVI в., охватившая всю Европу. Серени отмечает, что в этот период повышенного значения

⁹ Четвериков Н. С. О ложной корреляции. — В кн.: Применение методов корреляции в экономических исследованиях. М., 1969. Однако непреложного математического опровержения любого коррелирования натуральных рядов цен все же не существует. См.: Ястремский Б. С. «Ложная» и «истинная» корреляция. — В кн.: Ястремский Б. С. Труды по статистике. М., 1937, с. 267.

¹⁰ Точнее говоря, он оперирует не коэффициентом корреляции натуральных рядов, а производным от него коэффициентом детерминации («indice di covarianza»), который показывает степень влияния общих факторов на эволюцию данных рядов цен и равняется квадрату коэффициента корреляции.

¹¹ Sereni E. Capitalismo e mercato ...2 ed., p. 59. Это ответ на аргументацию польского историка И. Рыхликowej, поставившей вопрос о необходимости элиминирования тренда при корреляции хлебных цен. Посвященная ограниченному хронологическому периоду, работа Рыхликowej не рассматривает эволюцию корреляционных связей в динамике. См.: Rychlikowa I. Niektóre zagadnienia metodyczne w badaniach cen i rynku w drugiej połowie XVIII wieku. — Kwartalnik historii kultury materialnej, Warszawa, 1964, N 3, s. 375—409.

тренда коэффициенты детерминации повышаются автоматически, и приводит соответствующие примеры; но он не считает, что это уменьшает значимость данных коэффициентов, поскольку сам факт переживания «революции цен» в одно и то же время свидетельствует об определенной экономической общности¹². В последнем с ним следует, конечно, согласиться, но вопрос в том, какова эта общность. Думается, что здесь действует общность, проистекающая из всей системы мирового товарного и монетного обращения и проявляющаяся лишь при определенных условиях, т. е. общность более широкого и расплывчатого характера, нежели та, которая создает прочное, устойчивое единство аграрного рынка; а потому для изучения этого последнего действие как бы налагающейся сверху общности и должно быть элиминировано¹³.

Существует показатель, позволяющий непосредственно судить о степени надежности коэффициента корреляции натуральных рядов. Это так называемый коэффициент автокорреляции каждого отдельного ряда, который и рекомендуют постоянно иметь в виду И. Д. Ковальченко и Л. В. Милов. Он определяет, в какой мере значение каждого члена ряда зависит от значения предыдущего члена; в строго прямолинейных рядах, когда коррелирование становится бессмысленным¹⁴, коэффициент автокорреляции равен 1. Чем больше данный эмпирический ряд приближается к прямой линии, тем больше его коэффициент автокорреляции и тем ненадежнее операция коррелирования натуральных цен. Коэффициент автокорреляции вычисляется как коэффициент корреляции между данным рядом и его же значениями, взятыми со сдвигом на один член вверх. В нашем примере, для Бургундии, два этих ряда (уже по 9 членов) будут такими: 344, 402, 446, ..., 336 и 402, 446, 433, ..., 335. Коэффициент автокорреляции равен 0,67 (для Франш-Конте 0,62) — значения достаточно высокие.

Итак, мы подошли вплотную к элиминированию тренда, а для этого нужно прежде определить его линию, иными словами, определить значения выровненного ряда. Простейшим случаем является выравнивание по прямой линии. Математическая формула прямой: $x_i = a_0 + a_1 t_i$, где x_i — значения отдельных членов ряда, t_i — порядковый номер данного члена в ряду, a_0 и a_1 — некоторые постоянные величины. Например, если мы примем $a_0 = 5$ и $a_1 = -2$, то, подставляя в формулу последовательно значения t_i (1, 2, 3, ...), получим прямую: 3, 1, -1, -3 и т. д. Когда же надо то эмпирическим данным определить линию прямолинейного тренда (отдельные члены такого выровненного ряда обозначаются через x_i), то здесь a_0 и a_1 вычисляются из системы уравнений:

$$a_0 n + a_1 \sum t_i = \sum x_i, \quad a_0 \sum t_i + a_1 \sum t_i^2 = \sum x_i t_i.$$

В десятичленном ($n=10$) ряду $\sum t_i$ (т. е. $1+2+3 \dots +10$) = 55, а $\sum t_i^2$ (т. е. $1+4+9 \dots +100$) = 385.

После соответствующего преобразования имеем

$$a_0 = \frac{7 \sum x_i - \sum x_i t_i}{15}; \quad a_1 = \frac{\sum x_i - a_0 \cdot 10}{55}.$$

Здесь $\sum x_i$ — сумма всех цифр ряда, а $\sum x_i t_i$ — сумма произведений этих цифр с порядковыми номерами данных членов в ряду (т. е. $344 \cdot 1 + 402 \cdot 2 + 446 \cdot 3 \dots + 335 \cdot 10$). Вычислив таким образом a_0 и a_1 , мы оп-

¹² Sereni E. Capitalismo e mercato ...2 ed., p. 59.

¹³ Логика рассуждений Серени ведет к автоматическому отождествлению периода «революции цен» с фазой экономического подъема. Когда немного ниже итальянский историк действительно делает такой вывод применительно к Италии как якобы вытекающий из его цифр (Ibid., p. 61), он не замечает, что этот вывод уже содержался в его послылках.

¹⁴ Коэффициент корреляции между такими рядами всегда равен 1 при однонаправленном и -1 при разнонаправленном движении, независимо от степени «крутизны» линий на графике.

ределяем затем по формуле прямой значения выровненного ряда \bar{x}_i (для Бургундии 1756—1765 гг. они будут при округлении до единицы: 414, 404, 393, 382, 372, 361, 351, 340, 330, 319) и затем составляем ряд отклонений реальных значений цен уже не от постоянного среднего уровня, а от соответствующего уровня выровненного ряда, т. е. (344—414), (402—404) и т. д. Это и будет ряд случайных отклонений. Вычислив аналогичный ряд для Франш-Конте, определяем по формуле (в которой таким образом место \bar{x}_i и \bar{y}_i заняли x_i и y_i) коэффициент корреляции случайных отклонений между этими двумя областями. Он равен 0,96; таким образом, исключительно высокая степень общности в движении данных цен подтверждается и при элиминировании тренда.

Но если в данном случае разница между обоими коэффициентами корреляции практически отсутствует, это отнюдь не является общим правилом. Соотношения могут быть весьма различными. Например, за те же годы коэффициент корреляции натуральных цен между Бургундией и Парижским генеральством равен 0,82, а случайных отклонений 0,72. Зато между Бургундией и Лангедоком коррелирование натуральных цен дает коэффициент гораздо меньший, чем для случайных отклонений: 0,52 и 0,86. Как правило, ряды с однонаправленным трендом имеют тенденцию к превышению коэффициента корреляции натуральных цен, с разнонаправленным — к превышению коэффициента корреляции случайных отклонений.

И. Д. Ковальченко и Л. В. Милов, работа которых построена на коррелировании как натуральных рядов, так и случайных отклонений, определяют общие контуры географического районирования по данным корреляции натуральных рядов, а при конкретной характеристике связей внутри выделенных регионов в большей степени опираются на анализ случайных отклонений. Таким образом, картина районирования в основном зависит от корреляции натуральных рядов. Мы пойдем несколько иным путем, рассматривая параллельно районирование по натуральным рядам и по случайным отклонениям и обращая особое внимание на устойчивость намечающихся регионов.

Тренд может быть представлен не только прямой, но и любой кривой линией: параболой второго порядка (формула $x_i = a_0 + a_1 t_i + a_2 t_i^2$), третьего порядка и т. п., причем форму этой кривой можно регулировать введением в формулу логарифмов¹⁵. Следовательно, возникает вопрос, какой тренд ближе к истине. Иногда наилучшей называют ту функцию выравнивания, при которой среднее квадратическое отклонение является минимальным¹⁶. Но выражает ли здесь слово «наилучший» что-либо большее, чем удовлетворение математика, которому удалось в наилучшей степени подогнать эмпирические данные под правильную кривую? Ведь по логике этого критерия пришлось бы признать, что тренд тем истиннее, чем больше он определяет эмпирические данные и чем меньше соответственно роль случайных отклонений. Однако в действительности мы ничего не знаем о том, какое соотношение тренда и отклонений было реальным. Подгонка тренда по критерию наименьшего среднего квадратического отклонения была бы не только очень хлопотным, но и сугубо формалистическим занятием.

Особенно важным представляется нам принцип соблюдения верности раз избранной функции. Исследователь должен, чтобы не стать жертвой

¹⁵ Различные формулы выравнивания по кривым см.: Езекиэл М., Фокс К. Методы анализа корреляций и регрессий. М., 1966, с. 85 и след.

¹⁶ Ковальченко И. Д., Милов Л. В. Указ. соч., с. 43. Среднее квадратическое отклонение ряда является важнейшим показателем с точки зрения математической теории. Чтобы его вычислить, нужно сумму квадратов отклонений данного ряда разделить на число членов в ряду и из полученного извлечь квадратный корень:

$$\sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x}_i)^2}{n}}$$

«эконометрических иллюзий», хорошо представлять себе закономерности данной функции и присущую именно ей шкалу оценок. Методически недопустимо менять функции выравнивания в зависимости от того, какая из них покажется более подходящей на данном хронологическом отрезке, и механически сопоставлять полученные коэффициенты.

На практике при коррелировании хлебных цен до сих пор применялось только выравнивание по прямой линии, и в данной системе изменений были получены интересные результаты. Поэтому логика развития метода требует прежде всего тщательного осмысления свойств выравнивания по прямой линии, которым мы и будем пользоваться. В заключение мы еще вернемся к вопросу о выборе функции выравнивания. Пока отметим лишь, что возможен случай, когда парабола второго порядка уже априори выглядит намного более близкой к реальному тренду, чем прямая линия. Это случай резкого перегиба тенденции движения цен, происходящего как раз на середине данного периода и связанного с переходом от циклического подъема к спаду или наоборот. Здесь я в порядке контроля вычислял и коэффициенты случайных отклонений от параболического тренда¹⁷.

Для суждения о надежности коэффициентов корреляции случайных отклонений мы предлагаем пользоваться коэффициентами автокорреляции, но уже не натуральных рядов, а рядов случайных отклонений; это предложение основано на следующем наблюдении. Если мы построим несколько рядов строго по различным параболам второго порядка, но выровняем их по прямым, то коэффициент автокорреляции рядов отклонений будет для 10-членных рядов всегда равным 0,6875. Чем выше будет коэффициент автокорреляции случайных отклонений от прямолинейного тренда, чем ближе будет он к этой цифре, тем менее надежным будет коррелирование.

Существенное значение имеет вопрос о количестве членов в рядах. Первые исследователи, применявшие метод коррелирования, старались работать с длинными рядами, считая это, видимо, более надежным. Серени применяет 25-летние ряды, Рыхликова — от 18-летних до 36-летних; Ахиллес берет интервалы даже за полвека, нигде не указывая число лагун. При этом, если не считать Серени, постоянству числа членов в рядах не придавалось значения¹⁸. Между тем опыт показывает, что удлинение рядов из-за увеличения влияния трендов дает тенденцию к повышению коэффициентов корреляции, что и делает коэффициенты разных по длине пар рядов несопоставимыми между собой. И. Д. Ковальченко и Л. В. Милов, стремясь к тому, чтобы в ряды всегда входили годы как с высокой, так и с низкой урожайностью, пользуются нормой 10-летних рядов, поскольку такая продолжительность приблизительно совпадает с урожайным циклом¹⁹. Здесь мы будем строго придерживаться принятой И. Д. Ко-

¹⁷ Формулы вычисления постоянных показателей параболы второго порядка при $n=10$ (выведены из *Езекиэл М., Фокс К.* Указ. соч., с. 98—99):

$$a_2 = \frac{\sum x_i t_i^2 + 220 \bar{x}_i - 11 \sum x_i t_i}{528}; \quad a_1 = \frac{\sum x_i t_i - 55 \bar{x}_i - 907,5 a_2}{82,5};$$

$$a_0 = \bar{x}_i - 5,5 a_1 - 38,5 a_2.$$

¹⁸ Неудачная попытка обосновать закономерность варьирования длины рядов в зависимости от разных периодов была сделана Б. Н. Мироновым: *Миронов Б. Н.* О методике обработки источников по истории цен (К исследованию проблемы образования всероссийского национального рынка). — В кн.: *Археографический ежегодник за 1968 год.* М., 1970, с. 154—166. Критику этой концепции см.: *Ковальченко И. Д., Милов Л. В.* Указ. соч., с. 64—67.

¹⁹ *Ковальченко И. Д., Милов Л. В.* Указ. соч., с. 61—62. Речь идет именно о приблизительном совпадении: урожайный цикл непостоянен, и даже его средняя продолжительность по-разному определяется специалистами. Для французских хлебных цен А. Эйрас Рюэль (см. ниже) фиксирует 18 циклов за 187 лет (1726—1912 гг.). Широко известны предположения о связи урожайных циклов с 11-летними циклами солнечной активности.

вальченко и Л. В. Миловым нормы, что и делает наши результаты непосредственно сопоставимыми с их данными.

Путем корреляционного анализа определяется степень общности колебаний цен, но не близость их уровней. Эти вопросы не следует смешивать. Хотя складывавшиеся единого рынка и связано со сближением уровней цен, все же абсолютной одинаковости цен нельзя ожидать даже при самом сплоченном рынке. Уровень хлебных цен зависит от многих локальных факторов: цены производства, соотношения между спросом и предложением, сортового состава. Степень близости уровней цен в различных пунктах измеряется их коэффициентом вариации, вычисляемым в процентах как отношение среднего квадратического отклонения (см. выше примеч. 16) к среднему арифметическому данной совокупности. Если, например, уровень цен на пшеницу в 1756—1765 гг. (т. е. их среднее арифметическое за все годы данного интервала) в Бургундии равен 361, во Франш-Конте 329, в Парижском генеральстве 325, а в Лангедоке 427, то для вычисления коэффициента вариации этих уровней нужно найти их среднее арифметическое (оно будет равно 362), сложить квадраты отклонений от этой цифры [$5^2 + (-33)^2 + (-37)^2 + 65^2 = 6708$], разделить сумму на $n=4$, извлечь квадратный корень и полученное среднее квадратическое отклонение ($\sigma=41$) разделить на среднее арифметическое ($41:362=0,113$, или 11,3%). Чем меньше коэффициент вариации, чем меньше разброс уровней цен в разных пунктах, тем с большим правом можно говорить об однородности рынка.

Применение метода коррелирования цен к изучению внутреннего рынка находится еще на стадии разработки. Важнейшим является вопрос о степени пригодности отдельно взятых коэффициентов корреляции для характеристики устойчивых экономических связей, степени их подверженности чисто случайным колебаниям. До сих пор эта проблема в развернутом виде не ставилась. Правда, Б. Н. Миронов провел интересные подсчеты, свидетельствующие о существенной неустойчивости среднего коэффициента корреляции 10-летних циклов между ценами 31 губернского города Европейской России в XVIII в.²⁰ Но этот автор пользовался только корреляцией натуральных рядов, а не отклонений, и уже поэтому его результаты могут быть сочтены недостаточными. Неправильное же объяснение им причин неустойчивости, поставленной в связь с надуманной проблемой вычисления «скорости экономической реакции», компрометировало самую постановку вопроса.

Остальные исследователи исходили из инстинктивного убеждения в том, что каждый из добытых путем столь хлопотных вычислений коэффициентов корреляции (в особенности случайных отклонений) отражает — пусть приблизительно, в пределах зоны допустимой ошибки — реальную степень взаимосвязи между двумя пунктами и является относительно устойчивым, а всякие существенные проявления его неустойчивости отражают реальную неустойчивость экономической конъюнктуры. Проверить это убеждение важно потому, что только тогда станет ясно, можно ли делать уверенные выводы из коррелирования цен по отдельно взятому, изолированному периоду и интерпретировать полученную картину корреляционного районирования с экономико-географической точки зрения. Проверку же эту удобнее всего проделать на материалах истории французских хлебных цен, ибо Франция нового времени обладает в этом отношении таким богатством первоклассного материала источников, как ни одна другая страна в мире.

²⁰ *Миронов Б. Н.* Указ. соч., с. 161. Характеризуя эти коэффициенты как «в целом устойчивые», И. Д. Ковальченко и Л. В. Милов (Указ. соч., с. 66) пользуются слишком высокими оценками доверительных интервалов. Исходя из их принципа вычисления стандартной ошибки для средних показателей число n в соответствующей формуле (см. выше с. 190) должно быть равно количеству всех коэффициентов таблицы, умноженному на длину рядов, т. е. для 31 ряда $n=4650$, так что при среднем коэффициенте 0,5 доверительный интервал будет не $\pm 0,04$, а лишь $\pm 0,01$.

Серии среднегодовых цен на пшеницу за 1756—1790 гг. по 32 генеральствам, на которые делилась Франция, были введены в широкий научный оборот благодаря классическому труду Э. Лабрусса²¹. Появление их было связано с деятельностью Продовольственного бюро (Bureau des subsistances) при генеральном контролере финансов. Именно в это учреждение стоявшие во главе генеральств интенданты обязаны были представлять сведения о рыночных хлебных ценах в важнейших центрах своих округов; делали они это первоначально раз в две недели, а с конца 1770-х годов еженедельно. Дата, которой открываются серии цен (1756 г.), не случайна. Ей предшествовала проведенная Продовольственным бюро анкета по установлению точного соотношения местных мер емкости с парижским сетье, что и дало возможность исчислять все цены применительно к этой метрической единице.

Посылавшиеся интендантами исходные данные, к сожалению, не сохранились в центральных архивах, и сами серии цен взяты из сводки, составленной в министерстве внутренних дел, очевидно, в 1791 г. Перед Лабруссом стояла задача установить, были ли эти цифры вычислены ретроспективно и специально для данного случая, или же они основаны на вычислениях, которые действительно велись из года в год. От решения этого вопроса зависело и суждение о степени надежности источника. Французский ученый проделал очень обстоятельную проверку, сопоставляя данные сводки с цифрами за 1766—1769 гг., публиковавшимися в «La Gazette d'agriculture, du commerce et des finances», с сохранившимися в Национальной библиотеке рукописными сводными таблицами за 1777 и 1779 гг., с анкетами II и III года республики о ценах 1790 г. Кроме того, в некоторых департаментских архивах сохранились остатки текущей отчетности субделегатов о состоянии рыночных цен, на основании которых интенданты и посылали в центр свои реляции. У Лабрусса была возможность, исходя из них, вычислить ряд среднегодовых цен для генеральств Кан, Шампань и Риом, сопоставляя их с соответствующими цифрами сводки. Наконец, движение цен по областям сравнивалось с хорошо представленными во Франции меркуриалами (текущей статистикой рыночных цен) отдельных городов. Сопоставляя цифры сводки с контрольными, Лабрусс вычислял коэффициенты корреляции, которые во всех случаях оказались очень высокими, превышающими 0,9. Таким образом, источник блестяще выдержал проверку²².

Естественным продолжением сводок XVIII в. стала послереволюционная департаментская статистика. Серии среднегодовых цен на пшеницу по всем французским департаментам за 1801—1835 гг. были опубликованы в 1837 г. министерством общественных работ, земледелия и торговли, а в 1872 г. министерство земледелия и торговли довело их до 1870 г.²³ Недавно осуществлено критическое переиздание этих серий, доведенных до 1872 г.²⁴

Итак, в распоряжении ученых находятся очень надежные источники по истории хлебных цен во Франции. За каждой из среднегодовых цен стоят несколько десятков реальных средних рыночных цен, фиксировавшихся равномерно в течение всего года; влияние сезонных колебаний можно поэтому считать устраненным. В основе статистики — именно спонтанно складывавшиеся рыночные цены, а не закупочные цены отдельных

²¹ Labrousse E. Esquisse du mouvement des prix et des revenus en France au XVIII^e siècle. Paris, 1933, t. I, p. 106—113.

²² Ibid., p. 63—84.

²³ Archives statistiques du Ministère des travaux publics de l'agriculture et du commerce. Paris, 1837; Tableaux des prix moyens mensuels et annuels de l'hectolitre de froment en France par département, an IX — 1800 à 1870. [Paris, 1872].

²⁴ Labrousse E., Romano R., Dreyfus F.-G. Le prix du froment en France au temps de la monnaie stable (1726—1913). Réédition de grands tableaux statistiques. Paris, 1970.

учреждений (на которые могли влиять особые отношения между продавцом и покупателем) и не какие-либо официальные расценки. К тому же на всем протяжении интересующих нас хронологических периодов французская монета была стабильной, что избавляет нас от дополнительных трудностей²⁵.

После всего изложенного может показаться странным, почему сами французские историки не проделали такую, по-видимому, напрашивающуюся операцию, как коррелирование хлебных цен между отдельными генеральствами и департаментами. Между тем дело обстоит именно так. Свой вывод о крайней разнородности цен во Франции Лабрусс делал, можно сказать, «на глазок», на основе лишь беглого сопоставления единичных и отдельных среднегодовых цен, без вычисления коэффициентов вариации²⁶. Коррелированием он пользовался, как мы уже упоминали, только для источниковедческого анализа. Когда же Лабрусс в специальной небольшой статье поставил своей задачей исследовать, исходя из тех же хлебных цен, экономико-географическое районирование во Франции²⁷, он прибег к методам гораздо более приблизительным. Для ответа на этот вопрос ученый счел достаточным сравнить отношение в разных генеральствах цены 1789 г. к цене предшествовавшего минимума (год этого минимума варьирует в пределах 1784—1787 гг.). Только на основе этого критерия была произведена разбивка генеральств на группы. Таким образом, вся картина экономического районирования была поставлена в зависимость от ситуации одного пятилетия, а фактически даже одного 1789 г., характеризовавшегося исключительной дороговизной и, следовательно, явно нетипичного.

Общеизвестный и действительно очень большой интерес французской исторической науки к истории цен действовал совсем в ином, «диахроническом» направлении. Историков занимала проблема выделения длительных периодов и различных циклов движения цен, сопоставления движения цен и других показателей. Что же касается синхронического изучения цен разных регионов, то Ж. Фреш совершенно справедливо жалуется на невнимание французской историографии к этой теме²⁸. Это невнимание само объясняется сравнительно небольшим интересом к проблеме складывания единого внутреннего рынка.

Заслуга первого применения метода корреляционного анализа к хлебным ценам во Франции в интересующем нас аспекте принадлежит не французскому, а испанскому историку А. Эйрасу Роэлю²⁹. Однако это применение крайне ограничено. Для каждого анализируемого цикла автор вычисляет лишь 4 коэффициента корреляции между ценами «полярных» географических зон (север и юг, северо-запад и юго-восток и т. п.). Понятно, что столь общая постановка вопроса предполагает лишь самый

²⁵ Может возникнуть мнение, что действие монетных мутаций легко элиминировать, стоит лишь выразить все цены в граммах серебра в соответствии с официальными стандартами. Но как раз эта операция представляется рискованной. Изменения цен отнюдь не всегда находятся в жесткой обратно пропорциональной зависимости от девальваций и ревальваций счетной единицы. В разных местностях воздействие монетных мутаций на цены может либо на первых порах совсем не сказываться, либо сказываться в самой разной степени.

²⁶ *Labrousse E. Esquisse du mouvement des prix...*, t. I, p. 6—8.

²⁷ *Labrousse E. Prix et structure régionale: le froment dans les régions françaises (1782—1790)*.— *Annales d'histoire sociale*, 1939, p. 382—400. Как одна из «классических работ по истории цен» статья напечатана в переводе на итальянский язык в сборнике «Prezzi in Europa dal XIII secolo a oggi» (Torino, 1967, p. 481—504).

²⁸ *Frêche G. La conjoncture des prix céréalières dans le Midi de la France du XVI^e au XVIII^e siècle*.— *Revue historique du droit français et étranger*, 1974, N 2, p. 257. Сам Фреш попросту заимствует свои «регионы» из произвольной разбивки французских департаментов на группы, сделанной в уже упоминавшемся издании «Archives statistiques» 1837 г., «ввиду невозможности восстановить аграрные, демографические или экономические регионы» (*ibid.*).

²⁹ *Eiras Roel A. Ensayo de tratamiento por ordenador de los precios del trigo en Francia: series de Labrousse*.— In: *Actas de las I jornadas de metodología aplicada de las ciencias históricas*. Santiago de Compostela, 1975, t. III. *Historia moderna*, p. 623—650.

общий и приблизительный ответ: существовал или нет в данные годы единый хлебный рынок (сам автор приходит к выводу о его окончательном складывании в 1850—1860-х годах). Ни о каком изучении экономического районирования и его эволюции не может быть и речи. А. Эйрас Роэль не пользуется и вычислением коэффициента вариации средних уровней цен между отдельными областями.

Методика испанского ученого в принципе отличается от нашей тем, что он вычисляет коэффициенты корреляции для хронологически неравных отрезков (от 5 до 19 лет), совпадающих с урожайными циклами. Подобный подход действительно создает известную (но далеко не полную) качественную однородность сравниваемых периодов, однако против него следует возразить, что разная длина рядов может уже сама по себе влиять на полученные результаты и степень их надежности. Автор игнорирует и проблемы выделения тренда (здесь особенно напрашивается выравнивание по параболе второго порядка), работая только с натуральными рядами цен. Невнимание А. Эйраса Роэля к специальным вопросам методики коррелирования, о чем мы еще скажем ниже, может поставить под сомнение и его выводы.

Прежде чем перейти непосредственно к изложению результатов нашего исследования, остановимся еще на одном возможном возражении. Может быть, на высокие коэффициенты корреляции между ценами двух областей в меньшей мере влияют реальные экономические связи, чем простая общность климатических условий? Для ответа на этот вопрос следовало бы располагать точными количественными данными об урожаях, но статистика урожайности, которую можно было бы счесть хоть сколько-нибудь сопоставимой с великолепными сериями хлебных цен, во Франции того времени еще отсутствовала. Л. В. Милов проделал аналогичную проверку на русских материалах применительно к XIX в. и пришел к выводу, что синхронные колебания урожайности не влияют определяющим образом на коэффициенты корреляции хлебных цен³⁰. Нам же придется пока оставить этот вопрос в стороне в надежде, что сама полученная картина районирования позволит судить, определяется ли она чисто климатическими или экономико-географическими факторами. Но возможна ситуация, когда очень сильное влияние погодных условий на коэффициенты корреляции хлебных цен представляется несомненным. Речь идет о годах роста цен в результате исключительной неурожайности, охватывавшей всю территорию страны. Такими годами были 1789, 1812, 1817 гг.³¹ Тогда преходящая общность чисто климатического характера добавится к реальной экономической общности, коэффициенты корреляции окажутся завышенными.

* * *

Вычислив на ЭВМ коэффициенты корреляции как натуральных рядов, так и случайных отклонений между ценами отдельных генеральств за 1756—1765 гг., мы получим по 435 коэффициентов для группы в 30 генеральств³². Проведем такую же работу для других десятилетий, беря их со сдвигом в 5 лет, так что между двумя соседними фазами 50% пар цен будут общими и 6 фаз охватят весь период 1756—1790 гг.

Очевидно, следует начать с того, чтобы дать читателю общее представление о каждой из этих фаз. Как это можно сделать? Напрашивается естественный ответ: вычислением среднетабличных коэффициентов. Но этот простой прием может быть подвергнут сомнению. В наших таблицах встречается немало отрицательных коэффициентов. Между тем, как уже

³⁰ Ковальченко И. Д., Милов Л. В. Указ. соч., с. 196—210.

³¹ Точнее говоря, очень плохие урожаи были собраны в предшествующие 1788, 1814 и 1816 гг. Поскольку мы оперируем не урожайными, а календарными годами, действие этого фактора на цены раскладывается на два года, на последующий в большей степени, чем на предыдущий.

³² Два генеральства (Эно и Мец) ввиду трудности сопоставления их с департаментами XIX в. в эту группу не входят.

говорилось, каким бы ни был отрицательный коэффициент, в нашей задаче он по смыслу должен быть приравнен к нулю, поскольку он выражает отсутствие связей, а отнюдь не обратную зависимость. Таким образом, формальный момент вступает в противоречие с содержательным. Но к нулю могут быть приравнены и малые положительные коэффициенты (от 0,3 и ниже), где нуль входит в зону стандартной ошибки. Поэтому Б. Н. Миронов в уже упоминавшейся работе при вычислении среднетабличных коэффициентов приравнивал к нулю и отрицательные, и малые положительные значения. Однако этот метод также может быть оспорен, ибо для малых положительных коэффициентов нуль является лишь одним из возможных значений и, коль скоро мы примемся учитывать стандартную ошибку, будет нелогично принимать и высокие положительные коэффициенты такими, как они есть. Иными словами, в этих условиях последовательно провести содержательный принцип при вычислении среднетабличного коэффициента не представляется возможным³³. Остается лишь принцип формальный, и, поскольку это единственное средство дать читателю представление об общем уровне коэффициентов, мы приводим соответствующие средние коэффициенты в нашей сводной таблице. Тем не менее сомнения в их правомочности необходимо проверить при помощи критерия, основанного на содержательном принципе, на работе только со значимыми коэффициентами (выше 0,51). Пусть этим критерием будет процент значимых коэффициентов по отношению к общему числу коэффициентов таблицы. Читатель легко убедится, что движение обоих показателей в главном совпадает.

Для каждой фазы нами подсчитывались также средние коэффициенты автокорреляции и коэффициенты вариации средних уровней.

Итак, перейдем к табл. 1

Таблица 1. Основные количественные показатели шести десятилетних фаз второй половины XVIII в.

	1756—1765	1761—1770	1766—1775	1771—1780	1776—1785	1781—1790
\bar{R}	0,32	0,79	0,39	0,53	0,29	0,76
$R > 0,51$	35,1%	91,3%	49%	58,4%	32,6%	94,5%
\bar{R}_a	0,39	0,79	0,33	0,39	0,35	0,45
\bar{r}	0,39	0,30	0,38	0,23	0,16	0,65
$r > 0,51$	40,9%	41,4%	47,4%	23,9%	29%	71,7%
\bar{r}_a	0,16	0,18	0,29	-0,09	0,17	0,21
V	15,89%	12,41%	10,19%	12,42%	14,61%	12,47%

\bar{R} — средний коэффициент корреляции натуральных рядов, \bar{R}_a — средний коэффициент их автокорреляции, \bar{r} — средний коэффициент корреляции отклонений, \bar{r}_a — средний коэффициент их автокорреляции, V — коэффициент вариации средних уровней.

Проверка нормальности распределения по показателям асимметрии и эксцесса дала в целом удовлетворительные результаты для всех шести фаз³⁴.

При всей своей усредненности, до предела сужающей зону допустимой ошибки, наши показатели оказываются весьма неустойчивыми. Сразу же дискредитируются непомерно высокие показатели натуральных рядов 1761—1770 гг. — фазы, характеризующейся крутым ростом цен во второй половине 1760-х годов и соответственно повышенным значением тренда, о чем нам сигнализирует ненормальный средний коэффициент автокорре-

³³ Ясно, что если бы мы попытались сделать это, усреднив сначала минимальные, а затем максимальные возможные значения всех коэффициентов и представив полученные результаты как крайние границы реального, мы упустили бы из виду сужение зоны ошибки при росте числа наблюдений.

³⁴ Соответствующие формулы и параметры нормального распределения см.: Ковальченко И. Д., Милов Л. В. Указ. соч., с. 54, 78.

ляции \bar{R}_a . Явно завышены также показатели последней фазы, хотя соответствующие им R_a и \bar{r}_a и не выходят из нормы. Тут оказывает завышающее действие кризис 1789 г., временная климатическая общность усиливает степень общности в движении цен. Выяснение степени этого влияния не входит здесь в нашу задачу. В репрезентативности прочих показателей как будто нет оснований сомневаться. Но и они не проявляют той устойчивости, которую можно было бы ожидать. Это будет особенно ясно видно, если мы введем между IV и V фазами дополнительную фазу 1773—1782 гг. и проведем по ней соответствующие подсчеты. Здесь средний коэффициент корреляции отклонений равен 0,44, а мы видели, что при сдвиге всего в два года назад (80% общих пар) $\bar{r}=0,23$, а при сдвиге в три года вперед $\bar{r}=0,16$. Между тем все три средних коэффициента равно репрезентативны. Соответственно процент значимых коэффициентов повышается с 23,9 до 42,8% и снова падает до 29%. После такой проверки отпадает и возможное предположение об ослаблении внутреннего рынка в 1770—1780-х годах, причины чего можно было бы искать в сфере экономической конъюнктуры или экономической политики³⁵.

Табл. 1 не дает оснований говорить о каком-либо росте среднего коэффициента за вторую половину XVIII в., резкий подъем последней фазы порожден явно случайными обстоятельствами. Из этого, конечно, не следует, что тогда не происходило процессов вовлечения в систему товарного оборота новых местностей и групп населения, но эти процессы еще не учитываются коэффициентами среднеобластных цен.

Сам уровень колебаний \bar{r} , безусловно, не уровень сложившегося единого рынка. Для всех 6 фаз этот коэффициент в среднем составляет 0,35, если же не считать последнюю фазу, то 0,29, а средний процент значимых коэффициентов будет соответственно 42,4 или 36,5%.

Никакой определенной тенденции нельзя усмотреть и в движении коэффициента вариации. Что касается его уровня, то здесь, конечно, у каждой географической совокупности будет своя шкала оценок. Французские коэффициенты вариации выглядят очень скромными по сравнению с русскими³⁶, что и понятно, учитывая разницу в территориальной протяженности и то обстоятельство, что во Франции в общем все области были (хотя и не в одинаковой степени) хлебопроизводящими.

Итак, неустойчивость свойственна коэффициентам корреляции не только натуральных цен, но и случайных отклонений. Но, может быть, эта неустойчивость не затрагивает экономического районирования? Можно ли говорить о хотя бы относительной стабильности очертаний регионов? Мы воспользовались приемом картографирования, отмечая сплошными линиями, проведенными между центрами генеральств, коэффициенты, превышающие 0,81, а пунктирными — от 0,71 до 0,81 включительно. Эти нормы не случайны. При $r > 0,7071$... влияние общих факторов превышает 50%, а при $r > 0,81$... такой коэффициент детерминации получается во всех случаях, укладываемых в доверительный интервал стандартной погрешности.

Составив карту корреляционного районирования случайных отклонений 1756—1765 гг., мы увидим, что здесь выделяются три области: 1) северная (бассейн Сены — побережье Ла-Манша, но без Бретани); 2) Эльзас и Лотарингия; 3) очень большой южный ареал, куда входит вся территория за Луарой и оба бургундских генеральства. Шампань является как бы связующим звеном между тремя областями, а Бретань, луарские генеральства, Бурж, на юге Байонна держатся особняком. Однако если про-

³⁵ Разумеется, от коэффициентов корреляции, каждый из которых имеет дело с целым десятилетием, нельзя ожидать, чтобы они могли измерять практическое влияние на складывание внутреннего рынка гораздо более частых колебаний в правительственной экономической политике (декларация 1763 г. о свободе хлебной торговли, противодействие ей на местах, ее фактическая отмена в 1770 г., либеральные реформы Тюрго 1774—1776 гг., последовавшая реакция и т. п.).

³⁶ Ковальченко И. Д., Милов Л. В. Указ. соч., с. 48. Коэффициент вариации уровней цен для восьми русских губерний в 1744—1753 гг. равен 36,6%.

делать аналогичный анализ по коэффициентам корреляции натуральных цен за эти же годы, то картина получится существенно иной: южный ареал раскалывается надвое, от него отделяется его северо-восточная часть, расположенная вокруг Лиона, которая через тесно связанные с ней Шампань и Парижское генеральство вплотную примыкает к первой зоне.

Корреляция случайных отклонений второй фазы (1761—1770 гг.) дает нам картину, неузнаваемо отличную от первой, хотя 50% пар между обеими фазами являются общими. Не осталось и следа от мощного и спянного южного региона. Направление «силовых линий» как бы определяется двумя осями, пересекающими всю Францию: Бретань — Эльзас и Эльзас — Байонна. Средиземноморские области выделились в особую зону. Картографировать резко завышенные для этой фазы коэффициенты корреляции натуральных цен не представляется целесообразным.

В третьей фазе (1766—1775 гг.) картина корреляционного районирования для случайных отклонений практически одинакова со второй фазой. Она же появляется и на карте корреляции натуральных цен.

Эта фаза характеризуется самой большой автокорреляцией случайных отклонений ($\bar{r}_a=0,29$). Действительно, примерно посередине фазы (на рубеже 1770 г.) резкий подъем цен сменяется спадом. Поэтому для 1766—1775 гг. мы вычислили коэффициенты корреляции отклонений от параболического тренда. Они, как правило, меньше коэффициентов отклонений от прямолинейного тренда: средний коэффициент таблицы равен лишь 0,21 ($\bar{r}_a=-0,07$). Картина районирования во многом сходна, но большая северная ось исчезает, и членение на отдельные области выступает яснее.

Четвертая фаза (1771—1780 гг.) характеризуется резким ослаблением корреляционных связей для отклонений. Так же резко изменилась картина районирования. Обрисовался мощный восточный ареал, от Шампани и Эльзаса до Лиона и Оверни; корреляционные связи в бассейне Сены заметно ослабели. Однако корреляция натуральных рядов вновь дает существенно иную картину: восточный ареал тот же, но вся северо-западная Франция объединяется по оси «силовых линий» Фландрия — Ларошель.

Пятая фаза — 1776—1785 гг. Корреляционная карта снова неузнаваемо меняется, причем районирование по отклонениям и натуральным рядам на этот раз совпадает. От бывшего восточного ареала отделилась его северная часть, зато он расширился на юг, включив в себя Дофине и Прованс. Отчетливо выделяется регион Сены — Ла-Манша, почти в тех же границах, что и в первой фазе (без Нижней Нормандии); теперь к нему тянут Шампань и Лотарингия. Большая юго-западная зона охватила бассейн Гаронны, включив в себя также Лангедок, Руссильон и Лимож. В районе Ларошели он смыкается с западным регионом (Бретань, Турень, Пуату).

В последней фазе (1781—1790 гг.) юго-западный и юго-восточный регионы полностью сливаются. Регион Сены — Ла-Манша расширился, включив в себя Шампань, Орлеан, Нижнюю Нормандию. Оба больших ареала стремятся сомкнуться в районе Лотарингии. Сохраняется отдельный западный регион. Районирование по отклонениям и натуральным рядам в целом совпадает. Картина сильно напоминает районирование 1756—1765 гг., развившееся до гораздо более высокого уровня. Если бы мы анализировали только первую и последнюю фазу, мы вряд ли усомнились бы, что между этими двумя точками можно провести прямую линию. Почувствительная прощия источника!

На деле нет ни восходящей прямой линии, ни стабильности районирования. «Регионы» — вернее, эфемерные, случайные общности — сменяются как в калейдоскопе. Среди них есть правдоподобные, но встречаются и очень неожиданные вроде огромного южного «региона» первой фазы; конфигурация некоторых причудлива. Все это относится как к корреляционному районированию натуральных рядов, так и случайных отклонений. Остается несомненным одно: никаких уверенных выводов о действительном экономическом районировании из анализа единичного десятилетнего цикла делать нельзя.

Наиболее паглядное подтверждение этой мысли дает график движения коэффициента корреляции между двумя центрами при минимальном, годовом сдвиге. Мы взяли Парижское и Лионское генеральства (рис. 1). Поразительная неустойчивость коэффициентов корреляции заметна с первого взгляда. В 1758—1767 гг. коррелирование отклонений дает исключительно высокий результат $r=0,94$ — но достаточно сдвига всего на три года (70% общих пар!), и в 1761—1770 гг. он падает практически до нуля: 0,03. Коэффициенты корреляции отклонений даже более неустойчивы, чем коэффициенты корреляции натуральных рядов, относительная стабильность которых в 1760-е годы есть оборотная сторона их явной завышенности. Нет никакого поступательного движения, нарастания общности между двумя областями. Очень хорошо заметно, что конечный резкий подъем коэффициентов корреляции — следствие ввода в оборот показателей 1789 г. Отсутствие поступательности дает нам право характеризовать разброс показателей каждой кривой вычислением ее коэффициента вариации. Для случайных отклонений $v=103,6\%$ (уровень, характеризующий беспорядочное распределение), для натуральных рядов $-64,7\%$ (также сильная вариация).

Такая неустойчивость отнюдь не редкое явление. Приведем несколько примеров того, как меняются коэффициенты корреляции случайных отклонений. (Этих примеров можно было бы привести гораздо больше. См. табл. 2.)

Таблица 2. Примеры вариирования коэффициентов корреляции стхсленней от прямолинейного тренда в десятилетних рядах

r	1756—1765	1761—1770	1766—1775	1771—1780	1776—1785	1781—1790
Лион—Бордо	0,80	0,26	0,55	-0,10	0,08	0,65
Прованс—Франш-Конте	0,77	-0,23	-0,79	0,08	0,82	0,77
Алансон—Лотарингия	0,25	0,94	0,79	0,38	0,41	0,75
Прованс—Ларошель	0,95	-0,35	-0,53	0,48	-0,10	0,72

Резкие перепады коэффициентов могут происходить и при меньшем сдвиге, чем в пять лет. Достаточно сдвига в два года (с 1771—1780 до 1773—1782 гг.), чтобы коэффициент корреляции Прованс—Франш-Конте подскочил от 0,08 до 0,92. При таком же сдвиге лотарингско-гренубльский коэффициент вырастает от 0,34 до 0,91, чтобы к 1776—1785 гг. опять упасть до 0,40. Аналогичным образом меняется и коэффициент корреляции между Бретанью и Буржем: 0,47—в 1771—1780 гг., 0,97—в 1773—1782 гг. и 0,72—в 1776—1785 гг.

* * *

Лишь присмотревшись внимательнее, мы замечаем, что в калейдоскопической пестроте наших шести фаз не все подвержено случайности. Например, коэффициенты корреляции между Бургундией и Франш-Конте всегда превышают 0,9 (как для отклонений, так и для натуральных рядов). Можно найти и другие примеры устойчиво высоких связей. Поэтому, естественно, возникает мысль об определении истинного районирования путем выведения средних коэффициентов для всех шести фаз. Результаты этой работы резюмируют табл. 3 и карта 1. Выделяются четыре региона: 1) Северный (генеральства Париж, Руан, Алансон, Суассон, Амьен, Фландрия, Эно); 2) Северо-Восточный (Шампань, Лотарингия, Мец, Эльзас); 3) Центрально-Восточный (Лион, Бургундия, Франш-Конте, Мулен, Риом); 4) Аквитанский (Бордо, Монтобан, Ош, Ларошель, Лимож, Пуату). Остальные десять генеральств не входят ни в один регион, хотя некоторые тяготеют к тому или иному. Между регионами, конечно, нет жестких границ; Эльзас, например, можно было бы рас-

смагивать и как часть Центрально-Восточного региона, с которым он связан немногим менее тесно, чем с Северо-Восточным.

Границы регионов на карте очерчены по границам соответствующих генеральств. Естественно, напрашиваются некоторые поправки на несоответствие административных границ экономико-географическим. Такое большое генеральство, как Лангедок (8 современных департаментов), уже в силу своей протяженности не может органически влиться ни в один из соседних регионов, куда, очевидно, вошли бы его части, если бы мы могли рассматривать их отдельно. Например, расположенная на Гаронне Тулуза паверняка вошла бы в Аквитанский регион, от которого ее отделяет административная граница. Может удивить также отсутствие собственно Луарского региона, тогда как размеры луарской речной торговли и ее рост в XVIII в. общеизвестны. Но здесь следует заметить, что генеральства, которые могли бы составить такой регион (Бретань, Тур, Орлеан), находятся в весьма неодинаковом положении: Бретань слишком велика и разнородна, а Орлеан тяготеет к Парижу не только из-за географической близости, но и потому, что в состав Орлеанского генеральства входит такая важная житница столицы, как область Бос с центром в Шартре. Существование «луарского субстрата», видимо, проявляется негативно именно в том, что он мешает Орлеану войти в Северный регион, а Туру — в Аквитанский.

Табл. 3 дает картину корреляции цен внутри отдельных регионов. Стандартная ошибка не вычислялась, поскольку после установления факта неустойчивости коэффициентов этот показатель теряет свою значимость. Но читатель, конечно, должен иметь в виду, что все цифры здесь имеют ориентировочный характер, коль скоро наши шесть фаз представляют выборку из 26 возможных 10-летних циклов этого периода. Вместе с тем эта выборка достаточно репрезентативна. Так, средний коэффициент корреляции отклонений между Парижским и Лионским генеральствами для 26 циклов равен 0,29, у нас 0,23; корреляция натуральных рядов дает цифры 0,48 и 0,49. Между Парижем и Руаном корреляция отклонений для 26 циклов дает средний коэффициент 0,81, у нас 0,84; средние коэффициенты корреляции натуральных рядов совпадают (0,89). Такая репрезентативность естественна: ведь наша выборка составлена по принципу максимально возможной в данном случае одинаковости участия показателей отдельных мест в выработке среднего коэффициента³⁷.

Несколько замечаний в порядке комментария и дополнений к табл. 3 (приводятся коэффициенты корреляции отклонений). Внутри Северного региона заметна сравнительная обособленность Амьена и Фландрии, тесно связанных между собой и образующих как бы субрегион. Маленькая вовлеченность их в общий регион, очевидно, объясняется, как и для Алансона, расположением за пределами бассейна Сены. Из генеральств, находящихся вне региона, с ним связаны Орлеан (средний коэффициент связи с регионом 0,64), Шампань (0,60), гораздо слабее Кан (0,53).

Северо-Восточный регион поддерживает очень тесные связи с Франш-Конте (средний коэффициент 0,70), Бургундией (0,66), Парижским генеральством (0,65). Эльзас, как уже говорилось, можно было бы включить и в Центрально-Восточный регион, средний коэффициент которого тогда снизился бы до 0,85. Коэффициент корреляции Эльзаса с генеральствами этого региона равен в среднем 0,74, что свидетельствует о важности старого торгового пути, соединявшего бассейны Роны и Рейна через Бургундские ворота.

³⁷ Нельзя считать, что средние коэффициенты из 26 циклов точнее наших. Объект измерения неидентичен, ибо степень влияния одних и тех же лет на конечные результаты неодинакова. В нашей выборке 10 лет (5 первых и 5 последних) участвуют в одной фазе, остальные 25 лет — в двух фазах. Между тем в случае с 26 циклами 2 крайних года участвуют в одном цикле, 2 соседних в двух циклах и т. д., а 17 расположенных посередине лет начиная с десятого года представлены в 10 циклах. Ясно, что наша выборка гораздо более однородна.

Таблица 3. Средние для шести 10-летних фаз коэффициенты корреляции
 хлебных цен в 1756—1790 гг. по регионам
 (справа сверху — корреляция отклонений от прямолинейного тренда, слева
 внизу — корреляция натуральных рядов)

А. Северный регион

№	Генеральства	Средний коэффициент корреляции 0,...							\bar{r}
		1	2	3	4	5	6	7	
1	Алансон		63	62	69	83	89	75	0,73
2	Амьен	79		88	73	58	72	63	0,69
3	Фландрия	75	91		76	63	70	69	0,71
4	Эно	83	87	85		82	80	93	0,79
5	Париж	91	76	74	89		84	92	0,77
6	Туан	93	85	79	89	89		83	0,80
7	Суассон	86	80	79	96	94	91		0,79
Средний коэффициент региона					0,85			0,75	

Б. Северо-Восточный регион

№	Генеральства	Средний коэффициент корреляции 0,...				\bar{r}		
		1	2	3	4			
1	Эльзас			75	84	74	0,78	
2	Шампань	82			90	91	0,85	
3	Лотарингия	91	88			95	0,90	
4	Мец	86	91		97		0,87	
Средний коэффициент региона					0,89		0,85	

В. Центрально-Восточный регион

№	Генеральства	Средний коэффициент корреляции 0,...					\bar{r}	
		1	2	3	4	5		
1	Бургундия			97	91	89	87	0,91
2	Франш-Конте	97			91	91	87	0,915
3	Лион	91	92			88	90	0,90
4	Мулен	92	93	91			90	0,895
5	Диом	86	87	91	90			0,885
Средний коэффициент региона					0,91		0,90	

Г. Аквитанский регион

№	Генеральства	Средний коэффициент корреляции 0,...						\bar{r}	
		1	2	3	4	5	6		
1	Ош			80	62	76	90	52	0,72
2	Бордо	88			84	78	80	77	0,80
3	Ларошель	72	89			76	68	86	0,75
4	Лимож	81	86	82			89	74	0,79
5	Монтобан	92	89	78	92			62	0,78
6	Пуату	66	86	93	82	75			0,70
Средний коэффициент региона					0,84			0,76	

Лион является главным потребительским центром третьего региона, а Бургундия — главной традиционной житницей этого крупнейшего промышленного центра. Притяжение Лиона, как видно, оказывает определяющее действие и на близкое к нему междуречье Луары и Алье. К этому исключительно тесно спаянному региону тяготеют, помимо Эльзаса, генеральства Гренобль (средний коэффициент 0,67) и Бурж (0,66), а из входящих в другие регионы — Лимож (0,70), Монтобан (0,67), слабее Шампань (0,59) и Лотарингия (0,58).

Основу Аквитанского региона составляют бассейны рек Гаронны, Дордони и Шаранты (характерно в этом смысле отсутствие в нем расплощенной в бассейне Адура Байонны). Северная граница его достаточно расплывчата, поскольку Пуату практически так же тесно связано с входящей в состав региона Ларошелью, как и с не входящим Туром. К региону тяготеет Байонна (средний коэффициент 0,61), гораздо слабее Лангедок (0,54) и Тур (0,52), а из генеральств Центрально-Восточного региона — особенно Риом (0,63), затем Мулен (0,53).

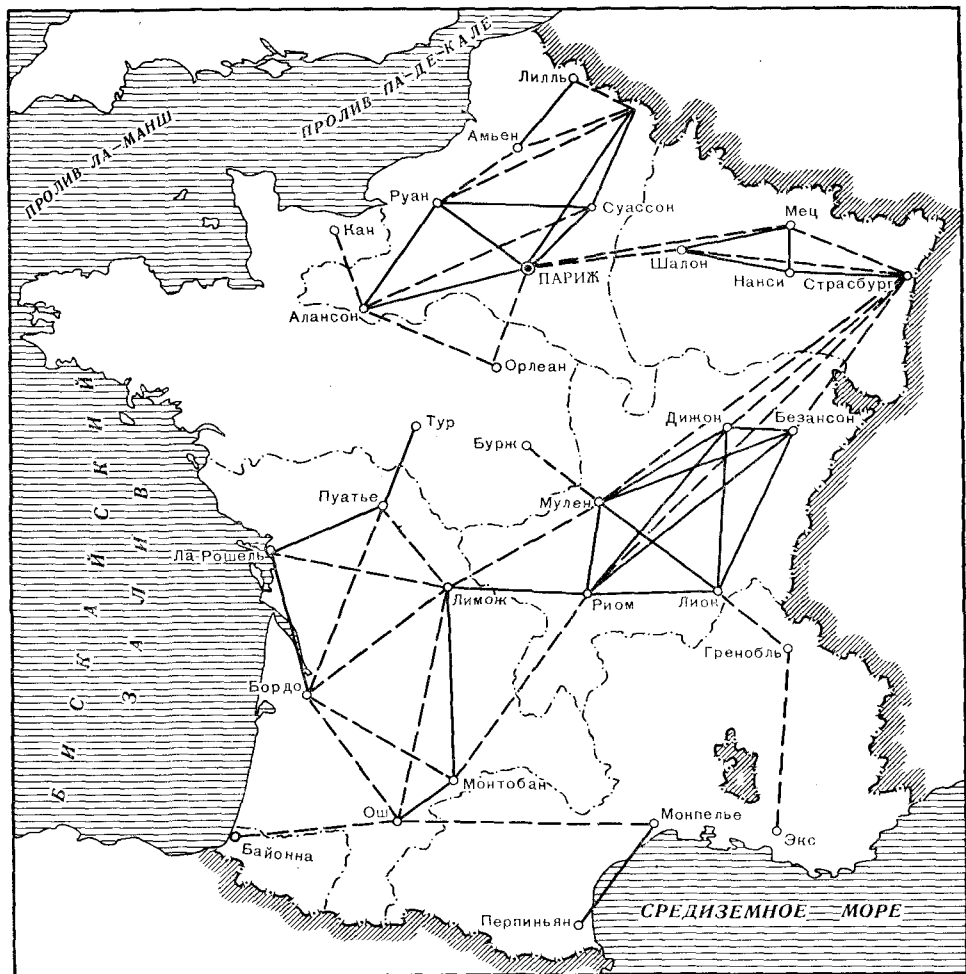
Таким образом, картина районирования, выявленная при подсчете средних коэффициентов для шести фаз, выглядит весьма правдоподобной. Она вполне согласуется с экономической географией страны³⁸, в ней нет ничего неестественного, что наводило бы на мысль о чисто климатической общности. Из нее следует, что во второй половине XVIII в. во Франции существовало несколько крупных межобластных хлебных рынков, но единый французский хлебный рынок еще отсутствовал.

Составив карту, аналогичную карте 1, по коэффициентам корреляции натуральных рядов, можно убедиться, что районирование будет совершенно тем же при более высоком общем уровне коэффициентов (средний табличный коэффициент 0,51 при 0,35 для отклонений).

Может возникнуть вопрос: что если мы вместо вычисления средних коэффициентов по шести 10-летним циклам за 1756—1790 гг. сразу подсчитаем корреляцию 35-летних рядов за весь этот период? Такая работа была нами проделана. Правда, объект измерения не совсем идентичен: при 35-летних циклах показатели всех лет в одинаковой степени участвуют в выведении коэффициентов, у нас же, как было сказано выше, уменьшено влияние 5 первых и 5 последних лет. Вероятно, отчасти этим различием объясняются небольшие расхождения в картине районирования (например, безоговорочное вхождение Орлеана в Северный регион). Тем не менее в целом районирование совпадает, перед нами снова те же четыре региона. Такая устойчивость, разумеется, свидетельствует об объективной значимости нашего результата. Абсолютные же значения коэффициентов 35-летних рядов крайне завышены. Средний табличный коэффициент для отклонений будет 0,635, а для натуральных рядов 0,75. Об этой завышенности красноречиво говорят ненормальные средние коэффициенты автокорреляции: соответственно 0,55 и 0,69. Как уже говорилось, таково вообще следствие использования длинных рядов.

Чтобы представить себе, как ведут себя коэффициенты корреляции между двумя областями, входящими в один регион, мы взяли Парижское и Руанское генеральства (см. рис. 2). Разительный контраст с парижско-лионскими коэффициентами (рис. 1) показывает, что факт региональной общности или отсутствия таковой самым непосредственным образом сказывается на характере кривых. Сглаженность, несравненно меньшую амплитуду колебаний парижско-руанского графика можно измерить коэффициентом вариации: 18,4% для кривой отклонений и всего

³⁸ Кроме географии речных бассейнов, нашу карту можно сопоставить с картой сети больших дорог во Франции конца XVIII в. (*Histoire économique et sociale de la France*, Paris, 1970, t. II, p. 170). На этой последней отметим очень густую дорожную сеть, связывающую области внутри Северного и Северо-Восточного регионов; хорошо заметна роль Лиона и Бордо как центров дорожной сети двух других регионов.



Карта 1. Корреляция отклонений от прямолинейного тренда в 1756—1790 гг. (средние коэффициенты по шести 10-летним циклам).

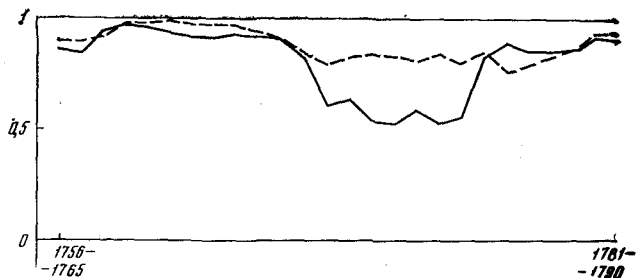
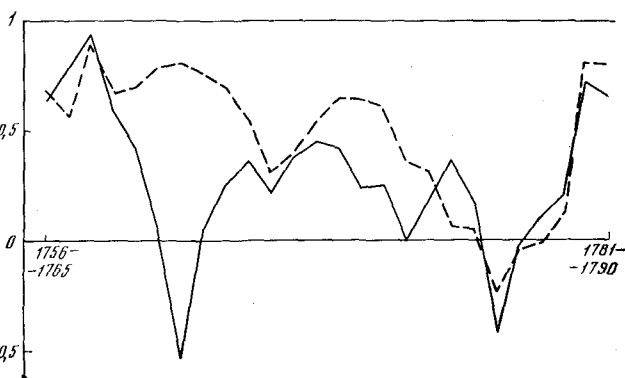
Сплошные линии — коэффициенты, превышающие 0,81; пунктирные — от 0,71 до 0,81; пунктир с точками — границы регионов (по границам соответствующих генеральств).

Рис. 1. Корреляция хлебных цен между Парижским и Лионским генеральствами в 1756—1790 гг.

Сплошная линия — движение коэффициента корреляции отклонений от прямолинейного тренда, пунктирная — движение коэффициента корреляции натуральных рядов.

Рис. 2. Корреляция хлебных цен между Парижским и Руанским генеральствами в 1756—1790 гг.

Сплошная линия — движение коэффициента корреляции отклонений от прямолинейного тренда, пунктирная — движение коэффициента корреляции натуральных рядов.



7,4% для натуральных рядов (вспомним соответствующие парижско-лондонские показатели: 103,6 и 64,7%).

В нашу задачу не входило изучение вопроса о связях французских хлебных цен с иностранными — вопроса, конечно, весьма существенного, ответ на который позволил бы заключить, в какой мере на районирование влияли международные факторы и не продолжались ли наши регионы за пределами Франции. Соответствующие коэффициенты корреляции вычислены нами, в чисто иллюстративном порядке, только для одной фазы 1756—1765 гг. Взяты только цены, выраженные в таких денежных единицах, которые в данное десятилетие не претерпевали мутаций. Это цены Лондона³⁹, бельгийских городов Ньивпорта, Алста, Тинена⁴⁰, Люксембурга, нидерландского города Рурмонда⁴¹, Франкфурта-на-Майне⁴², Барселоны⁴³ и, наконец, Амстердама⁴⁴.

Полученная картина (ниже мы приводим коэффициенты корреляции отклонений) весьма любопытна. Приморский Ньивпорт и расположенный в бассейне Шельды Алст органично вливаются в северо-французский «регион» 1756—1765 гг. (средний коэффициент для Ньивпорта 0,85, для Алста 0,81). Тесно связан с ним и Лондон ($\bar{r}=0,71$). Амстердам, при очень высокой корреляционной общности с Алстом (0,90) и Лондоном (0,88), коррелирует с северо-французскими областями на уровне 0,68.

В то время как Тинен (между Брюсселем и Льежем) колеблется между северофранцузским и эльзасско-лотарингским «регионами», Люксембург и Рурмонд (на Маасе) решительно присоединяются к последнему (у Люксембурга $\bar{r}=0,81$, у Рурмонда — 0,79). Средний коэффициент корреляции Франкфурта с северо-восточной Францией 0,60, хотя с Люксембургом он связан гораздо теснее (0,80).

Наконец, цены в Барселоне колеблются в соответствии с ценами южнофранцузского «ареала» ($\bar{r}=0,74$).

Конечно, все это данные только по одной фазе, о них могут и должны быть высказаны все уже известные читателю оговорки о нестабильности такого рода результатов. Тем не менее большая внутренняя логичность картины, составленной из столь независимых друг от друга статистических материалов, говорит о необходимости продолжить поиски в этом направлении.

* * *

В основе наших вычислений по XIX в. лежит, как уже говорилось, департаментская статистика. В интересах удобства подсчетов и сопоставимости с дореволюционными данными департаменты были объединены в группы, соответствующие бывшим генеральствам, согласно таблице

³⁹ *Beveridge W.* Prices and Wages in England from the XIIth to the XIXth Century. London, 1939. Т. I. Закупочные цены Винчестерского колледжа; переведены нами по исходным данным из урожайных лет в календарные.

⁴⁰ *Verlinden C. et al.* Dokumenten voor de geschiedenis van prijzen en lonen in Vlaanderen en Brabant (XV^e—XVIII^e eeuw). Brugge, 1957. Источник — городские меркуриалы.

⁴¹ *Ruwet J. et al.* Marché des céréales à Ruremonde, Luxembourg, Namur et Diest aux XVII^e et XVIII^e ss. Louvain, 1966. Источник — городские меркуриалы.

⁴² *Elsas M. J.* Umriss einer Geschichte der Preise und Löhne in Deutschland. Leiden, 1949. Bd. IIb. Источник — ежемесячная такса муниципалитета.

⁴³ *Vilar P.* La Catalogue dans l'Espagne moderne. Paris, 1962, Т. II. Закупочные цены главного госпиталя.

⁴⁴ *Posthumus N. W.* Inquiry into the History of Prices in Holland. Leiden, 1946. Vol. I. Оптовые цены товарной биржи; взяты средние показатели от цен на прусскую, польскую, вардерскую (гольштейнскую) и зelandскую пшеницу. Имеются лакуны, которые восстанавливались предположительно по прекрасно сохранившимся сериям цен на прусскую рожь. Например, если известны не все месячные цены, использовалось отношение средней от сохранившихся месячных цен к общей среднегодовой цене, исчисленное по ценам на рожь. За 1759 г. (данные полностью отсутствуют) цена определена по соотношению среднегодовых цен на рожь за 1758, 1759 и 1760 гг. Таким образом, восстановленная серия имеет гипотетический характер.

«Archives statistiques» 1837 г. Корректность данной операции проверялась на материалах 1801—1810 гг.: картографирование корреляционных матриц этого десятилетия, составленных по департаментам и по бывшим генеральствам, дало идентичные результаты.

Нижеследующая табл. 4, аналогичная табл. 1 для XVIII в. (см. выше с. 198), дает общую картину средних показателей по 8 десятилетним фазам за 1801—1845 гг.—период, доходящий до начала широкого железнодорожного строительства.

Таблица 4. Основные количественные показатели восьми десятилетних фаз первой половины XIX в.

	IX год респ.— 1810	1806—1815	1811—1820	1816—1825	1821—1830	1826—1835	1831—1840	1836— —1845
\bar{R}	0,63	0,91	0,88	0,95	0,79	0,87	0,85	0,56
$R > 0,51$	71,7%	100 ⁰	100 ⁰	100 ⁰	91,5 ⁰	100 ⁰	98,6 ⁰	57,9 ⁰
\bar{R}_a	0,41	0,42	0,26	0,66	0,60	0,57	0,59	0,29
\bar{r}	0,43	0,91	0,91	0,88	0,68	0,88	0,87	0,55
$r > 0,51$	45,5%	100 ⁰	100 ⁰	99,3 ⁰	77 ⁰	99,3%	99,1 ⁰	61,1%
\bar{r}_a	-0,06	0,36	0,21	0,13	0,21	0,51	0,57	0,23
V	18,05%	15,85 ⁰	10,28 ⁰	9,08 ⁰	9,29%	8,45%	7,88 ⁰	7,83%

\bar{R} — средний коэффициент корреляции натуральных рядов, \bar{R}_a — средний коэффициент их автокорреляции, \bar{r} — средний коэффициент корреляции отклонений, \bar{r}_a — средний коэффициент их автокорреляции, V — коэффициент вариации средних уровней.

Как видим, многие полученные показатели слишком высоки, чтобы не быть поставленными под сомнение. Действительно, коэффициенты корреляции II—IV фаз завышены вследствие того, что здесь сказывается искажающее влияние неурожайных 1812 и 1817 гг.; очевидно, столь же завышенными будут коэффициенты всех 10-летних циклов, укладываемых в интервал 1803—1826 гг.

Эта завышенность связана с ростом во II—IV фазах средних квадратических отклонений. Если принять абсолютное значение усредненного среднеквадратического отклонения σ при корреляции случайных отклонений в I фазе за 100, то его индекс во II фазе будет 199, в III — 236, в IV — 149, а в V фазе он составит 79 и завышенность устранилась. Правда, с другой стороны, общность подъема цен в неурожайные годы может свидетельствовать не только о единстве климатических условий, но и с возросшей экономической общности. Для дореволюционной Франции известны и такие примеры, когда самые сильные неурожай в одной части страны никак не сказывались на ценах другой ее части; цены на пшеницу в Тулузе оставались на прежнем уровне в 1661 и 1741 гг., когда бедняки северной Франции умирали от голода.

Во всяком случае ясно, что реальный уровень экономической общности во II—IV фазах намного выше среднего уровня XVIII в. Напомним, что в аналогичных условиях действие цен неурожайного 1789 г. завышало коэффициент корреляции случайных отклонений лишь до 0,65, но никак не до 0,91; соответствующий процент значимых коэффициентов повышался до 71,7, но не до 100.

Отметим, что А. Эйрас Роэль⁴⁵ как раз не учитывает завышающего влияния показателей 1812 и 1817 гг. на коэффициенты соответствующих циклов. Он вычислял коэффициенты вариации цен отдельных лет каждого цикла для каждой географической зоны (т. е. как раз показатель, непосредственно связанный с размерами средних квадратических отклонений рядов), но не воспользовался этим критерием как контрольным. Между тем рост коэффициентов корреляции в 1812—1816 и 1817—1828 гг.

⁴⁵ Eiras Roel A. Op. cit.

по отношению к предшествующему и последующему циклам находится в очевидном соответствии с движением среднего коэффициента вариации (соответственно 16,9; 25,1; 28,1; 14,7%). Равным образом вызывающее большое недоумение А. Эйраса Роэля падение коэффициентов корреляции в цикле 1839—1846 гг. объясняется прежде всего резким уменьшением размеров средних квадратических отклонений (средний коэффициент вариации составляет всего лишь 8,1%).

В наших VI и VII фазах (1826—1835 и 1831—1840 гг.) о завышенности \bar{r} и соответственно процента значимых коэффициентов свидетельствуют ненормальные коэффициенты автокорреляции. Эти хронологические отрезки характеризуются циклическими переломами в движении цен (от подъема к падению в VI и опять к подъему в VII фазе), приходящимися примерно на их середину. Если для 1826—1835 гг. вычислить корреляцию отклонений при выравнивании по параболе второго порядка, то средний табличный коэффициент будет уже не 0,88, а лишь 0,61, при среднем коэффициенте автокорреляции, равном $-0,19$. Мы видели, что самая «параболическая» фаза XVIII в. (1766—1775 гг.) давала средний коэффициент корреляции отклонений лишь 0,21. Таким образом, и в этой системе измерений (которая безусловно стоит того, чтобы заняться ею специально) отмечается прогресс по сравнению с дореволюционным временем.

Учитывая, что для 1820—1840-х годов у нас остаются лишь две фазы полноценного коррелирования отклонений, мы ввели контрольную промежуточную фазу 1833—1842 гг., где $\bar{R}=0,81$, $\bar{R}_a=0,63$, $\bar{r}=0,67$, $\bar{r}_a=0,31$, $V=8,7\%$; процент значимых коэффициентов для натуральных рядов 95,6, а для отклонений 74,5.

Налицо очень сильный рост сплоченности французского хлебного рынка по сравнению со второй половиной XVIII в. (\bar{r} был равен 0,29 для пяти нормальных фаз при 36,5% как средней доле значимых коэффициентов). Уровень, бывший тогда аномалией (показатели 1781—1790 гг.), стал теперь нормой⁴⁶.

Исключительно интересны результаты измерения коэффициентов вариации уровней цен. Если в XVIII в. трудно было говорить о какой-либо тенденции в их движении, то здесь отчетливо наблюдается падение коэффициента и его стабилизация на уровне 8—9% (в XVIII в. его средний уровень был равен 13%). Таким образом, реальные успехи в укреплении внутреннего рынка сопровождалось существенным сближением уровней хлебных цен, заметным уже с 1810-х годов.

В дальнейшем благодаря железнодорожному строительству они сближаются еще больше; коэффициент их вариации для 1860—1869 гг. равен лишь 4,48%.

Рост экономической общности заметен и на примере движения коэффициентов корреляции между двумя отдельными областями. Мы видели, какие разнообразные значения, вплоть до $-0,53$, мог принимать коэффициент корреляции отклонений между Парижским и Лионским генеральствами в XVIII в. (см. рис. 1). В XIX в. он никогда не опускается ниже 0,44. Что касается парижско-руанского коэффициента, высокого уже в XVIII в. (см. рис. 2), то теперь экономическое слияние этих областей стало абсолютным. Только в первой фазе корреляция отклонений дает здесь 0,88, во всех же остальных фазах (как нормальных, так и «завышенных») коэффициент неизменно показывает 0,98—0,99.

Большое число завышенных показателей не дает нам возможности составить по всем регионам таблицу средних коэффициентов, аналогичную сделанной для XVIII в. табл. 3. Однако картографирование для тех фаз, где оно еще возможно (1821—1830, 1833—1842, 1836—1845 гг.),

⁴⁶ Несмотря на завышенность показателей в большинстве фаз XIX в., проверка нормальности распределения по асимметрии и эксцессу и тут везде дает в целом удовлетворительные результаты. Очевидно, этот критерий проверки следует считать недостаточным применительно к нашей задаче.

а также «параболические» коэффициенты 1826—1835 гг. позволяют сделать тот несомненный вывод, что создание единого хлебного рынка шло не по пути равномерного расширения и слияния существовавших в XVIII в. регионов, а путем роста одного из них — столичного северного региона, вбравшего в себя все новые земли. В этот регион прочно вошли Нижняя Нормандия, Бретань, все среднее и нижнее течение Луары, Бурж (т. е. все «ничейные» земли между Северным, Центрально-Восточным и Аквитанским регионами — см. карту), а также входившая ранее в состав Северо-Восточного региона Шампань. При этом степень сплоченности этого ядра единого национального рынка исключительно высока, о чем можно судить по табл. 4 ($\bar{r}=0,91$ против 0,75 в XVIII в.). Ведущая роль принадлежала, таким образом, северу страны — области, наиболее развитой, с преобладанием крепкого капиталистического фермерского хозяйства.

* * *

Итак, подведем итоги. Исследование привело нас к ряду выводов как негативного, так и позитивного характера. Остановимся сначала на первых.

Установление факта неустойчивости коэффициентов корреляции (даже и случайных отклонений) очень важно, поскольку знание этого обстоятельства предохраняет исследователя от поспешных обобщений. Однако обнаруженную неустойчивость можно было бы интерпретировать по-разному.

Думается, что было бы неправильно связывать ее только с реальными колебаниями капризной экономической конъюнктуры. Само определение «экономическая» в применении к конъюнктуре (т. е. конъюнктура именно рыночных связей, товарных потоков) здесь необосновано. Коль скоро коэффициенты корреляции и вся картина «районирования» в целом могут до такой степени меняться при минимальных хронологических сдвигах (т. е. зависеть от показателей отдельных лет), то уже нельзя выделить действие экономической конъюнктуры от чисто климатической (т. е. случайной общности погодных условий в отдельных годах между отдельными областями, не имеющей отношения к действительному развитию рыночных связей).

Но и помимо этого соображения представляется несомненным, что причины отмеченной нами неустойчивости вообще лежат не только во вне, но и внутри нашей методики коррелирования, зависят от каких-то свойств нашего «инструмента». Прежде всего о длине рядов цен и функции выравнивания. Как уже говорилось, 10-летние ряды примерно соответствуют урожайному циклу. Ввиду непостоянства последнего это соответствие лишь приблизительное, что также способствует неоднородности, неполной сравнимости между собой отдельных десятилетий. Но даже если бы соответствие было абсолютным — можно ли считать наиболее подходящим для цикла выравнивание по прямой линии? Ведь цикл включает две стадии: подъема и спада, «перегиб» эмпирической кривой между ними неизбежен. В разных 10-летних хронологических отрезках этот перегиб будет расположен по-разному, что также мешает их сопоставимости. Поэтому встает вопрос о целесообразности перехода к выравниванию по параболе второго порядка как функции не только гораздо более гибкой, но и в принципе более соответствующей эмпирическим данным.

Наконец, заслуживает специального изучения проблема зависимости наших коэффициентов корреляции от таких постоянно меняющихся формальных характеристик рядов, как коэффициенты автокорреляции и средние квадратические отклонения. Случаи такой зависимости мы отмечали по ходу изложения.

Внутренние свойства того или иного метода коррелирования можно исследовать, его неисправности поддаются учету. Без этого были бы невозможны наши позитивные выводы.

Таблица 5. Северный регион в 1820—1840-х годах
(правая половина — корреляция отклонений от прямойлинейного тренда соответственно в 1821—1830, 1833—1842 и 1836—1845 гг.; левая — корреляция отклонений от параболического тренда 1826—1835 гг.).

№	Бывшие генеральства	Коэффициент корреляции θ ...											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	Алансон	93,93	82,93	96,91	97,96	87,88	73,89	95,97	93,94	95,96	92,93	95,97	0,91; 0,93; 0,92
		92	91	90	97	89	83	97	94	96	90	98	
2	Амьен	92	88,84	93,83	89,82	97,96	82,98	97,97	99,99	97,99	99,*	91,91	0,93; 0,93; 0,94
			85	86	89	98	96	99	99	99	99	90	
3	Бурж	69	83,94	74,95	94,84	78,85	94,90	93,87	91,87	88,86	81,98		0,86; 0,89; 0,89
			92	(89	85	79	94	90	88	85	96		
4	Бретань	92	92	64	95,93	89,80	72,84	93,91	92,86	90,88	92,86	99,96	0,90; 0,88; 0,89
					91	85	81	94	91	91	86	93	
5	Кан	98	90	64	98	79,78	69,80	87,89	86,84	88,88	86,83	92,95	0,86; 0,88; 0,90
						85	81	95	91	94	87	93	
6	Шампань	82	94	81	90	85	87,96	95,95	98,98	94,95	97,96	88,87	0,91; 0,90; 0,92
							97	96	99	97	98	88	
7	Фландрия	42	61	54	67	55	79	75,95	82,97	81,95	83,99	70,91	0,77; 0,92; 0,89
								91	96	95	98	82	
8	Орлеан	92	97	91	87	88	89	53	99,99	98,99	96,98	91,96	0,93; 0,95; 0,96
									99	99	96	98	
9	Париж	91	99	88	89	89	96	61	98	99,99	98,98	89,93	0,93; 0,94; 0,96
										99	99	94	
10	Руан	89	99	84	89	87	93	60	96	98	95,98	87,94	0,92; 0,94; 0,95
											98	94	
11	Суассон	91	99	84	94	92	96	69	97	98	98	92,93	0,93; 0,94; 0,93
												90	
12	Тур	98	90	70	94	99	83	51	91	89	86	91	0,89; 0,94; 0,92
Средний коэффициент региона		0,85											
Значок * обозначает $r=1$.		0,91											

Уже простое усреднение коэффициентов корреляции нескольких фаз для второй половины XVIII в. позволило выяснить объективную картину районирования хлебного рынка, выдержавшую проверки (совпадение результатов коррелирования отклонений и натуральных рядов, а также 10-летних и 35-летних рядов) и тем более правдоподобную, что она поддается естественной экономико-географической интерпретации.

Метод коррелирования в сочетании с измерением вариации уровней цен выявляет очень существенный прогресс в деле создания общепольского хлебного рынка в первой половине XIX в. по сравнению с дореволюционными показателями, резкое повышение роли в ценообразовании общих для всей страны факторов. Важно подчеркнуть, что эти успехи, заметные уже с 1810-х годов, были достигнуты еще до создания широкой сети железных дорог и, следовательно, объясняются социальными причинами, последствиями Великой французской революции.

Революция освободила хлебную торговлю от многочисленных стеснений, характеризовавших экономическую политику абсолютистского государства. Дореволюционные рыночные регламенты стремились максимально ограничить торговлю хлебом вне рынков, сократить число лиц, имевших право быть купцами-хлеботорговцами, сузить возможности для продавцов повышать цены и т. п.⁴⁷ При угрозе неурожая государство запрещало вывоз хлеба за границу, а местные власти старались задерживать как можно больше зерна у себя в провинции. Совсем иной «климат», создавшийся после революции, ознаменовался переходом Франции в 1819 г., впервые в ее истории, к системе аграрного протекционизма, стимулировавшей развитие капиталистического предпринимательства в сельском хозяйстве.

Законодательство революции дало крестьянам право полной собственности на их землю, освободило их от сословной неполноправности, позволило расширить размеры крестьянской собственности. Все это не могло не способствовать экономической активности крупных крестьянских хозяйств, занимавших господствующие позиции в зерновом производстве, росту их товарности и, следовательно, расширению внутреннего рынка.

Возможность дать общую количественную оценку прогресса французского аграрного рынка после революции тем более ценна, что экономическая история того времени — и, в частности, ключевого периода Первой империи — изучена слабо. Локальных исследований очень мало, они дают весьма пеструю картину да и не могут ответить на вопрос о состоянии экономики в целом.

Разногласия синтезирующих оценок положения в сельском хозяйстве — будь то подчеркивание агротехнических новшеств, как у О. Фести⁴⁸, или тезис Л. Бержерона об «относительной стагнации аграрного сектора»⁴⁹ — связаны с разницей во взглядах их авторов на роль мелкокрестьянской собственности. Характерно, что Бержерон, стремившийся дать в своей статье краткий обзор всей экономики наполеоновской Франции, не смог высказать никаких суждений о состоянии французской внутренней торговли. По этой проблеме серии хлебных цен являются не только ценнейшим, но и по существу уникальным источником, способным дать экономической истории новые, необходимые для нее критерии и параметры.

⁴⁷ См.: Афанасьев Г. Е. Условия хлебной торговли во Франции в XVIII веке. Одесса, 1892.

⁴⁸ Festy O. Les progrès de l'agriculture française durant le Premier Empire.— Revue d'histoire économique et sociale, 1957, N 3.

⁴⁹ Bergeron L. Problèmes économiques de la France napoléonienne.— Revue d'histoire moderne et contemporaine, 1970, N 3, p. 487.