

Белорусская экономика: анализ, прогноз, регулирование

ЭКОНОМИЧЕСКИЙ БЮЛЛЕТЕНЬ

Научно-исследовательского экономического института
Министерства экономики Республики Беларусь

№ 3 (93) март 2005

Издается с 1997 г.

Главный редактор
Я.М. Александрович

Редакционный совет:

С.С. Полоник – зам. гл. редактора, Э.И. Петрович – отв. секретарь,
А.В. Богданович, А.Е. Дайнеко, В.Ф. Иванов, М.К. Кравцов, Л.М. Крюков,
С.Ф. Миксюк, В.В. Пинигин, Я.И. Рубин, И.М. Удовенко, А.П. Шпак

Над выпуском работали:

М.К. Кравцов – ответственный за выпуск,
Ю.В. Коленциц – дизайн,
А.М. Стронгина, Н.Н. Смирнова – редактирование,
Е.Б. Канина, Е.Э. Дробышевская – верстка,
Т.И. Какшинская – корректура

Адрес редакции: 220086, г. Минск, ул. Славинского, 1, к. 1. Тел. 264-61-62; факс 264-64-40

Свидетельство о регистрации периодического издания № 903.

Формат 60x84 1/8. Бумага офсетная. Печать офсетная № 1. Усл.печ.л. 6,5. Уч.-изд.л. 4,9. Тираж 380 экз. Заказ № 19.

Отпечатано на ротопринтном участке НИЭИ Минэкономики Республики Беларусь
220086, г.Минск, ул.Славинского 1, корп. 1

*При перепечатке ссылка на экономический бюллетень обязательна
Публикуемые материалы рецензируются*

СОДЕРЖАНИЕ

Кравцов М.К., Пашкевич А.В., Бурдыко Н.М. Эконометрический анализ временных рядов основных макроэкономических показателей	3
Комков В.Н., Демиденко М.В., Черноокый В.А. Анализ влияния денежно-кредитной и валютной политики на реальный сектор экономики	23
Хацкевич Г.А., Мудрый А.К. Методика определения уровня бедности населения Республики Беларусь	35
Позняков А.М. Эконометрическая модель анализа и прогнозирования импорта на основе межотраслевого баланса	43
Пашкевич И.В. Взаимосвязь валютного курса и торгового баланса Республики Беларусь	50
Резюме	55
Summary	56

CONTENTS

Kravtsov M.K., Pashkevich A.V., Burdyka M.M. Econometric Analysis of Time Series of Main Macroeconomic Indicators	3
Komkov V.N., Demidenko M.V., Chernookiy V.A. Analysis of Monetary and Foreign Exchange Policy Effect on Real Sector of Economy	23
Khatskevich G.A., Mudriy A.K. Method of Defining of Republic of Belarus Population Poverty Level	35
Poznyakov A.M. Econometric Model for Analysis and Forecasting of Import on Base of Input-Output Model	43
Pashkevich I.V. Interrelation of Exchange Rate and Trade Balance of Republic of Belarus	50
Summary in Russian	55
Summary in English	56

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ ОСНОВНЫХ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Кравцов М.К.,

доктор физико-математических наук,

Пашкевич А.В.,

кандидат физико-математических наук,

Бурдыко Н.М.

Важнейшая и кардинальная роль в современных экономико-математических исследованиях отводится эконометрическому анализу и моделированию переходных экономик. В сравнении со стабильными экономиками переходные, в том числе экономика Республики Беларусь, представляют собой сложные объекты для анализа и моделирования [1, 2]. В стабильных рыночных экономиках темп системных изменений невысок: экономическая система в каждом последующем периоде несущественно отличается от предыдущего состояния. Подобные несущественные изменения позволяют получить временные ряды (В.р.), которые характеризуют систему с почти неизменными свойствами, а это, в свою очередь, делает возможным построение математических макромоделей, адекватных происходящим экономическим процессам. Напротив, для экономик переходного периода характерны существенные структурные изменения, которые обуславливают высокий темп системных изменений. Поэтому соседние члены В.р. могут соответствовать системам с существенно различающимися свойствами, что принципиально усложняет построение экономико-математических моделей.

В области экономико-математического моделирования, как и во многих других научных сферах, есть вопросы, на которые либо крайне сложно, либо вообще нельзя дать однозначный ответ. В их числе следующие:

- насколько удачно удалось решить проблемы спецификации и идентификации эконометрических моделей, т.е. можно ли рассчитывать на то, что использование разработанных моделей в целях прогноза, определяющих варианты социально-

экономического развития Республики Беларусь, даст результаты, достаточно адекватные реальной действительности?;

- какова точность (абсолютная, относительная) прогнозных расчетов, основанных на построенных моделях?
- останутся ли построенные модели устойчивыми за пределами выборки?

Получение ответов на эти вопросы с помощью тех или иных математико-статистических методов и составляет содержание проблемы верификации эконометрической модели. Чрезвычайная сложность этой проблемы не означает ее безнадежности. Особую значимость здесь приобретают вопросы взаимодействия исследовательских программ и его влияния на состояние и развитие экономико-математического направления. В современном мире экономическая теория уже не существует без математики, информатики и кибернетики, этот инструмент стал неотъемлемой частью экономической науки [3]. Не случайно подавляющее большинство ученых, удостоенных Нобелевской премии по экономике, являются «экономистами-математиками» (среди них известный советский лауреат этой премии – академик Л.В.Канторович).

Вновь вслед за Рагнарсом Фришем и Яном Тинбергеном (1969), Лоуренсом Клейном (1980), Трюгве Хаавельмо (1989), Джеймсом Хекманом и Даниэлом Мак-Фадденом (2000) Нобелевская премия 2003 г. по экономике была присуждена Роберту Энглу из Нью-Йоркского университета (США) и Клайву Гренджеру из Калифорнийского университета (Сан-Диего, США) за крупные достижения в области эконометрики [4, 5]. Новаторские идеи Энгла и Гренджера помогли преодолеть возникший кризис в макроэкономике

и анализе финансовых рынков. Энгл разработал и обосновал методы эконометрического анализа В.р. с изменяющейся во времени волатильностью (time-varying volatility), а Гренджер – методы анализа В.р. с общими трендами. Гренджер впервые доказал, что нестационарные случайные процессы (вероятностные характеристики которых изменяются во времени) могут образовывать стационарные линейные комбинации, и ввел понятие коинтегрированных случайных процессов, которое стало базовым и основополагающим в теории эконометрики. Он разработал эффективный математический аппарат, с помощью которого обосновал статистическую корректность макроэкономических моделей, содержащих интегрированные случайные процессы в качестве переменных, и тем самым снял многочисленные вопросы, связанные с построением регрессионных зависимостей.

Ценность научных идей лауреатов Энга и Гренджера в данной области заключалась не только в предложении принципиально новых методов моделирования экономических зависимостей, а в открытии новых областей исследований.

Применение этих методов на практике формирует определенную систему знаний и основ, позволяющих эмпирически изучать экономические взаимозависимости и закономерности, получать новые теоретические выводы и положения, находить наилучшие экономические решения, и тем самым способствует достижению глубокой математизации экономической науки, придающей ее исследованиям фундаментальный характер. Эти исследования ныне выдвинулись на первый план и, вероятно, будут так же актуальны в перспективе.

Эконометрический анализ В.р. широко используется во многих странах мира [6–9]. В белорусской практике построения макромоделей вплоть до последнего времени основные усилия были направлены на их идентификацию, отбор эндогенных и экзогенных показателей, но почти не обращалось внимания на эконометрический анализ динамики структуры В.р., определяющих исходные данные для разрабатываемых моделей.

Настоящая работа посвящена исследованию динамики основных макроэкономических

показателей Республики Беларусь и проведению эконометрического анализа их В.р., представляющего собой первый и, быть может, важнейший этап моделирования экономических процессов. От того, насколько удачно решена проблема спецификации (насколько реалистичны наши решения и предложения относительно состава эндогенных, экзогенных переменных структуры и общего вида системы уравнений и тождеств, стохастической природы случайных остатков и конкретных числовых значений части неизвестных параметров модели), решающим образом зависит успех всего эконометрического исследования.

Информационные аспекты анализа временных рядов

Под временным рядом – В.р. – понимается упорядоченное множество, характеризующее изменение показателя во времени. Элементы этого множества состоят из численных значений показателя, называемых уровнями В.р., и периодов (моментов, интервалов времени), к которым относятся уровни.

Макроэкономические В.р., т.е. ряды крупноагрегированных экономических показателей, обладают определенной спецификой, связанной с тем, что их значения получают расчетным путем, обрабатывая достаточно большие объемы регистрируемой информации. Уровни таких В.р. определяются не только существом экономических процессов, но и методиками расчета соответствующих показателей.

Макроэкономические В.р. в переходных экономиках, как правило, характеризуются малой длиной. Проблема малой длины В.р. особенно актуальна как для белорусской экономики, так и для экономик других стран СНГ. В значительной мере это связано с тем, что переходный процесс сопровождался распадом союзного государства, вызвавшим утрату преемственности данных. Кроме того, плановая и рыночная экономики предъявляют разные требования к статистической информации и отличаются возможностями ее сбора. В связи с этим возникает необходимость перестройки системы показателей и методик их расчета.

Макроэкономические В.р., как и ряды во многих других областях, можно рассматривать в виде совокупности составляющих динамики, т.е. как функцию нескольких рядов. Наблюдаемый В.р. предполагается состоящим из ненаблюдаемых составляющих динамики, которые в первом приближении можно считать независимыми. К основным составляющим динамики макроэкономических В.р., прежде всего, следует отнести: эволюторную, циклическую, календарную, сезонную и нерегулярную составляющие.

Эволюторная составляющая динамики В.р. представляет собой долгосрочный (вековой) тренд с наложенными на него циклами различной продолжительности. Совокупность эволюторной и циклической составляющих называют компонентой тренда и конъюнктуры (трендовой составляющей).

Макроэкономические В.р. более высокой, чем годовая, периодичности зачастую содержат календарную и сезонную составляющие. Возникновение календарной вызвано тем, что число рабочих дней в разных месяцах или кварталах непостоянно ввиду особенностей протекания экономических процессов в разные дни недели, праздники и предпраздничные дни. Наличие календарной составляющей может привести к несопоставимости уровней временных рядов и в дальнейшем – к неадекватной содержательной интерпретации экономической динамики, снижению точности прогнозов, неверной идентификации связей и т.п. Для устранения таких расхождений в уровнях В.р. календарную составляющую динамики необходимо идентифицировать и устранить.

Наличие сезонной составляющей динамики В.р. характеризуется тем, что уровни определенных месяцев или кварталов регулярно превышают или не достигают значений других. Сезонные колебания вызваны изменяющимися погодными-климатическими условиями, ритмичностью производственных процессов, периодами предпраздничной торговли и массовых отпусков. Сезонной составляющей динамики В.р. обычно присущи цикличность и периодичность, под которыми соответственно понимается повторяемость явления в общих чертах и в деталях на каждом следующем цикле. Наличие сезонной

составляющей динамики зачастую приводит к несопоставимости между собой уровнями В.р. С учетом этого сезонную составляющую так же, как календарную, необходимо идентифицировать и удалить.

Нерегулярная составляющая динамики В.р. базируется в основном на вариациях, обусловленных ошибками сбора и первичной обработки информации, неритмичностью протекания экономических процессов, простоями, срывами поставок, авариями, учетом части продукции, произведенной или потребленной в одном месяце, в отчетности другого месяца. Нерегулярная составляющая динамики В.р. не предполагает непременно стохастической трактовки, поскольку она может включать особенности, не имеющие случайной природы.

Измерительная специфика переходной экономики Республики Беларусь. Методики расчета многих макроэкономических показателей в Республике Беларусь время от времени уточняются или даже пересматриваются, поэтому разные участки соответствующих В.р. могут быть построены по различающимся методикам. При этом методики построения одних и тех же показателей в месячном, квартальном и годовом выражении зачастую несколько различаются. Динамические условия переходного периода усложняют решение этой проблемы. В результате макроэкономические В.р. характеризуются не только неоднородностью содержащихся в них данных, но и методов измерения соответствующих показателей. В зависимости от степени такой неоднородности и степени соответствия динамике анализируемых параметров можно говорить о неполной сопоставимости данных во временной области и об их ограниченной (или даже низкой степени) приемственности. Например, индексы физического объема ВВП Республики Беларусь за 2000 г. в процентах к предыдущему кварталу в ценах 1995г. составили за II квартал 100,6, за III – 124,4, за IV – 95,6, а в ценах 2000 г. – соответственно 103,9; 121,7; 87,8. Столь существенное отличие в индексах обусловлено крупномасштабными структурными изменениями в экономике Беларуси. Значительные трансформационные сдвиги, т.е. изменение со временем пропорций между ценами

и/или объемами производства различных товаров и услуг, существенно снижают точность сводных экономических индексов [10]. Резкая интенсификация процессов приводит к гораздо более быстрой, чем в стабильной экономике, утрате сопоставимости между соседними членами В.р. Это усложняет процесс совершенствования методик (например, приходится увеличивать частоту уточнения весов и состава корзин товаров-представителей [10]).

При эконометрическом анализе и построении моделей необходимо учитывать еще одно явление (оно носит название «виляние хвостом»), связанное с постоянным уточнением статистических данных и характерное не только для переходных, но и для стабильных экономик. На рис. 1. приведены четыре итерации уточнения статистических данных (в процентах к ранее опубликованным) по импорту товаров Республики Беларусь за 2002 г. На первой итерации уточняются данные за первый квартал текущего года, на второй – за первый и второй кварталы, на третьей – за три квартала, и на четвертой итерации, через шесть месяцев после отчетного года, уточняются данные за весь год. В итоге первоначальная и итоговая годовая цифра различаются на 1,25%.

Поскольку для переходной экономики характерны быстрые структурные изменения, то на относительно коротком интервале времени происходят существенные изменения тренда и

конъюнктуры. Так, для В.р. экспорта товаров Республики Беларусь на интервале с 1994 по 2004 г. можно наблюдать четыре различных тренда (рис.2).

Особенностью переходной экономики является эволюция составляющих динамики, в том числе сезонной. Пример изменения характера сезонной волны у В.р. продукции промышленности приведен на рис. 4, а ввода в эксплуатацию жилья за счет всех источников финансирования (в дальнейшем для краткости записи слова «за счет всех источников финансирования» будем опускать) – на рис. 9.

После удаления календарной и сезонной составляющих динамика макроэкономического В.р. не содержит явно выраженных циклических составляющих со средней продолжительностью циклов, не превышающей одного года, что обеспечивает сопоставимость уровней ряда. Подтверждением того, что сезонную составляющую необходимо удалять, может быть В.р. продукции сельского хозяйства Республики Беларусь (рис. 3 и 8).

Для В.р., очищенного от сезонности (рис. 3 и 8), хорошо видно изменение тренда в конце 1999 г., а для В.р. производства продукции промышленности исключение сезонности позволило выявить его циклический характер (рис. 4).

Проблемы представления В.р. При формировании макроэкономических В.р. в качестве источников отчетной информации использова-

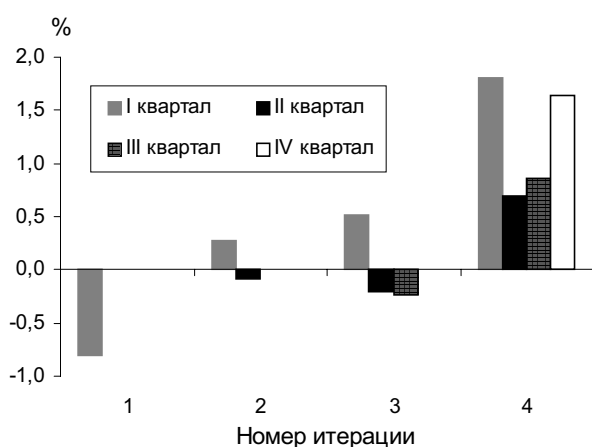


Рис. 1. Уточнение данных по импорту товаров Республики Беларусь за 2002 г.

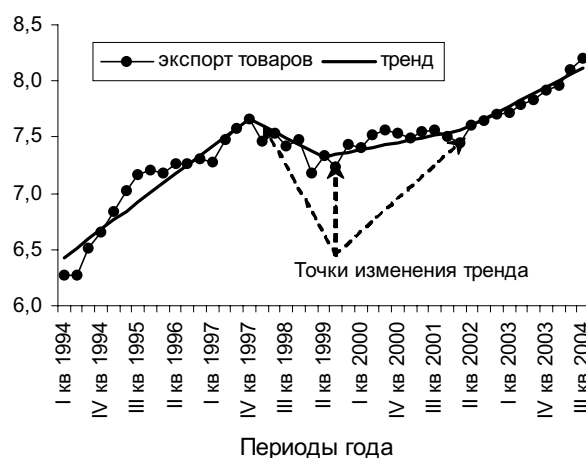


Рис. 2. Временной ряд (в логарифмах) экспорта товаров Республики Беларусь, млн долл. США

лись статистические сборники Министерства статистики и анализа [12–14] и Национального банка [15, 16] Республики Беларусь. Формы представления показателей в этих источниках предопределяют классификацию временных рядов по следующим видам:

в уровнях (объемном выражении) x_t (t -интервал времени) – значения показателя выражены в некоторых единицах измерения и имеют некоторый масштаб (например, ВВП выражается в миллиардах рублей, экспорт сырой нефти – в тоннах);

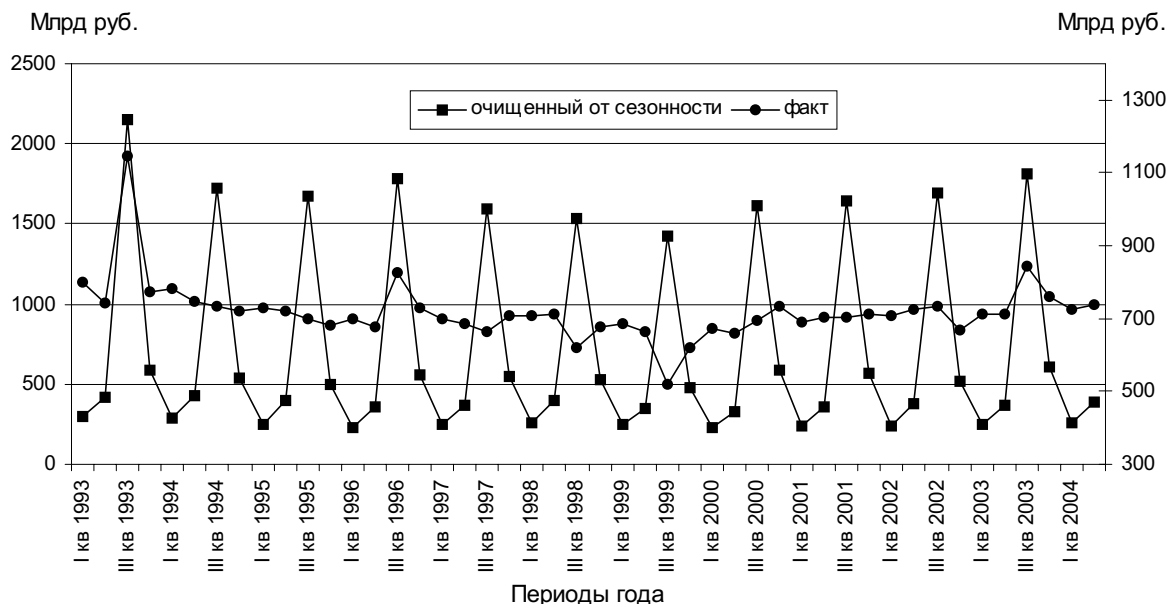


Рис. 3. Временной ряд продукции сельского хозяйства Республики Беларусь, в сопоставимых ценах 2000 г.

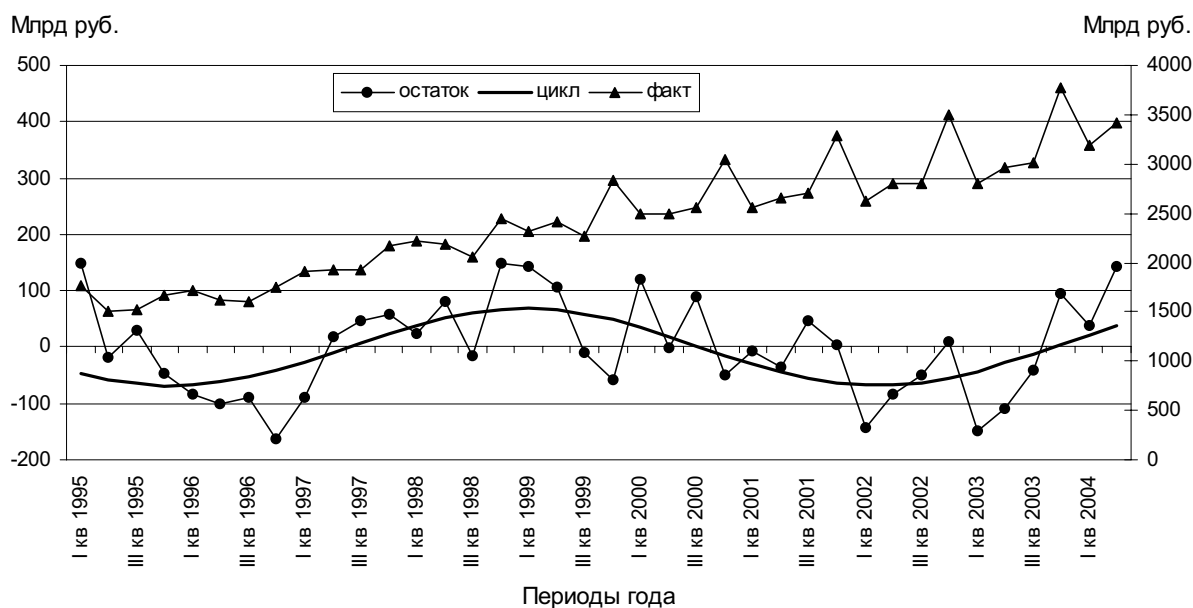


Рис. 4. Временной ряд продукции промышленности Республики Беларусь после исключения сезонной и трендовой составляющих и ее циклическая составляющая, в сопоставимых ценах 2000 г.

в темпах роста (в индексах) I_t , с использованием данных по отношению к фиксированному периоду T , т.е.

$$I_t = \frac{x_t}{x_T}; \quad (1)$$

в темпах роста (в индексах) I_t , с использованием данных x_t по отношению к предыдущему периоду, т.е.

$$I_t = \frac{x_t}{x_{t-1}}; \quad (2)$$

в темпах роста I_t , с использованием данных по отношению к соответствующему периоду предыдущего года, т.е.

$$I_t = \frac{x_t}{x_{t-k}}, \quad (3)$$

где k – число периодов в году ($k = 12$ для месячных и $k = 4$ для квартальных данных);

в темпах роста $I_{i,m}$, с использованием данных нарастающим итогом с начала текущего года по отношению к данным нарастающим итогом с начала предыдущего года, т.е.

$$I_{i,m} = \frac{\sum_{j=ik+1}^{ik+m} x_j}{\sum_{j=(i-1)k+1}^{(i-1)k+m} x_j}, \quad (4)$$

где $m = 1, 2, \dots, k$, i – номер года, k – число периодов в году.

В.р. в уровнях обладают наиболее полной информацией, необходимой для анализа и построения адекватных эконометрических моделей прогнозирования.

Говорят, что показатель (1) представлен в *базисной форме*. Он характеризует динамику соотношений x_t между различными *текущими периодами* t и некоторым фиксированным *базисным периодом* T ; является безразмерным, имеет заданный масштаб и обеспечивает сопоставимость динамики В.р. даже в том случае, когда их уровни выражены в разных единицах измерения.

Нередко уровни x_t В.р. нормируют не на значение x_T , соответствующее некоторому базисному периоду T , а на среднее значение группы соседних периодов. Например, если x_t – В.р. на помесечной основе, то индекс I_t может быть представлен в виде отношения x_t к среднему значению показателя \bar{x}_i в году i , т.е. $I_t = \frac{x_t}{\bar{x}_i}$, где

$$\bar{x}_i = \frac{1}{12} \sum_{j=12i+1}^{12(i+1)} x_j.$$

Смысл такой нормировки пока-

зателя в том, чтобы масштаб нормированного В.р. не зависел от уровней календарной, сезонной и нерегулярной составляющих базисного периода. Зависимости масштаба от уровней календарной, сезонной и нерегулярной составляющих базисного периода можно также избежать, если нормировать В.р. не на уровень x_T , а на уровень его компоненты тренда и конъюнктуры

$$\tilde{x}_T : I_t = \frac{x_t}{\tilde{x}_T}.$$

Говорят, что показатель (2) представлен в *цепной форме* в виде темпа роста. Так же, как базисная, цепная форма является безразмерной величиной и может использоваться для сопоставления разных показателей. При этом переход к ней устраняет экспоненциальный тренд В.р. Однако при использовании В.р. в темпах роста возникают проблемы, связанные с его интерпретацией и переводом в ряд в уровнях [10, 11; 17]. Операция (2) перевода в цепную форму имеет обратную операцию

$$x_t = x_{t_0} \prod_{j=t_0+1}^t I_j, \quad (5)$$

где t_0 – период, предшествующий первому периоду В.р. в цепной форме. Операция (5) дает возможность исходя из цепной формы представления В.р. восстановить его базисную форму с точностью до произвольной ненулевой мультипликативной константы x_{t_0} , т.е. с точностью до операции нормировки. Поскольку всякое вычис-

ление на компьютере является приближенным, а в статистических сборниках данные округляются, это приводит к частичной потере информации. Значит, по данным в цепной форме восстановить данные в базисной можно лишь с некоторой погрешностью, которая, как правило, растет с увеличением длины ряда.

Существенным недостатком операции (2) перевода в цепную форму является увеличение масштаба нерегулярной составляющей, а для В.р. с шагом по времени меньше года – еще и увеличение масштаба календарной и сезонной составляющих [10].

Для анализа краткосрочных тенденций необходимо идентифицировать компоненты тренда и конъюнктуры макроэкономических В.р. Однако в современной отечественной статистической практике методы декомпозиции В.р. на составляющие динамики применяются недостаточно широко. Для анализа краткосрочных тенденций часто используют *данные по отношению к аналогичному периоду* (месяцу, кварталу) *предыдущего года* (см. формулу (3)), которые являются одним из способов устранения сезонности. К сожалению, операция (3) обладает существенными недостатками:

- утрачиваются k мультипликативных констант. Поэтому по данным отношений к аналогичному периоду предыдущего года В.р. в базисной форме *не может быть восстановлен*, т. е. операция (3) в отличие от (2) *не имеет обратной операции*;
 - операция (3) приводит к сдвигу поворотных точек вправо (поворотные точки идентифицируются с опозданием) примерно на полгода. Для иллюстрации данного факта приведем В.р. продукции промышленности Республики Беларусь в сопоставимых ценах в процентах к соответствующему периоду предыдущего года и в сопоставимых ценах в процентах к предыдущему кварталу (рис. 5).
- По данным рис. 5, наблюдение в VI квартале 1994 г. – поворотная точка В.р., построенного согласно формуле (2), а соответствующая ей точка ряда, построенного согласно формуле (3), сдвинута вправо на один квартал. Аналогичная ситуация характерна и для VI квартала 1995 г.
- операция (3) в общем случае полностью не удаляет сезонную составляющую, приводит к увеличению масштаба

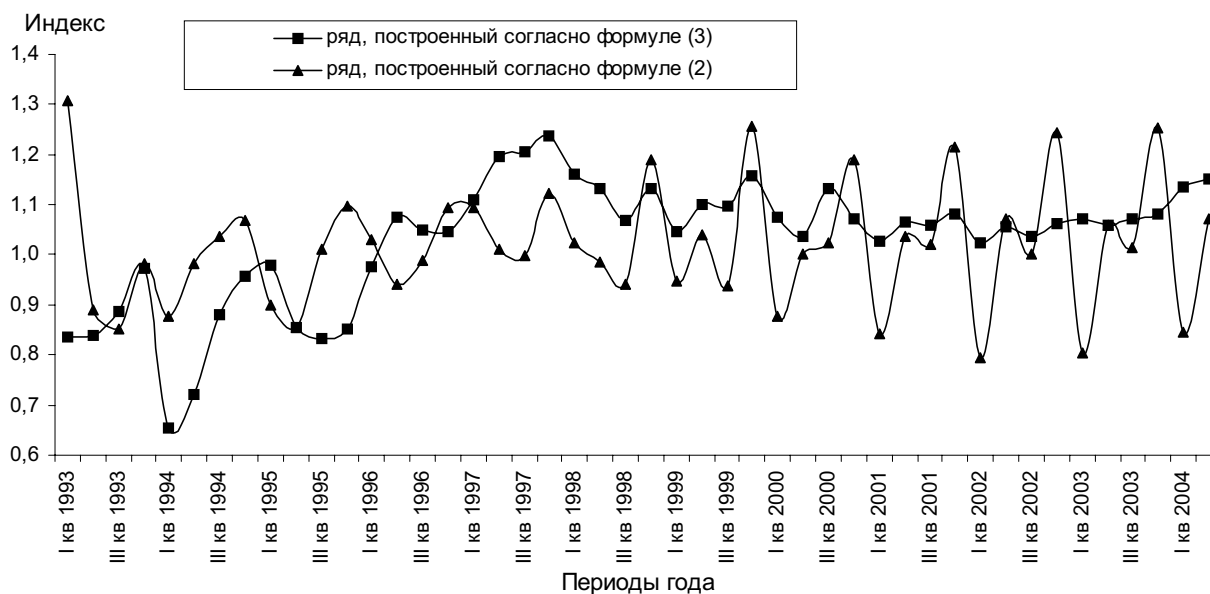


Рис. 5. Иллюстрация сдвига поворотных точек вправо для В.р. продукции промышленности Республики Беларусь, построенного согласно формуле (3), относительно ряда, построенного согласно формуле (2)

нерегулярной составляющей динамики и проникновению сезонной и календарной составляющих в результирующий показатель.

В современной отечественной практике часто пытаются избавиться от влияния сезонного фактора на основе использования данных *нарастающим итогом с начала текущего года по отношению к данным нарастающим итогом с начала предыдущего года* (см. формулу (4)). Однако операция (4) обладает еще более серьезными недостатками, чем операция (3). К их числу, прежде всего, следует отнести:

- утрату сопоставимости соседних значений показателя, поскольку при их получении производится суммирование за разное число периодов;
- утрату k мультипликативных констант и невозможность восстановления В.р. в базисной форме, т. е. операция (4) обратной не имеет; при этом подсерии, за исключением первой, не могут быть восстановлены;
- нарушение хронологии показателя. В отличие от операции (3), сдвигающей все поворотные точки вправо примерно на полгода, операция (4) привносит лаг

$\tau_m = (k - 1 + m) / 2$, где m – номер периода в году. Так как величина τ_m зависит от m , то данная операция, вообще говоря, привносит неодинаковые лаги в разные месяцы, от полугода в начале года до почти года в конце. В качестве иллюстрирующего примера приведем В.р. ВВП Республики Беларусь в сопоставимых ценах в процентах к соответствующему периоду предыдущего года нарастающим итогом и в сопоставимых ценах в процентах к соответствующему периоду предыдущего года (рис. 6);

- увеличение масштаба нерегулярной составляющей динамики в первом периоде каждого года и проникновение сезонной и календарной составляющих в результирующий показатель.

Математический аппарат эконометрического анализа временных рядов

Структурные составляющие динамики макроэкономических В.р. Пусть t – время, а x_t, C_t, S_t, I_t, T_t – уровни В.р. и его календарной,

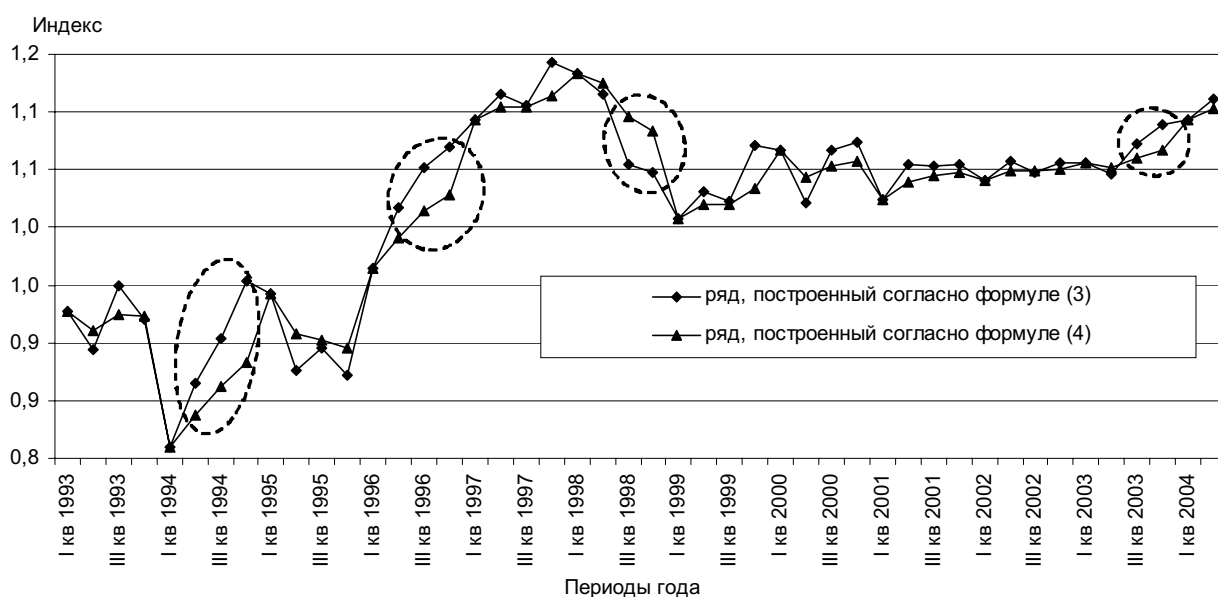


Рис. 6. Иллюстрация искажения хронологии и утраты сопоставимости соседних значений В.р. (выделены кривыми типа эллипса) ВВП Республики Беларусь

сезонной, нерегулярной и трендовой составляющих периода t соответственно. Обычно календарную составляющую считают мультипликативной, т.е. В.р. представляют в виде $x_t = C_t \cdot F(S_t, I_t, T_t)$. Для анализа экономической динамики В.р. зачастую возникает необходимость выделять ее составляющие, т.е. проводить операцию разложения макроэкономического В.р. на структурные составляющие динамики. При этом сезонная составляющая динамики В.р. не несет полезной информации, а лишь порождает несопоставимость между его уровнями, поэтому для сезонной корректировки разработано большое количество методов, основные из которых реализованы в большинстве программных средств (Statistica, X-12 ARIMA, Demetra, EViews).

Важной составляющей эконометрического анализа В.р. является учет структурных изменений, которые обычно являются следствием, например, неожиданных изменений цен на нефть, внезапной смены экономической политики и т.п. Структурные изменения – это частный случай выбросов, которые заметно отличаются от остальных или предыдущих значений ряда. Различают следующие типы выбросов [18]:

- аддитивные (*additive outlier*),
- инновационные (*innovation outlier*),
- изменения уровня (*level change*),
- изменение дисперсии (*variance change*).

Аддитивные выбросы возникают в результате ошибок статистических измерений, стихийных бедствий и т.п. Они влияют только на одно наблюдение В.р., не затрагивая все последующие. Инновационные выбросы отображают появление внешних факторов, влияющих на изменение тренда В.р., и тем самым – на динамику ряда с момента их появления. Изменения уровня – это выбросы, обусловленные внешними воздействиями, которые изменяют среднее значение В.р. В случае последнего типа выбросов изменяется дисперсия инноваций (шоков). Примером подобных выбросов является ситуация смены фиксированного обменного курса на плавающий.

Учет структурных изменений при построении эконометрических моделей проводится посредством фиктивных переменных, которые вводятся следующим образом:

- для моделирования сезонности –

$$DS(r_1, r_2, m)_t = \begin{cases} 1, & \text{если } r_1 \leq t \leq r_2 \\ & \text{и } t = m + 4l, l = 0, 1, 2, \dots, \\ 0 & \text{– в противном случае,} \end{cases}$$

где r_1 и r_2 – соответственно номер периода начала и окончания сезонной волны, $m = 1, 2, 3, 4$ для квартальных данных и $m = 1, 2, \dots, 12$ – для месячных данных. При описании моделей вместо номеров r_1 и r_2 будем записывать год начала и окончания сезонности;

- для моделирования изменения тренда –

$$DT(r)_t = \begin{cases} t - r, & \text{если } t \geq r, \\ 0 & \text{– в противном случае,} \end{cases}$$

где r – номер периода изменения тренда;

- для моделирования аддитивных выбросов –

$$D(r)_t = \begin{cases} 1, & \text{если } t = r, \\ 0 & \text{– в противном случае,} \end{cases}$$

где r – номер периода, в котором произошел выброс;

- для моделирования изменения уровня –

$$DU(r)_t = \begin{cases} 1, & \text{если } t > r, \\ 0, & \text{если } t \leq r, \end{cases}$$

где r – момент смены уровня ряда.

Для повышения наглядности в эконометрических моделях вместо номера наблюдения r в фиктивных переменных D , DT , DU будем записывать год и квартал, соответствующие этому наблюдению, в следующем виде – (год: квартал).

Использование в моделях фиктивных переменных позволяет не производить первоначальное сглаживание В.р., которое для переходных экономик не всегда оправданно. Часто изменения структуры ряда вызваны произошедшими экономическими шоками, и фиктивные переменные могут рассматриваться в качестве мультипликаторов этих шоков.

Тесты на стационарность. При построении эконометрических моделей необходимо учитывать наличие или отсутствие у В.р. стохастического (недетерминированного) тренда. Иначе говоря, приходится решать вопрос об отнесении

каждого из рассматриваемых В.р. к классу рядов, стационарных относительно детерминированного тренда (TS-ряд), или к классу рядов, имеющих стохастический тренд (возможно, наряду с детерминированным трендом) (DS-ряд) и приводящихся к стационарному ряду только путем взятия разностей. Принципиальное различие между этими двумя классами В.р. состоит в том, что в случае стационарного ряда вычитание из него соответствующего детерминированного тренда приводит к стационарному ряду, а в случае нестационарного ряда вычитание детерминированной составляющей оставляет его нестационарным из-за наличия у него стохастического тренда.

Определение принадлежности В.р. к классам стационарных или нестационарных весьма важно для правильного построения эконометрических моделей (регрессионных, коррекции ошибок, векторной авторегрессии, системы одновременных уравнений). Известно [18], что использование в регрессии нестационарных В.р. может привести к фиктивным результатам – ложной (*spurious*) линейной связи, которая характеризуется следующими свойствами:

- линейная регрессия без свободного члена дает коэффициент множественной детерминации $R^2 \approx 0,44$ независимо от размера выборки;
- если свободный член присутствует ($\mu \neq 0$), то $R^2 > 0,44$ и $R^2 \rightarrow 1$ при увеличении числа наблюдений;
- оценка дисперсии остатков составляет примерно 14% от истинной дисперсии случайного возмущения, т.е. оценка дисперсии сильно занижена;
- остатки регрессии оказываются коррелированными с коэффициентом корреляции, примерно равным $\rho_1 = 1 - \frac{10}{T}$, где T – длина В.р.;
- t -статистика не приемлема для проверки гипотезы о значимости коэффициента при переменной тренда, поскольку смещена в сторону принятия гипотезы о наличии линейного тренда;

- независимые случайные «блуждания» демонстрируют высокую корреляционную зависимость, и регрессия в этом случае бессмысленна с экономической точки зрения.

Проблема отнесения В.р. динамики, имеющих выраженный тренд, к одному из двух указанных классов активно обсуждалась в последнее время в экономической литературе [18–23]. Дело в том, что траектории стационарных и нестационарных В.р. отличаются кардинальным образом. Стационарные В.р. имеют линию тренда в качестве некоторой «центральной линии» с достаточно частыми колебаниями ряда выше и ниже этой линии. Нестационарные В.р., помимо детерминированного тренда (если таковой существует), имеют еще и так называемый стохастический тренд, из-за присутствия которого траектория ряда долго пребывает по одну сторону линии детерминированного тренда (выше или ниже соответствующей прямой), удаляясь от нее на значительные расстояния. По существу, в этом случае линия детерминированного тренда перестает играть роль «центральной», вокруг которой колеблется траектория ряда. В стационарных В.р. влияние предыдущих шоковых воздействий затухает с течением времени, а в нестационарных рядах такое затухание отсутствует, и каждый отдельный шок влияет с одинаковой силой на все последующие значения ряда. В связи с этим наличие стохастического тренда требует проведения определенной экономической политики для возвращения макроэкономической переменной к ее долговременной перспективе. При отсутствии стохастического тренда серьезных усилий для достижения такой цели не требуется. В этом случае переменная «скользит» вдоль линии тренда как направляющей, пересекая ее достаточно часто и не уклоняясь от нее сколь угодно далеко.

Для решения вопроса об отнесении исследуемого В.р. к классу стационарных (относительно линейного тренда) или нестационарных процессов имеется ряд различных тестов. Однако все эти тесты страдают теми или иными недостатками. Тесты, сформулированные в виде формальных статистических критериев, как правило, имеют достаточно низкую мощность. Поэтому

часто не отвергается исходная (нулевая) гипотеза, когда она в действительности не выполняется. В то же время невыполнение теоретических предпосылок, на которых основывается критерий, при применении его к В.р. приводит к отличию реально наблюдаемого размера критерия от заявленного уровня значимости. Из-за последнего обстоятельства теряется контроль над вероятностью ошибки первого рода, в результате чего нулевая гипотеза зачастую отвергается, когда в действительности она верна. С учетом этого исследователи при анализе рядов на принадлежность их к классу стационарных или нестационарных обычно используют не один, а несколько тестов и подкрепляют полученные выводы графическими процедурами.

При этом наиболее часто используются следующие тесты.

В тесте **Дики-Фуллера** [24] нулевой (альтернативной) гипотезой является тот факт, что исследуемый В.р. x_t нестационарен (стационарен) и описывается одной из трех моделей авторегрессии первого порядка с поправкой на линейный тренд:

1) если В.р. x_t имеет детерминированный линейный тренд, то оценивается модель

$$\Delta x_t = \varphi x_{t-1} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t, \quad t = 2, \dots, T;$$

2) если В.р. x_t не имеет детерминированного тренда и его математическое ожидание не равно нулю, то берется модель

$$\Delta x_t = \varphi x_{t-1} + \alpha + \varepsilon_t, \quad t = 2, \dots, T;$$

3) если у В.р. x_t нет детерминированного тренда и его математическое ожидание равно нулю, то выбирается модель

$$\Delta x_t = \varphi x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 2, \dots, T.$$

Здесь и далее ε_t – независимые случайные величины, имеющие одинаковое нормальное распределение с нулевым математическим ожиданием, а φ , α и β – оцениваемые параметры.

Методом наименьших квадратов оцениваются параметры модели φ , α , β и вычисляется значение t -статистики t_φ для проверки нулевой гипотезы $\varphi = 0$. Полученное значение сравнивается с критическим уровнем t_{crit} . Гипотеза

о нестационарности В.р. отвергается, если $t_\varphi < t_{crit}$. Критические уровни, соответствующие выбранным уровням значимости, берутся из таблиц, приведенных в [24], если В.р. наблюдается на интервалах длины $T \in \{25, 50, 100, 250, 500\}$. Если количество наблюдений T другое, то критические значения статистики t_{crit} вычисляются с использованием формул из [25].

Мощность теста Дики-Фуллера существенно зависит от оцениваемой модели. С одной стороны, неправильный выбор оцениваемой модели может значительно отразиться на мощности этого теста. Так, если В.р. порождается моделью случайного блуждания со сносом, а статистические выводы проводятся по результатам оценивания модели без включения трендовой составляющей, то мощность критерия стремится к нулю с возрастанием количества наблюдений [26]. С другой стороны, уменьшение мощности критерия может быть вызвано и избыточностью оцениваемой модели.

Если же В.р. описывается моделью более высокого порядка $p > 1$ и у характеристического многочлена не более одного единичного корня, то для анализа данного ряда на стационарность применяется **расширенный тест Дики-Фуллера** (ADF-тест) [18], в котором в правые части каждой из трех рассмотренных для теста Дики-Фуллера моделей добавлены запаздывающие разности Δx_{t-j} , $t = 2, \dots, p - 1$. Полученные при оценивании моделей с добавленными запаздывающими разностями значения t -статистик t_φ для проверки нулевой гипотезы $\varphi = 0$ сравниваются с теми же критическими значениями t_{crit} , что и для теста Дики-Фуллера. Гипотеза о нестационарности В.р. отвергается, если $t_\varphi < t_{crit}$. ADF-тест может использоваться и в том случае, когда В.р. x_t описывается смешанной моделью авторегрессии и скользящего среднего.

В тесте **Филлипса-Перрона** (PP-тест) [27] проверка нулевой гипотезы о нестационарности В.р. x_t сводится к проверке гипотезы $\varphi = 0$ на основе статистической модели

$$\Delta x_t = \varphi x_{t-1} + \alpha + \beta t + u_t, \quad t = 2, \dots, T,$$

где $E|u_t|^\delta \leq C < \infty$ для некоторого $\delta > 2$, где E – математическое ожидание случайной величины u_t . В отличие от теста Дики-Фуллера, случайные составляющие u_t могут быть автокоррелированными, иметь различные дисперсии и не обязательно нормальные распределения.

РР-тест основывается на t -статистике, скорректированной на возможную автокоррелированность и гетероскедастичность В.р. u_t (обозначается Z_t). При вычислении статистики Z_t приходится оценивать так называемую «долговременную» дисперсию ряда u_t , которая определяется следующим образом:

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(u_1 + \dots + u_T)^2.$$

Для λ^2 можно взять оценку из [28]:

$$(\lambda^2)^* = \gamma_0^* + 2 \sum_{j=1}^l \left[1 - \frac{j}{l+1} \right] \gamma_j^*,$$

где $\gamma_j^* = T^{-1} \sum_{t=j+1}^l u_t^* u_{t-j}^*$ – j -ая выборочная автоковариация В.р. u_t , l – количество используемых лагов, u_t^* – остатки оцененной модели РР-теста.

В случае, когда l и T стремятся к бесконечности, но так, что $(l/T)^{1/4} \rightarrow 0$, оценка $(\lambda^2)^*$ является состоятельной для «долговременной» дисперсии λ^2 . При этом асимптотические распределения статистики Z_t совпадают с соответствующими асимптотическими распределениями статистики t_ϕ в критерии Дики-Фуллера.

Важным вопросом в РР-тесте является выбор количества используемых лагов l (параметр l называют «шириной окна» – *window size*). С одной стороны, недостаточная ширина окна ведет к отклонениям от номинального размера критерия (уровня значимости). В то же время увеличение ширины окна во избежание отклонений от номинального размера критерия может привести к падению мощности критерия. Исследования в этом направлении не привели к какому-либо простому правилу выбора значения l [18]. В пакете EViews выбирается значение $l = [4 \cdot (T/100)^{2/9}]$, где $[a]$ – целая часть числа a . Критические значения для ста-

тистики Z_t берутся из [24] или вычисляются по формулам, приведенным в [25].

Тест Квятковского-Филлипса-Шмидта-Шина (KPSS-тест) [29] в качестве нулевой рассматривает гипотезу о принадлежности В.р. классу стационарных. Рассмотрение ведется в рамках следующей модели: $x_t = \delta t + \zeta_t + \varepsilon_t$, где ε_t – стационарный процесс и ζ_t – случайное блуждание, определяемое как $\zeta_t = \zeta_{t-1} + u_t$, u_t – нормально распределенная случайная величина с нулевым средним и дисперсией, равной σ_u^2 .

Нулевая гипотеза о стационарности формулируется следующим образом:

$$H_0 : \sigma_u^2 = 0 \text{ или } \zeta_t - \text{константа}.$$

Альтернативная гипотеза соответствует предположению о том, что дисперсия отлична от нуля и анализируемый временной ряд принадлежит классу нестационарных. В такой формулировке предложенный критерий является LM-критерием для проверки указанной нулевой

гипотезы: $LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_e^2}$, где $\hat{\sigma}_e^2$ – дисперсия остатков регрессии, $S_t^2 = \sum_{i=1}^t e_i^2$, e_i – остатки регрессии x_t на константу и тренд t . Если ошибки нормально распределены, то величина $\hat{\sigma}_e^2$ сходится к $\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_T^2)$.

И в РР-тесте, и в KPSS-тесте требования на ошибки менее строгие, чем в критерии Дики-Фуллера. Поэтому, если ошибки не являются нормально распределенными, σ^2 аппроксимируется посредством

$$\tilde{s}_{ll}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} + \sum_{\tau=1}^l \omega_{\tau l} \sum_{t=\tau+1}^T e_t e_{t-\tau},$$

где $\omega_{\tau l}$ – весовая функция для выбора спектрального окна, l – ширина окна. При применении KPSS-теста также возникает проблема выбора ширины окна l , поскольку значения статистики критерия довольно чувствительны к значению l .

В данном тесте обычно берется $\omega_{\tau l} = 1 - \frac{\tau}{l+1}$.

В случае, когда на периоде наблюдений имеются структурные изменения В.р. в некоторый момент времени T_B либо в форме сдвига уровня, либо в форме изменения наклона тренда, либо в форме сочетания этих двух изменений, Перроном [20] предложена процедура проверки нулевой гипотезы о принадлежности В.р. к классу нестационарных рядов. Необходимость использования такой процедуры связана с тем, что критерий принадлежности В.р. к классу нестационарных не допускает возможности изменения структуры модели, и если такое изменение в действительности произошло, то он имеет очень низкую мощность, т.е. практически всегда не отвергает нулевую гипотезу. Поэтому Перрон предложил оценивать следующую модель:

$$x_t = \alpha + \mu DU(t_B)_t + \beta t + \nu DT(t_B)_t + \varphi x_{t-1} + \delta D(t_B)_t + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t,$$

где α , μ , β , ν , φ , δ , θ_i – оцениваемые параметры. Тем самым процедура проверки В.р. x_t на стационарность сводится к проверке на стационарность ряда остатков ε_t .

На практике приведенные тесты не всегда дают однозначный результат, поэтому используются и другие: Дики-Фуллера с GLS исключенным трендом (DFGLS-тест), Эллиота-Ротенберга-Стока (ERS-тест), Нг-Перрона (NP-тест) и др. [18].

Оценивание качества моделей и точности прогнозов. Для оценки качества построенных эконометрических моделей, как правило, используется стандартная техника [30, 31]: коэффициент детерминации R^2 , скорректированный коэффициент детерминации R_a^2 , стандартная ошибка регрессии (SER), статистика Дарбина-Уотсона (DW), LM-критерий автокоррелированности ошибок Бройша-Годфри, F -статистика, p -значение (F -статистики), информационные критерии Акаике (АИК) и Шварца (SIK). Оценка статистической значимости коэффициентов в построенных моделях проводится с помощью p -значения (t -статистики). Наличие структурных изменений оценивалось с помощью теста Чоу. При использовании таблиц критических значений статистических оценок, в частности статистики

DW, F -статистики, а также для оценки p -значения (F -статистики) и p -значения (t -статистики), выбран уровень значимости, наиболее распространенный в экономическом анализе, равный 0,05. Для уравнений, содержащих лаговые значения объясняющей переменной, вместо статистики DW приводятся значения LM-критерия Бройша-Годфри.

Для оценки прогнозов используется среднеабсолютная процентная ошибка (MAPE), определяемая по формуле

$$MAPE = \frac{100}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} \frac{|x_t - \tilde{x}_t|}{x_t},$$

где x_t и \tilde{x}_t – соответственно фактическое и прогнозное значения показателя в момент времени t ; τ – период прогнозирования.

Модели разложения В.р. Результаты разложения В.р. на составляющие динамики макропоказателей белорусской экономики на примере продукции промышленности и сельского хозяйства, ввода в эксплуатацию жилья использовались для построения авторегрессионных моделей, в основу которых положена зависимость соответствующего значения показателя каждого квартала от его значений за предыдущие четыре квартала. Такой подход впервые был применен в [32]. Предложенные модели реализованы с помощью пакета EViews и по ним проведены экспериментальные расчеты.

Показатель производства продукции промышленности представлен В.р. «валовые выпуски по промышленности поквартально с 1 квартала 1995 по 2 квартал 2004 г. в сопоставимых ценах 2000 г.». Для этого ряда характерно наличие сезонной составляющей на всем рассматриваемом интервале, однако с 1999 г. (16-ое значение) ее характер изменился, размах сезонных колебаний увеличился, что может быть вызвано изменением методики учета данного показателя. У вышеупомянутого показателя также выявлена цикличность. В.р. по промышленности, его разложение на сезонную, трендовую, циклическую составляющие и остатки приведены на рис. 7.

Модель разложения В.р. продукции промышленности на сезонность, линейный тренд, цикличность и остатки имеет вид:

$$\begin{aligned}
 p_{\tau} = & 48333,3 \underset{(0,000)}{\tau} + 1639574 \underset{(0,000)}{DS(1995, 2004, 1)}_{\tau} + \\
 & + 1491680 \underset{(0,000)}{DS(1995, 2004, 2)}_{\tau} + \\
 & + 1418038 \underset{(0,000)}{DS(1995, 2004, 3)}_{\tau} + \\
 & + 1577951 \underset{(0,000)}{DS(1995, 2004, 4)}_{\tau} - \\
 & - 228763,9 \underset{(0,000)}{DS(1999, 2004, 1)}_{\tau} + \\
 & + 422110,3 \underset{(0,000)}{DS(1999, 2004, 4)}_{\tau} - \\
 & - 74127,3 \underset{(0,000)}{\sin(0,25(\tau + 3))} + P_{\tau},
 \end{aligned} \tag{6}$$

где p_{τ} – продукция промышленности, млн руб., P_{τ} – остаток для продукции промышленности, полученный после исключения сезонности, цикличности и тренда, $\sin(0,25(\tau + 3))$ – тригонометрическая функция синус, задающая циклическую составляющую. В скобках под коэффициентами указаны соответствующие p -значения (t -статистики).

В модели (6) переменная τ задает линейный тренд, с помощью фиктивных переменных $DS(1995, 2004, i)_{\tau}$ $i = 1, 2, 3, 4$, моделируются сезонные колебания на всем интервале, а с помо-

щью $DS99(1999, 2004, j)_{\tau}$ $j = 1, 4$ – изменения сезонной волны с 1999 г. в I и IV кварталах. В.р. P_{τ} является стационарным, что подтверждается ADF и PP-тестами. Значения критериев оценки качества модели (6) представлены в табл. 1.

Авторегрессионная модель В.р. P_{τ} , построенная на данных с I квартала 1995 по IV квартал 2003 г., имеет вид:

$$\Delta P_{1t} = -0,637 \underset{(0,034)}{P_{1,t-1}} - 0,648 \underset{(0,048)}{P_{3,t-1}}, \tag{7}$$

$$\Delta P_{3t} = -18400,9 \underset{(0,050)}{} - 0,655 \underset{(0,050)}{P_{3,t-1}} - 0,747 \underset{(0,028)}{P_{4,t-1}}, \tag{8}$$

$$\Delta P_{2t} = 0,428 \underset{(0,046)}{P_{1t}} - 1,914 \underset{(0,001)}{P_{2,t-1}} + 0,141 \underset{(0,046)}{P_{4,t-1}}, \tag{9}$$

$$\Delta P_{4t} = -0,653 \underset{(0,016)}{P_{1t}} - 1,166 \underset{(0,019)}{P_{4,t-1}}. \tag{10}$$

Значения критериев оценки качества построения модели (7)–(10) представлены в табл. 1.

По всем статистическим характеристикам модели (6), (7)–(10) могут быть признаны удовлетворительными. Средняя ретроспективная ошибка точности годового прогноза, построенного по моделям (6), (7)–(10), составляет 1,55 п.п. Были также построены авторегрессионные модели на интервалах с I квартала 1995 г. по IV квартал 2002 г. и с I квартала 1995 г.

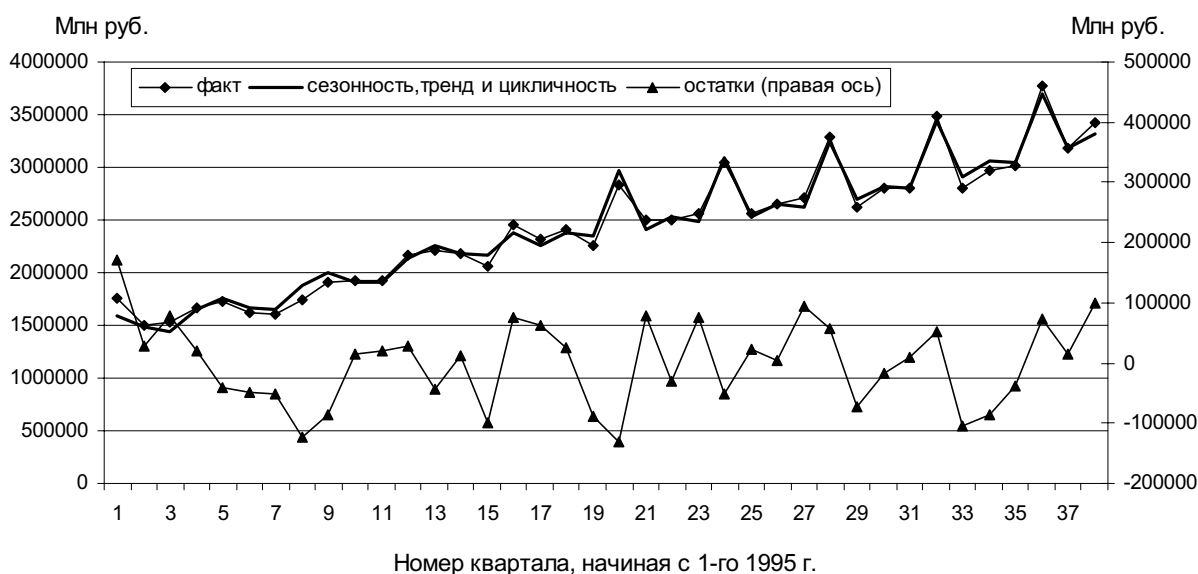


Рис. 7. Временной ряд продукции промышленности Республики Беларусь и его разложение

по IV квартал 2001 г. (структура этих моделей отличается от модели (7)–(10) только для первого квартала), и по ним получены прогнозы на четыре квартала вперед. Средняя точность прогноза по предложенным моделям на квартал составила 0,93, на полугодие – 0,48, на 9 месяцев – 0,33 и на год – 0,98 п.п.

В.р. продукции сельского хозяйства Республики Беларусь представлен в сопоставимых ценах 2000 г. за период с I квартала 1995 г. по II квартал 2004 г. Для данного ряда характерно наличие сезонности и изменение тренда в 1999 г. Этот вывод подтверждается как визуальным анализом графика продукции сельского хозяйства, так и тестом Чоу на наличие структурных изменений ряда. На рис. 8 приведен В.р. продукции сельского хозяйства, очищенный от сезонности.

Модель разложения В.р. продукции сельского хозяйства на сезонность, изменение линейного тренда и остатки имеет вид:

$$\begin{aligned}
 a_{\tau} = & 277704,7DS(1995, 2004, 1)_{\tau} + \\
 & + 403675,4DS(1995, 2004, 2)_{\tau} + \\
 & + 1679374DS(1995, 2004, 3)_{\tau} + \\
 & + 580002,7DS(1995, 2004, 4)_{\tau} - \\
 & - 4824,9\tau + 10762,9DT(1999 : 3)_{\tau} + A_{\tau},
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

где a_{τ} – продукция сельского хозяйства, млн руб., A_{τ} – остаток для продукции сельского хозяйства, полученный после удаления сезонности и тренда.

Значения критериев оценки качества моделей (6) и (7)–(10)

Таблица 1

№	R ²	R _a ²	SER	DW*	F-статистика	p-значение (F-статистика)	AIK	SIK
(6)	0,986	0,983	78895,4	1,74	–	–	25,574	25,919
(7)	0,738	0,700	56261,0	0,44(0,67)	–	–	24,907	24,950
(8)	0,856	0,809	35729,3	0,01(0,98)	–	–	24,067	24,132
(9)	0,824	0,753	50339,0	1,54(0,35)	11,684	0,013	24,771	24,801
(10)	0,648	0,590	79128,9	0,44(0,67)	–	–	25,608	25,628

*Для уравнений (7)–(10) вместо статистики Дарбина-Уотсона приведено значение LM-критерия.

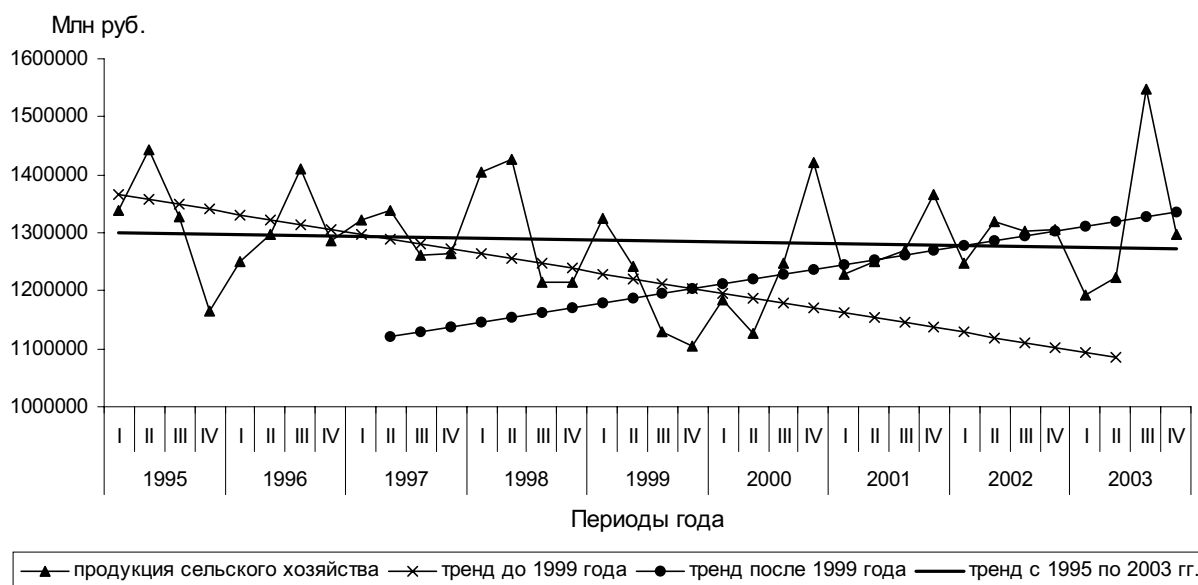


Рис. 8. Временной ряд производства продукции сельского хозяйства Республики Беларусь, очищенный от сезонности

В модели (11) переменная τ задает тренд; с помощью фиктивных переменных $DS(1995, 2004, i)_\tau$, $i = 1, 2, 3, 4$, моделируются сезонные колебания на всем интервале, а с помощью $DT(1999:3)_\tau$ – изменение тренда в III квартале 1999 г. Ряд остатков A_τ является стационарным, что подтверждается ADF и PP-тестами.

Для показателя ввода в эксплуатацию жилья сформирован поквартальный В.р. с I квартала 1995 по II квартал 2004 г. в тыс. м². Визуальный анализ ряда показывает различный характер сезонных колебаний на интервалах 1995–1998 и 1999–2003 гг., а также изменение тренда с 1999 г. Тест Чоу на наличие структурных изменений ряда подтверждает излом тренда в I квартале 1999 г. Причем до 1999 г. наблюдается ежегодный прирост объемов ввода в эксплуатацию жилья, а с 1999 г. их уровень практически неизменен. Непостоянство сезонных волн может объясняться изменением методики учета данного показателя. Изменение тренда в некоторой степени объясняется тем, что в связи с принятием в 1999 г. Программы социально-экономического развития Республики Беларусь на 2000–2005 гг. одним из приоритетов развития было определено жилищное строительство и соответственно на 5 лет запланирован объем выделяемого финансирования. В.р. для данного

показателя, его разложение на сезонность, тренд и остатки представлены на рис. 9.

Модель разложения В.р. ввода в эксплуатацию жилья имеет вид:

$$\begin{aligned}
 h_\tau = & 761,6 + 39,5DT(1995:1)_\tau - \\
 & \quad \quad \quad (0,000) \quad \quad \quad (0,000) \\
 & - 656,5DS(1995, 1999,1)_\tau - \\
 & \quad \quad \quad (0,000) \\
 & - 483,3DS(1995,1999,2)_\tau - \\
 & \quad \quad \quad (0,000) \\
 & - 417,7DS(1995,1999,3)_\tau + \\
 & \quad \quad \quad (0,000) \\
 & + 167DS(1995,1999,4)_\tau + \\
 & \quad \quad \quad (0,000) \\
 & + 129,4DS(2000,2004,1)_\tau - \\
 & \quad \quad \quad (0,021) \\
 & - 135,6DS(2000,2004,4)_\tau + \\
 & \quad \quad \quad (0,016) \\
 & + 105,7(D(2000:1)_\tau + D(2000:2)_\tau + \\
 & \quad \quad \quad (0,013) \\
 & + D(2000:3)_\tau + D(2000:4)_\tau) + H_\tau,
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

где h_τ – ввод в эксплуатацию жилья, тыс.м², H_τ – остаток для ввода в эксплуатацию жилья, $\tau = 1, 2, \dots, 38$ – номер квартала, начиная с 1-го 1995 г.

В модели (12) переменная $DT(1995:1)_\tau$ задает тренд с 1995 по 1999 г., переменные $DS(1995, 1999, i)_\tau$, $i = 1, 2, 3, 4$, моделируют

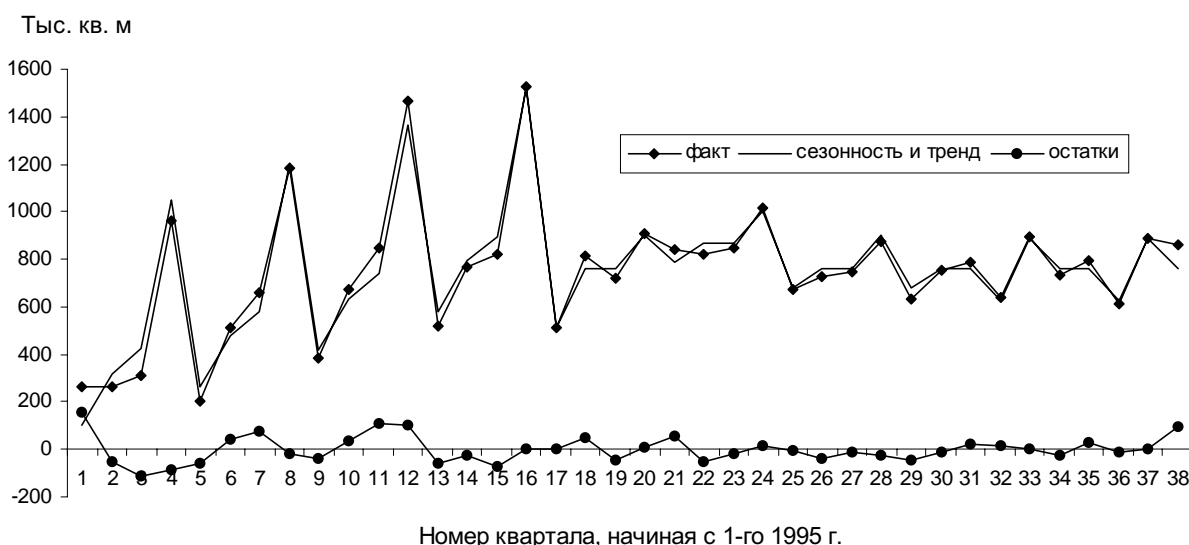


Рис. 9. Временной ряд ввода в эксплуатацию жилья Республики Беларусь и его разложение

сезонные колебания на интервале 1995–1999 гг., а с помощью $DS(2000, 2004, j)_\tau, j = 1, 4$, задаются изменения сезонной волны с 1999 г. в первом и четвертом кварталах. Переменная $(D(2000:1)_\tau + D(2000:2)_\tau + D(2000:3)_\tau + D(2000:4)_\tau)$ задает скачок в 2000 г. В.р. остатков H_τ является стационарным, что подтверждается ADF и PP-тестами. Значения критериев оценки качества построенных моделей (11) и (12) приведены в табл. 2.

По всем статистическим характеристикам модели (11) и (12) могут быть признаны удовлетворительными.

Аналогичным образом построены модели разложения В.р. экспорта, импорта и ВВП. Сравнительная характеристика точности прогнозов, построенных с учетом разложения и без него, приведена в табл. 3. Прогнозы строились с помощью средства автоматического прогнозирования Demetra и авторегрессионных моделей, разработанных в данной статье и в [32, 33] с помощью EViews. Как видно из табл. 3, разложение В.р. на составляющие динамики позволяет повысить точность прогнозов.

Анализ на стационарность В.р. Обозначения В.р. макроэкономических показателей Республики Беларусь, для которых проведен анализ на стационарность, представлены в табл. 4.

На практике при проведении анализа на стационарность В.р. в основном используются два теста – ADF и KPSS. Для принятия решения о типе стационарности В.р. результаты этих тестов должны быть непротиворечивы (см. В.р. *xg, mg, er, ee, eu, op, ov* в табл. 5), в противном случае необходимо использование дополнительных тестов. Например, для В.р. *inv*-результаты ADF-теста свидетельствуют о нестационарности, результаты KPSS-теста, напротив, – о стационарности. Дополнительно проведенные тесты PP и DFGLS отвергли гипотезу о нестационарности на уровне значимости 1%. Это дает основание считать В.р. *inv*-стационарным.

Как отмечалось ранее, тесты чувствительны к наличию у В.р. структурных изменений. Так, для В.р. *k* и *d* результаты применения тестов были противоречивы. Однако после использования в спецификации тестируемых моделей, фиктивных переменных, отражающих последствия российского кризиса 1998 г. (а для кредита – и последствия валютной политики 1997 г., приведшие к его значительному росту), результаты тестов стали свидетельствовать в пользу стационарности этих рядов [34].

Рассмотрение В.р. на различных интервалах, вообще говоря, может приводить к неодинаковым результатам. Из проведенных для В.р.

Таблица 2

Значения критериев оценки качества моделей (11) и (12)

№	R ²	R _a ²	SER	DW	F-статистика	p-значение (F-статистика)	AIC	SIK
(11)	0,991	0,990	55522,3	2,04	–	–	24,831	25,089
(12)	0,958	0,941	67,9	1,78	54,6	0,000	11,526	12,043

Таблица 3

Среднеабсолютная процентная ошибка (MAPE) годового прогноза макроэкономических показателей Республики Беларусь на 2004 г., %

Показатель	Demetra		Авторегрессионная модель	
	без разложения В.р.	с разложением В.р.	без разложения В.р.	с разложением В.р.
ВВП	1,82	1,43	1,18	0,88
Промышленность	5,97	3,27	3,42	1,55
Сельское хозяйство	10,27	2,34	9,25	2,27
Внешнеторговый оборот	9,51	5,78	2,0	1,28
Экспорт	7,25	5,62	1,4	1,4
Импорт	11,6	5,93	2,3	1,19
Ввод в эксплуатацию жилья	19,36	3,21	21,4	2,75

cri92 тестов два (KPSS и DFGLS) свидетельствовали о нестационарности ряда, а четыре (ADF, PP, ERS, NP) – об его стационарности, следовательно, по результатам данных тестов он может быть признан стационарным. В то же время для В.р. индекса потребительских цен с 1996 г. (*cri96*)

эти же тесты свидетельствуют об его нестационарности, что согласуется с [23].

Для одного и того же показателя различные формы представления дают соответственно противоположные результаты (табл. 5, показатели *gp* и *gpi*).

Таблица 4

Условные обозначения временных рядов макропоказателей Республики Беларусь

Условное обозначение В.р.	Экономическое содержание показателя
<i>xg</i>	Экспорт товаров (в ценах FOB) с I квартала 1994 г., млн долл. США
<i>mg</i>	Импорт товаров (в ценах FOB) с I квартала 1994 г., млн долл. США
<i>er</i>	Индекс реального курса белорусского рубля к российскому рублю с I квартала 1994 г. (предыдущий период=1)
<i>ee</i>	Индекс реального курса белорусского рубля к евро с I квартала 1994 г. (предыдущий период=1)
<i>eu</i>	Индекс реального курса белорусского рубля к доллару США с I квартала 1994 г. (предыдущий период=1)
<i>ef</i>	Индекс реального эффективного курса белорусского рубля к валютам стран основных торговых партнеров с I квартала 1994 г. (предыдущий период=1)
<i>op</i>	Цена импорта сырой нефти с I квартала 1994 г., долл./т
<i>ov</i>	Физический объем импорта сырой нефти с I квартала 1994 г., т
<i>inv_t</i>	Валовое накопление основного капитала
<i>k</i>	Кредит счета текущих операций платежного баланса с I квартала 1994 г., млн долл. США
<i>d</i>	Дебет счета текущих операций платежного баланса с I квартала 1994 г., млн долл. США
<i>cri92</i>	Индекс потребительских цен (в логарифмах) с января 1992 г. (январь 1992 г.=1)
<i>cri96</i>	Индекс потребительских цен (в логарифмах) с января 1996 г. (январь 1996 г.=1)
<i>gp</i>	Цена импорта природного газа с I квартала 1994 г. (долл./1000м ³)
<i>gpi</i>	Индекс цены импорта природного газа (предыдущий период=1)

Таблица 5

Результаты применения тестов ADF и KPSS к временным рядам, приведенным в табл.4

Временной ряд	ADF-тест			KPSS-тест			Результат
	Спецификация	ADF-статистика	Критические значения	Спецификация	LM-статистика	Критические значения	
<i>xg</i>	T,1	-3,183	-3,524	C	0,636	0,463	DS
<i>mg</i>	T,2	-2,648	-3,524	C	0,584	0,463	DS
<i>er</i>	C,3	-3,770	-2,933	C	0,175	0,463	TS
<i>ee</i>	N,4	-4,274	-1,949	C	0,143	0,463	TS
<i>eu</i>	T,2	-4,345	-3,527	T	0,122	0,146	TS
<i>ef</i>	C,2	-3,760	-2,937	C	0,175	0,463	TS
<i>op</i>	T,1	-2,701	-3,524	T	0,167	0,146	DS
<i>ov</i>	T,4	-4,091	-3,524	T	0,136	0,146	TS
<i>inv</i>	T,2	0,461	-3,525	T	0,343	0,146	–
<i>k</i>	T,4	-2,598	-3,537	T	0,138	0,146	–
<i>d</i>	T,4	-2,795	-3,540	T	0,136	0,146	–
<i>cri96</i>	C,2	-1,396	-2,888	T	0,242	0,146	DS
<i>cri92</i>	C,4	-3,508	-2,888	C	0,298	0,146	–
<i>gp</i>	N,2	-0,402	-1,949	T	0,163	0,146	DS
<i>gpi</i>	C,0	-7,169	-2,933	C	0,264	0,463	TS

Примечание. Спецификация T означает, что тестируемая модель содержит тренд и константу, C – модель содержит только константу, N – модель без тренда и константы. Различные спецификации тестируемых моделей имеют свои собственные критические значения, используемые при тестировании нулевых гипотез. Для ADF-теста в спецификации, после типа модели, приведено количество запаздывающих разностей. Количество включаемых в тестовую модель запаздывающих разностей может определяться по коррелограмме частичной автокорреляционной функции.

Обобщение изложенного может быть представлено в следующем виде:

- использование показателей (за исключением тех, которые являются индексными по существу, например, ценовые дефляторы) в форме отношения данных к соответствующему периоду предыдущего года (см. формулу (3)) и отношения данных нарастающим итогом с начала текущего года к соответствующим данным предыдущего года (см. формулу (4)), а также неадекватная интерпретация их изменений затрудняют идентификацию текущей экономической ситуации, искажают динамику макроэкономических показателей, снижают адекватность разрабатываемых эконометрических моделей и ухудшают их прогнозные возможности. Подобное искажение привносит ошибку в модель уже на первоначальном этапе моделирования, что может быть устранено лишь при переходе от индексной формы к форме В.р. в уровнях;
- эконометрический анализ позволяет выявить особенности В.р., повысить как качество разрабатываемых моделей, так и точность получаемых по ним прогнозов.

Л и т е р а т у р а

1. *Проблемы развития национальной экономики Беларуси (теоретические и практические аспекты)* /В.Н. Шимов, М.В.Мясникович, Л.М.Крюков и др. Мн.: НИЭИ Минэкономики Респ. Беларусь, 2002. 464 с.
2. *Полоник С.С.* Моделирование системы управления макроэкономическим равновесием при асимметричности информации. Мн.: Ин-т аграр. экономики НАН Беларуси, 2003. 528 с.
3. *Экономико-математический энциклопедический словарь*. М.: Большая Российская энциклопедия, 2003. 688 с.
4. *Engle R.F., Granger C.W.J.* Co-integration and error correction representation, estimation and testing //Econometrica. 1987. V.55. P.251–276.
5. *Канторович Г., Турунцева М.* Роберт Энгл и Клайв Гренджер: новые области экономических исследований //Вопросы экономики. 2004. № 1. С. 37–47.
6. *Strauth H.* Multivariate Cointegration Analysis of Aggregate Exports: Empirical Evidence

for the United States, Canada and Germany. Keil Institute for World Economics, 2002. 157 p.

7. *Энтов Р., Дробышевский В., Носко С., Юдин А.* Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей. М.:ИЭПП, 2001.
8. *Econometric Modeling and Forecasting in Asia* //Development papers #9. N.Y.: United Nations, 1991.
9. *Mroczek W., Rubaszek M.* Determinanty Polskiego handlu zagranicznego /Narodowy Bank Polski, 2003. P. 37.
10. *Бессонов В.А.* Введение в анализ российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: Ин-т экономики переходного периода, 2003. 151 с.
11. *Бессонов В.А.* О смещениях в оценках роста российских потребительских цен //Эконом. журнал ВШЭ. 1998. Т. 2. № 1. С. 31–66.
12. *Стат. бюллетень* /Мин-во статистики и анализа Респ. Беларусь. Мн., 1995–2004.
13. *Квартальные расчеты ВВП* /Мин-во статистики и анализа Респ. Беларусь. Мн., 1995–2002.
14. *Внешняя торговля Республики Беларусь:* Стат. сборник /Мин-во статистики и анализа Респ. Беларусь. Мн., 1996–2004.
15. *Бюллетень банковской статистики* /Нац. банк Респ. Беларусь. Мн., 1996–2004.
16. *Платежный баланс* /Нац. банк Респ. Беларусь. Мн., 1996–2004.
17. *Гребнев Л.С., Нуреев Р.М.* Экономика: Курс основ. М.: Вита-Пресс, 2000.
18. *Maddala G.S., Kim I.-M.* Unit roots, cointegration, and structural change. Cambridge. 1998.
19. *Nelson C.R., Plosser C.I.* Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series //Journal of Monetary Economics. 1982. Vol. 10. P. 139–162.
20. *Perron P.* The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis //Econometrica. 1989. Vol. 57. P. 1361–1401.
21. *Zivot E., Andrews D.W.K.* Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis //Journal of Business and Economic Statistics. 1992. Vol. 10. P. 251–270.
22. *Nunes L.S., Newbold P., Kuan C.-M.* Testing for Unit Roots with Breaks. Evidence on the Great Crash and the Unit Root Hypothesis Reconsidered //Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1997. Vol. 59. N 4. P. 435–448.
23. *Малюгин М.В., Пранович М.В.* Эконометрический анализ свойств временных рядов макроэкономических и денежно-кредитных показателей белорусской экономики //Матер. I межд. науч. конф. «Математическое моделирование экономических процессов переходного периода». Мн.:БГЭУ, 2003. С. 14–18.

24. *Fuller W.A.* Introduction to Statistical Time Series, 2nd Ed. New-York: Wiley. 1996.
25. *MacKinnon J.G.* Critical Values for Cointegration Tests //Chapter 13 in Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration, edited by R.F. Engle and C.W.J. Granger, Oxford University Press. 1991.
26. *Perron P.* Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Furter Evidence from a New Approach // Journal of Economic Dynamic and Control. 1988. Vol. 12. P. 297–332.
27. *Phillips P.C.B., Perron P.* Testing for a Unit Root in Time Series Regression //Biometrika. 1988. Vol. 75. P. 335–346.
28. *Newey W., West K.* A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix //Econometrica. 1987. Vol. 55. P. 703–708.
29. *Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y.* Testing of the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root //Journal of Econometrics. 1992. Vol. 54. P. 159–178.
30. *Бокс Дж., Дженкинс Г.* Анализ временных рядов. Прогноз и управление. М.: Мир, 1974. Вып. 1, 2. 407 с.
31. *Green W.H.* Econometric Analysis. New York: Prentice Hall, 2003. 1022 p.
32. *Кравцов М.К., Бурдыко Н.М.* Эконометрический анализ временных рядов и модели прогнозирования основных макроэкономических показателей Республики Беларусь //Проблемы прогнозирования и государственного регулирования социально-экономического развития. Матер. V межд. науч. конф. Мн: НИЭИ Минэкономики Респ. Беларусь, 2004. Т.1. С. 474–494.
33. *Кравцов М.К., Бурдыко Н.М.* Эконометрические модели анализа и прогнозирования важнейших показателей внешней торговли Республики Беларусь //Белорусская экономика: анализ, прогноз, регулирование. 2004. № 1. С. 10–26.
34. *Бурдыко Н.М.* Эконометрические модели анализа и прогнозирования основных показателей платежного баланса Республики Беларусь //Белорусская экономика: анализ, прогноз, регулирование. 2004. № 11. С. 29–40.

