

**ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ
ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА**

Научные труды № 64Р

В. Носко, А. Бузаев, П. Кадочников, С. Пономаренко

**Анализ прогнозных свойств структурных
моделей и моделей с включением
результатов опросов предприятий**

Москва
2003

УДК 330.4:519.86

ББК 65.050

А64

Агентство СІР РГБ

Носко В., Бузаев А., Кадочников П., Пономаренко С.

Анализ прогнозных свойств структурных моделей и моделей с включением результатов опросов предприятий. М., 2003. – с. 200

Работа продолжает исследования ИЭПП, посвященные анализу свойств макроэкономических временных рядов, их моделированию и прогнозированию. Основной задачей настоящей работы является расширение круга моделей, используемых для прогнозирования, за счет структурных моделей и моделей с использованием результатов опросов предприятий. Сформулированы результаты исследования и выводы, базирующиеся на сравнении прогнозов, построенных на основе структурных моделей и моделей с использованием конъюнктурных опросов, с прогнозами на основе ARIMA-моделей, полученных в предыдущих работах.

Редактор: Н. Главацкая

Корректор: С. Хорошкина

Компьютерный дизайн: В. Юдичев

ISBN 5-93255-126-7

Лицензия на издательскую деятельность Серия ИД № 02079 от 19 июня 2000
г. 125993, Москва, Газетный пер., 5

Тел. (095) 229–6736, FAX (095) 203–8816

E-MAIL – info@iet.ru, **WEB Site** – <http://www.iet.ru>

© **Институт экономики переходного периода 2003**

Содержание

Введение	5
Глава 1. Прогнозирование по структурным (условным) моделям.....	6
1.1. Качество прогнозов, получаемых по неправильно специфицированным структурным моделям.....	6
1.2. Результаты моделирования и прогнозирования с использованием структурных моделей	15
1.2.1. Индекс потребительских цен	16
1.2.2. Экспорт	21
1.2.3. Импорт	25
1.2.4. Поступления подоходного налога	29
1.2.5. Поступления налога на добавленную стоимость	34
1.2.6. Суммарные налоговые поступления	39
1.2.7. Денежный агрегат M2	43
1.2.8. Индекс цен производителей в машиностроении	48
1.2.9. Индекс цен производителей в химической промышленности	52
1.2.10. Индекс цен производителей в топливной промышленности.....	56
1.2.11. Индекс цен производителей в пищевой промышленности.....	60
1.2.12. Индекс цен производителей в легкой промышленности	64
1.2.13. Индекс цен производителей в черной металлургии	68
1.2.14. Индекс цен производителей в цветной металлургии	72
1.2.15. Индекс цен производителей в целом по промышленности	76
1.3. Сводные результаты анализа.....	81

Глава 2. Использование данных опросов предприятий для прогнозирования макроэкономических переменных	83
2.1. Обзор литературы: основные подходы к анализу результатов конъюнктурных опросов	83
2.2. Предварительный анализ динамических рядов	91
2.2.1. Статистическая база исследования	92
2.2.2. Проверка стохастических свойств динамических рядов.....	93
2.2.3. Кросс-корреляционный анализ	126
2.2.4. Проверка причинности по Гренджеру	139
2.3. Эконометрическое моделирование.....	143
2.3.1. Проверка на наличие коинтеграции и построение модели коррекции ошибок.....	143
2.3.2. Проверка на слабую экзогенность	160
2.3.3. Построение ADL-моделей	162
2.3.4. Автопрогноз.....	180
2.4. Сводные результаты анализа.....	185
Основные результаты и выводы	190
Литература.....	193

Введение

Данная работа продолжает исследования Института экономики переходного периода (ИЭПП)¹, посвященные анализу свойств макроэкономических временных рядов, их моделированию и прогнозированию. Основной задачей настоящей работы является расширение круга моделей, используемых для прогнозирования, за счет структурных моделей и моделей с использованием результатов опросов предприятий, с проверкой прогнозных свойств данных моделей.

Первая глава работы содержит краткое описание основных проблем, возникающих при построении структурных моделей макроэкономических показателей и их использовании для прогнозирования. В этой главе формулируются основные гипотезы, специфицируются и оцениваются соответствующие модели и исследуются прогнозные свойства для следующих рядов: индекс потребительских цен, индексы цен производителей, экспорт и импорт, налоговые поступления и др.

Вторая глава посвящена анализу свойств временных рядов, полученных на основе конъюнктурных опросов ИЭПП и содержащих ответы на вопросы относительно текущей и предполагаемой будущей динамики цен и объемов выпуска. В этой же главе оцениваются модели, включающие результаты опросов в качестве объясняющих переменных, проводится анализ прогнозных свойств этих моделей.

В конце работы сформулированы результаты исследования и выводы, базирующиеся на сравнении прогнозов, построенных на основе структурных моделей и моделей с использованием конъюнктурных опросов, с прогнозами на основе ARIMA-моделей, полученных в предыдущих работах.

¹ См.: Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей. Научные труды ИЭПП. М.: ИЭПП, 2001. № 27; Проблемы прогнозирования некоторых макроэкономических показателей. Научные труды ИЭПП. М.: ИЭПП, 2002. № 46.

Глава 1. Прогнозирование по структурным (условным) моделям

Первая глава посвящена анализу качества прогнозов, получаемых по структурным (условным) моделям. В первом подразделе этой главы содержится краткий обзор теории и отдельных работ, посвященных анализу качества прогнозов, получаемых по неправильно специфицированным структурным моделям.

Во втором подразделе дается описание методологии построения и оценивания структурных моделей, а также анализ того, как осуществлялся прогноз и оценивались прогнозные свойства построенных моделей.

Также здесь формулируются основные гипотезы, лежащие в основе структурных моделей, результаты моделирования и прогнозирования по моделям для следующих временных рядов: индекс потребительских цен, экспорт и импорт, налоговые поступления по отдельным налогам, денежный агрегат M2, индексы цен как в целом по промышленности, так и по отдельным ее отраслям. В конце главы приведены сводные результаты анализа, а также сформулированы полученные результаты. При этом для ряда показателей в рамках данного исследования не удалось построить структурные модели с удовлетворительными объясняющими и прогнозными свойствами; соответствующие показатели ниже не приводятся.

1.1. Качество прогнозов, получаемых по неправильно специфицированным структурным моделям

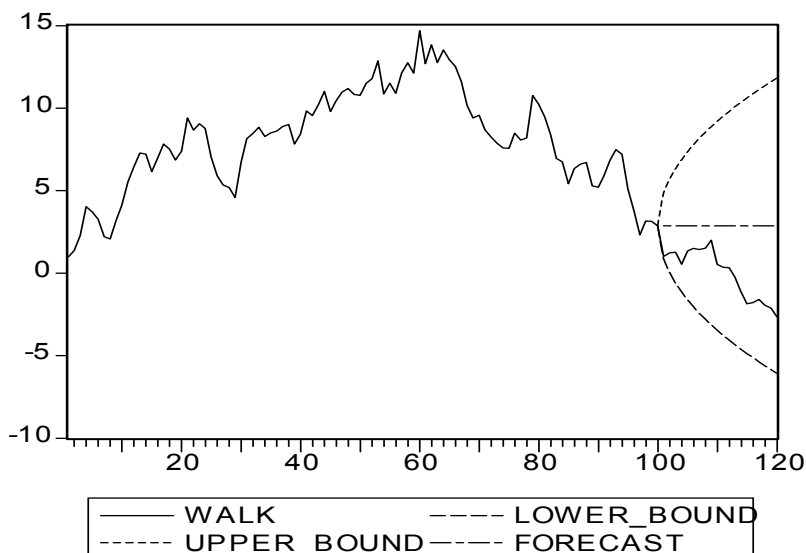
Использование структурных моделей, предполагающих построение «условного прогноза», представляется, на первый взгляд, более предпочтительным по сравнению, например, с ARIMA-моделями. Неструктурные модели не используют результаты, следующие из экономической теории, а эксплуатируют лишь корреляции, наблюдаемые в имеющейся реализации ряда. Кроме того, всякую ARIMA-модель для некоторой переменной y_t можно рассматривать как частный случай модели, в которой игнорируется информация, содержащаяся в других переменных, связанных с y_t . Если следовать данной логике, то ARIMA-модели не должны превосходить структурные модели при прогнозировании экономических показателей.

Однако более подробное исследование сравнительного качества прогнозов по альтернативным моделям показывает, что положение часто бывает обратным. В реальной экономической ситуации прогнозы, построенные с использованием оцененных моделей ARIMA, довольно часто превосходят по качеству прогнозы, построенные по оцененным эконометрическим моделям, в частности, из-за неправильной спецификации модели.

Для целей прогнозирования полезно различать «состоятельные» и «несостоятельные» эконометрические прогнозы. «Состоятельный» прогноз – это условный (при правильных значениях регрессоров) прогноз, ошибка которого не выходит за ожидаемые границы, тогда как «несостоятельный» прогноз приводит к ошибке, выходящей за эти границы. В последнем случае можно говорить о непригодности используемой модели на основании анализа последующих наблюдений. Заметим, однако, что доверительные интервалы для будущих значений макроэкономических параметров могут быть столь широкими, что «состоятельность» прогноза в указанном выше смысле сохраняется даже при наличии значительного видимого несоответствия динамики прогнозов и самой макроэкономической переменной на прогнозируемом интервале.

В качестве примера здесь можно привести доверительные границы для прогнозов по модели случайного блуждания $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ с гауссовскими (нормально распределенными с нулевым средним и одинаковой дисперсией σ_ε^2) инновациями ε_t . Предположим, что наблюдается реализация этого случайного блуждания на периоде $t = 1, \dots, T$, и прогноз строится для значения y_{T+h} , $h \geq 1$. Если модель порождения данных известна, то оптимальным прогнозом для значения y_{T+h} (в смысле среднеквадратической ошибки) является $\hat{y}_{T+h} = y_T$. Соответственно ошибка прогноза равна $e_{T+h} = \hat{y}_{T+h} - y_T = \varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_h$, имеет нулевое математическое ожидание и дисперсию $Var(e_{T+h}) = Var(\varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_h) = hVar(\varepsilon_1) = h\sigma_\varepsilon^2$. Поэтому ширина 95%-доверительного интервала для y_{T+h} , симметричного относительно значения y_T , приблизительно равна $4\sqrt{h}\sigma_\varepsilon$. На *рис. 1.1* приводятся смоделированная реализация случайного блуждания с $\sigma_\varepsilon^2 = 1$ и $y_0 = 0$ для $t = 1, \dots, 120$, а также 95%-доверительные границы для значений y_{T+h} , $h = 1, \dots, 20$, $T = 100$.

Рисунок 1.1



Прогнозные значения для всех $t = 101, \dots, 120$ одинаковы и равны 2.875, тогда как истинные значения y_t на этом периоде расположены ниже прогнозного уровня и убывают к концу этого периода до значения -2.642 . Однако построенные прогнозы все же являются «состоятельными» в указанном выше смысле.

Исследователи, производящие мониторинг макроэкономических связей, вынуждены достаточно часто пересматривать свои модели, чтобы отразить то, что достаточно расплывчато классифицируется как «нарушения структуры» («структурные сдвиги»). В реальной экономике такие сдвиги связываются с факторами, подобными нефтяным кризисам, введению регулирования конкуренции и контроля за предоставлением кредитов, снятию торговых ограничений в странах, вступающих в «общие рынки», и т.п., т. е. с факторами, изменяющими определенные экономические ограничения и связи. На непостоянство «структурных уравнений» могут указывать и теоретические аргументы, предполагающие быструю коррекцию уравнений для учета изменения политики властей и зависимости от «рациональных ожиданий» относительно будущих событий.

Хотя «подлинное» нарушение структуры в некотором соотношении может оказаться достаточным для порождения несостоятельного прогноза

в соответствующем уравнении, это нарушение не является необходимым в следующем смысле: если все истинные структурные уравнения в системе остаются неизменными, но поведение некоторых экзогенных переменных изменяется, то тогда все неправильные эконометрические спецификации уравнений системы могут обнаруживать «сдвиги» (т.е. кажущиеся структурные нарушения).

В качестве примера Hendry (см. *Hendry, 2001*) указывает на быстрый рост темпов инфляции в Великобритании в середине 1970-х гг., который мог индуцировать сдвиги во всех оцененных уравнениях, не включающих темп инфляции, если истинные структурные уравнения включают темп инфляции (или переменную, сильно коррелированную с ним). Однако при оценивании уравнений на временном интервале, на котором быстрый рост темпов инфляции приходится на начало этого временного интервала, информация о наличии этого обстоятельства в достаточной мере учитывается при подборе оцениваемой модели.

Заметим, что неправильная спецификация сама по себе еще не является достаточным основанием для вывода о несостоятельности прогноза, поскольку при неизменной структуре стационарной стохастической системы некорректные уравнения могут давать прогнозы в границах доверительных интервалов, определяемых дисперсиями их ошибок. Например, ARIMA-модель может рассматриваться как аппроксимация финальной формы уравнений эконометрической системы и поэтому может давать удовлетворительный прогноз, если структура процесса порождения данных (DGP – Data generating process – процесс порождения данных) не изменяется. Если же прогноз оказывается неудовлетворительным, то это говорит об изменении поведения этой переменной или непосредственно, или через изменения финальной формы уравнений.

Когда не известны причины некорректной спецификации модели, не существует и «наилучшего» метода ее построения. При выборе процедуры прогнозирования по структурной модели имеются три возможности:

- использование «полной» модели (модель без ограничений), включающей все потенциальные объясняющие переменные;
- использование модели с наложением априорных ограничений на параметры (модель с ограничениями);
- использование «экономной» модели, получаемой редукцией «полной» модели методом «от общего к частному», т.е. последовательной редукцией полной модели на основании результатов статистических тестов.

При этом полная модель может в действительности содержать не относящиеся к делу переменные (не входящие в DGP), а в редуцированных мо-

делях (модель с априорными ограничениями и «экономная» модель) могут, напротив, отсутствовать переменные, входящие в DGP.

Влияние выбора процедуры прогнозирования на качество прогнозов проявляется в большем или меньшем возрастании ожидаемых ошибок прогноза по сравнению с ошибками, ожидаемыми при прогнозировании по модели, соответствующей действительному DGP. Исследование такого влияния представляет весьма сложную задачу, и в этом направлении имеются лишь некоторые частные результаты. (См., например, работы *Clements, Hendry, 1995, 1998, 1999, 2002; Hendry, 1997.*)

При таких исследованиях обычно выделяют для рассмотрения следующие 6 ситуаций:

1. Ошибочное включение переменных, DGP без структурного сдвига;
2. Ошибочное исключение переменных, DGP без структурного сдвига;
3. Ошибочное исключение переменных, структурный сдвиг в DGP на периоде прогнозирования;
4. Ошибочное исключение переменных, структурный сдвиг в DGP на периоде оценивания модели;
5. Ошибочное включение переменных, структурный сдвиг в DGP на периоде прогнозирования;
6. Ошибочное включение переменных, структурный сдвиг в DGP на периоде оценивания модели.

Рассмотрим кратко результаты подобного исследования, полученные методом статистического моделирования (Монте-Карло) и приведенные в работе *Clements, Hendry, 2002.*

1. *Ошибочное включение переменной, DGP без структурного сдвига.* Предположим, что данные были порождены следующим процессом:

$$DGP: y_t = \mu + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. N(0,1), \quad (1.1)$$

а оценивалась статистическая модель, содержащая избыточную переменную $z_t \sim i.i.d. N(0,1)$:

$$SM: y_t = \mu + \gamma * z_t + \varepsilon_t, \quad (1.2)$$

Последовательности значений переменных ε_t и z_t генерировались независимо, так что z_t является строго экзогенной переменной в структурной модели. Оценивание статистической модели производится на интервале $t = 1, \dots, T$.

Упомянутые выше три возможности выбора модели для прогнозирования в этом случае сводятся к следующим:

- модель (1.2) – полная модель;

- модель (1.1) – модель с априорными ограничениями;
- модель, полученная в результате выбора модели (1.1) или модели (1.2) на основании проверки на значимость переменной z_t в полной модели (1.2).

Рассмотрим подробнее последствия использования третьего подхода.

Пусть $\hat{y}_{T+1} = \hat{\mu} + \hat{\gamma} * z_{T+1}$, а также $|t_{\gamma=0}| > c_\alpha$,

$$\tilde{y}_{T+1} = \tilde{\mu}, \quad \text{а также } |t_{\gamma=0}| \leq c_\alpha,$$

$$p_\alpha = P\{|t_{\gamma=0}| > c_\alpha\} = \alpha,$$

прогноз $\hat{y}_{T+1}$ используется в $100p_\alpha\%$ случаев (точнее, $p_\alpha = E\{1_{|t_{\gamma=0}| > c_\alpha}\} = \alpha$). Таким образом, прогноз по третьей модели имеет вид:

$$\begin{aligned} \bar{y}_{T+1} &= 1_{|t_{\gamma=0}| > c_\alpha} \hat{y}_{T+1} + (1 - 1_{|t_{\gamma=0}| > c_\alpha}) \tilde{y}_{T+1} = \tilde{y}_{T+1} + 1_{|t_{\gamma=0}| > c_\alpha} (\hat{y}_{T+1} - \tilde{y}_{T+1}) = \\ &= \tilde{\mu} + 1_{|t_{\gamma=0}| > c_\alpha} (\hat{\mu} - \tilde{\mu}) + 1_{|t_{\gamma=0}| > c_\alpha} \hat{\gamma} z_{T+1}. \end{aligned}$$

Заметим, что $|t_{\gamma=0}| > c_\alpha \Rightarrow \hat{\gamma}^2 > c_\alpha^2 \text{Var}(\hat{\gamma})$, т.е. z_{T+1} используется в прогнозе, только если полученная оценка $\hat{\gamma}$ «велика» по сравнению с ее стандартной ошибкой. Если предположить для простоты, что $\hat{\mu} \cong \tilde{\mu}$, то тогда ошибка прогноза с сохраненным значением z_{T+1} равна $\bar{\varepsilon}_{T+1} = y_{T+1} - \bar{y}_{T+1} \cong (\mu - \hat{\mu}) + \varepsilon_{T+1} - \hat{\gamma} z_{T+1}$, тогда как при прогнозировании по априорно редуцированной (правильно специфицированной) модели ошибка прогноза равна $\tilde{\varepsilon}_{T+1} = y_{T+1} - \tilde{y}_{T+1} = (\mu - \tilde{\mu}) + \varepsilon_{T+1} \cong (\mu - \hat{\mu}) + \varepsilon_{T+1}$.

Результаты использования данного подхода показывают, что значимое ухудшение качества прогноза возникает здесь только при совсем малых значениях T ; для значений T порядка 30 и более включение в модель переменной z_t практически не влияет на качество прогноза.

2. *Ошибочное исключение переменной, DGP без структурного сдвига.* Предположим, что процесс порождения данных имеет вид:

$$DGP: y_t = \mu + \gamma * z_t + \varepsilon_t, \quad z_t \sim i.i.d. N(0, 1).$$

В работе *Clements, Hendry, 2002* показано, что для значений $\gamma = \{0.15, 0.3, \dots, 3\}$ и $T = \{3, 6, \dots, 30\}$ ошибочное исключение переменной z_t оказывает слабое влияние на ошибку прогноза.

3. *Ошибочное исключение переменной, имеющей структурный сдвиг на послевыборочном периоде (на прогнозируемом интервале).* Предположим, что процесс порождения данных имеет следующий вид:

$$DGP: y_t = \mu + \gamma * z_t + \varepsilon_t, \quad z_t = \delta \times 1_{t \geq \tau} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim i.i.d. N(0,1),$$

$$T = 20, \tau = 21, \gamma = \{0.15, 0.3, \dots, 1.5\} \text{ и } \delta = \{0.3, \dots, 3\}.$$

Если переменная z_t не включена в статистическую модель, то ошибка прогноза равна $\hat{\varepsilon}_{T+1} = \varepsilon_{T+1} + (\mu - \hat{\mu}) + \gamma\delta + \gamma\zeta_{T+1}$. Если бы использовалась правильно специфицированная (полная) модель, то ошибка прогноза была равна $\hat{\varepsilon}_{T+1} = \varepsilon_{T+1} + (\mu - \hat{\mu}) + (\gamma - \hat{\gamma})\delta + (\gamma - \hat{\gamma})\zeta_{T+1}$. Соответственно в рассматриваемой ситуации лучшей оказывается полная модель.

4. *Ошибочное включение переменной, имеющей структурный сдвиг на внутривыборочном периоде (на интервале оценивания модели).* В данной ситуации использовались следующие процесс порождения данных и значения параметров:

$$DGP: y_t = \mu + \gamma * z_t + \varepsilon_t, \quad z_t = \delta \times 1_{t \geq \tau} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim i.i.d. N(0,1),$$

$$T = 20, \tau \leq 19, \gamma = \{0.15, 0.3, \dots, 1.5\} \text{ и } \delta = \{0.3, \dots, 3\}.$$

Ошибки прогнозов для модели с ограничениями и «экономной» модели оказались меньше, чем в предыдущей ситуации (с послевыборочным структурным сдвигом), и это выражено тем сильнее, чем более длительным был период после структурного сдвига.

5. *Ошибочное включение переменной, имеющей структурный сдвиг на послевыборочном периоде (на прогнозируемом интервале).* Процесс порождения данных имеет вид:

$$DGP: y_t = \mu + \gamma * z_t + \varepsilon_t, \quad \gamma = 0,$$

$$z_t = \delta \times 1_{t \geq \tau} + \zeta_t + \lambda \varepsilon_t, \quad \zeta_t \sim i.i.d. N(0,1);$$

$$T = 20, \tau = 21, \text{ и } \delta = \{0.3, \dots, 3\}.$$

Наличие корреляции между ошибками в уравнениях для y_t и z_t приводит к ошибочному включению z_t в статистическую модель для y_t (предполагается, что исследователю известно значение z_{T+1} , но не известно о наличии структурного сдвига). Анализ данной ситуации показывает, что отклонение гипотезы $H_0: \gamma = 0$ в рамках этой статистической модели происходит от 7% случаев (при $\lambda = 0.1$) до 90% случаев (при $\lambda = 1$). Поскольку структурный сдвиг происходит на прогнозном периоде, ошибочное включение z_t в модель для прогнозирования переменной y_t приводит к

ухудшению качества прогнозов по полной модели даже если редуцированная модель остается постоянной.

6. *Ошибочное включение переменной, имеющей структурный сдвиг на внутривыборочном периоде (на интервале оценивания).*

Если о наличии структурного сдвига не известно, то в этой ситуации z_t ошибочно включается в модель менее часто (по сравнению с предыдущей ситуацией), причем процент отклонений гипотезы $H_0: \gamma = 0$ уменьшается с возрастанием δ при фиксированном λ . Этот факт связан с отсутствием здесь явления, известного под названием «co-breaking»: внутривыборочный структурный сдвиг переменной z_t не сопровождается здесь соответствующим структурным сдвигом переменной y_t , так что оценка коэффициента при z_t уменьшается в направлении нуля.

Для заданного δ ошибка прогноза по полной модели возрастает по λ (как и при послевыборочном структурном сдвиге). Однако для заданного λ эта ошибка убывает по δ , поскольку при увеличении δ оценка для γ стремится к нулю, и модель приближается к правильно специфицированной редуцированной модели. Ошибка прогноза по «экономной» модели также убывает по δ , поскольку доля случаев, в которых z_t включается в модель, падает с ростом δ .

Отношение ошибок прогнозов по «экономной» модели и модели с априорным ограничением меньше, когда структурный сдвиг происходит на интервале оценивания. Правильная модель (не включающая z_t) отвергается менее часто: только в случае, когда имеется достаточное время для обнаружения такого структурного сдвига; поэтому возрастание ошибок прогнозов по «экономной» модели менее выражено.

Подводя итог рассмотрению приведенных результатов, можно заключить, что видимая удача или неудача прогнозов зависит, в первую очередь, от того, какие изменения происходят на прогнозном периоде по сравнению с периодом, на котором оценивается модель, используемая для прогнозирования.

Еще один пример, иллюстрирующий это положение, приведен в книге *Clements, Hendry, 1999*. В этом примере используется процесс порождения данных в форме VAR (векторной авторегрессии), который имеет следующий вид (предполагается, что на каждом из двух периодов соответствующие модели VAR стационарны):

$$\begin{cases} y_{1t} = \varphi_1 + \pi_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t}, \\ y_{2t} = \varphi_1 + \pi_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad \text{для } t < T, \\ \begin{cases} y_{1\tau} = \varphi_1 + \pi_{12}^*y_{2,\tau-1} + \varepsilon_{1\tau}, \\ y_{2\tau} = \varphi_1 + \pi_{22}y_{2,\tau-1} + \varepsilon_{2\tau} \end{cases} \quad \text{для } \tau \geq T.$$

Если использовать для прогнозирования значений $y_{1\tau}$ для $\tau \geq T$ только первое уравнение (для y_{1t}), т.е. строить условный прогноз значения $y_{1\tau}$ при известном значении $y_{2,\tau-1}$, то тогда этот условный прогноз (в предположении, что известны также значения параметров φ_1 и π_{12}) имеет вид $\hat{y}_{1\tau} = \varphi_1 + \pi_{12}y_{2,\tau-1}$, и ошибка условного прогноза равна $y_{1\tau} - \hat{y}_{1\tau} = (\pi_{12}^* - \pi_{12})y_{2,\tau-1} + \varepsilon_{1,\tau-1}$. В то же время, если использовать «наивный» условный прогноз $\tilde{y}_{1\tau} = y_{1,\tau-1}$, то для него ошибка прогноза равна $y_{1\tau} - \tilde{y}_{1\tau} = y_{1\tau} - y_{1,\tau-1} = \Delta y_{1\tau}$.

При этом

$$\begin{aligned} \Delta y_{1T} &= \varphi_1 + \pi_{12}^*y_{2,T-1} + \varepsilon_{1,T} - (\varphi_1 + \pi_{12}y_{2,T-2} + \varepsilon_{1,T-1}) = \\ &= (\pi_{12}^* - \pi_{12})y_{2,T-1} + \pi_{12}\Delta y_{2,T-1} + \Delta \varepsilon_{1,T} \\ \Delta y_{1,T+1} &= (\varphi_1 + \pi_{12}^*y_{2,T} + \varepsilon_{1,T+1}) - (\varphi_1 + \pi_{12}^*y_{2,T-1} + \varepsilon_{1,T}) = \pi_{12}^*\Delta y_{2,T} + \Delta \varepsilon_{1,T+1}. \end{aligned}$$

Усредняя ошибки условных прогнозов $y_{1\tau} - \hat{y}_{1\tau}$ и $y_{1\tau} - \tilde{y}_{1\tau}$, получаем безусловные ошибки таких прогнозов:

$$E(y_{1\tau} - \hat{y}_{1\tau}) = (\pi_{12}^* - \pi_{12})E y_{2,\tau-1} = (\pi_{12}^* - \pi_{12}) \times (1 - \pi_{22})^{-1} \varphi_2,$$

тогда как

$$E(y_{1\tau} - \tilde{y}_{1\tau}) = \begin{cases} (\pi_{12}^* - \pi_{12}) \times (1 - \pi_{22})^{-1} \varphi_2 & \text{äëÿ } \tau = T, \\ 0 & \text{äëÿ } \tau > T. \end{cases}$$

Таким образом, прогнозы, основанные на использовании запаздывания переменной y_{1t} , имеют меньшее смещение для $\tau \geq T$, а поэтому существует такое изменение значений параметра π_{12} , которое перекрывает уменьшение дисперсии прогноза и приводит к преимуществу наивного прогноза с точки зрения MSFE (среднеквадратической ошибки прогноза).

Итак, прогноз на основе $y_{1,\tau-1}$ в рассмотренной ситуации оказался более предпочтительным, при этом переменная $y_{1,t-1}$ в действительности не участвует в процессе порождения данных, тогда как прогноз, основанный

на использовании уравнения для $y_{1,t}$ для первых $T-1$ наблюдений, опирается на переменную $y_{2,t-1}$, входящую в DGP. Таким образом, и в этом случае подтверждается тот факт, что использование для прогноза модели, не совпадающей с DGP, может давать лучшие результаты.

1.2. Результаты моделирования и прогнозирования с использованием структурных моделей

Построение структурных моделей осуществлялось по следующей схеме.

1. Формулировка теоретических гипотез о влиянии различных факторов на объясняемую переменную с целью выделения переменных, которые могут влиять на прогнозируемый показатель, и информация о значениях которых может быть использована для прогноза.
2. Проверка используемых временных рядов на стационарность, оценка коинтеграционных соотношений, а в случае наличия коинтеграционных соотношений – оценка в дальнейшем моделей коррекции ошибок;
3. Предварительная оценка специфицированной с учетом теоретических гипотез модели, уточнение спецификации по результатам оценок уровня значимости включенных в модель переменных (исключение из модели незначимых переменных), окончательная оценка полученной модели, возможно, с включением AR- и MA-переменных.
4. Построение ретроспективного прогноза путем оценки модели на интервале данных, предшествующем периоду прогнозирования, и последующей подстановки фактических значений объясняющих переменных в оцененное уравнение.
5. При наличии систематической ошибки прогноза – использование метода корректировки прогнозных значений: корректировка прогноза на значение ошибки прогноза на предыдущем шаге.
6. Построение общей совокупности структурных моделей осуществлялось таким образом, чтобы для прогнозирования использовались или значения объясняющих переменных, взятые с лагом (для которых существуют фактические данные), или прогнозные значения из соответствующей структурной модели.
7. Для рядов, представленных в форме темпов прироста, основными критериями точности прогнозов являются абсолютное и средне-квадратическое отклонение спрогнозированных значений от факти-

ческих значений. В остальных случаях рассматривается также относительная величина отклонений.

Для моделирования использовались данные Госкомстата России, Центрального банка Российской Федерации и Министерства финансов Российской Федерации за период 1995.01–2002.12.

1.2.1. Индекс потребительских цен

Описание модели. При моделировании динамики индекса потребительских цен использовались теоретические гипотезы, следующие из денежной теории, – на изменение потребительских цен оказывают влияние шоки денежного предложения и переменные, определяющие спрос на реальные кассовые остатки. Выбор данного подхода объясняется в основном тем, что на рассматриваемом интервале времени (1995–2002 гг.), предложение денег было одним из главных факторов высоких темпов инфляции. В соответствии с денежной теорией в условиях равновесия спроса и предложения на денежном рынке на потребительские цены должны оказывать влияние объем номинальной денежной массы, объем выпуска, характеризующий транзакционный спрос на деньги, и процентная ставка, характеризующая альтернативную стоимость хранения денег в наличной форме. Вместо процентной ставки может быть использован аналогичный показатель, также характеризующий альтернативную стоимость хранения денег, – изменение номинального обменного курса иностранной валюты (доллара США)².

В дополнение к перечисленным выше показателям, динамика индекса потребительских цен зависит также от поведения оптовых цен или цен производителей, в частности, цен производителей в отраслях – естественных монополиях, в которых существует тарифное регулирование. Соответственно в модель для индекса потребительских цен также включались переменные, характеризующие динамику затрат, – индексы цен производителей в основных отраслях промышленности, в том числе в электроэнергетике, газовой промышленности и др.

² См. Дробышевский, Козловская, 2002. Правомерность данной замены объясняется тем, что в условиях долларизованной экономики с высокой инфляцией и слабо развитыми финансовыми рынками и институтами темп изменения национальной валюты является предпочтительным показателем альтернативной стоимости хранения денег по сравнению с какой-либо процентной ставкой. Кроме того, можно предположить, что для развивающихся стран относительное замещение происходит между иностранной валютой и товарами, а не между товарами и финансовыми активами. Поэтому альтернативная стоимость хранения денег определяется величиной курса доллара, а не нормой доходности по финансовым активам.

Для того чтобы учесть возможное влияние инфляционных ожиданий на динамику цен, в уравнение также включались значения инфляции, взятые с лагом.

Построенное в соответствии с указанными выше гипотезами уравнение, спецификация которого была уточнена на основании результатов теста на единичный корень и с учетом предварительных оценок с исключением статистически незначимых переменных, имеет вид:

$$CPI_t = b_0 + b_1 CPI_{t-1} + b_2 M2_R_{t-1} + b_3 M2_R_{t-7} + b_4 PPI_E_{t-3} + b_5 PPI_M_t + b_6 IND_t + \varepsilon_t,$$

где

CPI_t – темп прироста индекса потребительских цен, % к предыдущему месяцу;

$M2_R_t$ – темп прироста денежного агрегата М2, % к предыдущему месяцу;

PPI_E_t – темп прироста индекса цен производителей в электроэнергетике, % к предыдущему месяцу;

PPI_M_t – темп прироста индекса цен производителей в машиностроении, % к предыдущему месяцу;

IND_t – темп прироста индекса промышленного производства;

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_6$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Как следует из предварительных результатов оценок, в уравнение для темпа инфляции (темпа прироста индекса потребительских цен) вошли значение инфляции, взятое с лагом, лаговые значения темпа прироста денежной массы, цены производителей в электроэнергетике и машиностроении и темп прироста индекса промышленного производства. Остальные переменные оказались незначимыми и были исключены по результатам оценок.

Результаты оценки приведенного выше уравнения приведены в *табл. 1.1*.

Из *табл. 1.1* видно, что полученные оценки коэффициентов регрессии являются значимыми, и их знаки согласуются с высказанными выше гипотезами. Отрицательный коэффициент при показателе темпов прироста индекса промышленного производства удовлетворяет стандартной зависимости динамики цен от выпуска, которая получается из уравнения спроса на реальные кассовые остатки.

Ретропрогноз. После построения ретроспективного прогноза для сравнительного анализа качества прогнозных моделей использовались следующие характеристики³:

³ См.: Эконометрический анализ..., 2001; Проблемы прогнозирования..., 2002.

- среднее квадратичное отклонение спрогнозированных значений от фактических;
- абсолютное отклонение спрогнозированных значений от фактических.

Таблица 1.1

Результаты оценок уравнения для темпа прироста индекса потребительских цен на интервале 01.1995–12.2002, с исключением интервала 07.1998–01.1999

Объясняемая переменная	Темп прироста индекса потребительских цен	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1995:09–1998:07&1999:01–2002:12	
Количество наблюдений	83	
	Коэффициент	t-стат.
Константа	–0,053	–0,55
Темп прироста индекса потребительских цен с лагом 1 месяц	0,458	8,96
Темп прироста денежного агрегата M2 с лагом 1 месяц	5,333	3,07
Темп прироста денежного агрегата M2 с лагом 7 месяцев	4,607	3,19
Темп прироста индекса цен производителя в электроэнергетике с лагом 3 месяца	0,057	2,65
Темп прироста индекса цен производителя в машиностроительной отрасли	0,210	3,53
Темп прироста индекса промышленного производства	–0,022	–2,194
Adj. R ²	0,874	

В табл. 1.2–1.4 представлены характеристики краткосрочных ретроспективных прогнозов оцененной структурной модели, рассчитанных отдельно на интервалах длиной 3, 6 и 9 месяцев. На рис. 1.2–1.4 показаны фактическая динамика объясняемой переменной и результаты ретропрогноза.

Таблица 1.2

**Характеристики ретропрогноза темпа прироста
индекса потребительских цен на 3 месяца**

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	0,638	0,469	0,455	0,520
MAE	0,635	0,456	0,380	0,490

Рисунок 1.2

**Ретропрогноз темпа прироста индекса
потребительских цен на 3 месяца**

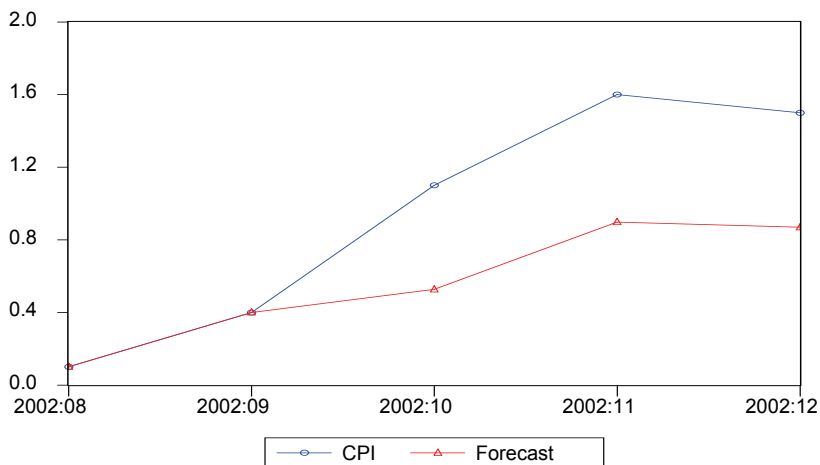


Таблица 1.3

**Характеристики ретропрогноза темпа прироста
индекса потребительских цен на 6 месяцев**

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	0,506	0,528	0,52
MAE	0,495	0,474	0,48

Ретропрогноз темпа прироста индекса потребительских цен на 6 месяцев

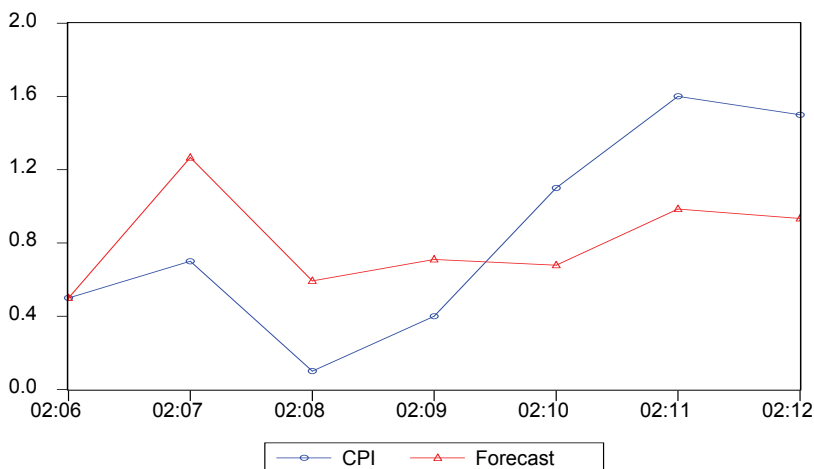


Таблица 1.4

Характеристики ретропрогноза темпа прироста индекса потребительских цен на 9 месяцев

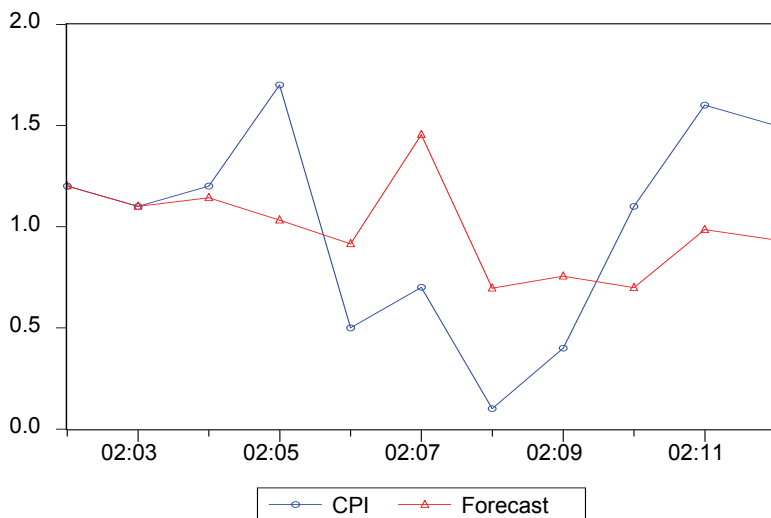
	2002:12–2002:04
RMSE	0,53
MAE	0,492

Исходя из полученных характеристик прогнозов, можно сделать вывод о том, что точность самих прогнозных значений не сильно меняется в зависимости от интервала прогнозирования. Среднее абсолютное и среднеквадратичное отклонение прогнозов темпов прироста индекса потребительских цен на всех интервалах прогнозирования одинаково и составляет около 0,5 п.п.

Для сравнения: ошибки прогнозов, построенных на основании ARIMA-моделей с детерминированным трендом⁴, составляют около 0,4 п.п.

⁴ См.: Эконометрический анализ., 2001; Проблемы прогнозирования., 2002.

Ретропрогноз темпа прироста индекса потребительских цен на 9 месяцев



1.2.2. Экспорт

Описание модели. Основной объем российского экспорта преимущественно состоит из минерального сырья, металлов и изделий из них. Соответственно наиболее существенными факторами, определяющими динамику экспорта, являются мировые цены на экспортируемые ресурсы, в особенности цены на нефть. Другими важными факторами являются физические объемы экспорта основных товаров, а также переменные, характеризующие динамику производства в России и спрос на товары российского экспорта за рубежом (динамика мирового ВВП или ВВП основных стран – экономических лидеров).

Согласно результатам теста, на единичный корень показатели объемов экспорта и цены на нефть являются интегрированными рядами первого порядка, поэтому базовой спецификацией является модель коррекции ошибки (предполагающая слабую экзогенность объясняющих переменных). По предварительным результатам оценок наилучшие свойства прогноза были получены для следующего уравнения (остальные переменные оказались незначимыми и были исключены):

$$\Delta EX_t = b_0 + b_1 \Delta BRENT_t + b_2 CO_EX_BRENT_{t-1} + b_3 IND_t + b_4 \varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$$

где:

EX_t – объем экспорта из РФ в месяце t , млрд долл.;

$BRENT_t$ – среднемесячная цена нефти сорта *UK Brent*, долл. за баррель;

$CO_EX_BRENT_t$ – коинтеграционное соотношение временных рядов EX_t и $BRENT_t$ (получено на основании процедуры Johansen);

IND_t – темп прироста индекса промышленного производства;

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_4$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценки модели приведены в *табл. 1.5*.

Таблица 1.5

**Результаты оценок уравнения для экспорта
из РФ на интервале 01.1996–12.2002.**

Объясняемая переменная	Прирост экспорта товаров из РФ	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1996:02–2002:12	
Количество наблюдений	83	
	Коэффициент	t-стат.
Константа	–0,093	–0,88
Прирост среднемесячной цены нефти сорта UK Brent.	0,142	4,78
Коинтеграционное соотношение	–0,343	–3,30
Темп прироста индекса промышленного производства	0,048	2,59
Adj. R ²	0,664	

Как видно из *табл. 1.5*, все коэффициенты в представленной спецификации уравнения оказываются значимыми на 5%-ом уровне. Увеличение мировой цены на нефть на 1 доллар за баррель приводит к росту экспорта на 0,14 млрд долл., а увеличение индекса промышленного производства на 1% приводит к соответствующему росту экспорта примерно на 45 млн долл.

Проведем анализ прогнозных свойств оцененной модели на основе ретроспективного прогноза.

Ретропрогноз. Ниже в таблицах представлены основные характеристики краткосрочных прогнозов, рассчитанных на основе оцененной выше структурной модели на интервалах длиной 3, 6 и 9 месяцев.

Таблица 1.6

Характеристики ретропрогноза объемов экспорта на 3 месяца

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	1,35	1,85	1,29	1,50
MAE	1,16	1,77	1,27	1,40
MAPE	11,1%	18,3%	14,8%	14,7%

Рисунок 1.5

Ретропрогноз объемов экспорта на 3 месяца

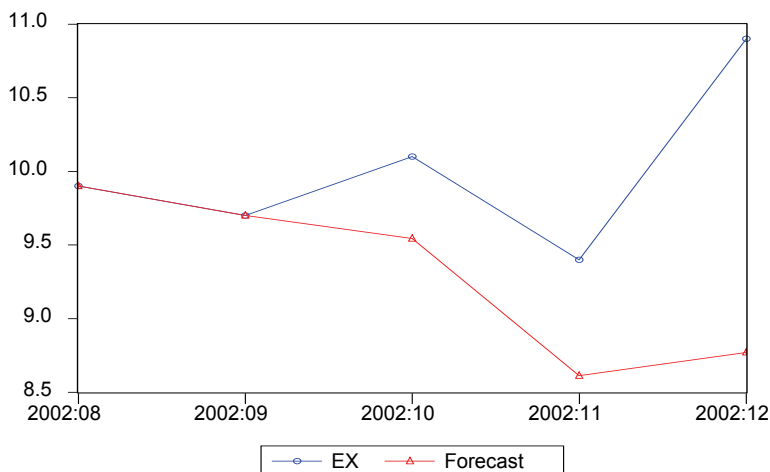


Таблица 1.7

Характеристики ретропрогноза объемов экспорта на 6 месяцев

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	2,7	2,25	2,48
MAE	2,52	2,07	2,30
MAPE	25,1%	22,2%	23,7%

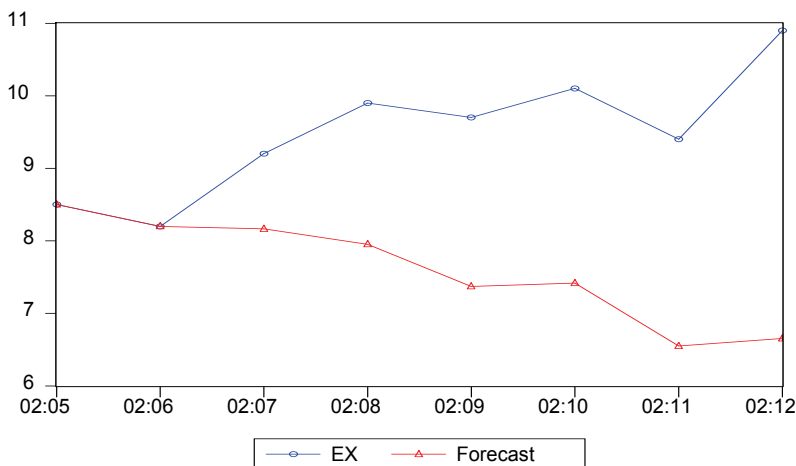
Ретропрогноз объемов экспорта на 6 месяцев

Таблица 1.8

Характеристики ретропрогноза объемов экспорта на 9 месяцев

	2002:12–002:04
RMSE	3,11
MAE	2,81
MAPE	28,9%

Как следует из представленных характеристик прогнозов, при сокращении интервала прогнозирования уменьшается и ошибка прогноза. Однако полученные средние относительные отклонения спрогнозированных значений от фактических оказываются существенно выше аналогичных ошибок для ARIMA-моделей. Например, на интервале прогнозирования в 3 месяца относительная ошибка для структурной модели выше соответствующей ошибки для ARIMA-модели⁵ на 6 п.п.

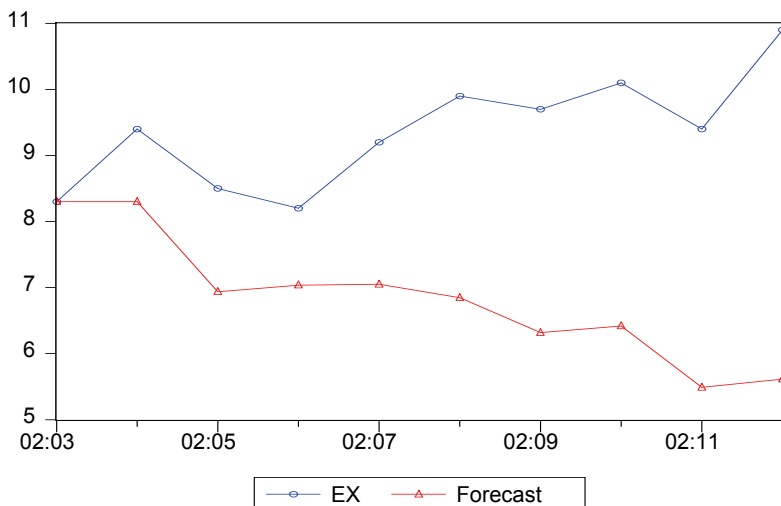
Вместе с тем можно заметить, что рассчитанные прогнозные значения на всех интервалах прогнозирования оказываются ниже фактических значений, что свидетельствует о наличии систематической ошибки прогноза.

⁵ См.: Эконометрический анализ., 2001; Проблемы прогнозирования., 2002.

Корректировка прогнозных значений на абсолютное отклонение прогноза для предыдущего периода позволяет устранить систематическую ошибку – для интервала прогнозирования в 9 месяцев среднее относительное отклонение сокращается до 7%.

Рисунок 1.7

Ретропрогноз объемов экспорта на 9 месяцев



1.2.3. Импорт

Описание модели. В отличие от экспорта, импорт в РФ включает товары с большей долей добавленной стоимости, в том числе потребительские товары и товары длительного пользования, такие, как машины и оборудование, используемые в производстве. В качестве основных показателей, которые должны оказывать влияние на величину импорта, следует отметить реальный обменный курс, изменение которого приводит к изменению относительной стоимости отечественных и импортных товаров, а также доходы населения и предприятий, увеличение которых вызывает увеличение спроса на все товары, включая импортные. В качестве фактора, отражающего доходы населения, мы используем реальные располагаемые денежные доходы; показателем доходов предприятий является индекс промышленного производства.

Поскольку ряды объема импорта и индекса реального обменного курса по результатам теста на единичный корень не являются стационарными на рассматриваемом интервале, была использована модель коррекции ошибок:

$$\Delta IM_t = b_0 + b_1 \Delta RER_t + b_2 CO_IM_RER_{t-1} + b_3 INC_R_t + b_4 IND_t + \varepsilon_t$$

где:

IM_t – месячный объем импорта товаров в РФ, млрд долл.;

RER_t – индекс реального курса рубля по отношению к доллару США (снижение индекса означает укрепление рубля);

$CO_IM_RER_t$ – коинтеграционное соотношение временных рядов IM_t и RER_t (рассчитано на основании процедуры Йохансена).

INC_R_t – темп прироста реальных располагаемых денежных доходов населения;

IND_t – темп прироста индекса промышленного производства;

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_4$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценки модели приведены в *табл. 1.9*.

Таблица 1.9

**Результаты оценок уравнения для импорта
в РФ на интервале 01.1996–12.2002**

Объясняемая переменная	Прирост импорта товаров в РФ	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1996:02–2002:12	
Количество наблюдений	83	
	Коэффициент	t-стат.
Константа.	–0,059	–1,49
Прирост индекса реального курса рубля	–3,516	–4,03
Коинтеграционное соотношение	–0,398	–4,76
Темп прироста реальных располагаемых денежных доходов;	2,784	7,83
Темп прироста индекса промышленного производства	0,018	2,01
Adj. R ²	0,755	

Как видно из результатов оценок, прирост реальных доходов населения на 1% приводит к росту импорта на 2,8 млрд долл., а увеличение индекса промышленного производства на 1% – к росту импорта на 18 млн долл. Рассмотрим результаты ретропрогноза по этой модели.

Ретропрогноз. Результаты ретроспективного прогноза на интервалах 3, 6 и 9 месяцев представлены в *табл. 1.10–1.12* и на *рис. 1.8–1.10*. Для срав-

нительного анализа качества прогнозных моделей, как и ранее, используются среднеквадратичное отклонение спрогнозированных значений от фактических, абсолютное отклонение и относительная ошибка прогноза.

Таблица 1.10

Характеристики ретропрогноза объемов импорта на 3 месяца

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	1,11	0,38	0,35	0,61
MAE	1,05	0,36	0,34	0,58
MAPE	17,4%	6,9%	7,0%	10,4%

Рисунок 1.8

Ретропрогноз объемов импорта на 3 месяца

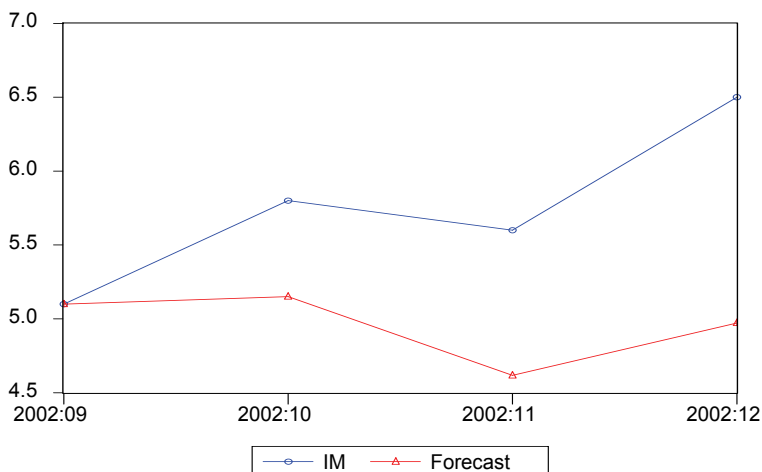


Таблица 1.11

Характеристики ретропрогноза объемов импорта на 6 месяцев

	2002:12–2002:07	2002:9–2002:04	Средн. знач.
RMSE	1,21	0,61	0,91
MAE	0,99	0,56	0,78
MAPE	16,9%	10,9%	13,9%

Рисунок 1.9

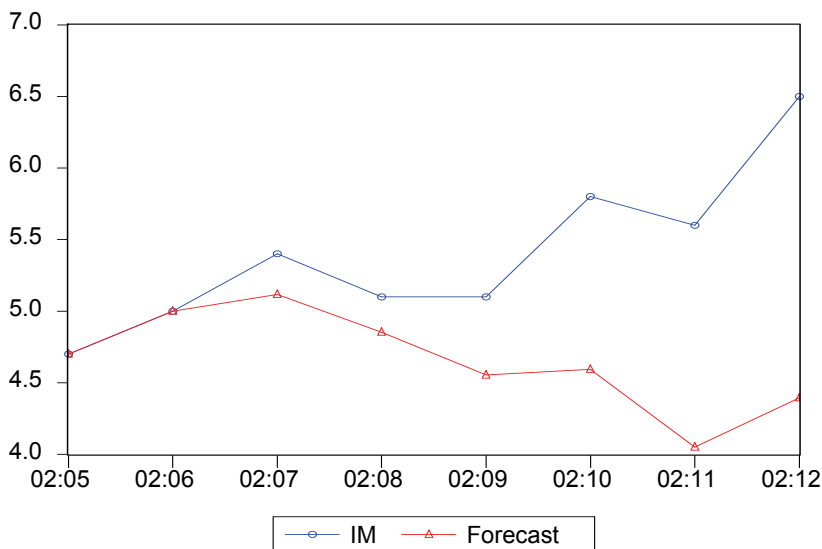
Ретропрогноз объемов импорта на 6 месяцев

Таблица 1.12

Характеристики ретропрогноза объемов импорта на 9 месяцев

	2002:12–2002:04
RMSE	1,3
MAE	1,06
MAPE	18,7%

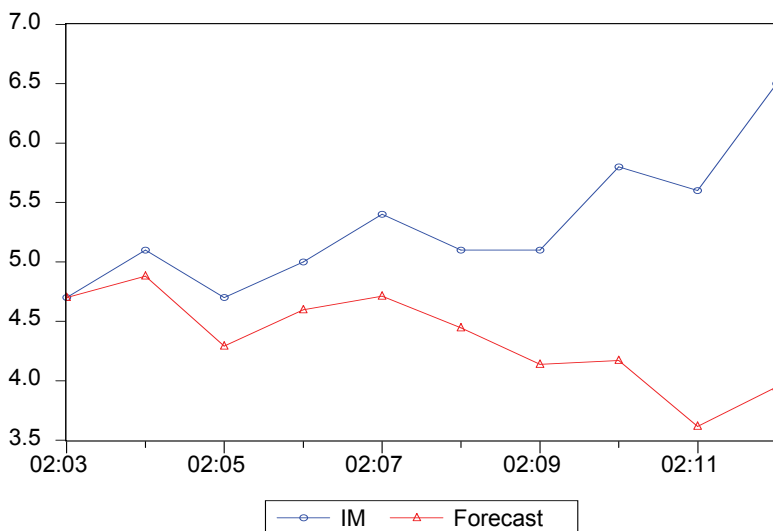
Как видно из результатов построения ретроспективного прогноза, средние относительные ошибки построенных прогнозов на интервалах в 3 и 6 месяцев находятся в пределах 15%, для интервала прогнозирования в 9 месяцев соответствующий показатель не превышает 20%. Данные характеристики прогнозов уступают аналогичным показателям точности прогнозов, полученным с помощью ARIMA-моделей⁶. Следует также заметить, что спрогнозированные значения на всех интервалах прогнозирования находятся ниже своих фактических значений. Производя корректировку

⁶ См.: Эконометрический анализ., 2001; Проблемы прогнозирования., 2002.

рассчитанных прогнозов на абсолютную ошибку прогнозов для предыдущего периода, мы тем самым устраняем систематическую ошибку, что позволяет сократить среднее относительное отклонение на интервале прогнозирования 9 месяцев до 5,2%.

Рисунок 1.10

Ретропрогноз объемов импорта на 9 месяцев



1.2.4. Поступления подоходного налога

Описание модели. Основным фактором, объясняющим динамику поступлений подоходного налога в бюджетную систему, является динамика базы налогообложения⁷. В качестве показателя, характеризующего базу подоходного налога, можно использовать денежные доходы населения или заработную плату, которая составляет большую часть денежных доходов. Сравнение данных показателей с точки зрения объясняющих свойств для поступлений подоходного налога показывает, что наилучшие статистические характеристики уравнения получаются при использовании в качестве

⁷См. также: Моделирование динамики налоговых обязательств, оценка налогового потенциала территорий. Проблемы налоговой системы России: теория, опыт, реформа, 2000.

оценки налоговой базы показателя реальных располагаемых денежных доходов населения.

В дополнение к базе налога при моделировании поступлений необходимо учитывать наличие сезонного их увеличения в июле каждого года, обусловленного выплатой отпускных. Для учета этой закономерности в уравнение добавлена фиктивная переменная $D07$, равная единице в июле и нулю в остальные месяцы года.

На поступления подоходного налога также оказывает существенное влияние уклонение от налогообложения, которое может быть охарактеризовано косвенными характеристиками теневой экономики, например долей наличных денег $M0$ в агрегате $M2$ (расчеты с помощью наличных денег позволяют осуществлять хозяйственные операции без их оформления в бухгалтерском учете предприятия и, соответственно, без возникновения налоговых обязательств)⁸.

В силу прогрессивности налога до 2001 г. номинальное увеличение доходов физических лиц, при общем росте уровня цен (предполагая, что заработные платы индексируются при инфляции) приводит к перемещению налогоплательщика в более высокие доходные группы, а следовательно, к росту его реального налогового бремени. Это означает, что инфляция может оказывать положительное влияние на реальные поступления подоходного налога.

В соответствии с предварительными результатами оценок после исключения незначимых переменных оценивалось следующее уравнение (временные ряды поступлений подоходного налога, дефлированных при помощи индекса потребительских цен, и реальных доходов населения стационарны относительно линейного тренда):

$$(TINC/CPI)_t = b_0 + b_1 INC_t + b_2 D07_t + b_3 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$

где:

INC_t – реальные располагаемые денежные доходы населения, ($INC=100$ в декабре 1992 г.);

$D07_t$ – фиктивная переменная равная единице в июле и нулю в остальные месяцы;

$(TINC/CPI)_t$ – поступления подоходного налога в консолидированный бюджет, дефлированные при помощи индекса потребительских цен;

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_3$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценки модели на временном интервале 1998.11–2002.12 приведены в *табл. 1.13* (временной интервал выбран с

⁸ См. также: Синельников, Баткибеков, Кадочников, Некипелов, 2002.

учетом анализа характеристик временного ряда и наличия излома в период кризиса в 1998 г.).

Таблица 1.13

Результаты оценок уравнения для реальных поступлений подоходного налога в консолидированный бюджет на интервале 1998.11–2002.12.

Объясняемая переменная	Реальные поступления подоходного налога в консолидированный бюджет	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1998:11–2002:12	
Количество наблюдений	50	
	Коэффициент	t-стат.
Константа	–1,536	–23,72
Реальные располагаемые денежные доходы населения	0,045	59,89
Фиктивная переменная D07	0,353	13,42
Adj. R ²	0,965	

Как видно из результатов оценок, используемые переменные – реальные располагаемые доходы населения и фиктивная переменная, отражающая сезонные выплаты в июле, статистически значимы, при этом соответствующие коэффициенты, как и ожидалось, положительны.

Ретропрогноз. Характеристики ретропрогноза, рассчитанного в соответствии с оцененной моделью, приведены в табл. 1.14–1.16 и рис. 1.11–1.13.

Таблица 1.14

Характеристики ретропрогноза поступлений подоходного налога на 3 месяца

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	3,31	1,57	1,97	2,28
MAE	2,6	1,48	1,97	2,02
MAPE	6,18%	4,57%	7,24%	6,00%

Рисунок 1.11

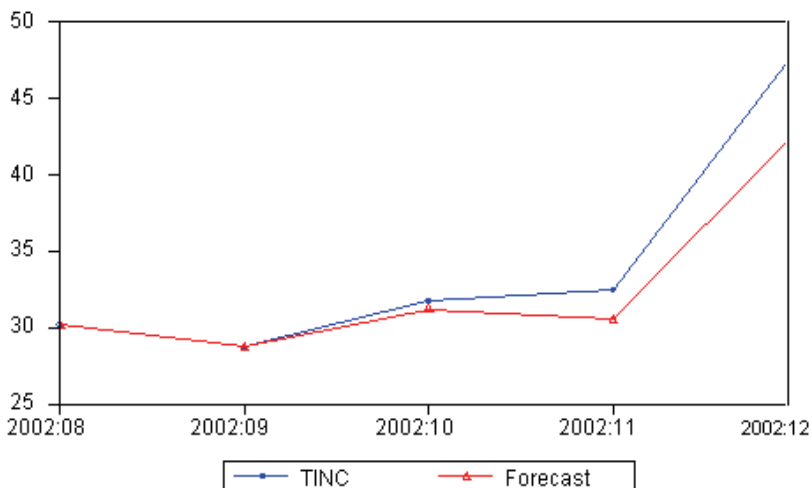
Ретропрогноз поступлений подоходного налога на 3 месяца

Таблица 1.15

Характеристики ретропрогноза поступлений подоходного налога на 6 месяцев

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	2,68	2,3	2,49
MAE	2,17	2,07	2,12
MAPE	5,75%	6,82%	6,29%

Таблица 1.16

Характеристики ретропрогноза поступлений подоходного налога на 9 месяцев

	2002:12–2002:04
RMSE	2,83
MAE	2,42
MAPE	7,11%

Рисунок 1.12

Ретропрогноз поступлений подоходного налога на 6 месяцев

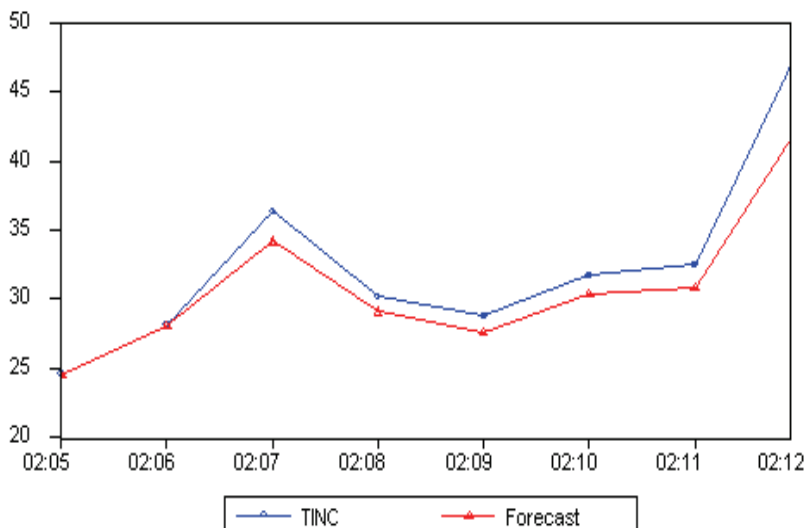
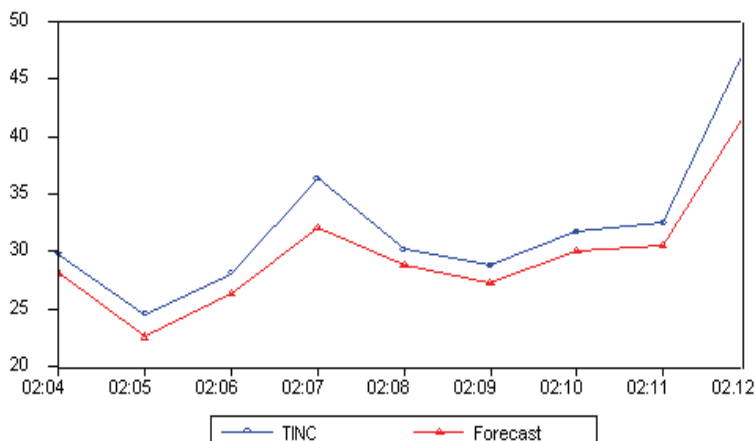


Рисунок 1.13

Ретропрогноз поступлений подоходного налога на 9 месяцев



Средняя относительная ошибка прогнозов по построенной модели для любого интервала прогнозирования имеет тот же порядок, что и для АRI-МА-моделей⁹. По результатам прогнозирования также необходимо отметить, что прогнозные значения поступлений подоходного налога в 2002 г. находятся ниже своих фактических значений. Причиной этого является рост совокупной базы налога на доходы физических лиц как результат увеличения декларируемых доходов, предположительно, за счет существенного снижения уклонения от уплаты налога в результате введения плоской ставки подоходного налога в 2001 г.¹⁰ и снижения предельной ставки единого социального налога.

Чтобы устранить вызванную этим систематическую ошибку прогнозов, можно добавить в уравнение соответствующие фиктивные переменные, которые позволят учесть наблюдаемый дополнительный рост поступлений. В данном случае более подходящим способом устранения систематической ошибки является корректировка прогноза с учетом абсолютного отклонения прогноза (полученного с помощью той же структурной модели) от фактического значения для предыдущего периода. На интервале прогнозирования в 9 месяцев данный метод позволяет сократить относительную ошибку прогноза до 3,85% (месячных поступлений).

1.2.5. Поступления налога на добавленную стоимость

Описание модели. Как и для поступлений подоходного налога, для поступлений налога на добавленную стоимость основным фактором, объясняющим величину и динамику поступлений, является база налога¹¹. В качестве различных оценок налоговой базы для НДС можно использовать ВВП, розничный товарооборот и индекс промышленного производства. Индекс промышленного производства обладает наилучшими объясняющими свойствами по результатам предварительных оценок.

Одним из факторов, отрицательно воздействующих на динамику поступлений НДС, является объем кредиторской задолженности. Неплатежеспособность предприятий может оказывать влияние на платежеспособность их кредиторов и на взаимоотношение последних с бюджетом. Величина кредиторской задолженности, являясь, наряду с дебиторской задолженностью, показателем взаимных платежей предприятий, учитывает общий объем платежей предприятий бюджету и, следовательно, приводит к снижению налоговых поступлений. Кроме того, показатель платежей предприятий является косвенным индикатором масштабов бартерных опе-

⁹ См.: Эконометрический анализ..., 2001; Проблемы прогнозирования..., 2002.

¹⁰ См. также: Синельников, Баткибеков, Кадочников, Некипелов, 2003.

¹¹ См. также: Моделирование динамики налоговых обязательств..., 2000.

раций в народном хозяйстве, которые сопровождаются искажением ценовых пропорций и используются для уклонения от налогообложения. Другим индикатором, косвенно характеризующим масштабы теневой экономики, является доля М0 в М2 – увеличение спроса на наличные деньги соответствует увеличению теневой активности, что, по нашей гипотезе, может сопровождаться снижением платежей по налогу на добавленную стоимость.

При моделировании в качестве объясняемой переменной использовались поступления НДС, дефлированные при помощи индекса потребительских цен. Для учета пика поступлений НДС в декабре 2001 г., который был вызван зачетом задолженности по налоговым платежам, используется фиктивная переменная $D12_2001$, равная единице в декабре 2001 г. и нулю в остальные месяцы. Кроме того, для учета сезонного фактора в уравнение был также добавлен авторегрессионный член 12-го порядка.

Полученное по результатам предварительных оценок уравнение, из которого были исключены статистически незначимые переменные, имеет следующий вид:

$$(TVAT/CPI)_t = b_0 + b_1 IND_t + b_2 D12_2001_t + b_3 (TVAT/CPI)_{t-12} + b_4 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$

где:

$(TVAT/CPI)_t$ – поступления НДС в консолидированный бюджет, дефлированные при помощи индекса потребительских цен;

IND_t – индекс промышленного производства;

$D12_2001_t$ – фиктивная переменная, равная единице в декабре 2001 г. и нулю в остальные месяцы;

ε_t – ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_4$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценки модели приведены в *табл. 1.17*.

Как следует из *табл. 1.17* используемые переменные статистически значимы. Ниже представлены результаты ретропрогноза согласно специфицированной модели (оцененной на соответствующем временном интервале, предшествующем интервалу прогнозирования).

Ретропрогноз. В *табл. 1.18–1.20* представлены основные характеристики ретроспективных прогнозов, рассчитанные на интервалах длиной 3, 6 и 9 месяцев – среднеквадратичное и абсолютное отклонения прогнозных значений от фактических и относительная ошибка прогноза.

Таблица 1.17

**Результаты оценок уравнения для реальных поступлений
НДС в на интервале 11.1998–12.2002**

Объясняемая переменная	Реальные поступления НДС в консолидированный бюджет	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1998:11–2002:12	
Количество наблюдений	50	
	Коэффициент	t-стат.
Константа	-6,180	-6,42
Индекс промышленного производства	0,095	11,95
Фиктивная переменная D12_2001	4,724	18,45
Реальные поступления НДС в консолидированный бюджет с лагом в 12 месяцев	0,389	5,81
Adj. R ²	0,883	

Таблица 1.18

Характеристики ретропрогноза поступлений НДС на 3 месяца

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	3,05	4,88	4,07	4,00
MAE	2,8	4,81	3,25	3,62
MAPE	4,09%	6,80%	5,26%	5,38%

Таблица 1.19

Характеристики ретропрогноза поступлений НДС на 6 месяцев

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	4,3	3,78	4,04
MAE	4,21	3,06	3,64
MAPE	6,04%	4,63%	5,34%

Рисунок 1.14

Ретропрогноз поступлений НДС на 3 месяца



Рисунок 1.15

Ретропрогноз поступлений НДС на 6 месяцев

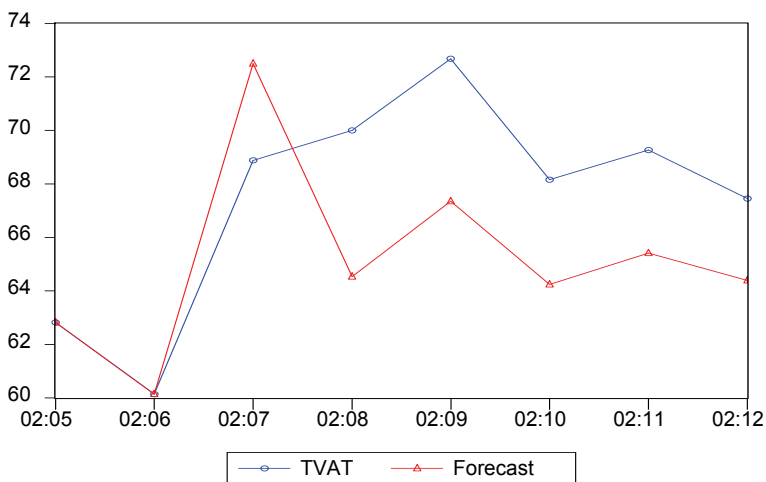


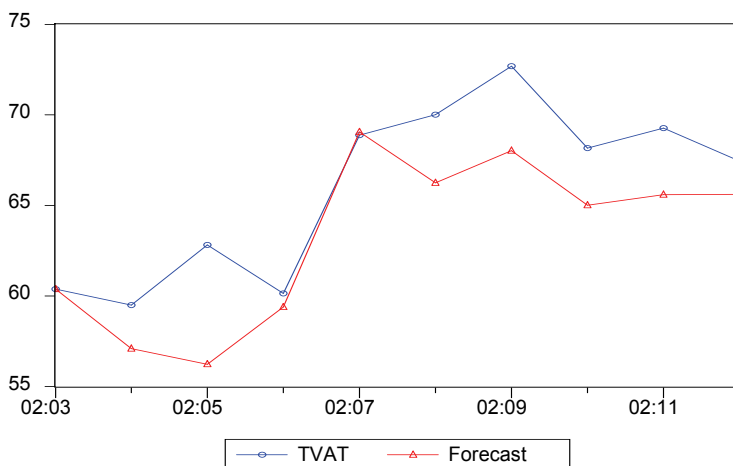
Таблица 1.20

Характеристики ретропрогноза поступлений НДС на 9 месяцев

	2002:12–2002:04
RMSE	3,53
MAE	3,00
MAPE	4,49%

Рисунок 1.16

Ретропрогноз поступлений НДС на 9 месяцев



Исходя из полученных характеристик ретроспективных прогнозов поступлений НДС, можно сделать вывод о том, что структурные модели позволяют увеличить точность прогнозов по сравнению с ARIMA-моделями, – средняя относительная ошибка для структурных моделей составляет около 5%, в то время как для ARIMA-моделей около 10%¹² (от месячных поступлений). При этом необходимо учитывать, что в случае прогнозирования поступлений НДС на будущие периоды времени по структурной модели обязательным является предварительное построение прогноза индекса промышленного производства, что может внести дополнительную ошибку в прогноз.

¹² См.: Эконометрический анализ..., 2001; Проблемы прогнозирования..., 2002.

1.2.6. Суммарные налоговые поступления

Описание модели. В качестве оценки налоговой базы для суммарных налоговых поступлений могут быть использованы валовой внутренний продукт, розничный товарооборот и индекс промышленного производства. По результатам предварительных оценок наилучшие объясняющие и прогностические свойства имеет модель с включением ВВП в качестве объясняющей переменной.

Одним из факторов, отрицательно воздействующих на объем налоговых поступлений (особенно на базу и величину поступлений налога на прибыль), является доля убыточных предприятий. При увеличении числа убыточных предприятий уменьшается число прибыльных. Кроме того, рост числа убыточных предприятий в условиях, когда часть предприятий сознательно занижают свою прибыль, в какой-то степени может отражать общую склонность предприятий к уклонению от налогообложения.

На величину реальных налоговых поступлений также может оказывать влияние инфляция вследствие изменения реальных значений специфических ставок акцизов, из-за наличия прогрессивности шкал налогов, несимметричного воздействия на издержки производства и выручку от реализации производимой продукции, влияния на величину вычетов из базы налога на прибыль и величину зачитываемого налога на добавленную стоимость и др.

Ряд суммарных налоговых поступлений имеет четко выраженную сезонную составляющую, которая характеризуется пиками поступлений в месяцы, соответствующие срокам уплаты основных налогов. Для того чтобы учесть сезонные колебания поступлений, при оценке использовались фиктивные переменные $D04$ и $D12$, равные единице в апреле и декабре и нулю в остальные месяцы. Для ВВП также характерен пик, приходящийся на сентябрь месяц и обусловленный приростом добавочного продукта в сельском хозяйстве. Для учета этого в уравнение включалась фиктивная переменная, равная единице в сентябре – $D09$. Согласно предварительным оценкам, после исключения незначимых переменных для суммарных налоговых поступлений в бюджетную систему, дефлированных при помощи индекса потребительских цен, оценивалась следующая модель:

$$(TAX/CPI)_t = b_0 + b_1(GDP/CPI)_t + b_2 D12_t + b_3 D04_t + b_4 D09_t + \varepsilon_t$$

где:

$(GDP/CPI)_t$ – валовой внутренний продукт, дефлированный по индексу потребительских цен (ежемесячные данные Минэкономразвития России);

$(TAX/CPI)_t$ – суммарные налоговые поступления в бюджетную систему Российской Федерации, дефлированные по индексу потребительских цен;

$D04_t$, $D09_t$, $D12_t$ – фиктивные переменные, равные единице в апреле, сентябре и декабре соответственно и нулю в остальные месяцы;

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_4$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценки модели приведены в *табл. 1.21*. Как видно из результатов оценок, эффективная ставка суммарных налоговых поступлений по ВВП составляет оценивается величиной 32,6% (без учета сезонных фиктивных переменных, описывающих пики в апреле и декабре и меньший уровень поступлений в сентябре).

Таблица 1.21

Результаты оценок уравнения для суммарных налоговых поступлений в консолидированный бюджет на интервале 11.1998–12.2002

Объясняемая переменная	Реальные суммарные налоговые поступления в консолидированный бюджет	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1998:11–2002:12	
Количество наблюдений	50	
	Коэффициент	t-стат.
Константа	–7,128	–3,64
Реальный ВВП	0,326	13,06
Фиктивная переменная D12	5,44	5,34
Фиктивная переменная D04	3,502	3,11
Фиктивная переменная D09	–5,182	–4,36
Adj. R ²	0,807	

Ниже приведены результаты ретропрогноза по оцененной модели.

Ретропрогноз. Ретроспективный прогноз осуществлялся на интервалы длиной 3, 6 и 9 месяцев. Как и для других показателей, для сравнительного анализа качества прогнозных моделей использовались среднеквадратичное и абсолютное отклонение спрогнозированных значений от фактических и относительная ошибка прогноза.

Таблица 1.22

Характеристики ретропрогноза суммарных налоговых поступлений в консолидированный бюджет на 3 месяца

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	34,79	19,1	29,96	27,95
MAE	27,91	15,89	25,34	23,05
MAPE	10,27%	6,22%	10,18%	8,89%

Рисунок 1.17

Ретропрогноз суммарных налоговых поступлений в консолидированный бюджет на 3 месяца

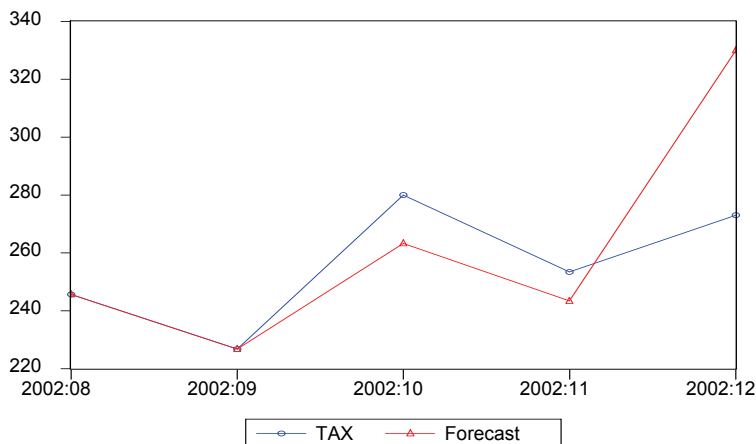


Таблица 1.23

Характеристики ретропрогноза суммарных налоговых поступлений в консолидированный бюджет на 6 месяцев

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	28,01	25,44	26,73
MAE	21,2	20,71	20,96
MAPE	8,36%	8,24%	8,30%

Рисунок 1.18

**Ретропрогноз суммарных налоговых поступлений
в консолидированный бюджет на 6 месяцев**

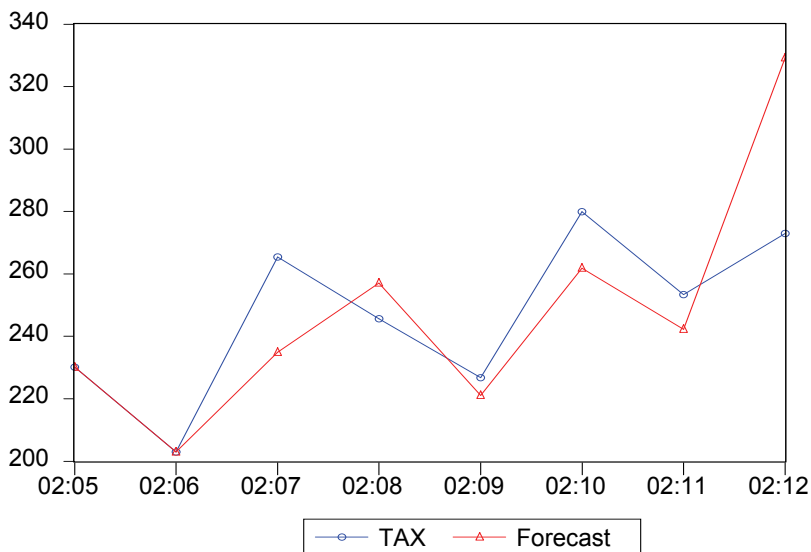
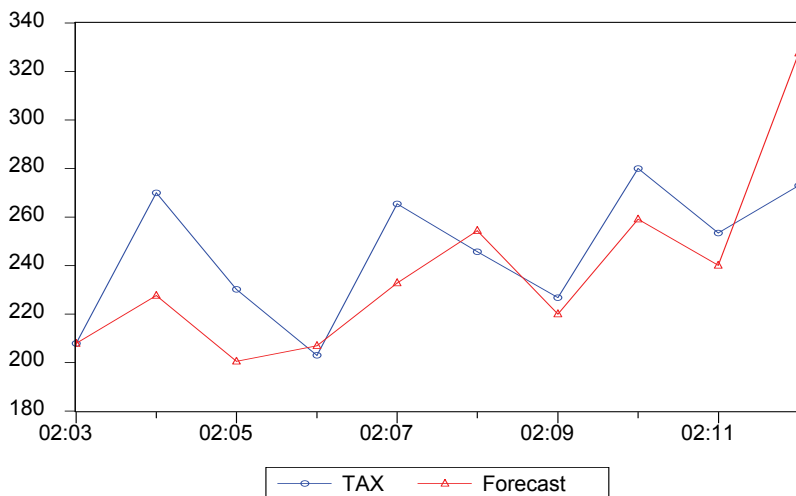


Таблица 1.24

**Характеристики ретропрогноза суммарных налоговых
поступлений в консолидированный бюджет на 9 месяцев**

	2002:12–2002:04
RMSE	28,8
MAE	23,7
MAPE	9,12%

Ретропрогноз суммарных налоговых поступлений в консолидированный бюджет на 9 месяцев



Исходя из представленных характеристик ретроспективных прогнозов суммарных налоговых поступлений, можно сделать вывод о том, что структурные модели позволяют рассчитать прогнозные значения с точностью, сопоставимой с точностью прогнозирования по ARIMA-моделям, или даже чуть более высокой. Например, на интервале прогнозирования в 9 месяцев относительная ошибка для структурных моделей составляет около 9%, в то время как аналогичный показатель для ARIMA-модели¹³ превышает 10% (месячного объема поступлений).

1.2.7. Денежный агрегат M2

Описание модели. При спецификации модели для денежного агрегата M2 применялись предпосылки, используемые при построении уравнения спроса на деньги, согласно которым спрос на номинальные денежные активы определяется объемом выпуска, процентной ставкой, а также динамикой индекса цен. Кроме того, предполагается, что денежный рынок находится в равновесии. Соответственно в качестве переменных, влияющих на динамику M2, были использованы инфляция (индекс потребительских цен) и номинальный обмен-

¹³ См.: Эконометрический анализ..., 2001; Проблемы прогнозирования..., 2002.

ный курс¹⁴. На объем денежного агрегата M2 также могут оказывать влияние (через изменение денежной базы) дефицит государственного бюджета, изменение резервов и показатели торгового и платежного баланса.

По результатам предварительных оценок, после исключения незначимых переменных модель для темпа прироста денежной базы оценивалась в следующей спецификации:

$$M2_R_t = b_0 + b_1 M2_R_{t-1} + b_2 CPI_{t-1} + b_3 IND_{t-6} + b_4 D12_t + b_5 D01_t + \varepsilon_t$$

где:

$M2_R_t$ – темп прироста денежного агрегата M2;

CPI_t – темп прироста индекса потребительских цен (%);

IND_t – темп прироста индекса промышленного производства (%);

$D01_t$ и $D12_t$ – фиктивные переменные, равные единице в январе и декабре соответственно и нулю в остальные месяцы;

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_5$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценок модели для темпа прироста денежного агрегата M2 приведены в *табл. 1.25*.

Из результатов оценок видно, что рост потребительских цен и увеличение промышленного производства приводят к росту денежного агрегата M2, также значим и положительный авторегрессионный член (значение равно 0,232), а также фиктивная переменная на декабрь. Фиктивная переменная на январь значима и отрицательна.

ТАБЛИЦА 1.25

Результаты оценок модели для денежного агрегата M2 на интервале 01.1995–12.2002, с исключением интервала 07.1998–01.1999

Объясняемая переменная	Темп прироста денежного агрегата M2	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1995:08–1998:07&1999:01–2002:12	
Количество наблюдений	84	
	Коэффициент	t-стат.
1	2	3
Константа	0,014	3,52
Темп прироста денежного агрегата M2 с лагом 1 месяц	0,232	2,82

¹⁴ Номинальный обменный курс в данном случае используется для отражения альтернативной стоимости хранения наличных рублевых средств, см.: *Дробышевский, Козловская, 2002*.

Продолжение таблицы 1.25

1	2	3
Темп прироста индекса потребительских цен с лагом 1 месяца	0,0046	3,62
Темп прироста индекса промышленного производства с лагом 6 месяцев	0,0014	3,28
Фиктивная переменная D12	0,056	7,06
Фиктивная переменная D01	−0,080	−8,25
Adj. R ²	0,628	

Ретропрогноз. В табл. 1.26–1.28 представлены основные характеристики краткосрочных прогнозов по приведенной выше модели на интервалы 3,6 и 9 месяцев.

Таблица 1.26

Характеристики ретропрогноза денежного агрегата М2 на 3 месяца

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	29,1	17,6	42,0	29,56
MAE	2,9	10,8	37,0	24,25
MAPE	1,23%	0,59%	2,16%	1,32%

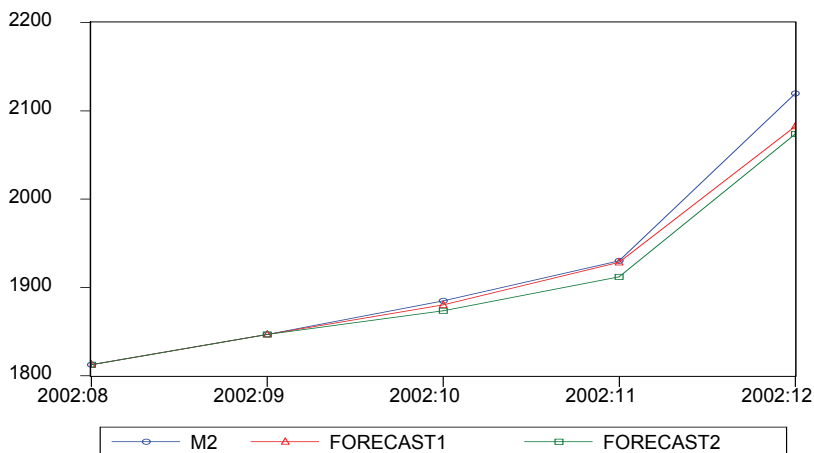
Таблица 1.27

Характеристики ретропрогноза денежного агрегата М2 на 6 месяцев

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	19,2	52,1	35,64
MAE	13,9	48,2	31,04
MAPE	0,74%	2,72%	1,73%

Рисунок 1.20

Ретропрогноз денежного агрегата М2 на 3 месяца



FORECAST1 – прогноз по модели коррекции ошибок.

FORECAST2 – прогноз по оцененной выше модели.

Рисунок 1.21

Ретропрогноз денежного агрегата М2 на 6 месяцев

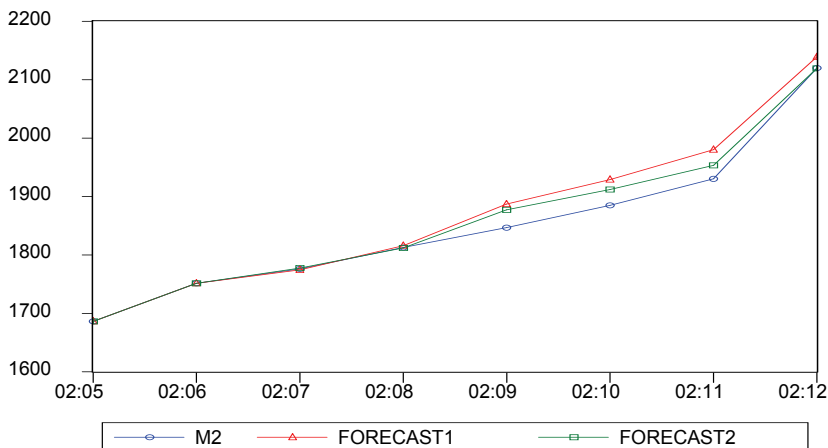
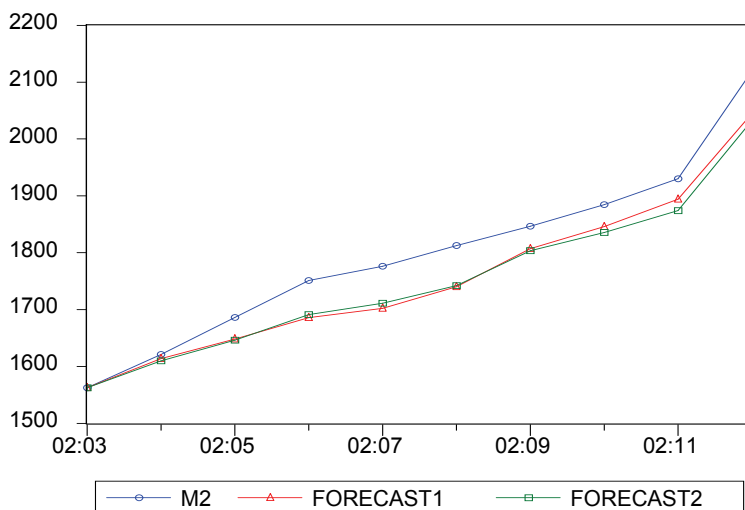


Таблица 1.28

Характеристики ретропрогноза денежного агрегата М2 на 9 месяцев

	2002:12–2002:04
RMSE	57,1
MAE	53,4
MAPE	2,88%

Рисунок 1.22

Ретропрогноз денежного агрегата М2 на 9 месяцев

Как видно из результатов оценок, построенная выше структурная модель позволяет улучшить качество прогнозов по сравнению с ARIMA-моделями на интервалах прогнозирования в 3 месяца¹⁵. Для интервалов в 6 и 9 месяцев более предпочтительным является использование ARIMA-моделей, средняя относительная ошибка которых не превышает 1,5% (от величины уровня M2).

Следует также отметить, что полученные прогнозы на всех интервалах прогнозирования оказываются ниже фактических значений. Для устране-

¹⁵ См.: Эконометрический анализ..., 2001; Проблемы прогнозирования..., 2002.

ния систематической ошибки можно воспользоваться методом корректировки прогнозных значений на абсолютную ошибку прогноза предыдущего периода. К примеру, для интервала прогнозирования в 9 месяцев данный метод позволяет в среднем сократить относительную ошибку прогноза по построенной структурной модели с 2,8 до 0,9%.

1.2.8. Индекс цен производителей в машиностроении

Описание модели. Основные переменные, которые использовались для построения модели индекса цен производителей в машиностроении, – это переменные, характеризующие затраты на производство продукции машиностроения, – тарифы на электроэнергию и другие энергоресурсы (газ, автомобильный бензин и дизельное топливо), заработная плата, номинальный обменный курс, характеризующий динамику цен на импортируемое оборудование, и др. Помимо этих переменных также учитывались ожидания роста цен, характеризуемые авторегрессионным членом в модели.

По результатам предварительных оценок, после исключения незначимых переменных, для прогнозирования использовалась следующая спецификация модели:

$$PPI_M_t = b_0 + b_1 PPI_M_{t-1} + b_2 PPI_E_t + \varepsilon_t$$

где:

PPI_M_t – темп прироста индекса цен производителей в машиностроении (%);

PPI_E_t – темп прироста индекса цен производителей в электроэнергетике (%);

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_2$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценки модели приведены в *табл. 1.29*. По результатам оценок включенные в модели переменные значимы, коэффициенты положительны – коэффициент при авторегрессионном члене составляет 0,579, рост цен производителей в электроэнергетике на 1% приводит к росту цен производителей в машиностроении согласно оценкам на 0,232%.

Ретропрогноз. В *табл. 1.30–1.32* представлены результаты ретропрогноза по оцененной выше модели, – среднеквадратичное отклонение спрогнозированных значений от фактических и абсолютное отклонение.

Таблица 1.29

Результаты оценок уравнения для индекса цен производителей в машиностроении на интервале 01.1995–12.2002, с исключением интервала 07.1998–01.1999 (период во время и непосредственно после кризиса 1998 г.)

Объясняемая переменная	Темп прироста индекса цен производителей в машиностроении	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1995:02–1998:07& 1999:01–2002:12	
Количество наблюдений	90	
	Коэффициент	t-стат.
Константа	0,314	1,52
Темп прироста индекса цен производителей в машиностроении с лагом 1 месяц	0,579	10,39
Темп прироста индекса цен производителей в электроэнергетике	0,232	4,84
Adj. R ²	0,798	

Таблица 1.30

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в машиностроении на 3 месяца

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	0,52	0,95	1,42	0,96
MAE	0,45	0,81	1,32	0,86

Таблица 1.31

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в машиностроении на 6 месяцев

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	0,86	1,37	1,12
MAE	0,77	1,28	1,03

Рисунок 1.23

**Ретропрогноз индекса цен производителей
в машиностроении на 3 месяца**

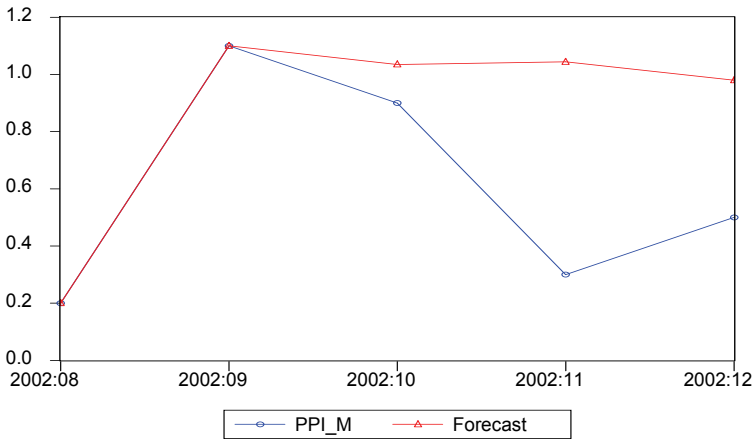


Рисунок 1.24

**Ретропрогноз индекса цен производителей
в машиностроении на 6 месяцев**

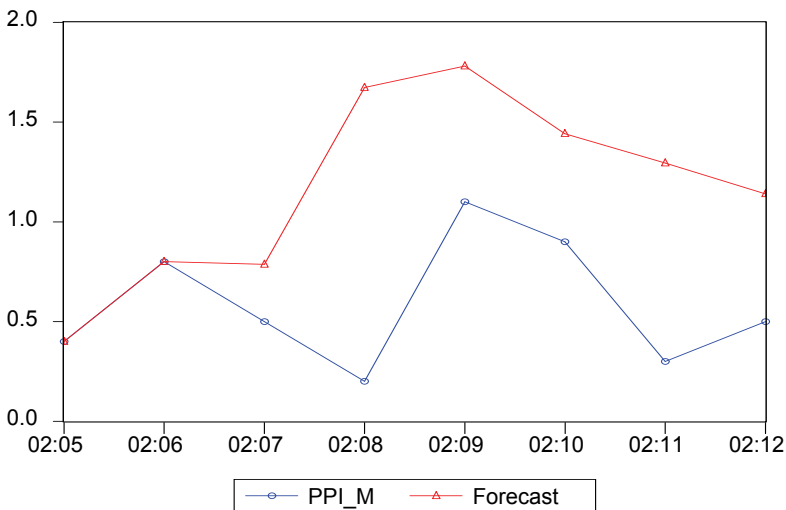


Таблица 1.32

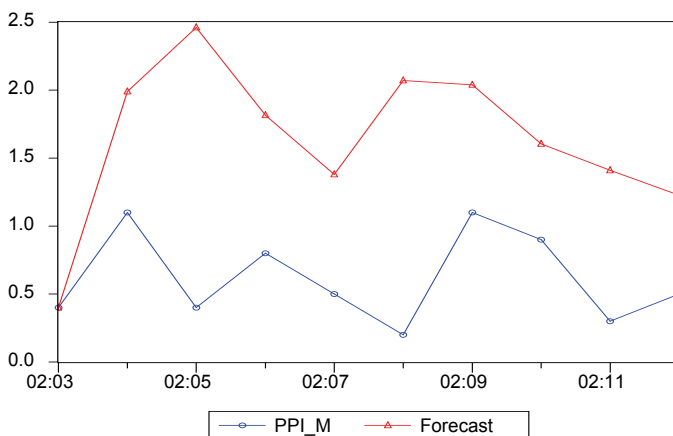
**Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей
в машиностроении на 9 месяцев**

	2002:12–2002:04
RMSE	1,22
MAE	1,13

Как видно из представленных характеристик ретропрогноза, с увеличением длины интервала прогнозирования увеличивается ошибка прогноза. Для интервалов в 3, 6 и 9 месяцев величина среднего абсолютного отклонения спрогнозированных темпов прироста индекса от фактических значений составляет 0,86 п.п., 1,03 п.п. и 1,13 п.п. соответственно. При этом следует заметить, что рассчитанные прогнозные значения оказываются во всех случаях выше фактических темпов прироста цен производителей в машиностроении. Корректируя прогноз на ошибку прогноза в предыдущем периоде, относительную ошибку прогноза можно несколько сократить – для интервала прогнозирования в 9 месяцев среднее абсолютное отклонение сокращается до 0,7 п.п.

Рисунок 1.25

**Ретропрогноз индекса цен производителей
в машиностроении на 9 месяцев**



1.2.9. Индекс цен производителей в химической промышленности

Описание модели. Модель для индекса цен производителей в химической промышленности оценивалась с использованием тех же переменных, которые включались в модель для цен производителей в машиностроении, а также с включением в модель индекса цен производителей в машиностроении.

Из-за высокой корреляции между индексами цен производителей в машиностроении и в электроэнергетике (коэффициент корреляции составляет около 80%) в уравнение регрессии вместо темпа прироста индекса цен производителей в машиностроении включались остатки от регрессии этой переменной на темп прироста цен производителей в электроэнергетике.

По результатам оценок, после исключения незначимых переменных, модель для темпа прироста индекса цен производителей в химической промышленности оценивалась в следующей спецификации:

$$PPI_CH_t = b_0 + b_1 PPI_CH_{t-1} + b_2 PPI_E_t + b_3 PPI_F_{t-1} + b_4 PPI_MRES_t + \varepsilon_t$$

где:

PPI_CH_t – темп прироста индекса цен производителей в химической промышленности (%);

PPI_E_t – темп прироста индекса цен производителей в электроэнергетике (%);

PPI_F_t – темп прироста индекса цен производителей в топливной промышленности (%);

PPI_MRES_t – остатки регрессии темпов прироста индекса цен производителей в машиностроении на темпы прироста индекса цен производителей в электроэнергетике.

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_4$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценки модели приведены в *табл. 1.33*. По результатам оценки модели используемые переменные значимы, соответствующие коэффициенты – положительны. Коэффициент при авторегрессионном члене составляет 0,256, рост цен производителей в электроэнергетике на 1% приводит к росту цен производителей в химической промышленности на 0,45%, рост цен в машиностроении (при прочих равных условиях) на 1% – на 0,09%.

Таблица 1.33

**Результаты оценок уравнения для индекса цен производителей
в химической промышленности на интервале 01.1995–12.2002,
с исключением интервала 07.1998–01.1999**

Объясняемая переменная	Темп прироста индекса цен производителей в химической промышленности	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1995:02–1998:07&1999:01–2002:12	
Количество наблюдений	90	
	Коэффициент	t-стат.
Константа	0,081	0,36
Темп индекса цен производителей в химической промышленности с лагом 1 месяц	0,256	3,59
Темп индекса цен производителей в электро-энергетике	0,454	7,27
Темп прироста индекса цен производителей в топливной промышленности с лагом 1 месяц	0,093	2,30
Adj. R ²	0,799	

Ретропрогноз. В табл. 1.34–1.36 представлены основные характеристики краткосрочных прогнозов приведенной выше структурной модели на интервалах длиной 3, 6 и 9 месяцев. В таблицах приведены среднеквадратичное отклонение спрогнозированных значений от фактических и абсолютное отклонение прогноза (модели переоценивались на периоде, предшествующем интервалу прогнозирования).

Таблица 1.34

**Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей
в химической промышленности на 3 месяца**

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	0,36	1,46	1,72	1,18
MAE	0,31	1,44	1,7	1,15

Рисунок 1.26

Ретропрогноз индекса цен производителей в химической промышленности на 3 месяца

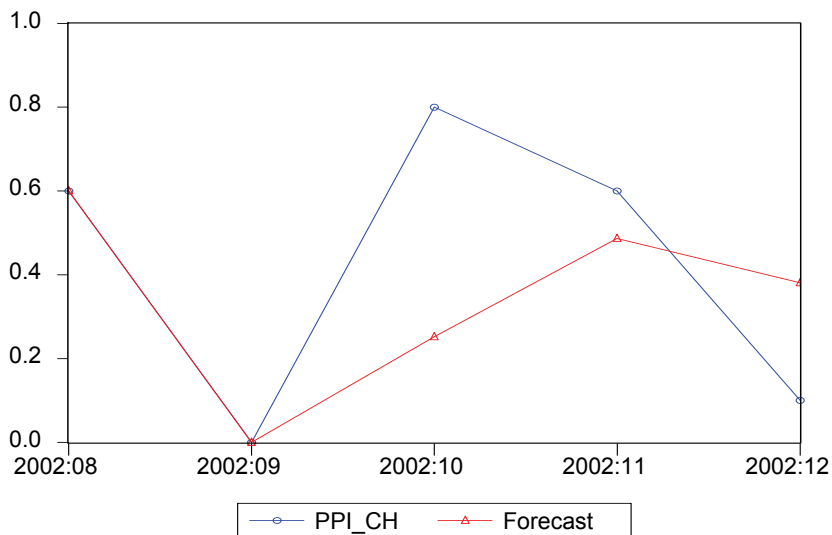


Таблица 1.35

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в химической промышленности на 6 месяцев

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	1,05	1,79	1,42
MAE	0,83	1,77	1,30

Рисунок 1.27

Ретропрогноз индекса цен производителей в химической промышленности на 6 месяцев

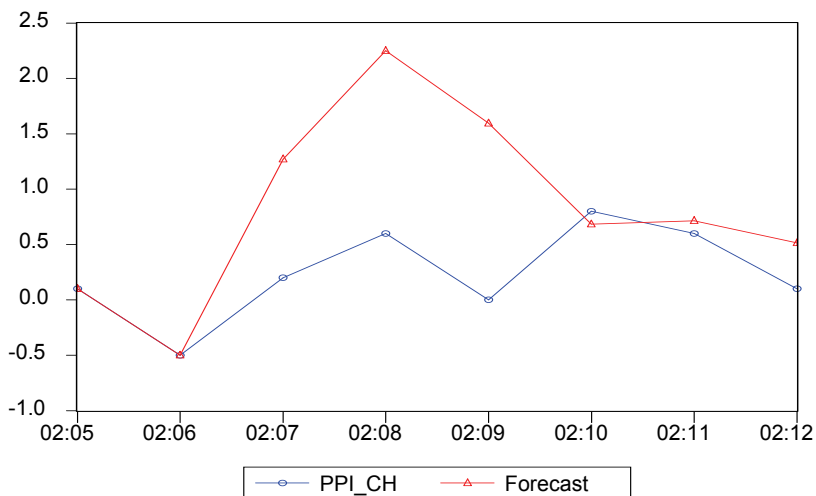
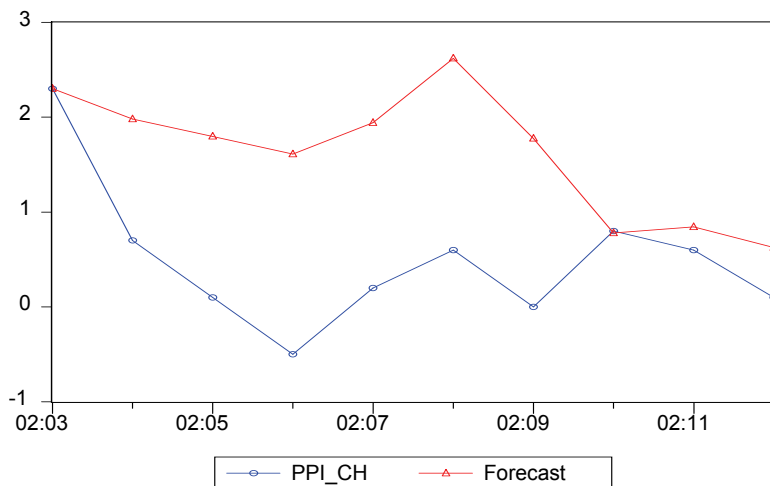


Таблица 1.36

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в химической промышленности на 9 месяцев

	2002:12–2002:04
RMSE	1,47
MAE	1,27

Ретропрогноз индекса цен производителей в химической промышленности на 9 месяцев



Для интервала прогнозирования в 3 месяца среднее абсолютное отклонение спрогнозированных темпов прироста индекса цен производителей в химической промышленности от фактических значений составляет 1,15 п.п., а для интервалов прогнозирования длиной 6 и 9 месяцев – 1,30 п.п. и 1,27 п.п. соответственно. Применяя на интервале прогнозирования в 9 месяцев метод корректировки прогнозных значений для устранения систематической ошибки, можно добиться снижения абсолютной ошибки ретропрогноза до 0,60 п.п.

1.2.10. Индекс цен производителей в топливной промышленности

Описание модели. Как и при моделировании цен производителей в машиностроении и химической промышленности, при построении модели для индекса цен производителей в топливной промышленности использовались переменные, характеризующие динамику затрат в этой отрасли (цен производителей в электроэнергетике, машиностроении, заработная плата и др.), а также цены на продукцию отрасли на внутреннем и мировом рынках и обменный курс.

После исключения незначимых переменных модель для индекса цен производителей в топливной промышленности специфицировалась следующим образом:

$$PPI_F_t = b_0 + b_1 PPI_F_{t-1} + b_2 PPI_E_t + b_3 BRENT_{t-1} + b_4 PETROL_{t-1} + \varepsilon_t$$

где:

PPI_F_t – темп прироста индекса цен производителей в топливной промышленности (%);

PPI_E_t – темп прироста индекса цен производителей в электроэнергетике (%);

$BRENT_t$ – темп прироста мировых цен на нефть марки Brent (переведенных в рубли по текущему обменному курсу) (%);

$PETROL_t$ – темп прироста внутренних цен на бензин (%);

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_4$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценки модели приведены в *табл. 1.37* (при оценках из общего периода оценок был исключен подпериод 07.1998–01.1999 – период быстрого роста цен во время кризиса 1998 г. и сразу после него).

Таблица 1.37

Результаты оценок уравнения для индекса цен производителей в топливной промышленности на интервале 01.1995–12.2002, с исключением интервала 07.1998–01.1999

Объясняемая переменная	Темп прироста индекса цен производителей в топливной промышленности	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1995:04–1998:07 & 1999:01–2002:12	
Количество наблюдений	88	
	Коэффициент	t-стат.
Константа	0,480	1,15
Темп прироста индекса цен производителей в топливной промышленности с лагом 1 месяц	0,278	2,65
Темп прироста индекса цен производителей в электроэнергетике	0,196	2,20
Темп прироста мировых цен на нефть марки Brent с лагом 1 месяц	8,569	2,55
Темп прироста внутренних цен на бензин с лагом 1 месяц	22,218	4,267
Adj. R ²	0,560	

Как видно из результатов оценок, включенные в модель переменные значимы, соответствующие коэффициенты – положительные.

Ретропрогноз. Результаты ретропрогноза индекса цен в топливной промышленности приведены в табл. 1.38–1.40.

Таблица 1.38

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в топливной промышленности на 3 месяца

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	2,87	2,81	5,58	3,75
MAE	2,38	2,5	5,02	3,30

Рисунок 1.29

Ретропрогноз индекса цен производителей в топливной промышленности на 3 месяца

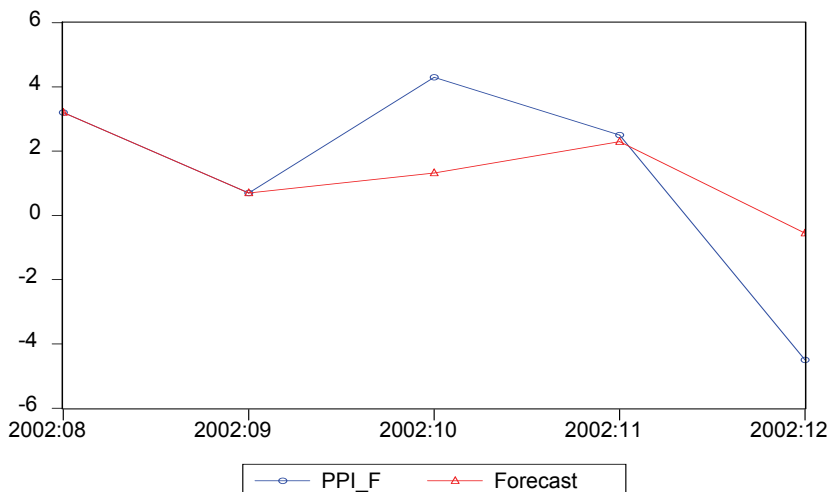


Таблица 1.39

**Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в топлив-
ной промышленности на 6 месяцев**

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	2,72	4,44	3,58
MAE	2,27	3,93	3,10

Рисунок 1.30

**Ретропрогноз индекса цен производителей в топливной
промышленности на 6 месяцев**

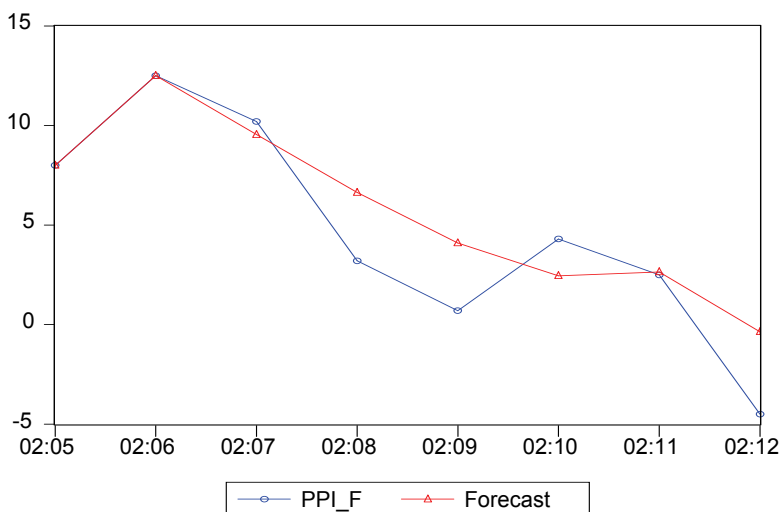
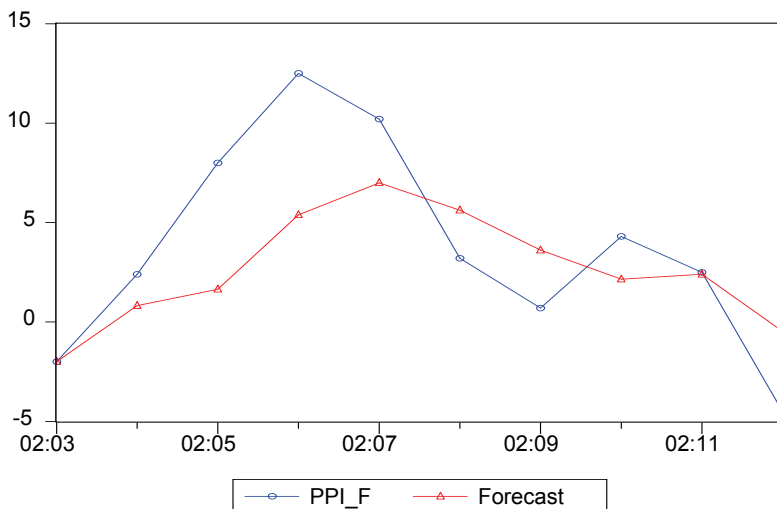


Таблица 1.40

**Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей
в топливной промышленности на 9 месяцев**

	2002:12–2002:04
RMSE	1,47
MAE	1,27

Ретропрогноз индекса цен производителей в топливной промышленности на 9 месяцев



Как видно из представленных характеристик ретропрогноза, в отличие от приведенных ранее оценок для других отраслей, с увеличением длины интервала прогнозирования ошибка прогноза уменьшается. Для интервалов прогнозирования в 3, 6 и 9 месяцев величина среднего абсолютного отклонения спрогнозированных темпов прироста индекса цен производителей в топливной промышленности от фактических значений составила 3,30 п.п., 3,10 п.п. и 1,27 п.п. соответственно.

1.2.11. Индекс цен производителей в пищевой промышленности

Описание модели. Аналогично построенным выше моделям для индексов цен производителей в машиностроении, химической и топливной промышленности, модель для индекса цен производителей в пищевой промышленности по результатам предварительных оценок, после исключения незначимых переменных, имеет следующий вид:

$$PPI_FOOD_t = b_0 + b_1 PPI_FOOD_{t-1} + b_2 PPI_E_t + b_3 PPI_MRES_t + \varepsilon_t,$$

где:

PPI_FOOD_t – темп прироста индекса цен производителей в пищевой промышленности (%);

PPI_E_t – темп прироста индекса цен производителей в электроэнергетике (%);

PPI_MRES_t – остатки регрессии темпов прироста индекса цен производителей в машиностроении на темпы прироста индекса цен производителей в электроэнергетике;

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_3$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценки модели приведены в *табл. 1.41*.

Как видно из результатов оценок, помимо авторегрессионного члена темп прироста цен производителей в электроэнергетике также значим, коэффициент положителен и составляет 0,193, т. е. при росте цен производителей в электроэнергетике на 1% цены в топливной промышленности увеличиваются почти на 0,2%.

Таблица 1.41

Результаты оценок уравнения для индекса цен производителей в пищевой промышленности на интервале 01.1995–12.2002, с исключением интервала 07.1998–01.1999

Объясняемая переменная	Темп прироста индекса цен производителей в пищевой промышленности	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1995:02–1998:07&1999:01–2002:12	
Количество наблюдений	90	
	Коэффициент	t-стат.
Константа	0,366	2,72
Темп индекса цен производителей в пищевой промышленности с лагом 1 месяц	0,513	9,28
Темп индекса цен производителей в электроэнергетике	0,193	5,04
Adj. R ²	0,902	

Ретропрогноз. В табл. 1.42–1.44 представлены основные характеристики краткосрочных прогнозов модели, рассчитанных на интервалах длиной 3, 6 и 9 месяцев.

Таблица 1.42

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в пищевой промышленности на 3 месяца

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	0,38	0,41	1,14	0,64
MAE	0,33	0,34	1,11	0,59

Рисунок 1.32

Ретропрогноз индекса цен производителей в пищевой промышленности на 3 месяца

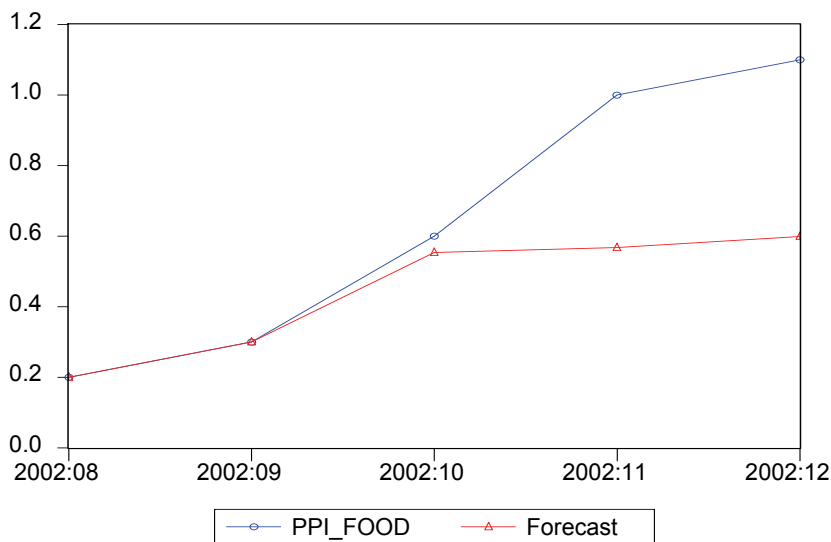


Таблица 1.43

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в пищевой промышленности на 6 месяцев

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	0,4	0,93	0,67
MAE	0,37	0,86	0,62

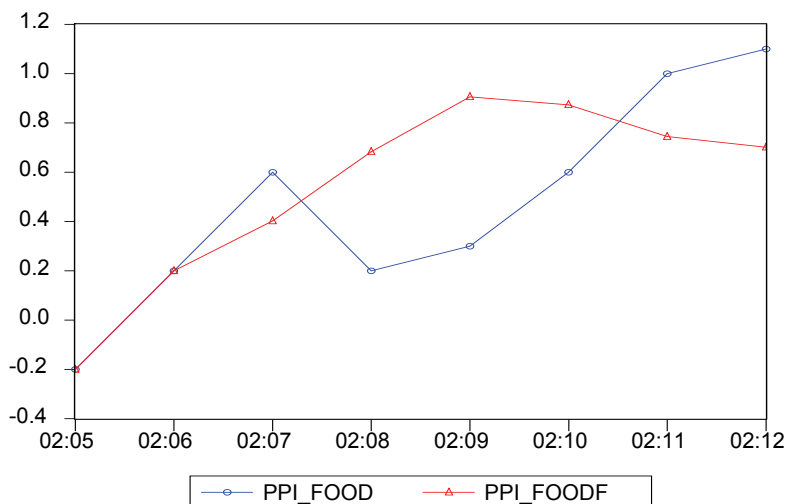
Таблица 1.44

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в пищевой промышленности на 9 месяцев

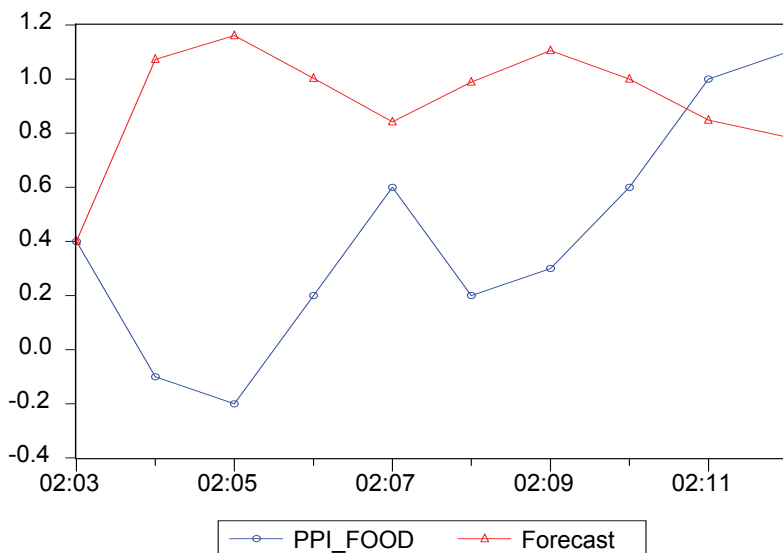
	2002:12–2002:04
RMSE	0,78
MAE	0,67

Рисунок 1.33

Ретропрогноз индекса цен производителей в пищевой промышленности на 6 месяцев



Ретропрогноз индекса цен производителей в пищевой промышленности на 9 месяцев



Как показывают результаты ретропрогноза, среднее абсолютное отклонение рассчитанных прогнозов темпов прироста индекса цен производителей в пищевой промышленности от фактических значений составляет около 0,64 п.п., на интервале прогнозирования в 9 месяцев – 0,67 п.п. Корректировка прогноза на ошибку прогноза в предыдущем периоде позволяет сократить среднее абсолютное отклонение для интервала в 9 месяцев до 0,46 п.п.

1.2.12. Индекс цен производителей в легкой промышленности

Описание модели. По результатам предварительных оценок по методологии, аналогичной оценкам моделей для других отраслей промышленности, с включением в модель переменных, характеризующих изменения производственных затрат, после исключения незначимых переменных для прогнозирования индекса цен производителей в легкой промышленности использовалась следующая модель:

$$PPI_L_t = b_0 + b_1 PPI_L_{t-1} + b_2 PPI_E_t + b_3 PPI_MRES_t + \varepsilon_t,$$

где:

PPI_L_t – темп прироста индекса цен производителей в легкой промышленности (%);

PPI_E_t – темп прироста индекса цен производителей в электроэнергетике (%);

PPI_MRES_t – остатки регрессии темпов прироста индекса цен производителей в машиностроении на показатель темпов прироста индекса цен производителей в электроэнергетике.

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_3$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценки модели приведены в *табл. 1.45*.

Таблица 1.45

Результаты оценок уравнения для индекса цен производителей в легкой промышленности на интервале 01.1995–12.2002, с исключением интервала 07.1998–01.1999

Объясняемая переменная	Темп прироста индекса цен производителей в легкой промышленности	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1995:02–1998:07&1999:01–2002:12	
Количество наблюдений	90	
	Коэффициент	t-стат.
Константа	0,438	3,47
Темп индекса цен производителей в легкой отрасли промышленности с лагом 1 месяц	0,428	7,32
Темп индекса цен производителей в электроэнергетике	0,282	7,37
Adj. R ²	0,918	

Ретропрогноз. В *табл.1.46–1.48* приведены характеристики ретропрогноза по построенной выше модели с переоценкой коэффициентов на периоде, предшествующем интервалу прогнозирования.

Таблица 1.46

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в легкой промышленности на 3 месяца

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	0,26	0,22	0,92	0,47
MAE	0,26	0,18	0,91	0,45

Рисунок 1.35

Ретропрогноз индекса цен производителей в легкой промышленности на 3 месяца

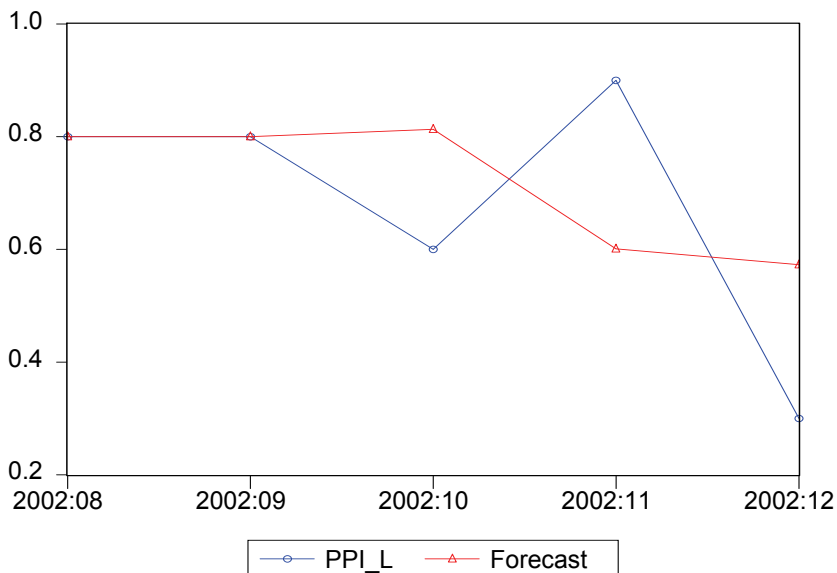


Таблица 1.47

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в легкой промышленности на 6 месяцев

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	0,25	0,7	0,48
MAE	0,22	0,6	0,41

Ретропрогноз индекса цен производителей в легкой промышленности на 6 месяцев

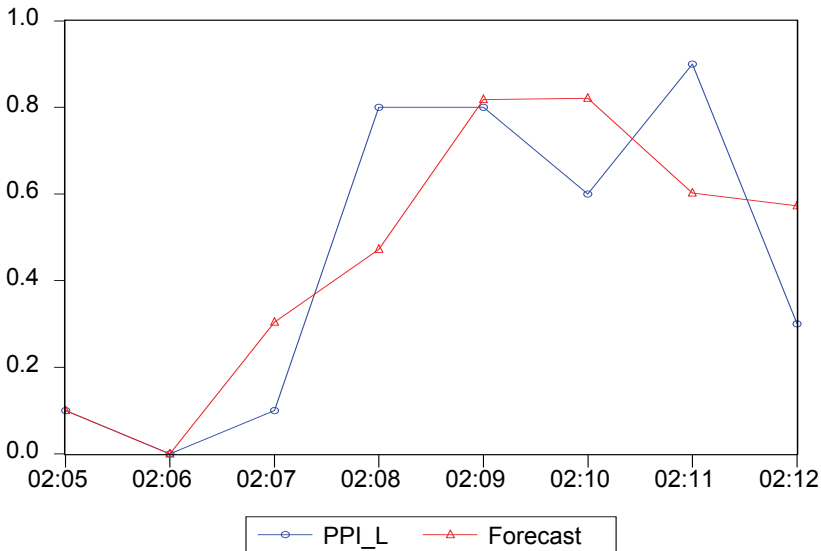


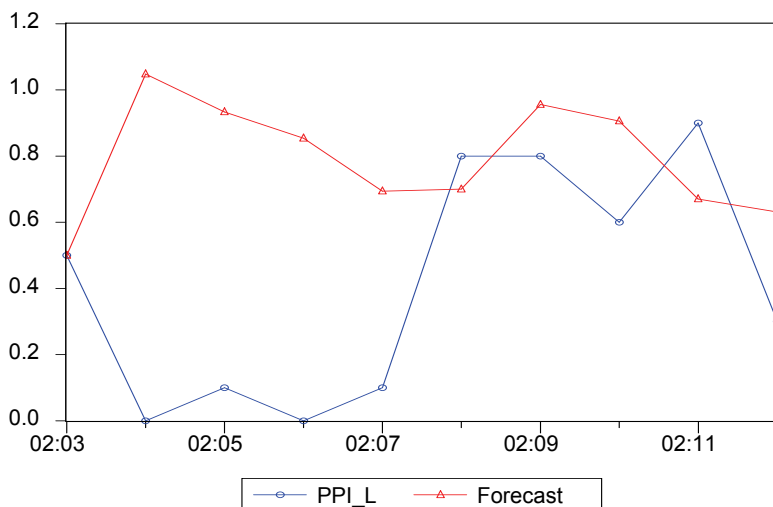
Таблица 1.48

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в легкой промышленности на 9 месяцев

	2002:12–2002:04
RMSE	0,6
MAE	0,5

Как видно из полученных характеристик прогнозов, среднее абсолютное отклонение рассчитанных прогнозов темпов прироста ИЦП в легкой промышленности составляет около 0,45 п.п. на всех интервалах прогнозирования.

Ретропрогноз индекса цен производителей в легкой промышленности на 9 месяцев



1.2.13. Индекс цен производителей в черной металлургии

Описание модели. Результаты моделирования индекса цен производителей в черной металлургии с включением переменных, аналогичных переменным, используемым при моделировании цен производителей в других отраслях, и исключением незначимых переменных дают следующую спецификацию модели для прогнозирования индекса цен производителей в черной металлургии:

$$PPI_FERR_t = b_0 + b_1 PPI_FERR_{t-1} + b_2 PPI_E_t + b_3 PPI_MRES_t + \varepsilon_t,$$

где:

PPI_FERR_t – темп прироста индекса цен производителей в черной металлургии (%);

PPI_E_t – темп прироста индекса цен производителей в электроэнергетике (%);

PPI_MRES_t – остатки регрессии темпов прироста индекса цен производителей в машиностроении на темпы прироста индекса цен производителей в электроэнергетике;

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_3$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценки модели приведены в *табл. 1.49* (при росте цен производителей на электроэнергию цены производителей в черной металлургии увеличиваются на 0,167%).

Таблица 1.49

Результаты оценок уравнения для индекса цен производителей в черной металлургии на интервале 01.1995–12.2002, с исключением интервала 07.1998–01.1999

Объясняемая переменная	Темп прироста индекса цен производителей в черной металлургии	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1995:02–1998:07&1999:01–2002:12	
Количество наблюдений	90	
	Коэффициент	t-стат.
Константа	0,390	1,97
Темп индекса цен производителей в черной металлургии с лагом 1 месяц	0,587	8,14
Темп индекса цен производителей в электроэнергетике	0,167	2,73
Adj. R ²	0,825	

Ретропрогноз. В *табл. 1.50–1.52* представлены характеристики ретропрогноза по специфицированной выше модели.

Таблица 1.50

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в черной металлургии на 3 месяца

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	2,58	2,45	0,67	1,90
MAE	2,48	2,44	0,57	1,83

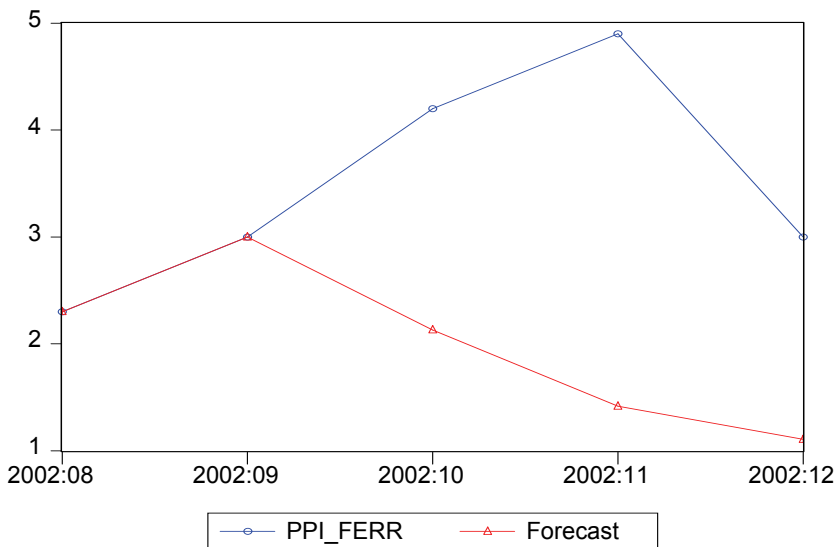
Таблица 1.51

**Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей
в черной металлургии на 6 месяцев**

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	3,05	1,72	2,39
MAE	2,95	1,45	2,20

Рисунок 1.38

**Ретропрогноз индекса цен производителей в черной
металлургии на 3 месяца**



Ретропрогноз индекса цен производителей в черной металлургии на 6 месяцев

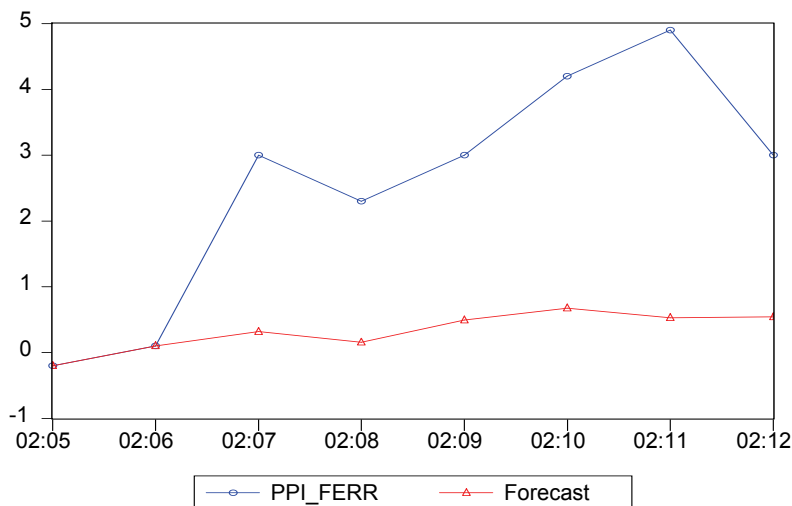


Таблица 1.52

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в черной металлургии на 9 месяцев

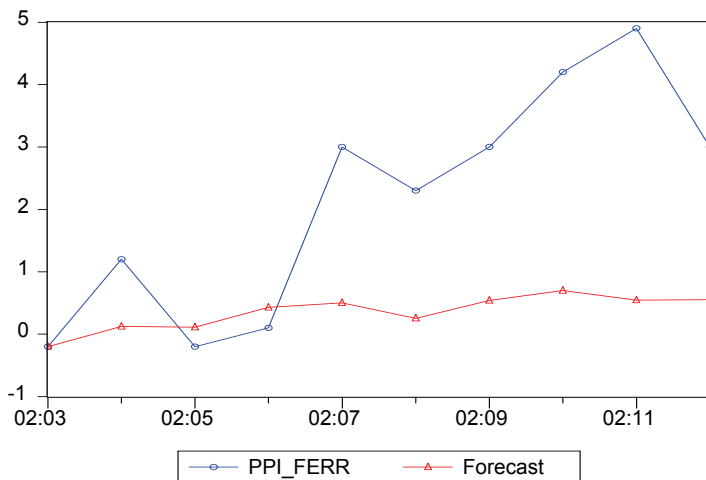
	2002:12–2002:04
RMSE	2,47
MAE	2,11

Как видно из представленных выше таблиц, ошибка прогноза существенно не меняется с изменением длины интервала прогнозирования. Для интервалов в 3, 6 и 9 месяцев величина среднего абсолютного отклонения спрогнозированных значений от фактических значений составляет 1,83 п.п., 2,20 п.п. и 2,11 п.п. соответственно. При этом следует заметить, что рассчитанные прогнозные значения практически во всех случаях оказываются ниже фактических темпов прироста индекса цен производителей в

черной металлургии (учет ошибки прогноза в предыдущем периоде позволяет снизить среднее абсолютное отклонение до 1,11 п.п.).

Рисунок 1.40

Ретропрогноз индекса цен производителей в черной металлургии на 9 месяцев



1.2.14. Индекс цен производителей в цветной металлургии

Описание модели. По результатам предварительных оценок и исключения незначимых переменных в модели для индекса цен производителей в черной металлургии, построенной аналогично приведенным выше моделям для других отраслей, была получена следующая модель (в уравнение также добавлялись мировые цены на цветные металлы):

$$PPI_NFERR_t = b_0 + b_1 PPI_E_t + b_2 PPI_MRES_t + b_3 Al_{t-2} + b_4 Ni_{t-1} + \varepsilon_t,$$

где:

PPI_NFERR_t – темп прироста индекса цен производителей в цветной металлургии (%);

PPI_E_t – темп прироста индекса цен производителей в электроэнергетике (%);

PPI_MRES_t – остатки регрессии темпов прироста индекса цен производителей в машиностроении на темпы прироста индекса цен производителей в электроэнергетике;

Al_t – темп прироста мировых цен на алюминий (цены переведены в руб-
ли по текущему обменному курсу) (%);

Ni_t – темп прироста мировых цен на никель (цены переведены в руб-
ли по текущему обменному курсу) (%);

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_4$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты оценки модели приведены в табл. 1.53.

ТАБЛИЦА 1.53

**Результаты оценок уравнения для индекса цен производителей
в цветной металлургии на интервале 01.1995–12.2002,
с исключением интервала 07.1998–01.1999**

Объясняемая переменная	Темп прироста индекса цен произведе- телей в цветной металлургии	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1995:04–1998:07&1999:01–2002:12	
Количество наблюдений	88	
	Коэффициент	t-стат.
Константа	0,245	0,75
Темп индекса цен производителей в электро- энергетике	0,462	5,96
Темп прироста мировых цен на алюминий с лагом в 2 месяца	11,410	1,83
Темп прироста мировых цен на никель с лагом в 1 месяц	23,97	5,71
Adj. R ²	0,620	

Ретропрогноз. В табл. 1.54–1.56 таблицах представлены характери-
стики краткосрочных прогнозов по модели на интервалах длиной 3, 6 и 9 ме-
сяцев (среднеквадратичное отклонение спрогнозированных значений от
фактических и абсолютное отклонение прогноза).

Таблица 1.54

**Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей
в цветной металлургии на 3 месяца**

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	2,13	2,49	5,56	3,39
MAE	2	2,38	5,53	3,30

Таблица 1.55

**Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей
в цветной металлургии на 6 месяцев**

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	2,31	4,4	3,36
MAE	2,18	4,03	3,11

Рисунок 1.41

**Ретропрогноз индекса цен производителей в цветной
металлургии на 3 месяца**

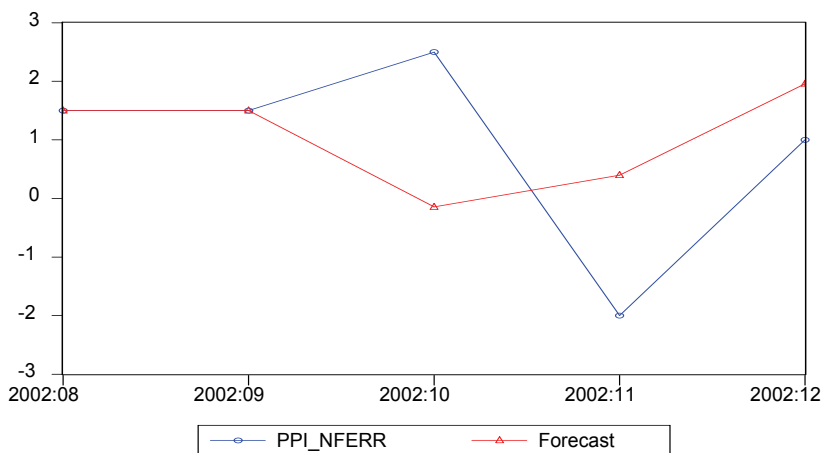


Рисунок 1.42

Ретропрогноз индекса цен производителей в цветной металлургии на 6 месяцев

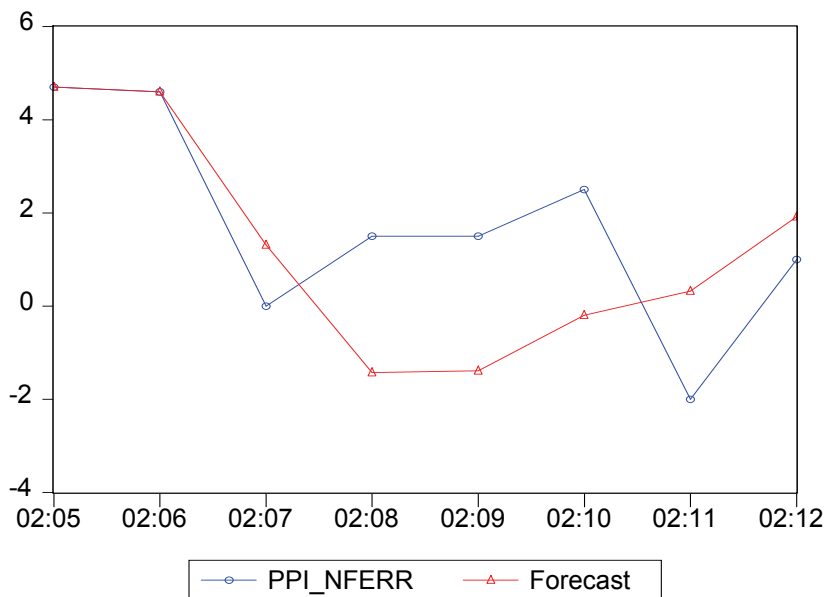


Таблица 1.56

Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей в цветной металлургии на 9 месяцев

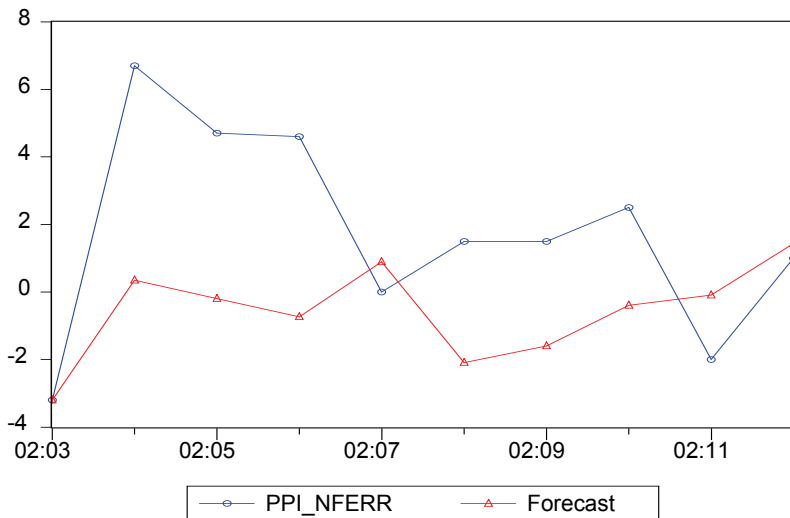
	2002:12–2002:04
RMSE	3,78
MAE	3,27

Результаты ретропрогноза показывают, что ошибка прогноза не меняется существенно при изменении длины интервала прогнозирования. Для интервалов прогнозирования длиной 3, 6 и 9 месяцев величина среднего абсолютного отклонения спрогнозированных темпов прироста индекса цен

производителей в цветной металлургии от фактических значений составляет 3,30 п.п., 3,11 п.п и 3,27 п.п. соответственно.

Рисунок 1.43

Ретропрогноз индекса цен производителей в цветной металлургии на 9 месяцев



1.2.15. Индекс цен производителей в целом по промышленности

Описание модели. При построении модели для прогнозирования индекса цен производителей в целом по промышленности мы предполагали, что прогнозирование индекса цен будет осуществляться с учетом прогнозом индексов цен производителей в отдельных отраслях. С учетом этого оценивалась следующая модель, предполагающая постоянство весов различных отраслей в общем индексе на рассматриваемом интервале времени:

$$PPI_t = b_0 + b_1 PPI_E_t + b_2 PPI_MRES_t + b_3 PPI_F_t + b_4 PPI_FERR_t + b_5 PPI_NFERR_t + b_6 PPI_L_t + b_7 PPI_FOOD_t + b_8 PPI_CH_t + \varepsilon_t,$$

где:

PPI_E_t – темп прироста индекса цен производителей в электроэнергетике (%);

PPI_MRES_t – остатки регрессии темпов прироста индекса цен производителей в машиностроении на темпы прироста индекса цен производителей в электроэнергетике;

PPI_NFERR_t – темп прироста индекса цен производителей в цветной металлургии (%);

PPI_FERR_t – темп прироста индекса цен производителей в черной металлургии (%);

PPI_FOOD_t – темп прироста индекса цен производителей в пищевой промышленности (%);

PPI_L_t – темп прироста индекса цен производителей в легкой промышленности (%);

PPI_F_t – темп прироста индекса цен производителей в топливной промышленности (%);

PPI_CH_t – темп прироста индекса цен производителей в химической промышленности (%);

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$b_0 \dots b_8$ – коэффициенты уравнения регрессии.

Оценка модели. Результаты моделирования индекса цен производителей приведены в *табл. 1.57* (значения коэффициентов соответствуют общему индексу цен производителей в целом по промышленности):

Таблица 1.57

Результаты оценок уравнения для индекса цен производителей в целом по промышленности на интервале 01.1995– 12.2002, с исключением интервала 07.1998–01.1999

Объясняемая переменная	Темп прироста индекса цен производителей в целом по промышленности	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1996:01–1998:07&1999:01–2002:12	
Количество наблюдений	79	
1	2	3
	Коэффициент	t-стат.
Константа	0,103	2,29
Темп индекса цен производителей в электроэнергетике	0,246	10,22
Темп прироста индекса цен производителей в топливной промышленности	0,196	27,48
Темп прироста индекса цен производителей в черной металлургии	0,124	6,86
Темп прироста индекса цен производителей в цветной металлургии	0,057	6,35

Продолжение таблицы 1.57

1	2	3
Темп прироста индекса цен производителей в легкой промышленности	0,134	3,19
Темп прироста индекса цен производителей в пищевой промышленности	0,135	4,49
Темп прироста индекса цен производителей в химической промышленности	0,070	3,69
Adj. R ²	0,982	

Ретропрогноз. В табл. 1.58–1.60 представлены характеристики краткосрочных прогнозов по приведенной выше модели, рассчитанных на интервалах длиной 3, 6 и 9 месяцев. Для сравнительного анализа качества прогнозных моделей используются среднеквадратичное отклонение спрогнозированных значений от фактических и абсолютное отклонение.

Таблица 1.58

**Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей
в целом по промышленности на 3 месяца**

	2002:12–2002:10	2002:09–2002:07	2002:06–2002:04	Средн. знач.
RMSE	0,56	0,12	0,23	0,30
MAE	0,48	0,11	0,21	0,27

Таблица 1.59

**Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей
в целом по промышленности на 6 месяцев**

	2002:12–2002:07	2002:09–2002:04	Средн. знач.
RMSE	0,42	0,18	0,30
MAE	0,32	0,15	0,24

Рисунок 1.44

**Ретропрогноз индекса цен производителей в целом
по промышленности на 3 месяца**

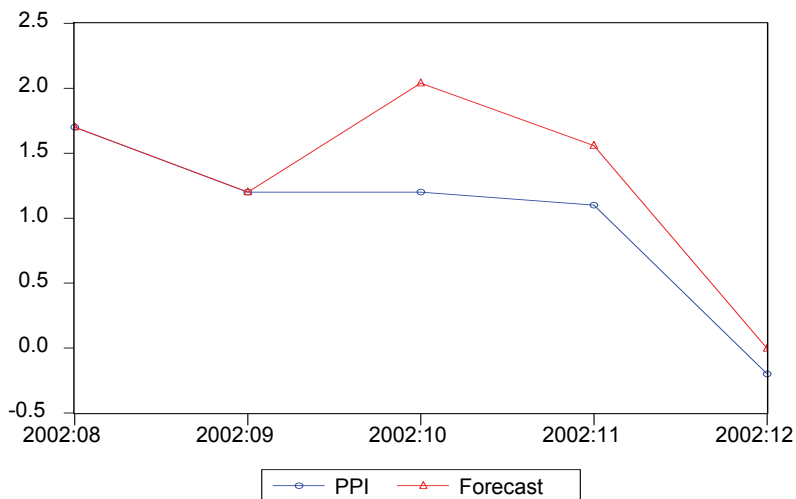


Рисунок 1.45

**Ретропрогноз индекса цен производителей в целом
по промышленности на 6 месяцев**

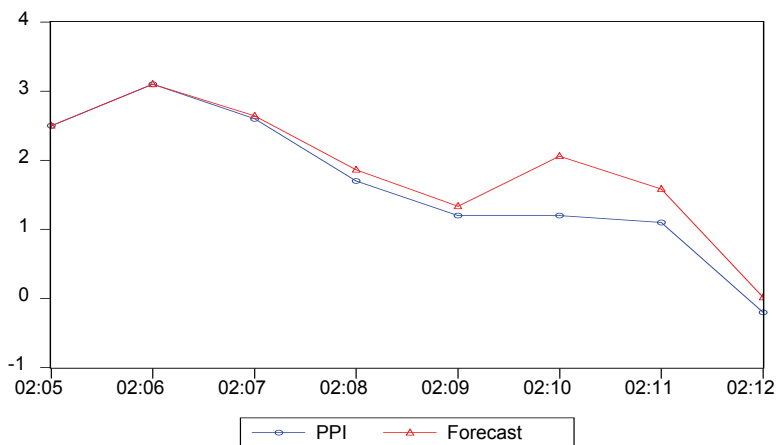


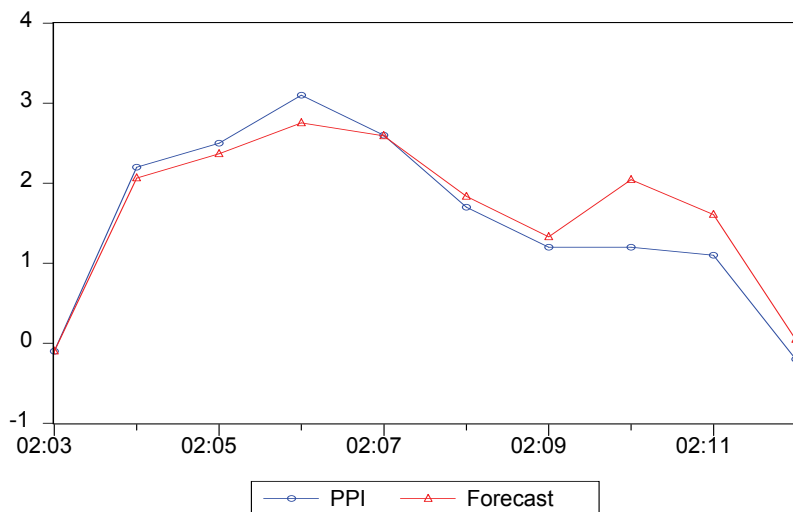
Таблица 1.60

**Характеристики ретропрогноза индекса цен производителей
в целом по промышленности на 9 месяцев**

	2002:12–2002:04
RMSE	0,37
MAE	0,28

Рисунок 1.46

**Ретропрогноз индекса цен производителей в целом
по промышленности на 9 месяцев**



Исходя из полученных характеристик, среднее абсолютное отклонение темпов прироста индекса цен производителей в целом по промышленности от фактических значений на интервалах прогнозирования 3, 6 и 9 месяцев составляет 0.27 п.п., 0.24 п.п. и 0.28 п.п. соответственно.

1.3. Сводные результаты анализа

Проведенный анализ позволил получить следующие результаты. При моделировании и прогнозировании индекса потребительских цен с использованием структурных моделей среднее отклонение прогнозов инфляции от фактических значений практически не зависит от горизонта прогнозирования (3, 6 или 9 месяцев) и составляет около 0,5 п.п. в месяц. При этом качество прогнозирования по построенным в работах: Эконометрический анализ динамических рядов..., 2001; Проблемы прогнозирования..., 2002 – ARIMA-моделям несколько лучше и составляет около 0,4 п.п.

Аналогичные результаты были получены и при прогнозировании экспорта и импорта на основании структурных моделей, – точность прогнозов по структурным моделям существенно хуже прогнозов по ARIMA-моделям. При этом применение корректировки прогнозных значений на абсолютное отклонение прогноза для предыдущего периода позволяет сократить среднее значение относительной ошибки до 5–7% (от величины ежемесячного экспорта и импорта).

Прогнозирование налоговых поступлений по структурным моделям в большинстве случаев позволяет улучшить качество прогнозов, получаемых при прогнозировании с использованием ARIMA-моделей, особенно при использовании корректировки прогнозов на величину ошибки прогноза в предыдущем периоде. Так, для прогноза поступлений подоходного налога на интервале прогнозирования 9 месяцев данный метод позволяет сократить относительную ошибку прогноза до 3,85% (от величины ежемесячных поступлений). Для поступлений налога на добавленную стоимость средняя относительная ошибка для структурных моделей составляет около 5%, в то время как для ARIMA-моделей около 10%. Для суммарных налоговых поступлений относительная ошибка для структурных моделей составляет около 9%, в то время как аналогичный показатель для ARIMA-модели превышает 10% (от величины ежемесячных поступлений).

Прогнозирование денежного агрегата M2 показывает, что сравнение качества прогнозирования по структурным и ARIMA-моделям зависит от спецификации в динамике данного показателя и периода прогнозирования. Для интервалов в 6 и 9 месяцев более предпочтительным является использование ARIMA-моделей, средняя относительная ошибка которых не превышает 1,5% (от величины денежного агрегата M2). В некоторых случаях корректировка прогноза по структурной модели с учетом ошибки прогноза на предыдущем шаге позволяет улучшить качество прогноза – на используемом интервале данных в 9 месяцев этот метод позволяет в среднем сокра-

тить относительную ошибку прогноза по построенной структурной модели с 2,8 до 0,9% (от величины денежного агрегата M2).

Прогнозирование индексов цен производителей показывает, что для большинства отраслей абсолютная ошибка прогноза по структурным моделям составляет 1–2 п.п., исключение составляет топливная промышленность и цветная металлургия, для которых ошибка превышает 3 п.п. Результаты прогнозирования индекса цен производителей в целом по промышленности показывают, что среднее абсолютное отклонение темпов прироста индекса цен производителей в целом по промышленности от фактических значений на интервалах прогнозирования 3, 6 и 9 месяцев составляет 0,27 п.п., 0,24 п.п. и 0,28 п.п. соответственно.

Глава 2. Использование данных опросов предприятий для прогнозирования макроэкономических переменных¹⁶

2.1. Обзор литературы: основные подходы к анализу результатов конъюнктурных опросов

Практика проведения конъюнктурных опросов в различных странах отличается как по периодичности (ежемесячные, ежеквартальные обследования), так и по выборке респондентов (кроме промышленных предприятий могут быть включены и предприятия транспорта, банки и др.), а также по формулировке вопросов. Однако практически все опросы преследуют общую цель – выяснение оценок (прогнозов) предприятий относительно экономической конъюнктуры на ближайшую перспективу¹⁷.

Данные конъюнктурных опросов (BTS-данные¹⁸) отличаются от статистической отчетности тем, что в ходе опросов собираются сведения об *оценках и прогнозах*, формирующихся у руководителей предприятий. Оперативные данные опросов и официальная статистика дополняют друг друга, поэтому должны рассматриваться в комплексе.

Так как общая экономическая ситуация чрезвычайно чувствительна к состоянию предприятий, за показатель экономической конъюнктуры, определяющий поворотные точки бизнес цикла, как правило, принимают *индекс промышленного производства* (далее – ИПП). Дополнительно (см. *Etter, Graff, 2002*) рассматриваются показатели продаж (sales), спроса или вновь поступающих заказов (incoming orders), общий объем заказов (order books) и запасы готовой продукции (inventories). Из-за сильной корреляции между рядами продаж и производства рассматривать их отдельно нет необходимости. Динамика показателя «вновь поступившие заказы» часто предваряет

¹⁶ Авторы выражают глубокую признательность Цухло С.В. за замечания и комментарии, высказанные в ходе работы над настоящей главой.

¹⁷ См., например: *The Use of Business Survey Data in Analyses and Short-term Forecasting. The case of Poland, 2002; Etter, Graff, 2002; An Investigation of Investment Survey of Manufacturing Industry in Taiwan, 2002; Estimating and Forecasting Production and Orders in Manufacturing Industry from Business Survey Data, 2002; Inflation Expectations on the Basis of Qualitative Surveys, 2002* и др.

¹⁸ BTS-данные (от Business Tendency Survey) или BTS-ряды – ряды, построенные по результатам конъюнктурных опросов.

динамику производства, поэтому этот показатель может быть использован для прогнозирования, см. *Etter, Graff, 2002*.

Основным источником статистических данных по промышленности в Российской Федерации являются данные Госкомстата РФ. Однако запаздывание, с которым они публикуются, делает их малоинтересными для использования в целях краткосрочной макроэкономической политики и оперативного прогнозирования. В России, например, оперативные данные по объему производства промышленности Госкомстат предоставляет с месячным опозданием, а окончательные данные за год уточняются до середины следующего года.

Анализируя практику анализа результатов конъюнктурных опросов в разных странах, можно выделить следующие инструменты для анализа результатов конъюнктурных опросов¹⁹:

1. **Графический анализ** и **анализ поворотных точек** позволяют отобрать переменные, отражающие динамику промышленного производства и дающие сигналы к смене фазы цикла;
2. **Кросс-корреляционный анализ**, в рамках которого проводится ex-post анализ взаимосвязи BTS-данных и соответствующих официальных статистических данных, что можно считать формальной проверкой достоверности данных. Затем выбирается порядок опережения (запаздывания), который приводит к наибольшему по абсолютному значению коэффициенту корреляции и определяется, является ли та или иная переменная по отношению к соответствующему справочному ряду *опережающей*, *синхронной*, или *запаздывающей*;
3. **Тест Гренджера** на причинно-следственные связи позволяет понять, помогают ли BTS-данные предсказывать будущие значения справочных рядов;
4. Заключительный этап исследований, посвященных конъюнктурным опросам – **эконометрическое моделирование** – построение моделей, позволяющих прогнозировать экономическую динамику в краткосрочной перспективе, используя результаты конъюнктурных опросов.

Общим недостатком многих работ, посвященных анализу конъюнктурных опросов²⁰, является недостаточно подробный анализ стохастических

¹⁹ См., например: *The Use of Business Survey Data...*, 2000; *Estimating and Forecasting Production...*, 2002; *Inflation Expectations...*, 2002 и др.

²⁰ См., например: *Etter, Graff, 2002; Gerli, Petrucci, 1995; Ladiray, 1995; Stock, 1997* и др.

свойств BTS-рядов, от которых, тем не менее, зависят спецификации оцениваемых моделей. Рассмотрим более подробно, *какие именно* ряды и *в какой форме* принято рассматривать.

Как отмечалось выше, в качестве основного показателя экономической конъюнктуры рассматривается ИПП, – этот индекс выступает основным справочным показателем по отношению к BTS-рядам. На практике широко используются следующие формы ИПП (см.: *The Use of Business Survey Data...*, 2002; *Etter, Graff, 2002* и др.):

- месячные индексы промышленного производства, в процентах к базисному периоду или в абсолютных значениях (*1);
- цепной месячный индекс (в процентах к предыдущему месяцу) (*2);
- отношение значения индекса в текущем месяце к соответствующему месяцу предыдущего года» (*3);
- значение индекса за текущий месяц в процентах к среднему значению за предыдущие N месяцев²¹ (*4);
- отношение значения за период с начала текущего года к значению за соответствующий период предыдущего года (*5).

Достаточно дискуссионным является также вопрос: использовать ли при анализе исходные данные, или каким-либо образом скорректированные. Считается, что наиболее наглядную оперативную информацию о текущих тенденциях динамики экономической конъюнктуры дает сезонно скорректированный индекс производства промышленности.

Ряды (*3), (*5), а также, частично, (*4) сами по себе нивелируют сезонный эффект, тем не менее, в работе *The Use of Business Survey Data...*, 2002 сезонное сглаживание применяется и к ним (TRAMO–SEATS-модель). В работе *Etter, Graff, 2002* рассматриваются «сырые» данные и сезонно скорректированные.

Сглаживание ряда обычно позволяет также снизить «шум», присутствующий в статистической отчетности, повышая достоверность ряда. В работе *The Use of Business Survey Data...*, 2002, использование сглаженных рядов, однако, не дало лучших результатов по сравнению с несглаженными рядами.

При анализе удобно использовать месячные или квартальные данные в форме (*2) и (*3) в логарифмах (см., например, *Etter, Graff, 2002*). Это оправданно на стабильных траекториях, где, как правило, величины вида

²¹ В работе *The Use of Business Survey Data...*, 2002 используется отношение к среднему значению за предыдущие 3 месяца.

$\frac{y_t}{y_{t-1}}$ или $\frac{y_t}{y_{t-12}}$ (для месячных данных) имеют логнормальное распределение.

Анкета конъюнктурного опроса предприятий обычно состоит из вопросов, касающихся изменений объема производства, изменений цен, изменений спроса на продукцию предприятия. Иногда включаются вопросы об изменении занятости, внешнеторговой деятельности, запасов, общей экономической ситуации и др.

Каждый из вопросов, как правило, имеет три варианта ответа: увеличение (улучшение), показатель остался на прежнем уровне, уменьшение (ухудшение). Ответы по каждой категории агрегируются в процентные ряды, на основе которых строятся ряды ответов «плюс», «минус», «без изменений», а также балансовый ряд как разница между процентом положительных и отрицательных ответов. Каждый из вопросов задается в двух вариантах, касающихся изменений по сравнению с предыдущим месяцем и ожидаемых изменений на ближайшую перспективу (как правило, 2–4 месяца). Для каждого вопроса анкеты вычисляются²²:

- балансовый ряд, представляющий собой разность между процентом положительных и отрицательных ответов (#1);
- кумулятивный балансовый ряд (#2);
- 1-месячные разности балансового ряда (#3);
- 12-месячные разности балансового ряда (#4).

Таким образом, с учетом различных форм и возможных корректировок, получается порядка 50 рядов для каждого вопроса анкеты.

В дополнение к перечисленным выше корректировкам для целей анализа в работе *Etter, Graff, 2002* предлагается использовать различные формы трансформации месячных рядов в квартальные (это необходимо, когда сравниваются ряды различной периодичности) $\bar{X}_Q = \frac{X_{m1} + X_{m2} + X_{m3}}{3}$, где

$m1, m2, m3$ – номера месяцев, относящиеся к кварталу Q ; либо $\bar{X}_Q = X_{m3}$, что еще более увеличивает круг рассматриваемых рядов.

Кросс-корреляционный анализ позволяет значительно сузить круг рассматриваемых переменных. В работе *Etter, Graff, 2002* предлагается следующий критерий: рассматривается корреляция BTS-ряда с соответствующим справочным, причем тестируются только опережающие либо син-

²² См.: The Use of Business Survey Data., 2002; Estimating and Forecasting Production., 2002; Inflation Expectations., 2002 и др.

хронные характеристики BTS-данных. Ряд считается адекватным и пригодным для дальнейшего анализа, если максимальный коэффициент корреляции превосходит по модулю 0,7.

В работе *The Use of Business Survey Data.*, 2002 отмечается, что базовый ряд (*1) должен быть исследован только по отношению к кумулятивным балансовым рядам опросов, так как он отражает уровень бизнес-активности, а балансы опросов отражают изменения в уровнях. Первоначально это идея была высказана в работе *Gerli, Petrucci, 1995* на основе предположения, что фирмы поступают рационально и изменения в выпуске адекватно отражаются в балансах опросов.

Анализ поворотных точек. В литературе встречаются различные методологии выявления бизнес-циклов и датирования поворотных точек. Наиболее распространена методология, которая ориентируется на динамику одного или нескольких макроэкономических индикаторов (обычно ВВП или промышленного производства), выделяя периоды ее ускорения и замедления.

В работе *Etter, Graff, 2002* фазы цикла определяются по динамике ИПП в форме (*3), поворотной точкой считается момент смены тенденции (экстремум), после которого тенденция сохранялась по крайней мере в течение 6 месяцев (для квартальных данных – два квартала)²³. В этой же работе с ИПП в форме (3*) сопоставляются балансовые ряды, а также проценты ответов «плюс», «минус», «без изменений». Для анализа поворотных точек используются сглаженные и сезонно скорректированные ряды. Далее формулируются обобщающие критерии качества BTS-рядов по отношению к ИПП на основе анализа поворотных точек. Наиболее простая из используемых мер качества прогнозов ИПП при помощи BTS-рядов – средняя величина опережения смены тенденции BTS-ряда по отношению к ИПП. Кроме того, используется мера, рассчитываемая по следующей формуле:

$$QI = \frac{NCS - NFS}{NTP},$$

где:

NCS – количество правильных сигналов (т. е. верно предсказанных поворотных точек);

NFS – количество ложных сигналов;

NTP – общее количество поворотных точек ИПП на рассматриваемом интервале.

²³ Следуя этому правилу, нельзя выделить поворотную точку на последних 6 значениях месячного ряда (последних двух значениях для квартального ряда).

Теория и зарубежный опыт опыта практического анализа по выделению бизнес-циклов для России вряд ли применимы из-за специфической динамики ВВП и промышленного производства – спад, сменившийся ростом в последние годы, а также из-за небольшой длины рядов. В этом смысле выделение поворотных точек на таких данных весьма искусственно, анализ не позволяет отделить циклические колебания от долговременной тенденции и не дает существенных практических результатов.

Для ответа на вопрос, насколько результаты опросов могут быть использованы для прогнозирования соответствующих статистических рядов, можно также использовать тест Гренджера, который является достаточно удобным и естественным инструментом для анализа и позволяет выяснить не только предсказательную силу BTS-данных, но и определить максимальный лаг, с которым учет объясняющих переменных улучшает прогноз справочного ряда. К сожалению, во многих работах, посвященных анализу конъюнктурных опросов,²⁴ стохастические свойства рядов динамики не проверяются, и тест Гренджера не применяется.

Эконометрическое моделирование. Важным этапом анализа является построение набора моделей для прогнозирования, которые, с одной стороны, должны быть построены на теоретически верных предположениях, с другой стороны, – должны иметь хорошие статистические свойства. «Экономический» и «статистический» подходы иногда являются конкурирующими по отношению друг к другу в том смысле, что часто приходится искать компромисс между моделями, построенными с использованием этих подходов в чистом виде. В частности, в работе *Ladiray, 1995* для решения этой дилеммы используется следующий подход. Сначала формируется портфель моделей, демонстрирующих наилучшие статистические свойства. Затем, среди них выбирается наиболее простая, логичная и интерпретируемая модель.

На первом этапе эконометрического моделирования, как правило, ограничивается круг объясняющих переменных, которые могут быть использованы в модели. С учетом приведенных выше особенностей можно сформулировать следующие критерии отбора:

- по абсолютному значению коэффициента корреляции;
- по максимальному лагу, с которым объясняющие переменные предсказывают справочные ряды (на основе результатов теста Гренджера);
- по результатам анализа поворотных точек.

²⁴ См., например: *An Investigation of Investment Survey...*, 2002; *The Use of Business Survey Data...*, 2002; *Inflation Expectations...*, 2002 и др.

Если количество объясняющих переменных велико, можно воспользоваться следующей процедурой (см. *Ladiray, 1995*), данные опросов по Франции). На первом шаге ко всем переменным применяется иерархический кластерный анализ, основанный на корреляционной матрице, выделяется небольшое количество однородных кластеров. Затем, в каждом кластере определяется переменная (и соответствующий лаг), которая наиболее соответствует динамике справочного ряда. Это можно сделать как на основе различных коэффициентов корреляции (Пирсона, Кендалла или Спирмена), так и тестов причинности (в работе используется метод Хсяо). На следующем шаге с помощью какой-либо процедуры пошагового отбора переменных ищется наилучшая регрессионная модель (например, по критерию adjusted R²). Эти модели тестируются на стабильность (с использованием теста Чоу), а также сравниваются по точности прогноза. Отобранные модели анализируются с содержательной точки зрения, после чего из них выбирается наилучшая.

Как правило, тестируются следующие типы моделей²⁵:

Линейная регрессия с «простой» лаговой структурой

$$Y_t = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i X_{i,t-j_i} + e_t,$$

где j_k – лаг для k -й объясняющей переменной.

Такая спецификация пренебрегает автокорреляцией в остатках, поэтому оценивание ее методом наименьших квадратов (МНК) не всегда корректно. Для устранения этой проблемы, а также для улучшения качества прогноза используется подход Бокса–Дженкинса – моделирование остатков в форме *ARMA(p,q)*-моделей, в результате чего получается следующая спецификация:

МНК регрессия с включением ARMA-членов²⁶ ($\theta(L)$ и $\phi(L)$ – лаговые операторы):

$$Y_t = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i X_{i,t-j_i} + \frac{\theta(L)}{\phi(L)} e_t.$$

При моделировании рядов ИПП без сезонных и иных корректировок представленные модели могут быть существенно улучшены добавлением сезонных фиктивных переменных, а также календарной составляющей, т. е.

²⁵ См. *Ladiray, 1995*; *The Use of Business Survey Data...*, 2002 и др.

²⁶ См. *Stock, 1998*.

переменной, равной числу рабочих дней в каждом месяце. В результате получим следующую спецификацию:

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i X_{i,t-j_i} + \frac{\theta(L)}{\phi(L)} e_t + \sum_{i=1}^{11} b_i S_{it} + cD_t,$$

где S_{it} – сезонные дамми, D_t – число рабочих дней в месяце t .

Оставаясь в рамках традиционных эконометрических методов, в настоящей работе мы используем наиболее общий подход. Прежде всего на отобранных в ходе предварительного анализа рядах строятся VAR-модели, которые при наличии коинтеграции представляются в виде модели коррекции ошибок. Далее строятся ADL-модели, которые затем могут быть улучшены добавлением SAR членов. Проверка свойства слабой экзогенности BTS-рядов по отношению к справочным показателям позволяет оценить, насколько корректно «вычленение» одного ADL-уравнения из системы VAR. В случае наличия свойства слабой экзогенности долгосрочное соотношение, полученное в рамках VAR, будет соответствовать долгосрочному равновесию в рамках ADL-модели (подробнее см. ниже).

Корректировка динамических рядов. Как отмечается во многих работах²⁷, предварительная сезонная корректировка, а также сглаживание исходных рядов динамики позволяют улучшить качество прогностических свойств моделей. Кроме того, корректировка может быть необходима, например, при анализе поворотных точек. Однако нужно иметь в виду, что при построении *прогностических* моделей предварительное сезонное сглаживание нежелательно, так как исследование несглаженных статистических рядов дает существенно более широкое поле для анализа. Учет сезонности непосредственно в модели включением дамми-переменных или добавлением SARIMA-членов позволяет также увидеть и интерпретировать сезонную структуру ряда.

В работе The Use of Business Survey Data..., 2002 также отмечается, что при анализе данных, подвергшихся сезонному сглаживанию с использованием фильтров или специальных методик, существенно больше шансов классифицировать исследуемый ряд как DS, чем при анализе нескорректированных данных. По этой причине рекомендуется по возможности избегать использования сезонно сглаженных данных²⁸.

По указанным причинам в настоящей работе предварительная коррекция сезонного поведения ряда не проводится. Соответственно в моделях

²⁷ См.: An Investigation of Investment Survey..., 2002; The Use of Business Survey Data..., 2002; Inflation Expectations..., 2002; Etter, Graff, 2002; Stock, 1998 и др.

²⁸ См., например: Davidson, MacKinnon, 1993.

используются нескорректированные данные. Однако необходимо учитывать, что такая корректировка может быть полезна, если сезонные факторы эволюционируют со временем. В этом случае удаление *детерминированных* сезонных компонент может быть недостаточно эффективным.

2.2. Предварительный анализ динамических рядов

Перед переходом к отбору объясняющих переменных и идентификации моделей необходимо провести формальный анализ структуры исходных статистических временных рядов. В этом разделе будут исследованы статистические свойства рассматриваемых показателей (стационарность, наличие детерминированного/ стохастического тренда и др.). Классификация исследуемых показателей проводилась на основе расширенного теста Дикки–Фуллера (Augmented Dickey–Fuller test – ADF test), при этом мы придерживались процедуры Доладо–Дженкинса.

В перечисленных выше работах²⁹ проверка на стационарность (или стационарность относительно тренда) исходя из теоретических свойств BTS-рядов не проводится. Так, балансовые формы BTS-показателей считаются стационарными «концептуально»: они изменяются в пределах $[-100, 100]$, поэтому можно считать математическое ожидание ряда и его дисперсию постоянной. В предположении, что автокорреляционная функция ряда не зависит от сдвига во времени (что мы неявно предполагаем при моделировании временных рядов), получаем, что данный ряд является *слабо стационарным*³⁰. В этом случае, кумулятивный ряд должен быть признан «концептуально» содержащим стохастический тренд, порядка интегрированности, равным единице.

Далее мы проверим обоснованность такого подхода, тестируя ряды на стационарность. В случае возникновения противоречия между результатами ADF-теста и типом ряда по «построению» будем отдавать предпочтение общепринятому подходу либо привлекать дополнительные соображения (например, разбиение на подпериоды со сходной динамикой и тестирование отдельно на каждом из них).

2.2.1. Статистическая база исследования

Для анализа были использованы следующие ряды конъюнктурных опросов, проводимых Институтом экономики переходного периода на

²⁹ См.: The Use of Business Survey Data., 2002; Etter, Graff, 2002; An Investigation of Investment Survey., 2002; Inflation Expectations., 2002 и др.

³⁰ Или стационарным в широком смысле. Определение слабо стационарного ряда состоит в выполнении трех перечисленных свойств.

ежемесячной основе с включением дополнительных вопросов ежеквартально:

- *фактические изменения объемов производства* – месячные данные с 1993:04 по 2003:03;
- *фактические изменения цен* – месячные данные с 1994:10 по 2003:03;
- *фактические изменения платежеспособного спроса* – с 1993:04 по 2003:03, до 1995:04 доступны лишь квартальные показатели;
- *ожидаемые изменения объема производства* – месячные данные с 1992:03 по 2003:03, до 1992:09 известны лишь квартальные показатели;
- *ожидаемые изменения цен* – месячные данные с 1992:03 по 2003:03, до 1992:09 известны лишь квартальные показатели;
- *ожидаемые изменения платежеспособного спроса* – месячные данные с 1995:04 по 2003:03, до 1995:10 доступны лишь квартальные значения;
- *ожидаемые изменения занятости* – квартальные показатели, с 1993:04 по 2003:01;
- *ожидаемые изменения экспортного спроса* – квартальные показатели, с 1993:04 по 2002:10. Этот вопрос был исключен из анкеты с начала 2003 г.

Каждый из перечисленных рядов рассматривается в кумулятивной и балансовых формах. В качестве справочных статистических рядов используются следующие показатели:

- *индекс промышленного производства* – месячные показатели с 1993:01 по 2003:02 (рассматривались следующие формы ИПП: в уровнях, цепной месячный индекс (в процентах к предыдущему месяцу), индекс «за текущий месяц по отношению к соответствующему месяцу предыдущего года»);
- *индекс цен производителей* – месячный показатель с 1992:01 по 2003:02;
- *норма безработицы* – квартальные показатели с 1994:01 по 2002:04, на основе этого ряда был получен ряд «занятости»;
- *экспорт, млрд долл.* – квартальные показатели с 1994:01 по 2002:04.

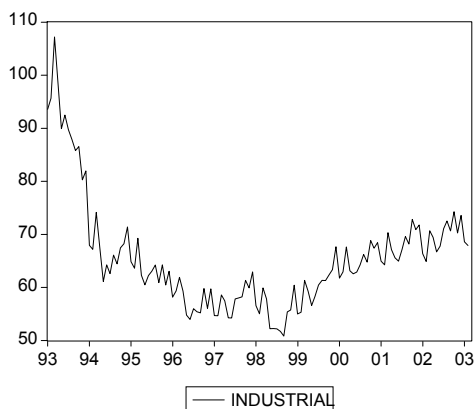
2.2.2. Проверка стохастических свойств динамических рядов

2.2.2.1. Индекс промышленного производства ИПП в уровнях

В настоящей работе в качестве справочного ряда промышленного производства используется публикуемый Госкомстатом России ряд ИПП (без

сезонных и иных корректировок). Динамика ряда на рассматриваемом временном промежутке представлен на *рис. 2.1*.

Рисунок 2.1



Достаточно очевидно, что в динамике ряда выделяются два подпериода: до сентября 1998 г. и после. В первом подпериоде ряд демонстрирует убывающую динамику, во втором – возрастающую. Поэтому проверку DS-гипотезы проведем как на всем исследуемом промежутке, так и на выделенных подпериодах.

На первом шаге помимо константы и тренда приходится первоначально включать 12 запаздывающих разностей, поскольку на коррелограмме разностей на 12-м лаге наблюдается пик.

Таблица 2.1

ADF Test Statistic	-2,762717	1 % Critical Value	-4,0444	
		5 % Critical Value	-3,4512	
		10 % Critical Value	-3,1507	
Dependent Variable: D (INDUSTRIAL)				
1	2	3	4	5
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIAL (-1)	-0,101154	0,036614	-2,762717	0,0069
D (INDUSTRIAL (-1))	-0,123494	0,068328	-1,807366	0,0739
D (INDUSTRIAL (-2))	0.025067	0.066358	0.377752	0.7065

Продолжение таблицы 2.1

1	2	3	4	5
D (INDUSTRIAL (-3))	0,034827	0,060652	0,574206	0,5672
D (INDUSTRIAL (-4))	-0,002559	0,061505	-0,041606	0,9669
D (INDUSTRIAL (-5))	-0,022482	0,061405	-0,366129	0,7151

D (INDUSTRIAL (-6))	-0,130412	0,061338	-2,126126	0,0361
D (INDUSTRIAL (-7))	-0,078150	0,062599	-1,248426	0,2150
D (INDUSTRIAL (-8))	-0,033517	0,063055	-0,531559	0,5963
D (INDUSTRIAL (-9))	-0,074679	0,062331	-1,198112	0,2339
D (INDUSTRIAL (-10))	-0,175633	0,062891	-2,792638	0,0063
D (INDUSTRIAL (-11))	-0,237781	0,063166	-3,764360	0,0003
D (INDUSTRIAL (-12))	0,534102	0,066477	8,034363	0,0000
C	4,966102	2,014422	2,465274	0,0155
@TREND (1993:01)	0,019706	0,008974	2,195914	0,0306
R-squared	0,763211	Akaike info criterion	4,048628	
Adjusted R-squared	0,727945	Schwarz criterion	4,418997	

Как видно из *табл. 2.1*, гипотеза о наличии единичного корня не отвергается. Результаты последовательное исключения статистически незначимых разностей показаны *табл. 2.2*.

Таблица 2.2

Порядок исключения запаздывающих разностей	SC	P-val LM-автокорр.	P-val White	P-val J-B	t-статистика критерия
Полная модель с 12 запаздывающими разностями	4,42	0,93; 0,22	0,1	0,59	-2,76
4	4,38				
5	4,33				
2	4,29				
3	4,25				
8	4,21				
7	4,18				
9*	4,15	0,99; 0,33	0,53	0,78	-2,56
6**	4,15	0,95; 0,38	0,08	0,93	-2,49

После порядка исключаемых разностей в *табл. 2.2* указаны информационный критерий Шварца, Р-значения LM-критерия Бройша–Годфри, для авторегрессионной модели ошибок первого и второго порядков. Далее – Р-значения теста Уайта на гетероскедастичность ошибок и для теста Харке–Бера нормальности распределения ошибок. В последнем столбце – значение *t*-статистики, получаемого при оценивании соответствующей модели.

После исключения разностей, незначимых на 5%-ном уровне значимости, получаем модель, отмеченную в *табл. 2.2* одной звездой. Эта модель обладает удовлетворительными остатками. Однако значение *t*-статистики -2,56 выше 5%-ного критического уровня -3,45. Поэтому DS-гипотеза остается неотвергнутой. Результаты оценки модели имеют следующий вид (см. *табл. 2.3*).

Таблица 2.3

Dependent Variable: D(INDUSTRIAL)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIAL(-1)	-0,086355	0,033718	-2,561121	0,0119
D(INDUSTRIAL(-1))	-0,134539	0,055364	-2,430105	0,0169
D(INDUSTRIAL(-6))	-0,098162	0,047398	-2,071039	0,0409
D(INDUSTRIAL(-10))	-0,147256	0,052935	-2,781808	0,0065
D(INDUSTRIAL(-11))	-0,212354	0,057785	-3,674885	0,0004
D(INDUSTRIAL(-12))	0,540267	0,058403	9,250594	0,0000
C	4,471548	1,937578	2,307803	0,0230
@TREND(1993:01)	0,014172	0,006722	2,108460	0,0375
R-squared	0,754649	Akaike info criterion		3,955709
Adjusted R-squared	0,737645	Schwarz criterion		4,153239

В рамках процедуры Доладо теперь следует проверить гипотезу о равенстве нулю коэффициента β при трендовой составляющей в DS-модели DGP. Значение t -статистики соответствующего критерия берем из *табл. 2.3*: оно равно 2,1. В то же время 5%-ное критическое значение одностороннего критерия (против альтернативной гипотезы $\beta > 0$) равно (при 50 наблюдениях) 2,81. Таким образом, гипотеза $\beta = 0$ не отвергается даже при односторонней альтернативной гипотезе, и далее следует применять критерий Дикки–Фуллера к модели с включением в правую часть только константы (но не тренда).

Последовательная редукция разностей в рамках модели без тренда дает следующую модель (см. *табл. 2.4*).

Таблица 2.4

Dependent Variable: D(INDUSTRIAL)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t	Prob.
INDUSTRIAL(-1)	-0,063693	0,030552	-2,084711	0,0395
D(INDUSTRIAL(-10))	-0,112391	0,050014	-2,247168	0,0267
D(INDUSTRIAL(-11))	-0,119824	0,048642	-2,463362	0,0154
D(INDUSTRIAL(-12))	0,641470	0,049614	12,92925	0,0000
C	4,093008	1,915825	2,136421	0,0350
R-squared	0,726771	Akaike info criterion		4,008285
Adjusted R-squared	0,716262	Schwarz criterion		4,131741

R-значения LM-критерия Бройша–Годфри равняются 0,11 для авторегрессионной модели ошибок второго порядка. R-значения теста Уайта на гетероскедастичность ошибок равны 0,17, теста Харке–Бера нормальности

распределения ошибок – 0,91. Значение t -статистики снова не позволяет отклонить гипотезу о наличии единичного корня.

Проверим (шаг 4 процедуры Доладо) оправданность включения в модель константы. Значение t -статистики критерия, как видно из результатов оценки последней модели, равно 2,14. Критическое значение (5%) одностороннего критерия равно 2,54, так что гипотеза о равенстве 0 константы не отвергается.

На шаге 5 проверяем гипотезу о принадлежности ряда к типу DS в рамках модели без константы. Стандартная процедура исключения разностей приводит к следующей модели (см. *табл. 2.5*).

Таблица 2.5

Dependent Variable: D(INDUSTRIAL)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIAL(-1)	0,000793	0,002735	0,289987	0,7724
D(INDUSTRIAL(-1))	-0,119331	0,054973	-2,170716	0,0322
D(INDUSTRIAL(-10))	-0,108803	0,049934	-2,178961	0,0316
D(INDUSTRIAL(-11))	-0,153714	0,052973	-2,901765	0,0045
D(INDUSTRIAL(-12))	0,624893	0,051997	12,01776	0,0000
R-squared	0,727142	Akaike info criterion		4,006925
Adjusted R-squared	0,716648	Schwarz criterion		4,130382

P -значения LM-критерия Бройша–Годфри равно 0,49 для авторегрессионной модели ошибок второго порядка. P -значения теста Уайта на гетероскедастичность ошибок равно 0,78, теста Харке–Бера нормальности распределения ошибок – 0,57. Значение t -статистики положительно, поэтому гипотезу о единичном корне мы не отвергаем и здесь.

Итак, в рамках процедуры Доладо мы не отвергаем гипотезу о принадлежности ряда ИПП (в уровнях) классу DS-процессов на всем рассматриваемом промежутке 1993:01 по 2003:02.

Проверим DS-гипотезу на подпериоде 1993:01–1998:09, где ряд демонстрирует убывающую динамику. Для модели, включающей тренд и константу, после исключения незначимых разностей получаем следующие оценки (см. *табл. 2.6*).

5%-ное критическое значение теста для данной спецификации равно – 3,49, поэтому гипотеза о принадлежности ряда к классу DS не отвергается, хотя t -статистика близка к пороговому значению.

Таблица 2.6

Dependent Variable: D(INDUSTRIAL)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIAL(-1)	-0,305170	0,091050	-3,351679	0,0015

D(INDUSTRIAL(–10))	–0,170509	0,072184	–2,362140	0,0221
D(INDUSTRIAL(–11))	–0,211352	0,069383	–3,046149	0,0037
D(INDUSTRIAL(–12))	0,451597	0,074449	6,065849	0,0000
C	21,10916	6,288060	3,357023	0,0015
@TREND(1993:01)	–0,073643	0,025718	–2,863483	0,0061
R-squared	0,761755	Akaike info criterion		4,077946
Adjusted R-squared	0,737931	Schwarz criterion		4,294948

На интервале возрастания ряда 1998:10–2003:02 результаты оценки той же спецификации с трендом и константой имеют следующий вид (см. табл. 2.7):

Таблица 2.7

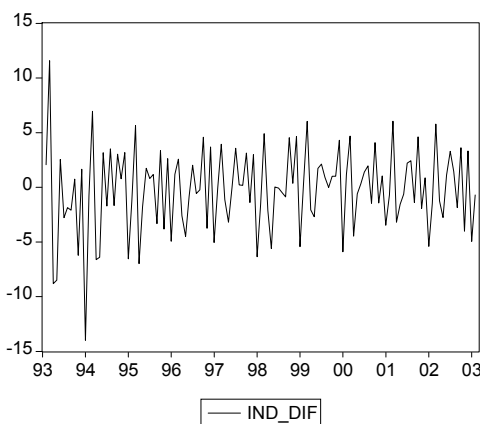
Dependent Variable: D(INDUSTRIAL)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIAL(–1)	–0,398304	0,073431	–5,424199	0,0000
D(INDUSTRIAL(–5))	0,124634	0,056710	2,197740	0,0328
D(INDUSTRIAL(–12))	0,723279	0,059697	12,11579	0,0000
C	16,88506	2,869027	5,885289	0,0000
@TREND(1993:01)	0,097252	0,024722	3,933887	0,0003
R-squared	0,860890	Akaike info criterion		3,311868
Adjusted R-squared	0,849298	Schwarz criterion		3,497744

Как видно из результатов, *t*-статистика теста намного превышает по модулю критическое значение (–3,49), поэтому на данном временном отрезке следует признать ряд стационарным относительно тренда.

По совокупности результатов классифицируем ряд ИПП как DS, так как на большем количестве наблюдений нет оснований отвергнуть DS-гипотезу.

Для определения порядка интеграции проведем ADF-тест для ряда разностей ИПП. Диаграмма динамики этого ряда имеет следующий вид (см. рис. 2.2).

Рисунок 2.2



Отсутствие тренда в динамике этого ряда достаточно очевидно, кроме того можно видеть, что колебание показателя происходит около нулевой отметки. Поэтому проведем тестирование модели без константы и тренда. Оценка модели с включением 12 запаздывающих разностей приводит к следующим результатам (см. табл. 2.8).

Таблица 2.8

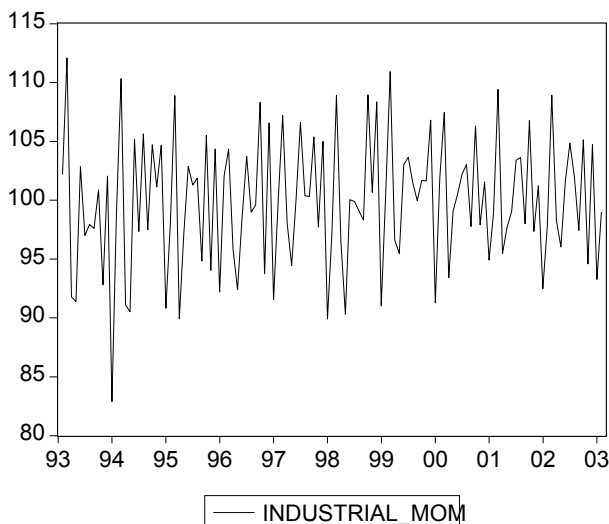
ADF Test Statistic	−3,460413	1% Critical Value		−3,4917
		5% Critical Value		−2,8882
		10% Critical Value		−2,5808
Dependent Variable: D(D IND)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_IND(−1)	−0,836237	0,241658	−3,460413	0,0008
D(D_IND(−1))	−0,320662	0,232428	−1,379617	0,1710
D(D_IND(−2))	−0,279237	0,213592	−1,307339	0,1943
D(D_IND(−3))	−0,238788	0,200941	−1,188350	0,2377
D(D_IND(−4))	−0,211874	0,195707	−1,082606	0,2818
D(D_IND(−5))	−0,202624	0,189500	−1,069256	0,2877
D(D_IND(−6))	−0,301368	0,180911	−1,665834	0,0991
D(D_IND(−7))	−0,352697	0,171718	−2,053927	0,0428
D(D_IND(−8))	−0,347136	0,160881	−2,157720	0,0335
D(D_IND(−9))	−0,385433	0,147316	−2,616368	0,0104
D(D_IND(−10))	−0,501428	0,130416	−3,844844	0,0002
D(D_IND(−11))	−0,644701	0,107558	−5,993995	0,0000
D(D_IND(−12))	−0,021254	0,086483	−0,245760	0,8064
C	0,092628	0,176031	0,526204	0,6000
R-squared	0,906569	Akaike info criterion		4,090994
Adjusted R-squared	0,893648	Schwarz criterion		4,438678

Как видно из результатов, DS-гипотеза отвергается даже без удаления незначимых коэффициентов модели.

Итак, окончательно классифицируем базовый ряд ИПП как нестационарный, приводимый к стационарному однократным дифференцированием.

Цепной месячный ИПП (изменения в % к предыдущему месяцу).
Как видно из *рис. 2.3*, ряд демонстрирует ярко выраженную сезонность.

Рисунок 2.3



Это подтверждается коррелограммой, имеющей заметный пик на лаге порядка 12 (см. *табл. 2.9*).

Таблица 2.9

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	2	3	4	5
1	-0,264	-0,264	8,6572	0,003
2	-0,183	-0,272	12,839	0,002
3	0,119	-0,017	14,618	0,002
4	0,133	0,138	16,879	0,002
5	0,005	0,143	16,883	0,005
6	-0,162	-0,077	20,279	0,002
7	-0,016	-0,121	20,313	0,005
8	0,136	0,009	22,751	0,004

Продолжение таблицы 2.9

1	2	3	4	5
9	0,141	0,225	25,394	0,003
10	–0,287	–0,107	36,445	0,000
11	–0,246	–0,413	44,651	0,000
12	0,713	0,567	114,08	0,000
13	–0,238	0,037	121,87	0,000
14	–0,165	–0,060	125,67	0,000
15	0,047	–0,089	125,98	0,000

Хотя по построению цепной месячный индекс не должен иметь тренд (это означало бы постоянное ускорение промышленного производства), будем следовать стандартной процедуре Доладо–Дженкинса.

На первом шаге, после исключения незначимых запаздывающих разностей, получаем модель (см. табл. 2.10):

Таблица 2.10

Dependent Variable: D(INDUSTRIAL)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIAL(–1)	–0,086355	0,033718	–2,561121	0,0119
D(INDUSTRIAL(–1))	–0,134539	0,055364	–2,430105	0,0169
D(INDUSTRIAL(–6))	–0,098162	0,047398	–2,071039	0,0409
D(INDUSTRIAL(–10))	–0,147256	0,052935	–2,781808	0,0065
D(INDUSTRIAL(–11))	–0,212354	0,057785	–3,674885	0,0004
D(INDUSTRIAL(–12))	0,540267	0,058403	9,250594	0,0000
C	4,471548	1,937578	2,307803	0,0230
@TREND(1993:01)	0,014172	0,006722	2,108460	0,0375
R-squared	0,754649	Akaike info criterion		3,955709
Adjusted R-squared	0,737645	Schwarz criterion		4,153239

Тестирование остатков не выявляет проблем (конкретные значения статистик для краткости опустим). Из результатов оценки модели t -статистика критерия равна –2,56, критическое значение –2,76, поэтому гипотеза о единичном корне не отвергается и мы переходим к следующему шагу – тестированию на значимость коэффициента при тренде. По результатам оценки видно, что нулевая гипотеза о равенстве коэффициента нулю не отвергается (критическое значение для одностороннего критерия 2,79).

Оценка модели без тренда но с константой, дает следующие результаты (см. табл. 2.11).

Таблица 2.11

Dependent Variable: D(INDUSTRIAL MOM)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIAL MOM(-1)	-1,125930	0,057072	-19,72807	0,0000
D(INDUSTRIAL MOM(-6))	-0,103957	0,051753	-2,008714	0,0472
D(INDUSTRIAL MOM(-7))	-0,164644	0,081553	-2,018857	0,0462
D(INDUSTRIAL MOM(-8))	-0,202181	0,101806	-1,985931	0,0498
D(INDUSTRIAL MOM(-9))	-0,272954	0,103757	-2,630720	0,0099
D(INDUSTRIAL MOM(-10))	-0,442625	0,086163	-5,137041	0,0000
D(INDUSTRIAL MOM(-11))	-0,629264	0,053600	-11,73992	0,0000
C	0,151704	0,275431	0,550789	0,5830
R-squared	0,898387	Akaike info criterion		5,015153
Adjusted R-squared	0,891344	Schwarz criterion		5,212683

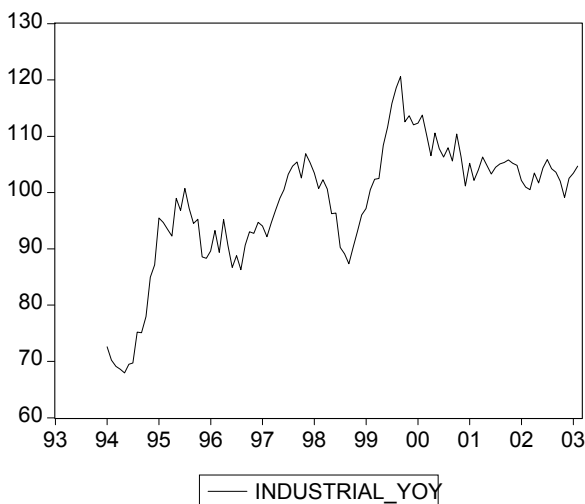
При этом тестирование остатков можно считать успешным.

Можно видеть, что значение t -статистики $-19,7$ достаточно (притом с большим запасом) для отклонения гипотезы о единичном корне.

Итак, в рамках процедуры Доладо мы отвергаем гипотезу о принадлежности месячного ряда ИПП к классу DS-процессов и считаем его стационарным (тренд отсутствует, как и предполагалось).

ИПП «за текущий месяц по отношению к соответствующему месяцу предыдущего года». Ряд выглядит следующим образом (см. рис. 2.4). Заметим что, что для этого ряда сезонность можно считать устраненной.

Рисунок 2.4



Тем не менее на первом шаге при проверке DS-гипотезы методом Дикки–Фуллера в оцениваемое уравнение помимо константы и тренда первоначально включим 12 запаздывающих разностей, поскольку разность, запаздывающая на 11 месяцев, статистически значима. Последовательная редукция приводит к следующей модели (см. *табл. 2.12*).

Таблица 2.12

Dependent Variable: D(INDUSTRIAL_YOY)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIAL_YOY(-1)	-0,040277	0,045621	-0,882842	0,3796
D(INDUSTRIAL_YOY(-10))	-0,356570	0,090742	-3,929471	0,0002
D(INDUSTRIAL_YOY(-12))	-0,220044	0,086270	-2,550652	0,0124
C	0,511271	0,777232	0,657810	0,5123
@TREND(1994:01)	-0,003133	0,012182	-0,257196	0,7976
R-squared	0,259552	Akaike info criterion		4,780697
Adjusted R-squared	0,227359	Schwarz criterion		4,913415

Тестирование остатков не выявляет особенных проблем. *T*-статистика критерия равна -0,88, что не позволяет отклонить гипотезу о единичном корне. Проверка на значимость коэффициента при тренде не позволяет отклонить даже одностороннюю гипотезу о равенстве коэффициента нулю.

Оценивание модели без тренда с включением статистически значимых разностей дает следующие результаты (см. *табл. 2.13*).

Таблица 2.13

Dependent Variable: D(INDUSTRIAL_YOY)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIAL_YOY(-1)	-0,047650	0,035310	-1,349483	0,1805
D(INDUSTRIAL_YOY(-10))	-0,350017	0,086654	-4,039262	0,0001
D(INDUSTRIAL_YOY(-12))	-0,217252	0,085153	-2,551307	0,0124
C	0,323363	0,263829	1,225654	0,2234
R-squared	0,259020	Akaike info criterion		4,760798
Adjusted R-squared	0,235117	Schwarz criterion		4,866971
S.E. of regression	2,563258	F-statistic		10,83647
Sum squared resid	611,0369	Prob(F-statistic)		0,000004

Снова нулевая гипотеза теста Дикки–Фуллера не отвергается. Константа в модели незначима, поэтому переходим к оценке модели без тренда и константы (см. *табл. 2.14*).

Таблица 2.14

Dependent Variable: D(INDUSTRIAL YOY)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIAL YOY(-1)	-0,043555	0,035245	-1,235771	0,2196
D(INDUSTRIAL YOY(-10))	-0,341731	0,086620	-3,945179	0,0002
D(INDUSTRIAL YOY(-12))	-0,209621	0,085152	-2,461729	0,0156
R-squared	0,247051	Akaike info criterion		4,756203
Adjusted R-squared	0,231030	Schwarz criterion		4,835833

DS-гипотеза снова не отвергается. Однако дальнейшее удаление запаздывающих разностей, или оценка, например, спецификации модели, представленной в *таблице 2.15*, позволяет отклонить DS-гипотезу достаточно уверенно (5%-ное критическое значение теста равно -1,94).

Таблица 2.15

Dependent Variable: D(INDUSTRIAL YOY)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIAL YOY(-1)	-0,078278	0,025930	-3,018814	0,0032
D(INDUSTRIAL YOY(-2))	0,194295	0,091732	2,118074	0,0365
R-squared	0,102076	Akaike info criterion		4,980296
Adjusted R-squared	0,093524	Schwarz criterion		5,030255

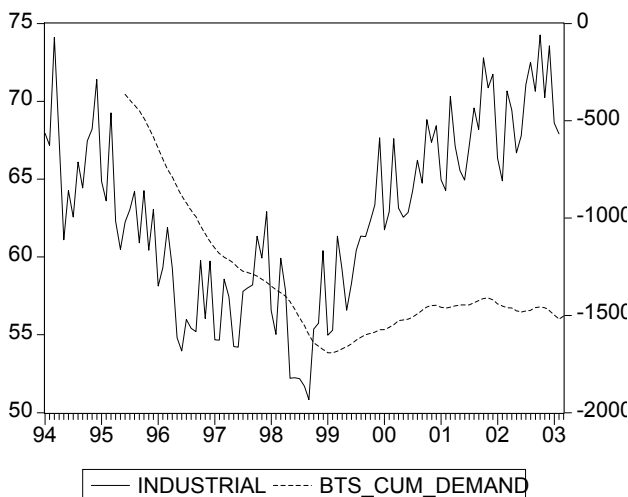
Поэтому окончательно классифицируем данный показатель как стационарный (тренд отсутствует) ряд.

Ряд «фактическое изменение платежеспособного спроса»

Исследование рядов конъюнктурных опросов ИЭПП проведем в следующей последовательности. Сначала проведем проверку на стационарность кумулятивной формы каждого ряда, затем перейдем к балансовой форме. В этом случае признание кумулятивной формы ряда принадлежащим к типу DS и одновременное отвержение DS-гипотезы для балансовой формы ряда будет означать признание кумулятивного ряда DS с единичным порядком интеграции.

Кумулятивная форма. На представленной диаграмме (см. *рис. 2.5*) ряд «фактическое изменение спроса» совмещен с ИПП в уровнях. Можно видеть что, во-первых, ряды демонстрируют сходную динамику, во-вторых, ряд данных опросов не подвержен сезонным колебаниям. Как правило, в такой ситуации гораздо больше шансов классифицировать ряд как DS (см.: Эконометрический анализ динамических рядов., 2001).

Рисунок 2.5



Проведем все же формальную проверку ряда, следуя процедуре Доладо на всем рассматриваемом интервале, а также отдельно на промежутках возрастания и убывания ряда.

На всем интервале оценка модели с трендом и константой, после последовательного удаления разностей, приводит к следующим результатам (см. рис. 2.16).

Таблица 2.16

ADF Test Statistic	-2,618481	1% Critical Value	-4,0602	
		5% Critical Value	-3,4586	
		10% Critical Value	-3,1551	
Dependent Variable: D(BTS_CUM_DEMAND)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BTS_CUM_DEMAND(-1)	-0,010637	0,004062	-2,618481	0,0104
D(BTS_CUM_DEMAND(-1))	0,788042	0,058968	13,36385	0,0000
C	-18,72947	5,543296	-3,378760	0,0011
@TREND(1993:01)	0,032050	0,049869	0,642680	0,5221
R-squared	0,857078	Akaike info criterion		7,107970
Adjusted R-squared	0,852206	Schwarz criterion		7,217613

T -статистика критерия недостаточна для отклонения гипотезы о наличии единичного корня. Однако коэффициент при тренде незначим

на 5%-ном уровне значимости, поэтому переходим к оценке модели без тренда (см. табл. 2.17).

Таблица 2.17

Dependent Variable: D(BTS_CUM_DEMAND)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BTS_CUM_DEMAND(-1)	-0,015764	0,006497	-2,426448	0,0177
D(BTS_CUM_DEMAND(-1))	0,847822	0,059591	14,22729	0,0000
D(BTS_CUM_DEMAND(-9))	-0,271387	0,085482	-3,174796	0,0022
D(BTS_CUM_DEMAND(-11))	0,403957	0,098114	4,117215	0,0001
D(BTS_CUM_DEMAND(-14))	-0,193752	0,066330	-2,921044	0,0046
C	-23,88126	9,749998	-2,449361	0,0167
R-squared	0,831784	Akaike info criterion		7,000491
Adjusted R-squared	0,820263	Schwarz criterion		7,180449

Снова t -статистика не позволяет отклонить гипотезу о принадлежности ряда к типу DS. При этом наличие константы в модели не оправданно, так как значение t -статистики $-2,44$ по модулю не превышает 5%-ное критическое значение $2,54$.

Оценка модели без тренда, после редукции разностей, дает следующие результаты (см. табл. 2.18).

Таблица 2.18

ADF Test Statistic	−0,170525	1% Critical Value	−2,5883	
		5% Critical Value	−1,9436	
		10% Critical Value	−1,6176	
Dependent Variable: D(BTS_CUM_DEMAND)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BTS_CUM_DEMAND(−1)	−0,000121	0,000711	−0,170525	0,8650
D(BTS_CUM_DEMAND(−1))	0,934190	0,039375	23,72547	0,0000
R-squared	0,838365	Akaike info criterion		7,187537
Adjusted R-squared	0,836569	Schwarz criterion		7,242359

И в этой спецификации тест Дикки–Фуллера свидетельствует в пользу наличия единичного корня.

На промежутке возрастания ряда (1995:06–1998:12) оценка модели с константой и трендом приводит к следующим результатам (см. табл. 2.19).

Таблица 2.19

ADF Test Statistic	−2,550948	1% Critical Value	−4,1958	
		5% Critical Value	−3,5217	
		10% Critical Value	−3,1914	
Dependent Variable: D(BTS_CUM_DEMAND)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BTS_CUM_DEMAND(−1)	−0,038515	0,015098	−2,550948	0,0150
D(BTS_CUM_DEMAND(−1))	0,806522	0,085054	9,482494	0,0000
C	2,089167	9,075706	0,230193	0,8192
@TREND(1993:01)	−0,982387	0,455735	−2,155609	0,0377
R-squared	0,785098	Akaike info criterion		6,818138
Adjusted R-squared	0,767673	Schwarz criterion		6,985316

На промежутке убывания ряда 1999:01–2003:03 результаты оценки модели с константой и трендом имеют следующий вид (см. табл. 2.20):

Таблица 2.20

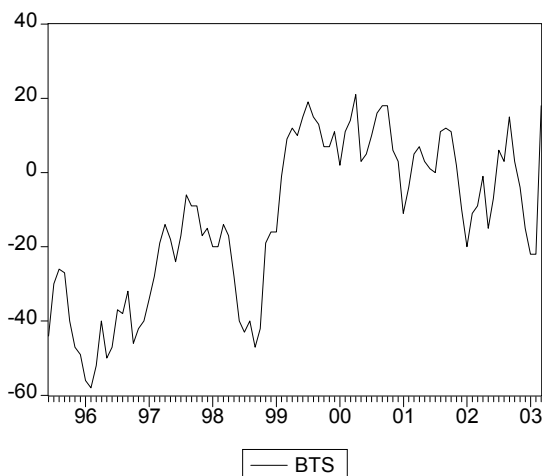
ADF Test Statistic	−1,564702	1% Critical Value	−4,1458	
		5% Critical Value	−3,4987	
		10% Critical Value	−3,1782	
Dependent Variable: D(BTS_CUM_DEMAND)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BTS_CUM_DEMAND(−1)	−0,041108	0,026272	−1,564702	0,1244
D(BTS_CUM_DEMAND(−1))	0,615808	0,126332	4,874535	0,0000
C	−61,74625	43,42250	−1.421988	0,1616
@TREND(1999:01)	0,046856	0,162649	0,288077	0,7746
R-squared	0,474494	Akaike info criterion		7,188615
Adjusted R-squared	0,440952	Schwarz criterion		7,340131

Как видно из результатов, ни на одном из рассматриваемых интервалов нет оснований отклонить DS-гипотезу, поэтому кумулятивный ряд «фактическое изменение спроса» классифицируем как DS.

Балансовая форма. Балансовая форма является по отношению к кумулятивной рядом первых разностей. Поэтому нестационарность процесса означала бы наличие более чем одного единичного корня у ряда балансов, что в практике исследования макроэкономических показателей встречается чрезвычайно редко.

Динамика ряда выглядит следующим образом (см. рис. 2.6).

Рисунок 2.6



Динамика балансовой формы BTS-рядов характеризуется колебаниями около нулевого уровня, что и видно по диаграмме данного ряда и прочих балансовых рядов опросов (см. ниже).

Как уже отмечалось, в некоторых из упомянутых выше работ балансовые формы BTS-рядов считаются стационарными по построению: у них постоянное математическое ожидание и конечная дисперсия. Тем не менее для полноты анализа используем процедуру Доладо–Дженкинса.

На шаге 1 оцениваем модель, содержащую в правой части константу и тренд. Ввиду наличия на коррелограмме разностей пика на лаге 12, включим в тест 12 запаздывающих разностей. Получаемое значение t -статистики не позволяет отклонить гипотезу о наличии единичного корня даже на 10%-ном уровне значимости. Повысим мощность критерия Дикки–Фуллера путем исключения запаздывающих разностей со статистически незначимыми коэффициентами. Результаты последовательного исключения представлены в *табл. 2.21*.

После порядка исключаемых разностей в *табл. 2.21* указаны информационный критерий Шварца, R -значения LM-критерия Бройша–Годфри для авторегрессионной модели ошибок первого и второго порядков. Далее – R -значения теста Уайта на гетероскедастичность ошибок и для теста Харке–Бера нормальности распределения ошибок. В последнем столбце – значение t -статистики, получаемого при оценивании соответствующей модели.

Таблица 2.21

Порядок исключения запаздывающих разностей	SC	P-val LM-автокорр.	P-val White	P-val J-B	t-статистика критерия
Полная модель с 12 запаздывающими разностями	7,47	0,39; 0,16	0,31	0,83	-1,93
6	7,41				-2,2
3	7,36				
4	7,30				
10	7,23				
7	7,20				
11	7,15				
2	7,11				
1	7,07				
5	7,03				
8*	6,98	0,73; 0,39	0,22	0,96	-1,76

Редукция модели продолжается до тех пор, пока все запаздывающие разности не остаются значимыми на 5%-ном уровне. Эта же модель выбирается по критерию Шварца (при отбрасывании последней разности критерий Шварца возрастает до 7,04).

Статистика критерия в редуцированных моделях не позволяет отклонить нулевую гипотезу единичного корня для исследуемого ряда. Следуя схеме Доладо, проверяем, не является ли неотвержение гипотезы о единичном корне следствием не включения тренда в модель.

При оценивании модели, полученной методом последовательной редукции, значение t -статистики для коэффициента β равно 0,43. 5%-ное критическое значение для проверки гипотезы $\beta=0$ равно 3,17. Если же брать одностороннюю альтернативу, то критическое значение 2,8. В обоих случаях гипотеза $\beta=0$ не отвергается.

На третьем шаге процедуры повысим мощность критерия и оценим модель без тренда. Оценивание модели, полученной в результате последовательной редукции на первом шаге (т. е. с запаздывающими разностями по-

рядка 9 и 12), дает t -статистику критерия $-1,98$, что больше 5%-ного критического значения критерия, поэтому гипотеза о единичном корне снова не отвергается.

На шаге 4 проверим, не вызвано ли неотвержение гипотезы излишним включением в статистическую модель константы. В последней модели t -статистика для константы равна $-0,25$. Критическое значение (двустороннего) критерия равно $2,89$, поэтому гипотеза о равенстве 0 константы не отвергается.

На следующем шаге проверяем модель без константы, включающую запаздывающие разности порядка 9 и 12. Полученная t -статистика $-2,05$ меньше 5%-ного критического значения $-1,94$, гипотеза о принадлежности ряда к классу процессов DS отвергается. Анализ остатков подтверждает корректность модели: LM-тест Бройша–Годфри на автокорреляцию для автокорреляционной модели остатков 1-го и 2-го порядков, тест Уайта на гетероскедастичность и тест Харке–Бера на нормальность не позволяют усомниться в выполнении стандартных предположения об остатках.

Итак, результаты процедуры Доладо свидетельствуют в пользу стационарности балансового ряда «фактическое изменение платежеспособного спроса».

BTS-ряд «фактическое изменение производства»

Для ряда «фактическое изменение производства», как и для последующих рядов опросов, подробное описание процедуры тестирования на стационарность не приводится. Излагаются лишь основные результаты.

Кумулятивная форма. На *рис. 2.7* представлена динамика кумулятивного ряда, совмещенного с ИПП. Можно видеть, что ряд опросов очень точно описывает поведение ИПП, не подвергаясь сезонным колебаниям.

Тестирование на стационарность с помощью расширенного теста Дики–Фуллера на всем рассматриваемом промежутке, а также на интервалах убывания и возрастания, не позволяет отвергнуть нулевую гипотезу, поэтому кумулятивная форма ряда «фактическое изменение объема производства» классифицирована как DS.

Балансовая форма. В балансовой форме ряд «фактическое изменение производства» выглядит следующим образом (см. *рис. 2.8*):

Рисунок 2.7

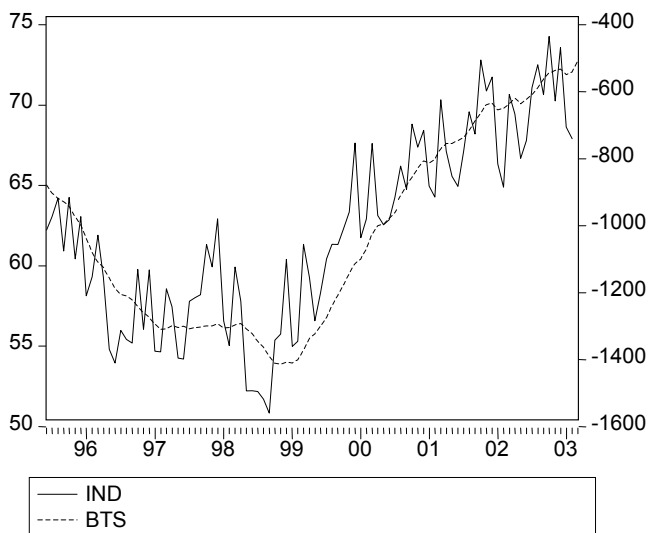
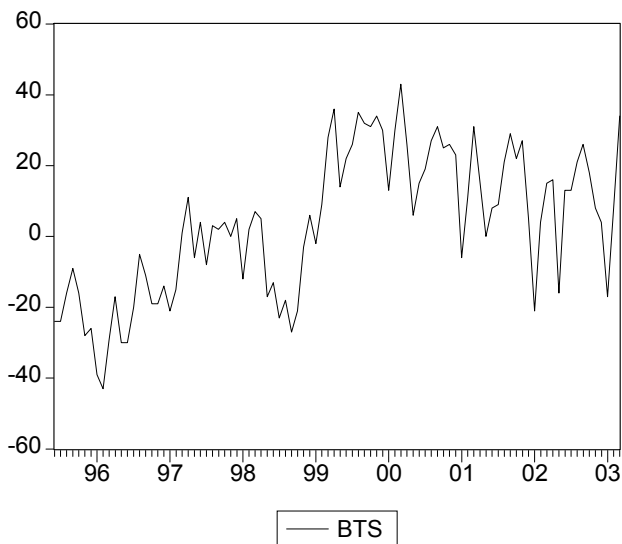


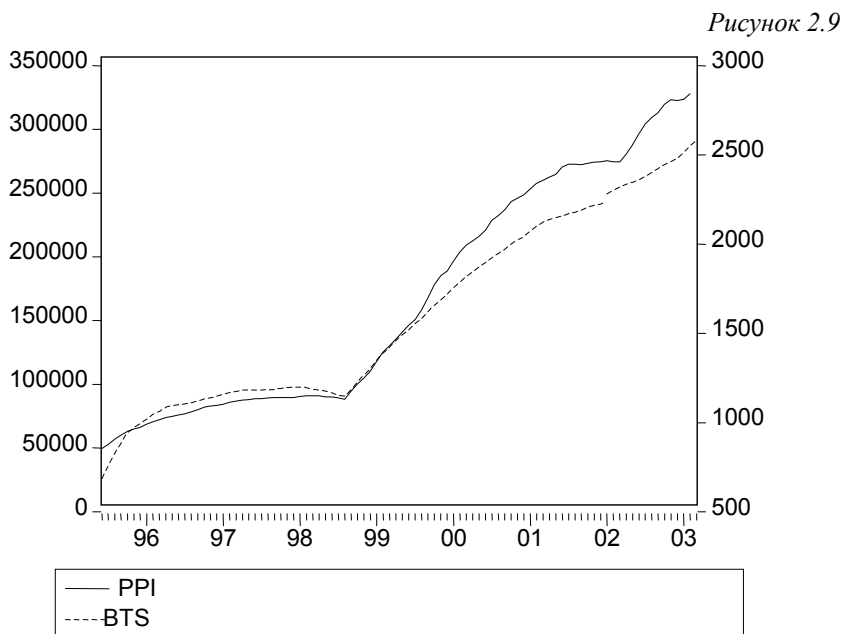
Рисунок 2.8



Согласно рисунку ряд совершает колебания вокруг нулевой отметки, не удаляясь от нее, поэтому напоминает стационарный процесс с нулевым математическим ожиданием. Проведение теста Дикки–Фуллера без тренда и константы приводит к отвержению гипотезы о единичном корне. Классифицируем ряд как стационарный.

BTS-ряд «фактическое изменение цен»

Кумулятивная форма. На *рис. 2.9* представлен кумулятивный ряд опросов ИЭПП (левая шкала) совместно с базовым индексом цен производителей. Нетрудно видеть, что динамика обоих рядов очень сходна. На этом основании можно заключить, что кумулятивный ряд «фактическое изменение цен» относится к тому же типу, что и индекс цен производителей. Кроме того, можно заметить, что ряд включает тренд с изломом в сентябре 1998 г. Поэтому протестируем ряд на стационарность как на всем исследуемом интервале, так и на подпериодах 1994:10–1998:08 и 1998:09–2003:03.



На первом шаге процедуры Доладо после удаления незначимых разностей приходим к следующим результатам (см. *табл. 2.22*).

Таблица 2.22

Dependent Variable: D(BTS_CUM_PRICES)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BTS_CUM_PRICES(-1)	-0,037702	0,009974	-3,780000	0,0003
D(BTS_CUM_PRICES(-1))	0,866628	0,102949	8,418039	0,0000
D(BTS_CUM_PRICES(-2))	-0,299357	0,136657	-2,190566	0,0313
D(BTS_CUM_PRICES(-3))	0,209691	0,097087	2,159820	0,0337
D(BTS_CUM_PRICES(-12))	0,129416	0,053639	2,412738	0,0181
C	-1,828787	2,719219	-0,672541	0,5031
@TREND(1993:01)	0,816722	0,203662	4,010176	0,0001
R-squared	0,798123	Akaike info criterion		6,645388
Adjusted R-squared	0,783352	Schwarz criterion		6,841123

5%-ное критическое значение критерия равно $-3,46$ поэтому DS-гипотеза отвергается и ряд классифицируется как стационарный относительно тренда.

На первом из выделенных подпериодов ряд демонстрирует квадратичный тренд, поэтому на этом интервале применение процедуры Доладо, учитывающей только линейный тренд, не будет корректным.

На периоде 1998:09–2003:03 оценка модели с трендом приводит к следующим результатам (см. табл. 2.23).

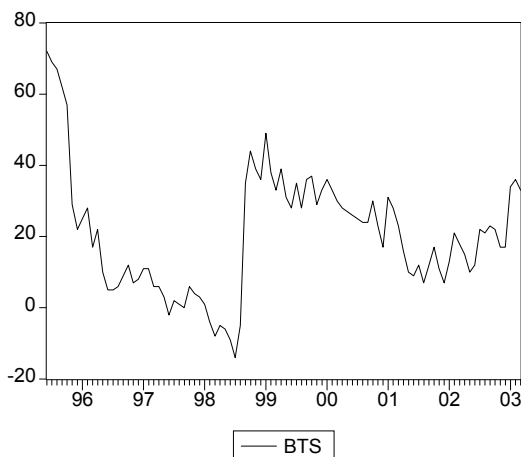
Таблица 2.23

ADF Test Statistic	-4,006508	1% Critical Value		-4,1314
		5% Critical Value		-3,4919
		10% Critical Value		-3,1744
Dependent Variable: D(BTS_CUM_PRICES)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BTS_CUM_PRICES(-1)	-0,044872	0,011200	-4,006508	0,0002
D(BTS_CUM_PRICES(-1))	0,446014	0,085974	5,187804	0,0000
C	79,31207	15,15241	5,234287	0,0000
@TREND(1998:09)	0,805410	0,266706	3,019842	0,0039
R-squared	0,694472	Akaike info criterion		6,418825
Adjusted R-squared	0,676499	Schwarz criterion		6,564813

Таким образом, тест Дикки–Фуллера и в этом случае свидетельствует в пользу признания ряда стационарным относительно тренда. Поэтому окончательно классифицируем ряд как TS.

Балансовая форма. Так как кумулятивная форма ряда была классифицирована как TS-ряд, тестирование балансовой формы ряда является излишним.

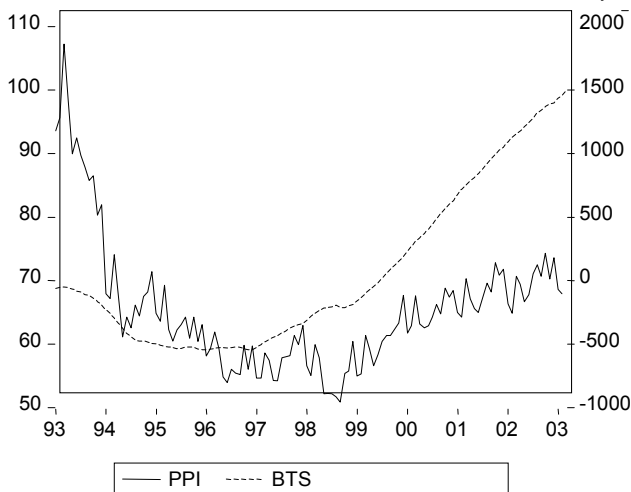
Рисунок 2.10



Ряд «ожидаемое изменение объема производства»

Кумулятивная форма. Рис. 2.11 показывает, что рассматриваемый ряд и ряд ИПП имеют сходную динамику. При этом нельзя определенно сказать, что данный ряд является опережающим.

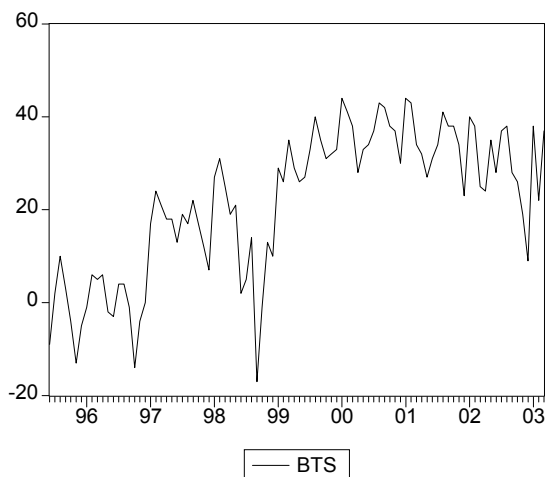
Рисунок 2.11



Процедура проверки ряда на стационарность показала, что балансовый ряд относится к рядам со стохастическим трендом, при этом присутствует и временной тренд с изломом.

Балансовая форма.

Рисунок 2.12



Оценивание в рамках процедуры Доладо модели без тренда, но с константой, после удаления незначимых разностей дает следующие результаты (см. табл. 2.24):

Таблица 2.24

Dependent Variable: D(BTS INDUSTRIAL E)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BTS INDUSTRIAL E(-1)	-0,119789	0,055292	-2,166463	0,0329
D(BTS INDUSTRIAL E(-1))	-0,217289	0,097415	-2,230542	0,0282
D(BTS INDUSTRIAL E(-12))	0,341325	0,099715	3,423020	0,0009
C	2,790891	1,436886	1,942319	0,0552
R-squared	0,225711	Akaike info criterion		7,065422
Adjusted R-squared	0,199901	Schwarz criterion		7,173647

Нулевая гипотеза не отвергается, 5%-ное критическое значение равно – 2.9. Константа в приведенной модели незначима, поэтому оценим модель без константы. После редукции разностей получаем следующие оценки (см. табл. 2.25):

Таблица 2.25

Dependent Variable: D(BTS_INDUSTRIAL_E)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BTS_INDUSTRIAL_E(-1)	-0,032620	0,032786	-0,994933	0,3224
D(BTS_INDUSTRIAL_E(-1))	-0,253827	0,097027	-2,616036	0,0104
D(BTS_INDUSTRIAL_E(-12))	0,368967	0,100186	3,682821	0,0004
R-squared	0,193254	Akaike info criterion		7,085208
Adjusted R-squared	0,175524	Schwarz criterion		7,166377

T-статистика критерия недостаточна для признания ряда стационарным.

Однако оценивание той же модели без включения запаздывающих разностей приводит к отклонению нулевой гипотезы (см. табл. 2.26):

Таблица 2.26

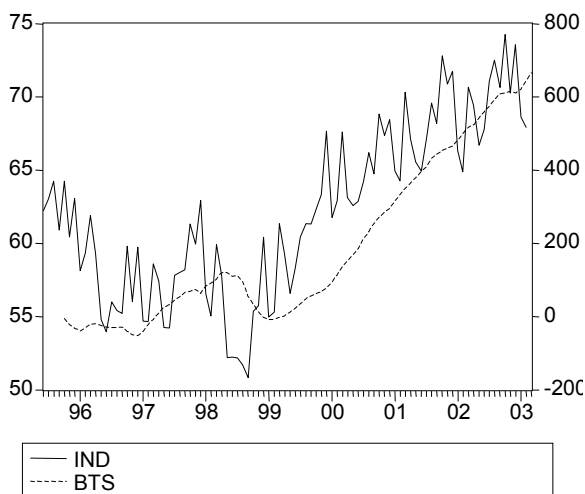
ADF Test Statistic	-2,681292	1% Critical Value	-2,5891
		5% Critical Value	-1,9438
		10% Critical Value	-1,6176
Dependent Variable: D(BTS_DEMAND_E)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
BTS_DEMAND_E(-1)	-0,163264	0,060890	-2,681292
R-squared	0,074291	Akaike info criterion	
Adjusted R-squared	0,074291	Schwarz criterion	

К отвержению DS-гипотезы приводит также и оценивание модели с включением 1, 2, и 3 (далее не проверялось) разностей. Поэтому окончательно данный ряд классифицируем как TS.

Ряд «ожидаемое изменение платежеспособного спроса»

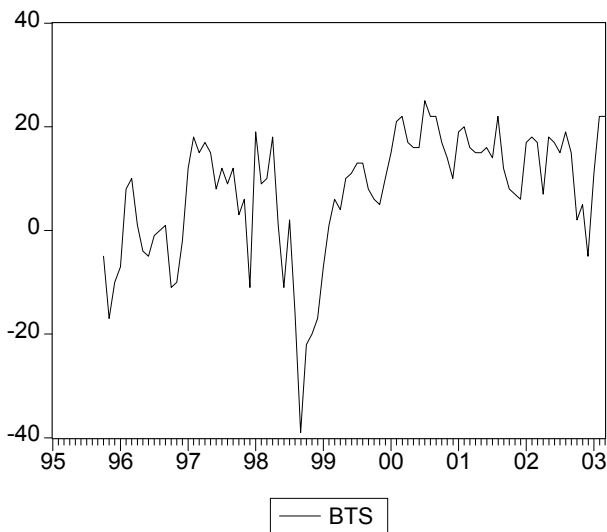
Кумулятивная форма. Из рис. 2.13 видно, что ряд характеризуется сходной динамикой с ИПП, и, возможно, демонстрирует опережающее поведение. ADF-тест не позволяет отклонить нулевую гипотезу, поэтому классифицируем ряд как DS (присутствует детерминированный тренд с изломом).

Рисунок 2.13



Балансовая форма.

Рисунок 2.14

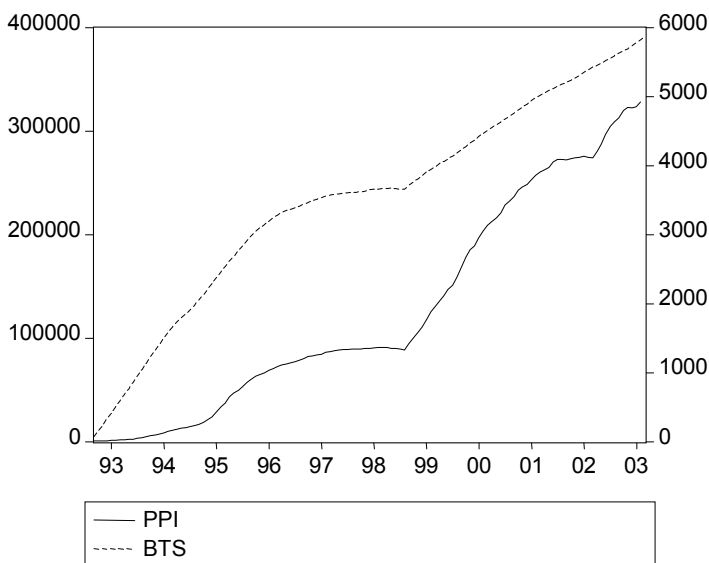


Балансовая форма в результате ADF-теста классифицируется как стационарный процесс.

Ряд «ожидаемое изменение цен»

Кумулятивная форма. Динамика ряда «ожидаемое изменение цен» приблизительно соответствует индексу цен производителей, при этом нельзя определенно сказать, является ли ряд опросов опережающим по отношению к статистическому ряду.

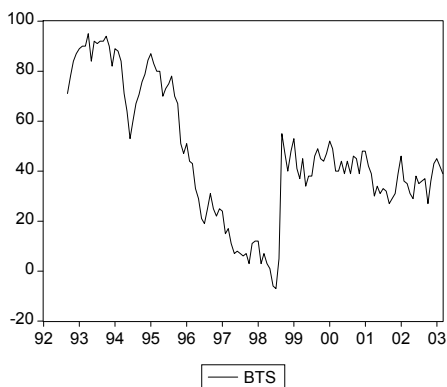
Рисунок 2.15



Результатом применения процедуры Доладо к показателю «ожидаемое изменение цен» стало неутверждение нулевой гипотезы: ряд демонстрирует значимый временной тренд, при этом классифицируется как DS. Тот же вывод был сделан при исследовании ряда с учетом излома тренда в сентябре 1998 г.: на каждом из интервалов 1992:09–1998:09 и 1998:10–2003:03 также DS-гипотеза не была отклонена.

Балансовая форма. Балансовая форма представлена следующим графиком (см. рис. 2.16).

Рисунок 2.16



В сентябре 1998 г. виден ярко выраженный структурный сдвиг, поэтому тест на стационарность проводился отдельно на промежутках до 1998:09 и после. В результате ряд был классифицирован как TS, имеющий тренд на интервале 1993:01–1998:09.

Ряд «ожидаемые изменения занятости»

Кумулятивная форма. Кумулятивный ряд «ожидаемые изменения занятости» достаточно адекватно описывает поведение безработицы на рассматриваемом отрезке.

Рисунок 2.17



Диаграмма показывает наличие излома тренда в начале 1999 г., поэтому тестирование будем проводить на интервале 1993:2–1998:12.

Анализ коррелограмма разностей ряда указывает на необходимость включения в тестируемую модель¹ запаздывающей разности. На промежутке до 1999 г. оценка модели с трендом приводит к следующим результатам (см. табл. 2.27).

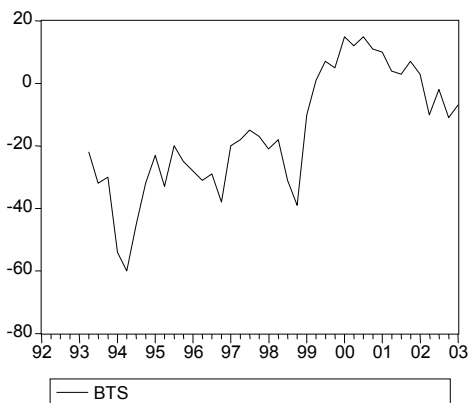
Таблица 2.27

ADF Test Statistic	−2,338970	1% Critical Value		−4,4415
		5% Critical Value		−3,6330
		10% Critical Value		−3,2535
Dependent Variable: D(BTS_CUM_EMPL)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BTS_CUM_EMPL(−1)	−0,177526	0,075899	−2,338970	0,0311
D(BTS_CUM_EMPL(−1))	0,331323	0,193935	1,708425	0,1047
C	−34,45639	9,573698	−3,599068	0,0021
@TREND(1993:1)	−4,158579	2,154073	−1,930565	0,0694
R-squared	0,551595	Akaike info criterion		7,403693
Adjusted R-squared	0,476861	Schwarz criterion		7,602064

Результаты оценивания показали, что нет оснований отклонить нулевую гипотезу теста. Ряд классифицируется как DS.

Балансовая форма. Балансовая форма представлена следующим графиком (см. рис. 2.18).

Рисунок 2.18

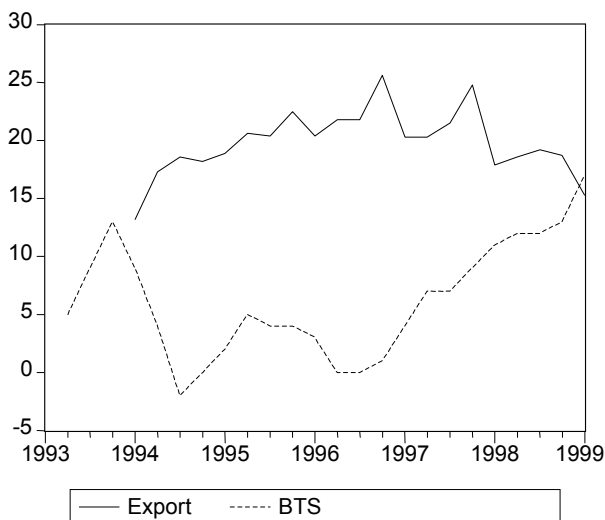


Исследование балансовой формы на наличие единичного корня показало, что ряд является стационарным (тренд отсутствует).

Ряд «ожидаемое изменение экспортного спроса»

Кумулятивная форма. Сопоставление BTS-ряда с экспортом свидетельствует о том, что данные опросов не адекватно отражают реальную динамику экспорта, скорее BTS-ряд демонстрирует полярную динамику по отношению к показателю совокупного экспорта. Начиная с 2003 г. вопрос об ожидаемом изменении экспорта был исключен из анкеты.

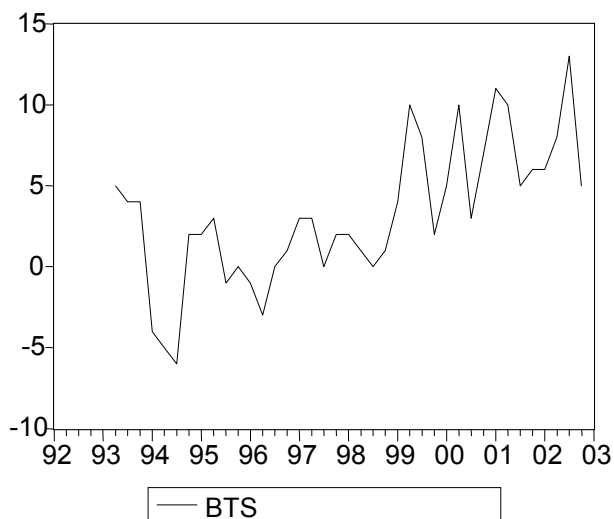
Рисунок 2.19



ADF-тест показал, что нулевая гипотеза о наличии единичного корня не отвергается, поэтому кумулятивная форма классифицируется как DS (со значимым детерминированным трендом).

Балансовая форма. Диаграмма динамики BTS-ряда «ожидаемое изменение экспортного спроса» в балансовой форме представлена на *рис. 2.20*.

Рисунок 2.20



Результаты ADF-теста для модели без константы и тренда имеют вид:

Таблица 2.28

ADF Test Statistic	−1,844559	1% Critical Value		−2,6261
		5% Critical Value		−1,9501
		10% Critical Value		−1,6205
Dependent Variable: D(BTS_EXPORT)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BTS_EXPORT(−1)	−0,220804	0,119706	−1,844559	0,0736
D(BTS_EXPORT(−1))	−0,026194	0,187890	−0,139411	0,8899
R-squared	0,112337	Akaike info criterion		5,436441
Adjusted R-squared	0,086975	Schwarz criterion		5,523518

Поскольку включение единственной запаздывающей разности не оправданно (соответствующий коэффициент имеет низкую значимость), оценим ту же модель без запаздывающих разностей (см. *табл. 2.29*).

Таблица 2.29

ADF Test Statistic	-2,177757	1% Critical Value		-2,6243
		5% Critical Value		-1,9498
		10% Critical Value		-1,6204
Dependent Variable: D(BTS_EXPORT)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BTS_EXPORT(-1)	-0,227232	0,104342	-2,177757	0,0359
R-squared	0,113616	Akaike info criterion		5,354894
Adjusted R-squared	0,113616	Schwarz criterion		5,397988

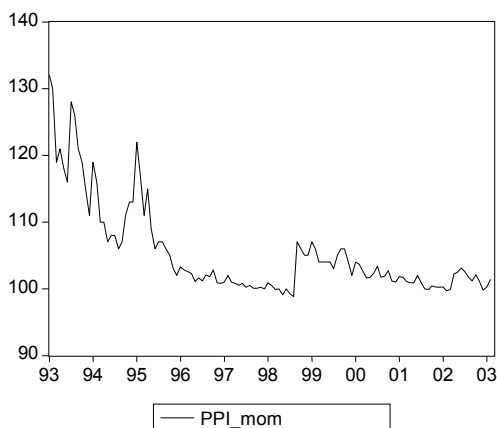
Как можно видеть из приведенных результатов, нулевая DS-гипотеза отвергается, поэтому данный ряд относится к типу TS.

Ряд «индекс цен производителей»

Данный показатель имеет очень сходную динамику по сравнению с кумулятивным рядом «фактическое изменение цен», который был классифицирован как TS (см. выше). Поэтому отнесем ИЦП также к типу стационарных относительно тренда рядов.

Рисунок 2.21

Ряд «ИЦП в процентах по отношению к предыдущему месяцу»



Оценивание модели с трендом показало, что коэффициент при тренде незначим; для модели только с константой получаем следующие результаты (см. табл. 2.30).

Таблица 2.30

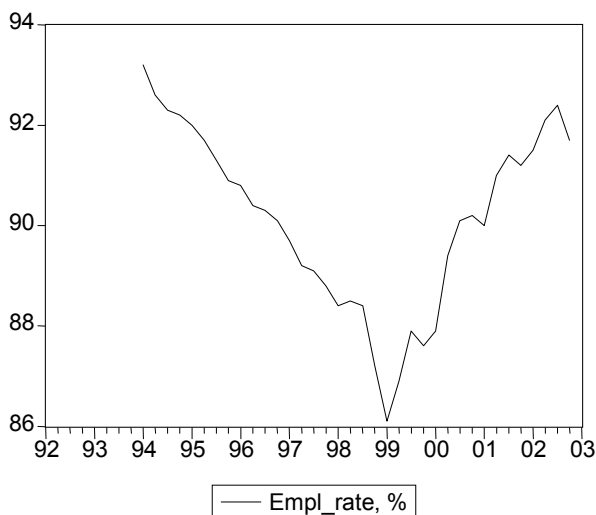
ADF Test Statistic	-3,050289	1% Critical Value	-3,4847	
		5% Critical Value	-2,8851	
		10% Critical Value	-2,5792	
Dependent Variable: D(PRICE_MOM)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRICE_MOM(-1)	-0,094233	0,030893	-3,050289	0,0028
D(PRICE_MOM(-1))	-0,081376	0,083709	-0,972131	0,3330
D(PRICE_MOM(-2))	-0,221249	0,078888	-2,804592	0,0059
D(PRICE_MOM(-3))	0,335859	0,069927	4,803008	0,0000
C	9,741575	3,272459	2,976837	0,0035
R-squared	0,326718	Akaike info criterion		4,614136
Adjusted R-squared	0,303700	Schwarz criterion		4,729054

По результатам теста DS-гипотеза отвергается, ряд классифицируется как TS (без тренда).

Ряд «занятость»

Диаграмма этого показателя имеет следующий вид (см. рис. 2.22).

Рисунок 2.22



На графике ряда четко выделяются два подпериода (до начала 1999 г. и после), поэтому ADF тест проведем отдельно для отрезка убывания и возрастания показателя занятости.

Коррелограмма разностей ряда имеет следующий вид (см. *табл. 2.31*).

Таблица 2.31

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0,343	0,343	4,4864	0,034
2	-0,155	-0,309	5,4283	0,066
3	0,253	0,537	8,0174	0,046
4	0,549	0,217	20,586	0,000
5	0,051	-0,233	20,696	0,001
6	-0,243	-0,061	23,335	0,001
7	0,190	0,139	25,007	0,001
8	0,300	-0,129	29,314	0,000
9	-0,107	0,034	29,880	0,000
10	-0,242	-0,096	32,904	0,000
11	0,042	-0,134	33,000	0,001
12	0,057	-0,059	33,181	0,001
13	-0,195	0,036	35,413	0,001
14	-0,184	-0,026	37,502	0,001
15	-0,014	-0,047	37,514	0,001
16	-0,059	-0,043	37,750	0,002

Поэтому в тестируемое уравнение в рамках ADF-теста будем первоначально включать 4 запаздывающих разности. Оценка модели с трендом и константой после удаления незначимых разностей приводит к следующим результатам (см. *табл. 2.32*).

Таблица 2.32

Dependent Variable: D(EMPLOYMENT)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EMPLOYMENT(-1)	-2,017395	0,493069	-4,091507	0,0010
D(EMPLOYMENT(-1))	1,537366	0,345492	4,449784	0,0005
C	193,0359	47,14013	4,094938	0,0010
@TREND(1992:1)	-0,574362	0,135552	-4,237220	0,0007
R-squared	0,640445	Akaike info criterion		-0,073771
Adjusted R-squared	0,568534	Schwarz criterion		0,125058

Критическое 5%-ное значение теста равно $-3,73$, поэтому на данном интервале ряд признается TS. Аналогичные оценки модели с трендом и константой для второго подпериода (см. в табл. 2.33):

Таблица 2.33

ADF Test Statistic	−4,445933	1% Critical Value		−4,6712
		5% Critical Value		−3,7347
		10% Critical Value		−3,3086
Dependent Variable: D(EMPLOYMENT)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EMPLOYMENT(−1)	−1,027083	0,231016	−4,445933	0,0016
D(EMPLOYMENT(−1))	0,445151	0,166186	2,678635	0,0253
D(EMPLOYMENT(−2))	0,133470	0,226566	0,589101	0,5703
D(EMPLOYMENT(−3))	0,129373	0,181177	0,714071	0,4933
D(EMPLOYMENT(−4))	0,575560	0,185702	3,099366	0,0127
C	89,41174	20,01006	4,468339	0,0016
@TREND(1999:1)	0,346468	0,089486	3,871756	0,0038
R-squared	0,864639	Akaike info criterion		0,855099
Adjusted R-squared	0,774399	Schwarz criterion		1,193107

Можно видеть, что и в этом случае DS-гипотеза отвергается достаточно уверенно. Итак, ряд занятости классифицируется как TS.

Ряд «совокупный экспорт»

Оценка модели с трендом и константой после последовательной редукции разностей приводит к следующим результатам (см. табл. 2.34).

Таблица 2.34

Dependent Variable: D(EXPORT)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPORT(-1)	-0,370761	0,123521	-3,001594	0,0057
D(EXPORT(-4))	0,604781	0,141778	4,265703	0,0002
C	5,496532	2,396697	2,293378	0,0298
@TREND(1993:1)	0,122178	0,047852	2,553269	0,0166
R-squared	0,508976	Akaike info criterion		4,358868
Adjusted R-squared	0,454418	Schwarz criterion		4,543898

Критическое значение теста равно $-3,56$, поэтому нулевая гипотеза не отвергается. Коэффициент при тренде незначим, поэтому переходим к оценке уравнения теста без тренда. После удаления незначимых разностей получаем следующие результаты (см. табл. 2.35).

Таблица 2.35

Dependent Variable: D(EXPORT)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPORT(-1)	-0,205159	0,115018	-1,783713	0,0853
D(EXPORT(-4))	0,572183	0,154492	3,703632	0,0009
C	4,743926	2,602383	1,822916	0,0790
R-squared	0,390417	Akaike info criterion		4,510633
Adjusted R-squared	0,346876	Schwarz criterion		4,649406

Нулевая гипотеза теста снова не отвергается, при этом константа в оцененном уравнении незначима. Поэтому переходим к оценке модели без константы и тренда. В итоге получаем следующие результаты (см. табл. 2.36).

Таблица 2.36

Dependent Variable: D(EXPORT)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPORT(-1)	0,002020	0,018366	0,109968	0,9132
D(EXPORT(-4))	0,598058	0,159882	3,740623	0,0008
R-squared	0,318072	Akaike info criterion		4,558265
Adjusted R-squared	0,294558	Schwarz criterion		4,650781

Итак, на последнем шаге процедуры Доладо нет оснований отклонить нулевую гипотезу. Поэтому ряд экспорта классифицируется как DS.

2.2.3. Кросс-корреляционный анализ

ИПП в уровнях

Как уже отмечалось ранее, подходящими кандидатами для сопоставления с базовым индексом промышленного производства являются, в первую очередь, кумулятивные ряды опросов, возможными – кумулятивные процентные ряды для вариантов ответов «выше», «ниже». Кросс-корреляционная таблица для пары ИПП – BTS-ряд «текущее изменение производства» выглядит следующим образом (см. табл. 2.37).

Таким образом, наивысший коэффициент корреляции достигается при сопоставлении рядов без лага/опережения. Таким образом, можно заключить, что данный BTS-ряд является синхронным индикатором по отношению к ИПП. Для пары ИПП – кумулятивный BTS-ряд «ожидаемое изменение производства» получаем следующую картину (см. табл. 2.38).

Таблица 2.37

i	lag	lead
0	0,8885	0,8885
1	0,8119	0,8772
2	0,7531	0,8594
3	0,6869	0,8342
4	0,6244	0,8093
5	0,5631	0,7774
6	0,5061	0,7464
7	0,4453	0,7098
8	0,3975	0,6738
9	0,3438	0,6386
10	0,3226	0,6019

Таблица 2.38

i	lag	lead
0	0,2782	0,2782
1	0,2895	0,2656
2	0,2992	0,2493
3	0,3096	0,2221
4	0,3184	0,1994
5	0,3256	0,1676
6	0,3322	0,1406
7	0,3378	0,1085
8	0,3420	0,0775
9	0,3453	0,0516
10	0,3484	0,0279
11	0,3505	-0,0015
12	0,3525	-0,0336
13	0,3522	-0,0542
14	0,3509	-0,0772
15	0,3503	-0,1090
16	0,3487	-0,1380
17	0,3459	-0,1694
18	0,3430	-0,1917
19	0,3392	-0,2161
20	0,3349	-0,2357
21	0,3296	-0,2513
22	0,3243	-0,2675
23	0,3186	-0,2871
24	0,3131	-0,3128
25	0,3063	-0,3270

Полезность данного индикатора вызывает сомнения по двум причинам. Прежде всего, по причине низкой корреляции в рассматриваемом окне достаточно низка. В упоминавшейся работе The Use of Business Survey Data..., 2002, например, пороговое значение для коэффициента корреляции выбрано 0,45. Ряды с меньшим абсолютным значением в дальнейшем анализе не участвуют. Во-вторых, для данной пары невозможно определить лаговую структуру зависимости: наивысшая сходимость достигается с опережением BTS-ряда в 12 месяцев, при этом заметного пика на этом лаге не наблюдается.

Рассмотрим кросс-корреляции для пары ИПП – кумулятивный BTS-ряд «текущее изменение спроса» (см. табл. 2.39).

Таблица 2.39

i	lag	lead
0	0,2717	0,2717
1	0,1797	0,2692
2	0,2189	0,2335
3	0,0899	0,3375
4	0,0289	0,3180
5	0,0485	0,3055
6	-0,0580	0,4018
7	-0,1284	0,3737
8	-0,0784	0,3679

Результаты показывают, что BTS-ряд опроса является по отношению к ИПП запаздывающим. Период запаздывания приблизительно равен 6 месяцам, хотя более высокие значения коэффициента корреляции встречаются на 9, 12 и т. д. вплоть до 26 лага, где корреляция составила 0.71. Это, вероятно, связано в большей мере с волнообразной динамикой ИПП, нежели с реальным запаздыванием данного ряда опросов. В любом случае величина корреляций не позволяет рассматривать данный ряд в качестве удовлетворительного индикатора промышленного производства.

Следующая пара – базовый ИПП и кумулятивный ряд «Ожидаемое изменение спроса». Кросс-корреляционный анализ приводит к следующим результатам (см. табл. 2.40).

Данный показатель опросов демонстрирует высокие значения коэффициента корреляции, однако, как показывает таблица результатов, оснований считать этот ряд запаздывающим (на один месяц) больше, чем опережающим.

Итак, из четырех рассмотренных индикаторов адекватными индикаторами ИПП можно считать только два – ряд «фактическое изменение производства» и ряд «ожидаемое изменение спроса».

Таблица 2.40

i	lag	lead
0	0,8168	0,8168
1	0,7954	0,8193
2	0,7668	0,8181
3	0,7416	0,7978
4	0,7097	0,7905
5	0,6801	0,7629
6	0,6519	0,7447
7	0,6198	0,7153
8	0,5784	0,6859
9	0,5361	0,6669
10	0,5003	0,6520
11	0,4680	0,6231
12	0,4368	0,5852
13	0,4159	0,5717

ИПП в процентах к предыдущему месяцу

Из-за сильного сезонного шума данная форма ИПП демонстрирует очень слабую сходимость с рядами опросов. Например, кросс-корреляционный анализ с балансовым рядом «фактическое изменение производства» дает следующие результаты (см. *табл. 2.41*):

Таблица 2.41

i	lag	lead
0	0,2357	0,2357
1	0,0462	0,2344
2	0,0196	0,1530
3	0,0896	0,1498
4	0,1009	0,2241
5	0,0065	0,1789
6	0,0666	0,2074
7	0,0518	0,1223
8	0,0638	0,2014
9	–0,0005	0,1930
10	0,0068	0,0694
11	0,0875	0,0893
12	0,1156	0,2322
13	–0,0141	0,1813

Максимальное значение коэффициента корреляции достигается при нулевом лаге\опережении и равно 0,236, т. е. достаточно низкое. Удаление из ряда ИПП сезонной составляющей с помощью сезонных дамми-переменных несколько улучшает ситуацию. Сопоставление сезонно сглаженного ряда ИПП и балансовой формы ряда «фактическое изменение производства» дает следующие результаты (см. *табл. 2.42*).

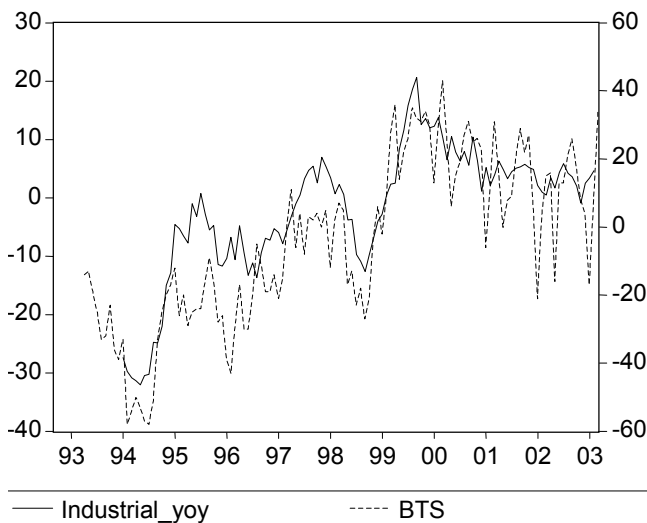
Таблица 2.42

i	lag	lead
0	0,2596	0,2596
1	0,2638	0,3576
2	0,2037	0,4034
3	0,1252	0,4107
4	0,1486	0,4392
5	0,1752	0,3906
6	0,0937	0,3647
7	0,1259	0,4136
8	0,1150	0,3181
9	0,0793	0,2956
10	0,0908	0,3138
11	0,0655	0,2844
12	0,0576	0,2035
13	0,1274	0,2221

Максимальное значение коэффициента корреляции достигается при опережении BTS-ряда на 4 месяца. Таким образом, следовало бы заключить, что показатель опросов является *запаздывающим* по отношению к индексу промышленного производства на 4 месяца. Такая ситуация кажется маловероятной, поэтому остановимся на выводе о слабой взаимосвязи показателя месячного изменения ИПП и динамики опросов.

Рисунок 2.23

**Индекс промышленного производства за текущий
месяц по отношению к соответствующему
месяцу предыдущего года**



Сопоставление справочного ряда с балансовым рядом «фактическое изменение производства» дает следующие результаты (см. табл. 2.43).

Таблица 2.43

i	lag	lead
0	0,8666	0,8666
1	0,8462	0,8427
2	0,8109	0,7904
3	0,7585	0,7213
4	0,7077	0,6611
5	0,6426	0,5974
6	0,5719	0,5296
7	0,5078	0,4700
8	0,4410	0,4107
9	0,3707	0,3817
10	0,3156	0,3737
11	0,2628	0,3685
12	0,2296	0,3676
13	0,2234	0,3805

Таким образом, балансовый показатель «фактическое изменение выпуска» является синхронным показателем по отношению к данной форме ИПП.

Для пары ИПП в процентах к соответствующему месяцу балансовый ряд «ожидаемое изменение производства» график и структура кросс корреляций выглядит следующим образом (см. *рис. 2.24* и *табл. 2.44*).

Рисунок 2.24

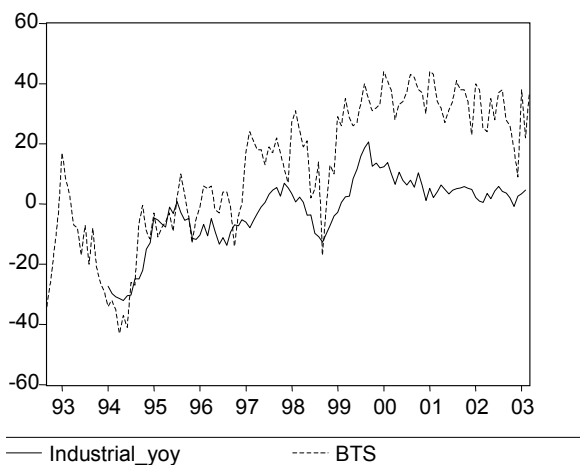


Таблица 2.44

i	lag	lead
0	0,8783	0,8783
1	0,8495	0,8445
2	0,8063	0,8041
3	0,7510	0,7507
4	0,6948	0,6928
5	0,6270	0,6371
6	0,5644	0,5809
7	0,4945	0,5427
8	0,4338	0,5003
9	0,3704	0,4889
10	0,3079	0,4695
11	0,2603	0,4541
12	0,2311	0,4377
13	0,2215	0,4252

Как видим, результаты кардинально отличаются от результатов сравнения кумулятивной формы BTS-ряда и базового ИПП. Можно констатировать, что, несмотря на слабую сходимость этих рядов в уровнях, краткосрочную динамику ИПП балансовая форма описывает достаточно хорошо. Правда, опережения снова выявить не удалось, поэтому считаем балансовый ряд «ожидаемое изменение производства» синхронным по отношению к ИПП. Далее сопоставим справочный ряд с балансовой формой ряда «фактическое изменение спроса».

Рисунок 2.25

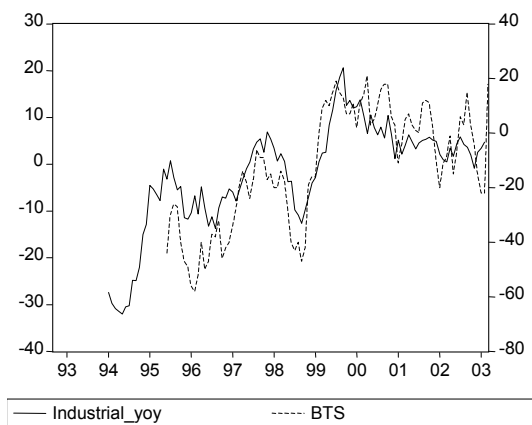


Таблица 2.45

i	lag	lead
0	0,8524	0,8524
1	0,8397	0,7660
2	0,8306	0,7399
3	0,7980	0,6864
4	0,7360	0,5823
5	0,6976	0,5366
6	0,6222	0,5030
7	0,5397	0,4282
8	0,4738	0,4111
9	0,3859	0,4188
10	0,2955	0,4122
11	0,2538	0,4482
12	0,1858	0,4737
13	0,1570	0,5042

Ряд «фактическое изменение платежеспособного спроса» является синхронным по отношению к годовому показателю ИПП с достаточно высоким коэффициентом корреляции. Сопоставим с ИПП балансовый показатель «ожидаемое изменение платежеспособного спроса» (см. *рис. 2.26* и *табл. 2.46*).

Рисунок 2.26

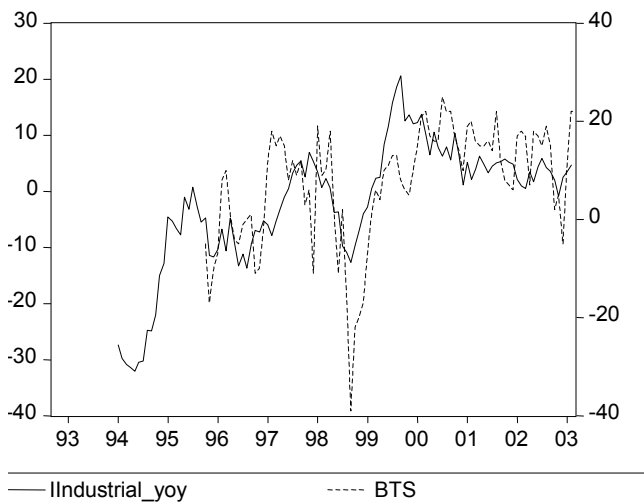


Таблица 2.46

i	lag	lead
0	0,6080	0,6080
1	0,5644	0,5913
2	0,5176	0,5618
3	0,4270	0,5024
4	0,3568	0,4893
5	0,2773	0,4446
6	0,2022	0,3952
7	0,1641	0,3807
8	0,0658	0,3139
9	-0,0249	0,2616
10	-0,1019	0,2260
11	-0,1526	0,1916
12	-0,2039	0,1716
13	-0,1785	0,1435

И снова у нас нет оснований считать BTS-ряд опережающим, поэтому классифицируем кумулятивную форму ряда «ожидаемое изменение платежеспособного спроса» как синхронный по отношению к ИПП.

Индекс цен производителей в уровнях

Сопоставление BTS-ряда «фактическое изменение цен» и индексом цен производителей дает следующие результаты (см. *табл. 2.47*).

Таблица 2.47

i	lag	lead
0	0,9748	0,9748
1	0,9479	0,9343
2	0,9210	0,8948
3	0,8940	0,8558
4	0,8672	0,8170
5	0,8405	0,7791
6	0,8140	0,7428
7	0,7881	0,7078
8	0,7625	0,6741
9	0,7371	0,6423
10	0,7116	0,6127
11	0,6862	0,5849
12	0,6610	0,5589
13	0,6360	0,5332

Для пары ИЦП – BTS-ряд «ожидаемое изменение цен» получаем следующие кросс-корреляции (см. *табл. 2.48*).

Таблица 2.48

i	lag	lead
0	0,9247	0,9247
1	0,9098	0,8922
2	0,8946	0,8599
3	0,8790	0,8276
4	0,8632	0,7949
5	0,8470	0,7626
6	0,8304	0,7309
7	0,8134	0,6996
8	0,7961	0,6688
9	0,7786	0,6388
10	0,7607	0,6099
11	0,7426	0,5818
12	0,7242	0,5545
13	0,7056	0,5272

Как видим, оба ряда демонстрируют сходную корреляционную структуру по отношению к ИЦП: оба ряда являются синхронными индикаторами индекса цен производителей, причем коэффициент корреляции превышает 0,9, что говорит об исключительной точности ответов на вопрос об изменении цены. К сожалению, ряд «ожидаемые изменения цен» не показал лидирующих свойств по отношению к ИЦП по промышленности в целом.

Индекс цен производителей, процентное изменение к предыдущему месяцу

Сравним динамику ИЦП с рядом опросов «фактическое изменение цен» в балансах (см. табл. 2.27).

Рисунок 2.27

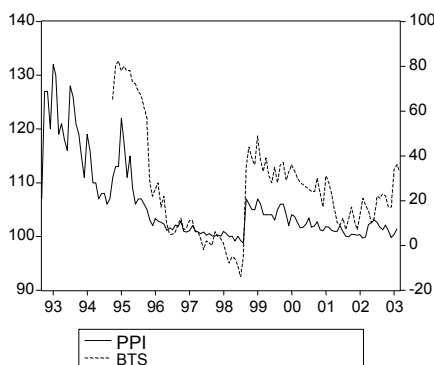


Таблица 2.49

i	lag	lead
0	0,8676	0,8676
1	0,8020	0,8381
2	0,7124	0,7871
3	0,6192	0,7489
4	0,4968	0,6937
5	0,3885	0,6226
6	0,3028	0,5609
7	0,2175	0,4844
8	0,1734	0,4099
9	0,1341	0,3231
10	0,0841	0,2134
11	0,0467	0,1319
12	0,0153	0,0900
13	-0,0324	0,0152

По структуре кросс-корреляций заключаем, что BTS-ряд является синхронным по отношению к справочному. По отношению к ИЦП баланс вопроса «ожидаемое изменение цен» выглядит следующим образом (см. рис. 2.28).

Рисунок 2.28

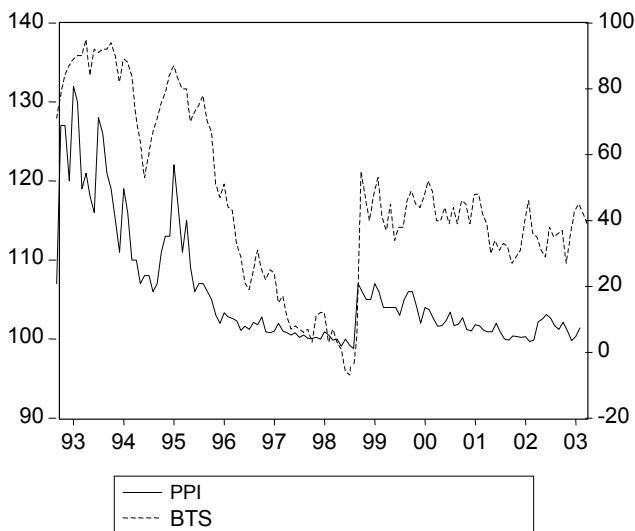


Таблица 2.50

i	lag	lead
0	0,8315	0,8315
1	0,8025	0,8202
2	0,7408	0,8112
3	0,6907	0,7930
4	0,6425	0,7627
5	0,5803	0,7468
6	0,5232	0,7346
7	0,4816	0,7086
8	0,4499	0,6810
9	0,4282	0,6485
10	0,3999	0,6101
11	0,3626	0,5891
12	0,3320	0,5699
13	0,2987	0,5338

Как и в предыдущем случае, получаем, что показатель баланса опросов ведет себя синхронно по отношению к ИЦП, сходимость, однако, чуть слабее.

Занятость

Сопоставление кумулятивного ряда «ожидаемое изменение занятости» с рядом (100%-норма безработица) дает следующие результаты (см. *табл. 2.51*).

Таблица 2.51

i	lag	lead
0	0,6931	0,6931
1	0,5963	0,6586
2	0,4976	0,6318
3	0,3928	0,6002
4	0,2773	0,5581
5	0,1550	0,5080
6	0,0333	0,4600
7	-0,0768	0,4052

Легко видеть, что и в этом случае BTS-ряд должен быть признан синхронным индикатором занятости с удовлетворительным значением коэффициента корреляции.

Экспорт

Приблизительно те же результаты получаем для кумулятивного ряда «Ожидаемое изменение экспортного спроса» (см. *табл. 2.52*).

Таблица 2.52

i	lag	lead
0	0,6977	0,6977
1	0,6041	0,6061
2	0,5192	0,5274
3	0,4375	0,4721
4	0,3664	0,4891
5	0,3021	0,4571
6	0,2430	0,4133
7	0,1760	0,3470

BTS-ряд может быть признан удовлетворительным синхронным индикатором по отношению к абсолютному показателю экспорта.

2.2.4. Проверка причинности по Гренджеру

При проведении исследования также проводилась проверка на наличие причинных зависимостей по Гренджеру в используемых данных. В контексте поиска показателей для прогнозирования причинность по Гренджеру означает следующее. Если BTS-ряд x удовлетворяет условиям причинности по Гренджеру для справочного показателя y , то можно утверждать, что прошлые значения ряда x помогают прогнозировать текущее значение y . Однако, как отмечалось выше, данные опроса за текущий месяц доступны значительно раньше справочного показателя официальной статистики (на величину, называемую «публикационным лагом»), поэтому на практике для прогнозирования используются не только прошлые, но и текущие значения BTS-рядов. Проведем тестирование причинности для тех же пар рядов, что и в предыдущем параграфе. Количество лагов теста рекомендуется выбирать достаточно большим (теоретически в тестируемое уравнение должно быть включено бесконечное количество запаздывающих значений переменных), однако необходимо учитывать количество наблюдений переменных, имеющихся в распоряжении. Проведем тестирование с глубиной запаздывания от 3 до 12 для месячных данных (в зависимости от формы рядов) и 4-мя лагами для квартальных.

Базовый ИПП

Для базового ИПП результаты представлены в *табл. 2.53*.

Таблица 2.53

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 12			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BTS_CUM_PROD does not Granger Cause INDUSTRIAL	107	10,2493	5,6E-12
INDUSTRIAL does not Granger Cause BTS_CUM_PROD		1,42049	0,17344
BTS_CUM_PROD_E does not Granger Cause INDUSTRIAL	110	11,4223	2,9E-13
INDUSTRIAL does not Granger Cause BTS_CUM_PROD_E		3,60019	0,00023
BTS_CUM_DEMAND does not Granger Cause INDUSTRIAL	81	10,5698	1,7E-10
INDUSTRIAL does not Granger Cause BTS_CUM_DEMAND		1,16069	0,33326
BTS_CUM_DEMAND_E does not Granger Cause INDUSTRIAL	77	3,73334	0,00044
INDUSTRIAL does not Granger Cause BTS_CUM_DEMAND_E		2,94047	0,00348

Результаты тестирования показывают, что для ИПП в уровнях на 5%-ном уровне значимости все 4 кумулятивных ряда удовлетворяют условиям причинности по Гренджеру.

Цепной месячный индекс ИПП

Цепной месячный ИПП отражает краткосрочную динамику поэтому выберем глубину запаздывания равной 3 месяцам.

Таблица 2.54

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BTS_INDUSTRIAL does not Granger Cause INDUSTRIAL_MOM	116	4,61731	0,00443
INDUSTRIAL_MOM does not Granger Cause BTS_INDUSTRIAL		0,41760	0,74072
BTS_INDUSTRIAL_E does not Granger Cause INDUSTRIAL_MOM	118	8,00078	7,1E-05
INDUSTRIAL_MOM does not Granger Cause BTS_INDUSTRIAL_E		2,64300	0,05281
BTS_DEMAND does not Granger Cause INDUSTRIAL_MOM	90	6,98941	0,00030
INDUSTRIAL_MOM does not Granger Cause BTS_DEMAND		3,51581	0,01867
BTS_DEMAND_E does not Granger Cause INDUSTRIAL_MOM	86	0,78054	0,50830
INDUSTRIAL_MOM does not Granger Cause BTS_DEMAND_E		0,53828	0,65744

Результаты тестирования (см. табл. 2.54) позволяют рассматривать балансовые ряды опросов «фактическое изменение производства», «ожидаемое изменение производства» и «фактическое изменение платежеспособного спроса» как причины по отношению к ИПП в форме «в процентах к предыдущему месяцу».

ИПП за текущий месяц по отношению к соответствующему месяцу предыдущего года

Таблица 2.55

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
1	2	3	4
BTS_INDUSTRIAL does not Granger Cause INDUSTRIAL_YOY	107	3,06873	0,03135
INDUSTRIAL_YOY does not Granger Cause BTS_INDUSTRIAL		4,38034	0,00611
BTS_INDUSTRIAL_E does not Granger Cause INDUSTRIAL_YOY	107	1,91263	0,13238
INDUSTRIAL_YOY does not Granger Cause BTS_INDUSTRIAL_E		2,44734	0,06817

Продолжение таблицы 2.55

1	2	3	4
BTS_DEMAND does not Granger Cause INDUSTRIAL_YOY	90	6,01495	0,00093
INDUSTRIAL_YOY does not Granger Cause BTS_DEMAND		1,85562	0,14349
BTS_DEMAND_E does not Granger Cause INDUSTRIAL_YOY	86	1,05923	0,37128
INDUSTRIAL_YOY does not Granger Cause BTS_DEMAND_E		2,31845	0,08182

Балансовые формы рядов «Фактическое изменение производства» и «Фактическое изменение спроса» удовлетворяют условиям причинности Гренджеру для данной формы ИПП.

Индекс цен производителей, базовая форма

Тестирование кумулятивной и балансовой форм рядов «фактическое изменение цен» и «ожидаемое изменение цен» с включением 3 запаздывающих значений дает следующие результаты (см. табл. 2.56).

Таблица 2.56

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BTS_CUM_PRICES does not Granger Cause PRICE_INDEX	98	2,76123	0,04661
PRICE_INDEX does not Granger Cause BTS_CUM_PRICES		2,77473	0,04584
BTS_CUM_PRICES_E does not Granger Cause PRICE_INDEX	123	3,84095	0,01155
PRICE_INDEX does not Granger Cause BTS_CUM_PRICES_E		3,10337	0,02938
BTS_PRICES does not Granger Cause PRICE_INDEX	98	1,90708	0,13400
PRICE_INDEX does not Granger Cause BTS_PRICES		0,23519	0,87163
BTS_PRICES_E does not Granger Cause PRICE_INDEX	123	1,58575	0,19660
PRICE_INDEX does not Granger Cause BTS_PRICES_E		1,49428	0,21979

Можно констатировать, что только кумулятивные формы признаются причинами по Гренджеру по отношению к базовому ИЦП на 5%-ном уровне значимости.

ИЦП, месячные изменения

Результаты теста показывают, что по отношению к месячному ИЦП причиной по Гренджеру является балансовый ряд «ожидаемое изменение цен» (глубина запаздывания – 3 месяца).

Таблица 2.57

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BTS_PRICES does not Granger Cause PRICE_MOM	98	2,28375	0,08425
PRICE_MOM does not Granger Cause BTS_PRICES		1,92929	0,13040
BTS_PRICES_E does not Granger Cause PRICE_MOM	123	2,80168	0,04303
PRICE_MOM does not Granger Cause BTS_PRICES_E		1,86289	0,13975

Занятость

Протестируем кумулятивную и балансовую формы ряда «ожидаемое изменение занятости» по отношению к справочному показателю с включением 4 запаздывающих значений.

Таблица 2.58

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BTS_CUM_EMPL does not Granger Cause EMPLOYMENT	32	4,83960	0,00558
EMPLOYMENT does not Granger Cause BTS_CUM_EMPL		0,41812	0,79384
BTS_EMPL does not Granger Cause EMPLOYMENT	32	3,98941	0,01333
EMPLOYMENT does not Granger Cause BTS_EMPL		1,25884	0,31459

Результаты теста показывают, что обе формы BTS-ряда «ожидаемое изменение цен» являются причинами для ряда (100%-норма безработицы), но предпочтительной является кумулятивная форма.

Экспорт

Тестирование кумулятивной и балансовой формы ряда «ожидаемое изменение экспортного спроса» при 4 порядке запаздывания не позволяет отклонить нулевую гипотезу теста для обеих форм. Проведение

теста с 1 порядком запаздывания приводит к следующим результатам (см. табл. 2.59).

Таблица 2.59

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BTS_CUM_EXPORT does not Granger Cause EXPORT	35	8,04481	0,00785
EXPORT does not Granger Cause BTS_CUM_EXPORT		0,66884	0,41950
BTS_EXPORT does not Granger Cause EXPORT	35	3,85175	0,05844
EXPORT does not Granger Cause BTS_EXPORT		1,70918	0,20041

Результаты показывают, что кумулятивная форма BTS-ряда не является причиной по Гренджеру для ряда совокупного экспорта.

2.3. Эконометрическое моделирование

В данном разделе будет проверено наличие коинтеграции для различных систем рядов и построены модели коррекции ошибок. Затем будет протестировано свойство слабой экзогенности для BTS-переменных по отношению к справочным рядам. Наличие этого свойства необходимо для построения согласованных с моделями коррекции ошибок (ECM) авторегрессионных моделей с распределенными лагами (ADL-модели). После этого перейдем непосредственно к оценке ADL-модели.

Необходимо отметить, что при отсутствии свойства слабой экзогенности наиболее корректной является оценка моделей векторной авторегрессии (в том числе в форме ECM). Переход к ADL-моделям в этом случае теоретически невозможен. Однако форма ADL является наиболее простой и удобной для прогнозирования. Кроме того, как будет показано ниже, ADL-модели дают наиболее точный прогноз, что связано с учетом в них текущих значений BTS-рядов, в отличие от моделей векторной авторегрессии, где BTS-ряды рассматриваются как эндогенные.

2.3.1. Проверка на наличие коинтеграции и построение модели коррекции ошибок

Наличие коинтеграции в парах рядов базовый ИПП – кумулятивные показатели опросов (производство, спрос) достаточно вероятно: косвенно на

это указывает сходная динамика соответствующих рядов и выявленная ранее причинность по Гренджеру.

Проверим на наличие коинтеграции и оценим соответствующую VAR(VEC)³¹ в следующих векторных рядах:

- базовый ИПП – BTS «фактическое изменение производства», кумулятивная форма;
- базовый ИПП – BTS «ожидаемое изменение платежеспособного спроса», кумулятивная форма;
- базовый ИПП – BTS «фактическое изменение производства», кумулят., BTS «ожидаемое изменение платежеспособного спроса», кумулятивная форма.

Данные ряды опросов показали удовлетворительные значения корреляции с ИПП (см. выше).

ЕСМ модель для ИПП и ряда «фактическое изменение производства»

Прежде чем применить процедуру Йохансена, оценивания ранга коинтеграции, следует определиться с порядком векторной авторегрессии, которой следует векторный ряд. Анализируя коррелограммы остатков для VAR-моделей различных порядков, приходим к выводу о необходимости включения 13 запаздывающих значений переменных. Коррелограмма остатков базового ряда ИПП имеет следующий вид (см. *табл. 2.60*):

Таблица 2.60

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0,015	0,015	0,0235	0,878
2	0,145	0,145	2,3519	0,309
3	-0,029	-0,034	2,4443	0,485
4	-0,145	-0,169	4,8157	0,307
5	-0,028	-0,015	4,9022	0,428
6	0,000	0,051	4,9022	0,556
7	0,023	0,022	4,9639	0,664
8	-0,076	-0,117	5,6304	0,689
9	0,096	0,091	6,7273	0,665
10	-0,204	-0,179	11,713	0,305
11	0,007	-0,013	11,719	0,385
12	-0,076	-0,042	12,429	0,412
13	-0,001	0,023	12,429	0,493

³¹ Vector Autoregressive (Vector error correction) – модели векторной авторегрессии и модели коррекции ошибок.

Для остатков ряда «фактическое изменение производства» коррелограмма имеет вид (см *табл. 2.61*):

Таблица 2.61

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0,072	0,072	0,5599	0,454
2	0,228	0,224	6,2998	0,043
3	0,105	0,081	7,5295	0,057
4	-0,099	-0,169	8,6211	0,071
5	0,060	0,033	9,0298	0,108
6	-0,059	-0,010	9,4325	0,151
7	0,020	0,029	9,4782	0,220
8	0,021	0,012	9,5299	0,300
9	0,041	0,051	9,7280	0,373
10	0,050	0,022	10,031	0,438
11	0,057	0,040	10,424	0,493
12	0,068	0,042	10,984	0,530
13	-0,129	-0,169	13,041	0,445

Можно видеть, что на втором лаге присутствуют значимые значения автокорреляционной функции. Видимо, это связано с наличием «выбросов» (нетипичных значений) в рассматриваемых рядах, так как автокорреляция второго порядка учтена в модели.

Итак, при оценке ранга коинтеграции необходимо включать 12 запаздывающих разностей. Сводка статистик теста Йохансена для 5 различных спецификаций имеет вид (см *табл. 2.62*):

Таблица 2.62

Lags interval: 1 to 13					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
1	2	3	4	5	6
Log Likelihood by Model and Rank					
0	-522,1157	-522,1157	-521,6634	-521,6634	-519,2737
1	-521,2704	-509,3175	-508,8862	-508,2098	-506,2342
2	-521,1467	-508,4851	-508,4851	-503,9044	-503,9044

Продолжение таблицы 2.62

1	2	3	4	5	6
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
0	10,93554	10,93554	10,96502	10,96502	10,95759
1	10,99563	10,78700	10,79783	10,80400	10,78541
2	11,06946	10,86638	10,86638	10,81723	10,81723
Schwarz Criteria by Model and Rank					
0	12,24988	12,24988	12,32991	12,32991	12,37304
1	12,41107	12,22772	12,26383	12,29527	12,30196
2	12,58601	12,43348	12,43348	12,43488	12,43488
L.R. Test:	Rank = 0	Rank = 1	Rank = 1	Rank = 1	Rank = 2

Критерий Шварца указывают на ситуацию «в данных нет детерминированного тренда, в коинтеграционное соотношение включается только константа». В этом случае критерий Йохансена указывает на порядок интеграции, равный единице. Более подробно расшифровка результатов для данной спецификации модели выглядят следующим образом (см. табл. 2.63).

Таблица 2.63

Test assumption: No deterministic trend in the data				
Lags interval: 1 to 13				
	Likelihood	5 Percent	1 Percent	Hypothesized
Eigenvalue	Ratio	Critical Value	Critical Value	No. of CE(s)
0,216336	27,26115	19,96	24,60	None **
0,015730	1,664809	9,24	12,97	At most 1
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level				
Unnormalized Cointegrating Coefficients:				
INDUSTRIAL	BTS_CUM_PRO D	C		
-0,214036	0,003836	17,22817		
-0,004413	0,000355	0,554099		
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
INDUSTRIAL	BTS_CUM_PRO D	C		
1,000000	-0,017922	-80,49182		
	(0,00035)	(0,36132)		
Log likelihood				
	-509,3175			

Как видно из таблицы, гипотеза об отсутствии вектора коинтеграции отвергается достаточно уверенно (даже на 1%-ном уровне значимости). В соответствии с приведенной выше таблицей оценок вектора коинтеграции долгосрочное равновесие описывается уравнением $Y_t = 80,5 + 0,018 * X_t$, где Y_t – базовый ИПП (в % к декабрю 1992), X_t – кумулятивный ряд «фактическое изменение производства». Хотя оценки компонент вектора коинтеграции не являются нормально распределенными (даже асимптотически), приведенные в таблице под оценками коэффициентов оцененные значения их стандартных ошибок дают некоторую ориентацию в отношении того, насколько значимы коэффициенты долговременного соотношения. Можно видеть, что и константа, и коэффициент при BTS-переменной оказались высокосignификантными.

Переходим к оцениванию модели коррекции ошибок. В оцениваемую модель включим 12 запаздывающих разностей, исходя из ранее полученной модели VAR(13). Оценки максимального правдоподобия коэффициентов ECM выглядят следующим образом (см. табл. 2.64).

Таблица 2.64

Error Correction:	D(INDUSTRIAL)	D(BTS CUM PROD)
1	2	3
CointEq1	-1,374038	0,351125
	(0,23909)	(1,67169)
	(-5,74695)	(0,21004)
D(INDUSTRIAL(-1))	0,656816	0,913478
	(0,18500)	(1,29351)
	(3,55032)	(0,70620)
D(INDUSTRIAL(-2))	0,733408	0,765656
	(0,16998)	(1,18850)
	(4,31459)	(0,64422)
D(INDUSTRIAL(-3))	0,702861	0,399662
	(0,15664)	(1,09520)
	(4,48716)	(0,36492)
D(INDUSTRIAL(-4))	0,536878	0,521829
	(0,12935)	(0,90439)
	(4,15064)	(0,57700)
D(INDUSTRIAL(-5))	0,408990	0,467301
	(0,10947)	(0,76538)
	(3,73620)	(0,61055)
D(INDUSTRIAL(-6))	0,170411	1,048821
	(0,09117)	(0,63749)
	(1,86906)	(1,64525)
D(INDUSTRIAL(-7))	0,013608	0,106511
	(0,08447)	(0,59059)
	(0,16110)	(0,18035)

Продолжение таблицы 2.64

1	2	3
D(INDUSTRIAL(-8))	0,067019	0,683772
	(0,08156)	(0,57028)
	(0,82168)	(1,19901)
D(INDUSTRIAL(-9))	0,021898	0,090386
	(0,08128)	(0,56831)
	(0,26941)	(0,15904)
D(INDUSTRIAL(-10))	-0,115984	-0,089447
	(0,07506)	(0,52480)
	(-1,54524)	(-0,17044)
D(INDUSTRIAL(-11))	-0,180635	0,841962
	(0,07024)	(0,49114)
	(-2,57154)	(1,71431)
D(INDUSTRIAL(-12))	0,383102	1,286140
	(0,06960)	(0,48662)
	(5,50456)	(2,64302)
D(BTS_CUM_PROD(-1))	0,073492	0,717182
	(0,01805)	(0,12620)
	(4,07159)	(5,68274)
D(BTS_CUM_PROD(-2))	-0,045505	-0,227713
	(0,02152)	(0,15046)
	(-2,11461)	(-1,51342)
D(BTS_CUM_PROD(-3))	-0,017548	0,076448
	(0,02194)	(0,15342)
	(-0,79973)	(0,49829)
D(BTS_CUM_PROD(-4))	0,047655	0,245428
	(0,01995)	(0,13950)
	(2,38860)	(1,75939)
D(BTS_CUM_PROD(-5))	-0,029162	-0,327323
	(0,01994)	(0,13944)
	(-1,46226)	(-2,34741)
D(BTS_CUM_PROD(-6))	0,040035	0,263511
	(0,02084)	(0,14571)
	(1,92111)	(1,80850)
D(BTS_CUM_PROD(-7))	0,014464	-0,191411
	(0,02087)	(0,14590)
	(0,69314)	(-1,31191)
D(BTS_CUM_PROD(-8))	0,003908	0,137266
	(0,02012)	(0,14066)
	(0,19425)	(0,97587)
D(BTS_CUM_PROD(-9))	-0,024020	-0,137445
	(0,01996)	(0,13956)
	(-1,20337)	(-0,98483)
D(BTS_CUM_PROD(-10))	-0,000178	-0,110540
	(0,02073)	(0,14495)
	(-0,00860)	(-0,76262)

Продолжение таблицы 2.64

1	2	3
D(BTS_CUM_PROD(-11))	-0,001082	0,169468
	(0,02109)	(0,14747)
	(-0,05131)	(1,14915)
D(BTS_CUM_PROD(-12))	-0,006921	0,091322
	(0,01705)	(0,11920)
	(-0,40594)	(0,76611)
R-squared	0,848377	0,855870
Adj. R-squared	0,803452	0,813164
Log likelihood	-173,4971	-379,6409
Akaike AIC	3,745229	7,634733
Schwarz SC	4,373399	8,262903
Determinant Residual Covariance		80,99093
Log Likelihood		-533,7148
Akaike Information Criteria		11,07009
Schwarz Criteria		12,40181

Оценки коэффициентов при запаздывающих разностях являются асимптотически нормальными. По модулю отношения (оценка коэффициента/стандартная ошибка) можно видеть, что достаточно большое количество коэффициентов при запаздывающих разностях являются незначимыми. Это говорит о возможности удаления незначимых коэффициентов. Наилучший результат по информационному критерию Шварца дает следующая спецификация ECM-модели, включающая запаздывающие разности порядка 1, 11 и 12 (см. табл. 2.65).

Таблица 2.65

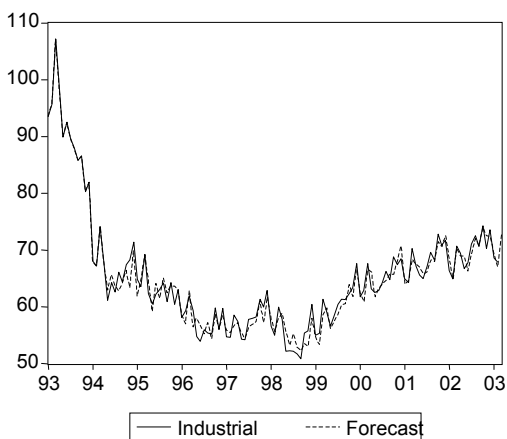
В скобках указаны стандартные ошибки и <i>t</i> -статистики		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
1	2	3
INDUSTRIAL(-1)	1,000000	
BTS_CUM_PROD(-1)	-0,018904	
	(0,00087)	
	(-21,7248)	
C	-81,28814	
	(0,88304)	
	(-92,0550)	
Error Correction:	D(INDUSTRIAL)	D(BTS_CUM_PROD)

Продолжение таблицы 2.65

1	2	3
CointEq1	-0,381417	1,916407
	(0,11351)	(0,68228)
	(-3,36031)	(2,80883)
D(INDUSTRIAL(-1))	-0,012821	0,009301
	(0,06868)	(0,41281)
	(-0,18669)	(0,02253)
D(INDUSTRIAL(-11))	-0,096491	0,900115
	(0,05925)	(0,35617)
	(-1,62842)	(2,52720)
D(INDUSTRIAL(-12))	0,596854	1,905248
	(0,06297)	(0,37852)
	(9,47806)	(5,03341)
D(BTS_CUM_PROD(-1))	0,036540	0,531818
	(0,01487)	(0,08940)
	(2,45684)	(5,94879)
D(BTS_CUM_PROD(-11))	-0,024487	-0,089304
	(0,01723)	(0,10357)
	(-1,42114)	(-0,86224)
D(BTS_CUM_PROD(-12))	0,012224	0,220125
	(0,01684)	(0,10122)
	(0,72591)	(2,17467)
R-squared	0,738109	0,816006
Adj. R-squared	0,722237	0,804855
Akaike AIC	3,952139	7,539293
Schwarz SC	4,128026	7,715180
Determinant Residual Covariance		187,3652
Log Likelihood		-578,1671
Akaike Information Criteria		11,22957
Schwarz Criteria		11,65672

Можно заметить, что вектор коинтеграции изменился несущественно, а значение критерия Шварца несколько улучшилось. Остановимся на последней модели и на ее базе построим статический прогноз на отрезке 1994:05 по 2003:03.

Рисунок 2.29



Средняя абсолютная ошибка прогноза для ИПП составила 2,18%. Для сравнения представим прогноз для первоначальной ЕСМ-модели со всеми 12 разностями. MAPE составила 1,65%.

Рисунок 2.30

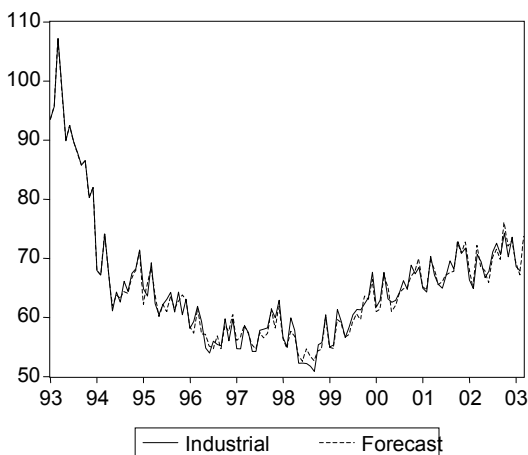
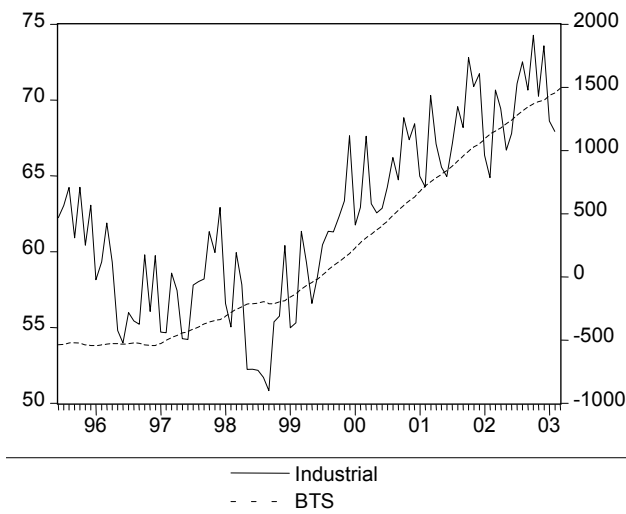


Рисунок 2.31

ЕСМ-модель для пары ИПП – BTS-ряд
«ожидаемое изменение спроса»



Как и в предыдущем случае, будем оценивать наличие коинтеграции с помощью процедуры Йохансена, включая 13 запаздывающих значений.

Таблица 2.66

Lags interval: 1 to 13					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Model and Rank					
0	−358,6891	−358,6891	−355,4324	−355,4324	−353,4005
1	−354,9733	−347,0375	−345,0324	−335,9106	−334,2203
2	−354,5756	−344,3886	−344,3886	−332,3364	−332,3364
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
0	10,95171	10,95171	10,91820	10,91820	10,91735
1	10,95929	10,77433	10,74753	10,53095	10,51254
2	11,05535	10,83703	10,83703	10,56897	10,56897
Schwarz Criteria by Model and Rank					
0	12,55850	12,55850	12,58679	12,58679	12,64774
1	12,68968	12,53562	12,53972	12,35404	12,36653
2	12,90934	12,75282	12,75282	12,54656	12,54656
L.R. Test:	Rank = 0	Rank = 1	Rank = 1	Rank = 1	Rank = 2

Критерий Шварца указывает на ситуацию, соответствующую столбцу в *табл. 2.66* «в данных есть детерминированный линейный тренд, в коинтеграционном соотношении включается константа и линейный тренд», в рамках которой было констатирувано наличие коинтеграции. Однако наличие временного тренда в коинтеграционном соотношении, отражающем долгосрочное равновесие между рядами, кажется маловероятным. Скорее это связано с фактической реализацией рядов: на *рис. 2.31* видно расхождение в динамике показателей на начальном отрезке до 1998 г. Поэтому будем в дальнейшем рассматривать ситуацию «в данных присутствует детерминированный тренд, в коинтеграционном уравнении включается только константа». Как видно из результатов теста Йохансена, и в этом случае констатируется наличие коинтеграции. Подробная расшифровка ситуации выглядит следующим образом (см *табл. 2.67*).

Таблица 2.67

Lags interval: 1 to 13				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0,242199	22,08777	15,41	20,04	None **
0,017023	1,287717	3,76	6,65	At most 1
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level				
Unnormalized Cointegrating Coefficients:				
INDUSTRIAL	BTS_CUM_DEMAND_E			
-0,129892	0,002776			
0,009615	0,000733			
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
INDUSTRIAL	BTS_CUM_DEMAND_E	C		
1,000000	-0,021373	-58,00102		
	(0,00148)			
Log likelihood				
	-345,0324			

Как видно из результатов, гипотеза об отсутствии вектора коинтеграции отвергается достаточно уверенно (на 1%-ном уровне значимости). В соответствии с приведенной выше таблицей оценок вектора коинтеграции (см. *табл. 2.67*) долгосрочное равновесие описывается уравнением $Y_t = 58 + 0,02 * X_t$, где Y_t – базовый ИПП (в % к декабрю 1992 г.), X_t – кумулятивный ряд «ожидаемое изменение спроса».

Переходим к оцениванию модели коррекции ошибок. В оцениваемую модель включим 12 запаздывающих разностей, как и в предыдущем случае.

Оценим ЕСМ в рамках принятой спецификации. Приведем результаты оценки редуцированной модели, выбранной по критерию Шварца (см. табл. 2.68).

Таблица 2.68

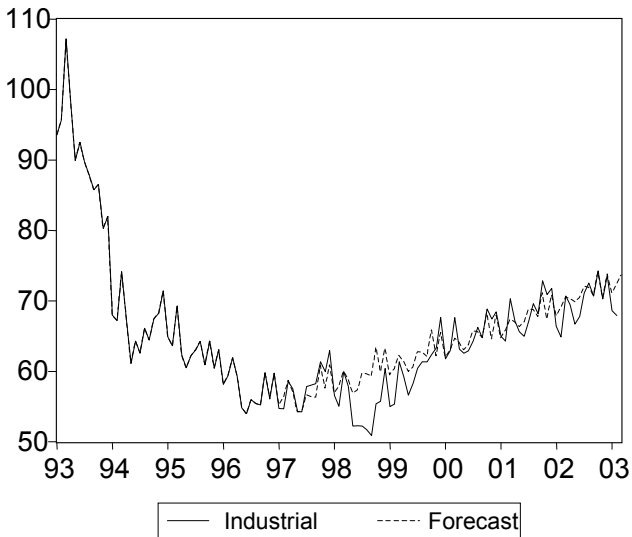
В скобках указаны стандартные ошибки и <i>t</i> -статистики		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
1	2	3
INDUSTRIAL(−1)	1,000000	
BTS_CUM_DEMAND_E(−1)	−0,025818	
	(0,00320)	
	(−8,07555)	
C	−57,09444	
Error Correction:	D(INDUSTRIAL)	D(BTS_CUM_DEMAND_E)
CointEq1	−0,135101	1,292644
	(0,07397)	(0,36399)
	(−1,82650)	(3,55132)
D(INDUSTRIAL(−1))	−0,050328	−0,302765
	(0,07090)	(0,34887)
	(−0,70989)	(−0,86783)
D(INDUSTRIAL(−11))	−0,105942	0,304178
	(0,06488)	(0,31927)
	(−1,63292)	(0,95274)
D(INDUSTRIAL(−12))	0,775864	0,073390
	(0,07259)	(0,35723)
	(10,6879)	(0,20544)
D(BTS_CUM_DEMAND_E(−1))	0,009600	0,586210
	(0,01755)	(0,08639)
	(0,54683)	(6,78582)
D(BTS_CUM_DEMAND_E(−11))	−0,017276	0,050298
	(0,02346)	(0,11542)
	(−0,73658)	(0,43578)
D(BTS_CUM_DEMAND_E(−12))	−0,016487	0,164220
	(0,02477)	(0,12189)
	(−0,66561)	(1,34726)
C	0,273735	2,537135
	(0,23405)	(1,15176)
	(1,16955)	(2,20283)
R-squared	0,793316	0,651370

Продолжение таблицы 2.68

1	2	3
Adj. R-squared	0,772040	0,615482
F-statistic	37,28639	18,14992
Log likelihood	-133,8209	-254,9274
Akaike AIC	3,732130	6,919142
Schwarz SC	3,977470	7,164482
Log Likelihood	-388,2265	
Akaike Information Criteria	10,69017	
Schwarz Criteria	11,24219	

Построим прогноз на основе полученной модели.

Рисунок 2.32



Ошибка прогноза MAPE составила 3,2%.

ЕСМ-модель для тройки ИПП, BTS-ряд «фактическое изменение производства», BTS-ряд «ожидаемое изменение спроса»

Процедура Йохансена, примененная к данной тройке показателей с включением 13 запаздывающих значений, приводит к следующим результатам (см. табл. 2.69).

Таблица 2.69

Lags interval: 1 to 13					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Model and Rank					
0	-528,2232	-528,2232	-519,2519	-519,2519	-515,6695
1	-499,8914	-499,8222	-491,3622	-488,9638	-485,4393
2	-489,2655	-482,9974	-479,2389	-474,9275	-474,4224
3	-489,1536	-478,0163	-478,0163	-468,5426	-468,5426
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
0	17,20595	17,20595	17,04672	17,04672	17,03119
1	16,61044	16,63526	16,46299	16,42570	16,38505
2	16,48708	16,37326	16,29970	16,23807	16,25126
3	16,64410	16,42710	16,42710	16,25447	16,25447
Schwarz Criteria by Model and Rank					
0	20,82123	20,82123	20,75470	20,75470	20,83187
1	20,41112	20,46684	20,35637	20,34998	20,37113
2	20,47316	20,42114	20,37848	20,37865	20,42274
3	20,81557	20,69128	20,69128	20,61135	20,61135
L.R. Test:	Rank = 2	Rank = 3	Rank = 2	Rank = 3	Rank = 3

Хотя критерий Шварца указывает на ситуацию с трендом в коинтеграционном соотношении, как и в предыдущем пункте, остановимся на ситуации, соответствующей третьему столбцу «в данных есть детерминированный линейный тренд, в коинтеграционное уравнение включается только константа». В рамках этой ситуации подробная расшифровка результатов имеет вид (см. табл. 2.70).

Таблица 2.70

Series: INDUSTRIAL BTS CUM PROD BTS CUM DEMAND E				
Lags interval: 1 to 13				
	Likelihood	5 Percent	1 Percent	Hypothesized
Eigenvalue	Ratio	Critical Value	Critical Value	No. of CE(s)
0,524659	82,47111	29,68	35,65	None **
0,276236	26,69182	15,41	20,04	At most 1 **
0,032076	2,445125	3,76	6,65	At most 2
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level				
Unnormalized Cointegrating Coefficients:				
INDUSTRIAL	BTS_CUM_PROD	BTS_CUM_DEM AND E		
-0,134936	-0,001649	0,004688		
0,546770	-0,008773	-0,001073		
0,224000	-0,003435	0,000431		
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
INDUSTRIAL	BTS_CUM_PROD	BTS_CUM_DEM AND E	C	
1,000000	0,012218	-0,034741	-42,39084	
	(0,01355)	(0,01606)		
Log likelihood	-491,3622			
Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)				
INDUSTRIAL	BTS_CUM_PROD	BTS_CUM_DEM AND E	C	
1,000000	0,000000	-0,020572	-58,17347	
		(0,00051)		
0,000000	1,000000	-1,159736	1291,774	
		(0,03297)		
Log likelihood	-479,2389			

Как видно из приведенной таблицы, гипотеза о наличии одного вектора коинтеграции отвергается на 1%-ном уровне значимости, при этом нет оснований отвергнуть гипотезу о наличии двух векторов коинтеграции. Итак, в рамках теста Йохансена констатируем, что ранг коинтеграции равен 2.

Оценим соответствующую ЕСМ-модель. Наилучшее значение информационного критерия Шварца дает модель, включающая запаздывающие разности порядка 1 и 11.

Таблица 2.71

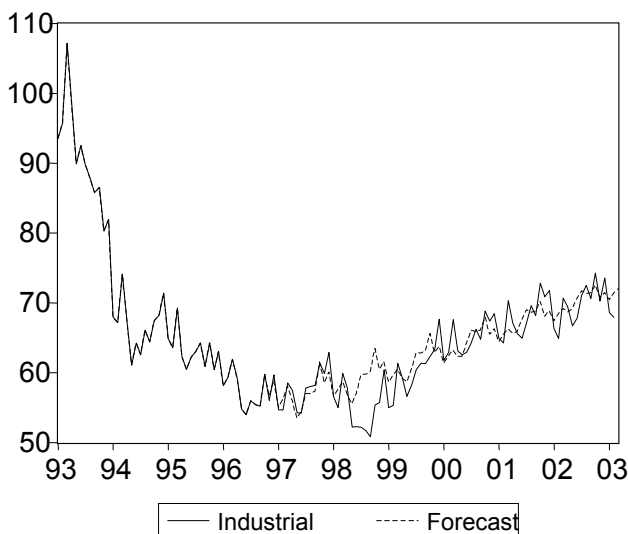
Стандартные ошибки и <i>t</i> -статистики указаны в скобках			
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	
1	2	3	4
INDUSTRIAL(-1)	1,000000	0,000000	
BTS_CUM_PROD(-1)	0,000000	1,000000	
BTS_CUM_DEMAND_E(-1)	-0,022855	-1,175541	
	(0,00235)	(0,08292)	
	(-9,72837)	(-14,1772)	
C	-57,72187	1293,842	
Error Correction:	D(INDUSTRIAL)	D(BTS_CUM_PROD)	D(BTS_CUM_DEMAND_E)
CointEq1	-0,353715	2,109915	0,635598
	(0,12706)	(0,80432)	(0,58843)
	(-2,78381)	(2,62324)	(1,08015)
CointEq2	0,005771	-0,063439	0,039356
	(0,00361)	(0,02284)	(0,01671)
	(1,59967)	(-2,77814)	(2,35579)
D(INDUSTRIAL(-1))	0,026530	-0,061700	0,020379
	(0,07313)	(0,46294)	(0,33868)
	(0,36276)	(-0,13328)	(0,06017)
D(INDUSTRIAL(-12))	0,762311	1,761199	0,228218
	(0,07530)	(0,47666)	(0,34872)
	(10,1236)	(3,69484)	(0,65444)

Продолжение таблицы 2.71

1	2	3	4
D(BTS_CUM_PRO D(-1))	0,033109	0,229346	0.041943
	(0,01799)	(0,11386)	(0,08330)
	(1,84067)	(2,01423)	(0,50351)
D(BTS_CUM_PRO D(-12))	-0,001470	0,284965	-0,180959
	(0,01358)	(0,08594)	(0,06287)
	(-0,10825)	(3,31591)	(-2,87821)
D(BTS_CUM_DE MAND_E(-1))	-0,013414	0,535992	0,546046
	(0,01931)	(0,12222)	(0,08942)
	(-0,69474)	(4,38546)	(6,10685)
D(BTS_CUM_DE MAND_E(-12))	-0,025795	-0,320302	0,304548
	(0,02029)	(0,12845)	(0,09397)
	(-1,27120)	(-2,49355)	(3,24075)
C	0,104231	3,470633	2,574113
	(0,26339)	(1,66731)	(1,21979)
	(0,39573)	(2,08157)	(2,11029)
R-squared	0,800144	0,737198	0,701437
Adj. R-squared	0,776281	0,705818	0,665787
F-statistic	33,53018	23,49308	19,67599
Log likelihood	-132,5444	-272,7888	-249,0363
Akaike AIC	3,724852	7,415496	6,790430
Schwarz SC	4,000860	7,691504	7,066438
Determinant Residual Covariance		4302,624	
Log Likelihood		-641,4632	
Akaike Information Criteria		17,74903	
Schwarz Criteria		18,76106	

Прогноз, построенный на этой модели, выглядит следующим образом – см. рис. 2.33.

Рисунок 2.33



Ошибка прогноза MAPE составила 3,38.

2.3.2. Проверка на слабую экзогенность

Корректное оценивание ADL-моделей, согласующееся с полученными ЕСМ- моделями, возможно лишь в том случае, когда объясняющие переменные являются слабоэкзогенными по отношению к зависимым. Проверим, являются ли BTS-ряды слабоэкзогенными по отношению к соответствующим справочным показателям в тех же векторных рядах:

- базовый ИПП – BTS «фактическое изменение производства», кумулятивная форма;
- базовый ИПП – BTS «ожидаемое изменение платежеспособного спроса», кумулятивная форма;
- базовый ИПП – BTS «фактическое изменение производства», кумулят., BTS «ожидаемое изменение платежеспособного спроса», кумулятивная форма.

Для проверки воспользуемся следующей процедурой.

Для проверки слабой экзогенности переменной X в паре X, Y :

- оцениваем ЕСМ для этой пары, получаем некоторое значение логарифма функции правдоподобия;
- оцениваем редуцированную ЕСМ-модель для этой пары, в которой в уравнение для ΔX не включаются корректирующая составляющая, при этом получаем значение логарифма функции правдоподобия;
- вычисляем значение удвоенной разности первого и второго логарифмов;
- сравниваем это значение с квантилью уровня 0,95 распределения хи-квадрат с 1 степенью свободы: гипотеза экзогенности отвергается, если происходит превышение критического значения.

Для проверки слабой экзогенности пары переменных X, Z в тройке X, Y, Z :

- оцениваем ЕСМ-модель для этой тройки с некоторым значением логарифма функции правдоподобия;
- оцениваем редуцированную ЕСМ-модель для этой тройки, в которой в уравнения для ΔX и ΔZ не включаются корректирующие составляющие, получаем некоторое значение логарифма функции правдоподобия;
- вычисляем значение удвоенной разности первого и второго логарифмов;
- сравниваем это значение с квантилью уровня 0,95 распределения хи-квадрат с 2 степенями свободы: гипотеза экзогенности пары X, Z отвергается, если происходит превышение критического значения.

Сравнения значений функций правдоподобия полной и редуцированной моделей будем проводить в рамках FIML-оценивания³². Переоценим оцененную выше ЕСМ-модель методом FIML, но с тем же коинтеграционным соотношением; полученное значение логарифма функции правдоподобия равно $-657,4$. Оценим редуцированную ЕСМ для этой пары, в которой в уравнение для ΔBTS «фактическое изменение производства» не включается корректирующая составляющая, получаем логарифм функции правдоподобия равный $-669,8$. Удвоенная разность полученных значений равна $24,8$, а квантиль уровня 0,95 для распределения $\chi^2_{(1)}$ равна $3,8$. Таким образом, нулевая гипотеза об экзогенности BTS -ряда «фактическое изменение производства» по отношению к ИПП уверенно отвергается.

³² Full information maximum likelihood (FIML), данный метод реализован в пакете Eviews.

Аналогичная процедура для пары ИПП–BTS «Ожидаемое изменение платежеспособного спроса» приводит к похожим результатам. Логарифм функции правдоподобия для ЕСМ модели, оцененной методом FIML, равен –446,2. Для редуцированной ЕСМ (без корректирующей составляющей в уравнении для Δ BTS) значение логарифма функции правдоподобия получаем –478,1. Удвоенная разность равна 63,8 что существенно превышает квантиль порядка 0,95 распределения $\chi^2(1)$, равный 3,8. И в этом случае гипотеза об экзогенности BTS-ряда уверенно отвергается.

Проверим свойство слабой экзогенности у обоих BTS-рядов «фактическое изменение производства» и «ожидаемое изменение платежеспособного спроса» по отношению к ИПП.

Логарифм функции правдоподобия для ЕСМ-модели предыдущего параграфа, переоцененной методом FIML (с теми же коинтеграционными соотношениями), равен –783,5. Редуцированный вариант той же модели (в оба уравнение для Δ BTS не включены корректирующие отношения) дает значение логарифма функции правдоподобия, равный –787,4. Удвоенная разность полученных значений 7,8 превышает квантиль порядка 0,95 распределения $\chi^2(2)$, равную 6,0. И в этом случае гипотеза об экзогенности BTS-рядов отвергается.

Таким образом, ни в одном из рассмотренных случаев не удалось выявить слабую экзогенность показателей опросов по отношению к ИПП. Это означает, что невозможно вычленить одно уравнение из полученных ЕСМ-моделей, а также оценивать долгосрочное равновесие в рамках только одного этого уравнения. Однако построение ADL-моделей может быть полезно для целей прогнозирования: они более просты в использовании и, возможно, дадут более точный прогноз.

2.3.3. Построение ADL-моделей

В предыдущем параграфе было показано наличие коинтеграции для следующих векторных рядов:

- базовый ИПП – BTS «фактическое изменение производства», кумулятивная форма;
- базовый ИПП – BTS «ожидаемое изменение платежеспособного спроса», кумулятивная форма;
- базовый ИПП – BTS «фактическое изменение производства», кумулятивная форма; BTS «ожидаемое изменение платежеспособного спроса», кумулятивная форма.

Поэтому построение ADL-моделей для этих систем корректно. Однако из-за отсутствия слабой экзогенности BTS-рядов по отношению к ИПП

оцененные модели не будут соответствовать полученным ранее ЕСМ моделям.

Далее построим индивидуальные модели, где в качестве объясняющих используем каждый из этих рядов, а также общую модель, включающую оба показателя. Кроме того будет построена модель для ряда ИПП в форме «за текущий месяц по отношению к соответствующему месяцу предыдущего года», который был классифицирован как стационарный. В заключении приводятся ADL-модели, рассчитанные для индекса цен производителей и ряда занятости. Оба показателя были классифицированы как стационарные относительно тренда.

Модель для базового ИПП на основе BTS-ряда «фактическое изменение производства»

Для выбора максимально возможного порядка ADL модели, рассмотрим характер поведения ИПП и объясняющих переменных. Для базового ИПП коррелограмма имеет вид (см. табл. 2.72).

Таблица 2.72

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0,901	0,901	101,55	0,000
2	0,832	0,107	188,89	0,000
3	0,761	-0,028	262,55	0,000
4	0,692	-0,031	323,93	0,000
5	0,626	-0,019	374,65	0,000
6	0,552	-0,079	414,44	0,000
7	0,502	0,068	447,56	0,000
8	0,455	0,017	474,99	0,000
9	0,399	-0,071	496,32	0,000
10	0,319	-0,184	510,09	0,000
11	0,291	0,200	521,65	0,000
12	0,292	0,211	533,40	0,000
13	0,236	-0,308	541,12	0,000
14	0,212	0,066	547,39	0,000
15	0,192	0,113	552,58	0,000

Частная автокорреляционная функция имеет значимый коэффициент на 13-м лаге, поэтому глубина запаздываний в ADL-модели должна быть не меньше 13. Для кумулятивного ряда «фактическое изменение производства» коррелограмма имеет вид (см. табл. 2.73).

Таблица 2.73

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0,969	0,969	115,55	0,000
2	0,936	-0,055	224,21	0,000
3	0,900	-0,053	325,63	0,000
4	0,862	-0,056	419,49	0,000
5	0,823	-0,040	505,71	0,000
6	0,782	-0,037	584,33	0,000
7	0,741	-0,041	655,38	0,000
8	0,698	-0,025	719,14	0,000
9	0,656	-0,024	775,92	0,000
10	0,614	-0,029	826,01	0,000
11	0,572	-0,005	869,97	0,000
12	0,531	-0,023	908,18	0,000
13	0,490	-0,017	941,07	0,000
14	0,451	-0,008	969,17	0,000
15	0,413	-0,003	992,99	0,000

По этой корреллограмме ряд идентифицируется как AR(1). Предварительный анализ показывает, что в качестве наиболее общей модели следует выбрать ADL(13,13,1). Оценивая такую модель, получаем следующие результаты (см. табл. 2.74).

Таблица 2.74

Dependent Variable: Y				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1	2	3	4	5
C	112,9686	16,50263	6,845492	0,0000
Y(-1)	0,182636	0,095248	1,917477	0,0588
Y(-2)	0,088414	0,065791	1,343872	0,1829
Y(-3)	-0,001557	0,066447	-0,023435	0,9814
Y(-4)	-0,175826	0,063054	-2,788515	0,0066
Y(-5)	-0,123728	0,060692	-2,038614	0,0449
Y(-6)	-0,284732	0,060513	-4,705338	0,0000
Y(-7)	-0,082215	0,061111	-1,345338	0,1824
Y(-8)	0,007700	0,060399	0,127488	0,8989
Y(-9)	0,001860	0,060556	0,030708	0,9756
Y(-10)	-0,123881	0,058031	-2,134726	0,0359
Y(-11)	-0,138601	0,058572	-2,366344	0,0204
Y(-12)	0,528416	0,059876	8,825240	0,0000
Y(-13)	-0,281272	0,063350	-4,439972	0,0000

Продолжение таблицы 2.74

1	2	3	4	5
X	0,079073	0,013764	5,744881	0,0000
X(-1)	-0,037197	0,028161	-1,320844	0,1904
X(-2)	-0,044147	0,031665	-1,394187	0,1672
X(-3)	0,003845	0,032078	0,119869	0,9049
X(-4)	0,051879	0,030729	1,688279	0,0954
X(-5)	-0,031465	0,029918	-1,051713	0,2962
X(-6)	0,022403	0,030953	0,723781	0,4714
X(-7)	0,010480	0,031426	0,333486	0,7397
X(-8)	-0,036622	0,030216	-1,211985	0,2292
X(-9)	-0,006150	0,029366	-0,209435	0,8347
X(-10)	0,021720	0,030262	0,717728	0,4751
X(-11)	-0,023070	0,031401	-0,734699	0,4647
X(-12)	0,000479	0,029331	0,016325	0,9870
X(-13)	0,014002	0,014807	0,945615	0,3473
R-squared	0,966588	Akaike info criterion		3,435320
Adjusted R-squared	0,955022	Schwarz criterion		4,138870

Анализ остатков не позволяет обнаружить значимых отклонений от нормальности распределения, некоррелированности и гомоскедастичности. Исключение из модели незначимых запаздывающих значений приводит к следующей спецификации (см. табл. 2.75).

Таблица 2.75

Dependent Variable: Y				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1	2	3	4	5
C	122,5521	14,20541	8,627145	0,0000
Y(-1)	0,168919	0,084020	2,010463	0,0474
Y(-4)	-0,160717	0,059135	-2,717803	0,0079
Y(-5)	-0,113280	0,052575	-2,154631	0,0339
Y(-6)	-0,281193	0,051856	-5,422528	0,0000
Y(-7)	-0,122452	0,050401	-2,429571	0,0171
Y(-10)	-0,109532	0,048422	-2,262044	0,0261
Y(-11)	-0,103735	0,048443	-2,141395	0,0350
Y(-12)	0,498564	0,050219	9,927820	0,0000
Y(-13)	-0,297698	0,056124	-5,304261	0,0000
X	0,061668	0,006890	8,950532	0,0000
X(-2)	-0,058422	0,010250	-5,699802	0,0000

Продолжение таблицы 2.75

1	2	3	4	5
X(-4)	0,057222	0,017948	3,188231	0,0020
X(-5)	-0,048724	0,023548	-2,069074	0,0414
X(-6)	0,043744	0,017995	2,430898	0,0171
X(-8)	-0,036398	0,009017	-4,036707	0,0001
X(-13)	0,008288	0,002336	3,548232	0,0006
R-squared	0,964382	Akaike info criterion		3,291696
Adjusted R-squared	0,957979	Schwarz criterion		3,718852

Нетрудно заметить, что все коэффициенты имеют высокую значимость, а свойства остатков вполне удовлетворительны: тесты Бройша–Годфри, Харке–Бера и Уайта не позволяют обнаружить автокорреляцию, ненормальность или гетероскедастичность. Дальнейшее исключение переменных не улучшает модель по критерию Шварца, поэтому остановимся на последней спецификации.

Построим статический прогноз (т. е. на 1 шаг вперед) на всем исследуемом интервале.

Рисунок 2.34

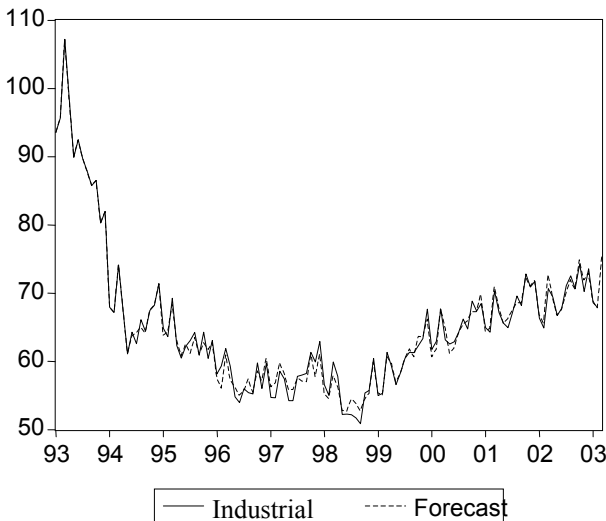


Таблица 2.76

Mean Absolute Error	0,865091		
Theil Inequality Coefficient	0,008713	Root Mean Squared Error	1,092796
Variance Proportion	0,009486	Mean Abs. Percent Error	1,427580

Добавление SAR-членов в различных спецификациях не позволяет улучшить модель.

Модель для базового ИПП на основе ряда «ожидаемое изменение платежеспособного спроса»

Для кумулятивной формы коррелограмма имеет следующий вид – см. табл. 2.77.

Таблица 2.77

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0,968	0,968	87,227	0,000
2	0,935	–0,043	169,47	0,000
3	0,901	–0,030	246,69	0,000
4	0,865	–0,041	318,74	0,000
5	0,827	–0,054	385,39	0,000
6	0,788	–0,034	446,65	0,000
7	0,748	–0,047	502,43	0,000
8	0,707	–0,024	552,91	0,000
9	0,667	–0,015	598,35	0,000
10	0,627	–0,021	638,98	0,000
11	0,587	–0,017	675,07	0,000
12	0,547	–0,019	706,87	0,000
13	0,506	–0,049	734,45	0,000

Снова в качестве наиболее общей модели возьмем ADL(13,13,1). Оценивание модели дает следующие результаты – см. табл. 2.78.

Таблица 2.78

Dependent Variable: Y – базовый ИПИИ				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3,279752	10,77703	0,304328	0,7622
Y(-1)	0,763355	0,113855	6,704654	0,0000
Y(-2)	0,160382	0,100726	1,592268	0,1179
Y(-3)	0,077331	0,100508	0,769406	0,4454
Y(-4)	-0,154657	0,100500	-1,538878	0,1304
Y(-5)	-0,031196	0,103379	-0,301761	0,7641
Y(-6)	-0,095459	0,097230	-0,981778	0,3311
Y(-7)	0,096118	0,098806	0,972791	0,3355
Y(-8)	0,157429	0,097990	1,606577	0,1147
Y(-9)	0,005216	0,096483	0,054060	0,9571
Y(-10)	-0,178630	0,096360	-1,853768	0,0699
Y(-11)	-0,103343	0,098295	-1,051361	0,2984
Y(-12)	0,867371	0,095992	9,035898	0,0000
Y(-13)	-0,616311	0,109337	-5,636776	0,0000
X	0,023599	0,030816	0,765805	0,4475
X(-1)	-0,012424	0,053289	-0,233150	0,8166
X(-2)	0,013618	0,054111	0,251667	0,8024
X(-3)	-0,043545	0,053667	-0,811397	0,4211
X(-4)	-0,027461	0,054631	-0,502664	0,6175
X(-5)	0,041166	0,053907	0,763644	0,4488
X(-6)	0,021780	0,054606	0,398855	0,6918
X(-7)	0,051616	0,054508	0,946940	0,3484
X(-8)	-0,095447	0,054702	-1,744839	0,0874
X(-9)	-0,001079	0,057171	-0,018875	0,9850
X(-10)	-0,003872	0,055274	-0,070060	0,9444
X(-11)	0,041563	0,056019	0,741944	0,4617
X(-12)	-0,017301	0,055704	-0,310589	0,7575
X(-13)	0,010568	0,030581	0,345569	0,7312
R-squared	0,962694	Akaike info criterion		3,908238
Adjusted R-squared	0,941709	Schwarz criterion		4,766929

Тестирование остатков на автокорреляцию, нормальность и гетероскедастичность не выявляет значимых проблем. После редукции незначимых переменных приходим к следующей спецификации – см. табл. 2.79.

Таблица 2.79

Dependent Variable: Y (базовый ИПП)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,490536	6,987829	0,070199	0,9443
Y(-1)	0,826151	0,070826	11,66452	0,0000
Y(-2)	0,141956	0,066209	2,144069	0,0358
Y(-4)	-0,135222	0,071823	-1,882707	0,0642
Y(-8)	0,141159	0,069135	2,041793	0,0452
Y(-10)	-0,174017	0,070998	-2,451001	0,0169
Y(-12)	0,904262	0,064806	13,95336	0,0000
Y(-13)	-0,706826	0,076780	-9,205823	0,0000
X	0,016107	0,009146	1,760990	0,0829
X(-3)	-0,047364	0,019043	-2,487201	0,0155
X(-5)	0,048463	0,020080	2,413523	0,0186
X(-8)	-0,039694	0,014590	-2,720622	0,0084
X(-11)	0,023952	0,007455	3,213058	0,0020
R-squared	0,958819	Akaike info criterion		3,599397
Adjusted R-squared	0,951216	Schwarz criterion		3,992181

Дальнейшее удаление регрессоров приводит к ухудшению качества модели, оцениваемого по критерию Шварца. Проверим остатки на отклонения от нормальности, некоррелированности и гомоскедастичности. Р-значения теста Харке-Бера равно 0,23, LM теста Бройша-Годфри – 0,27 для двух лагов и 0.43 для 13 лагов. Р-значение теста Уайта равно 0,28. Таким образом, анализ остатков показывает адекватность полученной модели.

Построим статический прогноз на всем исследуемом интервале – см. рис. 2.35.

Рисунок 2.35

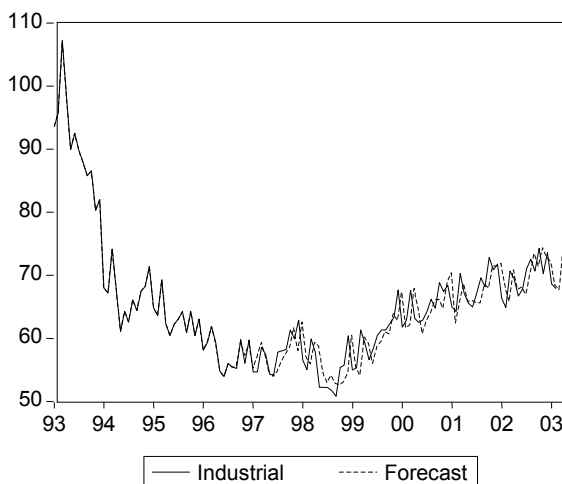


Таблица 2.80

Mean Absolute Error	0,974986		
Theil Inequality Coefficient	0,009858	Root Mean Squared Error	1,238738
Variance Proportion	0,010513	Mean Abs. Percent Error	1,575274

По сравнению с предыдущей моделью качество одношагового прогноза, оцениваемого по MAPE, несколько хуже. Тестирование различных спецификаций модели с добавлением SAR членов не улучшает качество модели, оцениваемое по критерию Шварца.

**Общая модель для базового ИПП на основе рядов
«фактическое изменение производства» и «ожидаемое
изменение платежеспособного спроса»**

Будем отталкиваться от наиболее общей спецификации – ADL(13,13,2). Последовательная редукция на 10%-ном уровне значимости приводит к следующим результатам – см. табл. 2.81.

Таблица 2.81

Dependent Variable: Y (базовый ИПП)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	140,9416	17,89622	7,875496	0,0000
Y(-4)	-0,259566	0,077524	-3,348211	0,0014
Y(-6)	-0,284709	0,065943	-4,317478	0,0001
Y(-10)	-0,257222	0,076851	-3,347023	0,0014
Y(-11)	-0,164352	0,066863	-2,458037	0,0168
Y(-12)	0,454553	0,065031	6,989765	0,0000
Y(-13)	-0,272122	0,060092	-4,528435	0,0000
P	0,086452	0,006089	14,19807	0,0000
P(-2)	-0,063014	0,010384	-6,068506	0,0000
P(-4)	0,032011	0,018926	1,691359	0,0958
P(-5)	-0,028897	0,016357	-1,766659	0,0822
P(-9)	-0,027252	0,016081	-1,694627	0,0952
P(-10)	0,067242	0,027249	2,467680	0,0164
P(-11)	-0,055137	0,020560	-2,681733	0,0094
P(-13)	0,018881	0,007250	2,604353	0,0115
S(-1)	-0,012515	0,005672	-2,206681	0,0310
S(-6)	0,050367	0,011150	4,517181	0,0000
S(-9)	-0,037240	0,007920	-4,702084	0,0000
R-squared	0,979329	Akaike info criterion		3,032439
Adjusted R-squared	0,973661	Schwarz criterion		3,568395

На 5%-ном уровне получаем следующие результаты – см. табл. 2.82.

Таблица 2.82

Dependent Variable: Y (базовый ИПП)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	137,1218	16,54941	8,285600	0,0000
Y(-4)	-0,186463	0,060026	-3,106373	0,0028
Y(-6)	-0,310586	0,057254	-5,424752	0,0000
Y(-10)	-0,214936	0,071792	-2,993855	0,0039
Y(-11)	-0,196380	0,065084	-3,017316	0,0037
Y(-12)	0,473915	0,063827	7,425052	0,0000
Y(-13)	-0,296815	0,058884	-5,040707	0,0000
P	0,085515	0,006124	13,96437	0,0000
P(-2)	-0,056602	0,008421	-6,721516	0,0000
P(-9)	-0,029772	0,013853	-2,149142	0,0354
P(-10)	0,062588	0,025732	2,432250	0,0178
P(-11)	-0,050364	0,019905	-2,530202	0,0139
P(-13)	0,018262	0,007279	2,509022	0,0146
S(-1)	-0,013021	0,005604	-2,323547	0,0233
S(-6)	0,050559	0,010292	4,912480	0,0000
S(-9)	-0,037174	0,007255	-5,123901	0,0000
R-squared	0,978243	Akaike info criterion		3,033638
Adjusted R-squared	0,973144	Schwarz criterion		3,510043

Дальнейшее исключение приводит к ухудшению качества по критерию Шварца. Коррелограмма остатков выглядит следующим образом – см. табл. 2.83.

Таблица 2.83

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0,035	0,035	0,1013	0,750
2	-0,013	-0,014	0,1146	0,944
3	0,016	0,017	0,1371	0,987
4	-0,071	-0,072	0,5696	0,966
5	0,008	0,014	0,5757	0,989
6	-0,115	-0,119	1,7510	0,941
7	-0,169	-0,161	4,3278	0,741
8	-0,137	-0,144	6,0398	0,643
9	-0,005	-0,004	6,0419	0,736
10	-0,090	-0,118	6,8002	0,744
11	-0,053	-0,078	7,0685	0,794
12	-0,092	-0,146	7,8899	0,794
13	-0,029	-0,085	7,9732	0,845

Р-значение тест Бройша–Годфри с 2 лагами равно 0,94, с 12 – 0,30. Тест Уайта на гетероскедастичность дает наблюдаемую значимость 0,43, для теста Харке–Бера значимость равняется 0,56. Таким образом, остатки не обнаруживают автокоррелированности, существенных отклонений от нормального распределения и гетероскедастичности.

Построим статический прогноз на основе полученной модели (см. *рис. 2.36* и *табл. 2.84*).

Рисунок 2.36

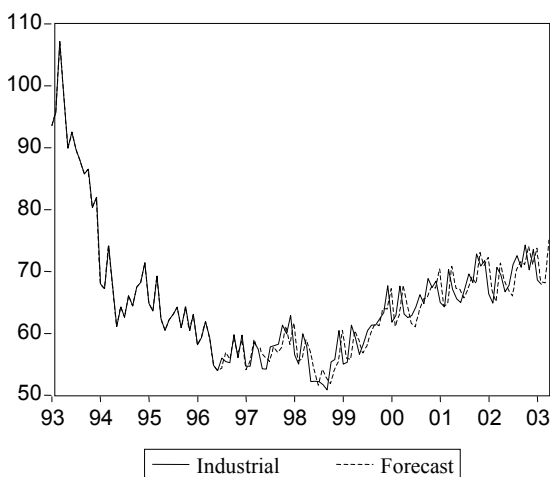


Таблица 2.84

Mean Absolute Error	0,733669		
Theil Inequality Coefficient	0,007205	Mean Abs. Percent Error	1,213834
Variance Proportion	0,005499	Root Mean Squared Error	0,902922

Данная модель демонстрирует наилучшие характеристики как по критерию Шварца (3.51), так и по MAPE (1.21). Добавление SAR-членов позволяет улучшить модель по критерию Шварца в следующей спецификации (см. табл. 2.85).

Таблица 2.85

Dependent Variable: Y (базовый ИПП)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	85,59204	9,685678	8,836970	0,0000
Y(-6)	-0,142245	0,054297	-2,619762	0,0113
Y(-12)	0,587725	0,067072	8,762628	0,0000
Y(-13)	-0,280947	0,050585	-5,553936	0,0000
P	0,086170	0,005826	14,79103	0,0000
P(-2)	-0,061040	0,007218	-8,456282	0,0000
P(-11)	-0,029644	0,006586	-4,500970	0,0000
P(-13)	0,033058	0,005952	5,554073	0,0000
S(-1)	-0,028166	0,006723	-4,189642	0,0001
S(-6)	0,031153	0,009047	3,443553	0,0011
S(-9)	-0,019255	0,007427	-2,592667	0,0121
AR(12)	-0,147730	0,113967	-1,296249	0,2002
R-squared	0,977564	Akaike info criterion		2,972923
Adjusted R-squared	0,973157	Schwarz criterion		3,364600

Статический прогноз выглядит следующим образом (см. рис. 2.37 и табл. 2.86).

Рисунок 2.37



Таблица 2.86

Mean Absolute Error	0,739813		
Theil Inequality Coefficient	0,007038	Root Mean Squared Error	0,896777
Variance Proportion	0,005579	Mean Abs. Percent Error	1,188421

По качеству одношагового прогноза данная модель уступает предыдущей.

Моделирование ИПП в форме «за текущий месяц по сравнению с соответствующим месяцем предыдущего года»

Кросс-корреляционный анализ показал, что наилучшими индикаторами данной формы ИПП являются балансовые формы следующих BTS-рядов: «фактическое изменение производства», «ожидаемое изменение производства», «текущее изменение спроса».

Так как коррелограммы рассматриваемых рядов показывают значимые значения частных автокорреляционных функций для лагов не более чем третьего порядка, в качестве наиболее общей модели будем рассматривать ADL (3, 3, 3).

Воспользовавшись стандартной процедурой отбора регрессоров (как и в предыдущих ADL-моделях), получаем следующую спецификацию (см. табл. 2.87).

Таблица 2.87

Dependent Variable: INDUSTRIAL_YOY (годовой ИППИ)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	96,26835	0,818409	117,6287	0,0000
BTS_INDUSTRIAL	0,140611	0,034007	4,134724	0,0001
BTS_INDUSTRIAL(-2)	0,153518	0,029950	5,125854	0,0000
BTS_INDUSTRIAL_E	0,178160	0,040069	4,446359	0,0000
R-squared	0,857904	Akaike info criterion		5,780200
Adjusted R-squared	0,853882	Schwarz criterion		5,878399

При этом остатки показали достаточно сильную автокорреляцию 1 порядка, поэтому модель была улучшена добавлением члена AR(1).

Таблица 2.88

Dependent Variable: INDUSTRIAL_YOY (годовой ИППИ)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	99,94886	3,424013	29,19056	0,0000
BTS_INDUSTRIAL	0,051007	0,024882	2,049979	0,0429
BTS_INDUSTRIAL(-2)	0,042634	0,025743	1,656143	0,1007
BTS_INDUSTRIAL_E	0,057551	0,033556	1,715095	0,0893
AR(1)	0,911236	0,035670	25,54610	0,0000
R-squared	0,932003	Akaike info criterion		5,022614
Adjusted R-squared	0,929387	Schwarz criterion		5,146071

Анализ остатков полученной модели на автокорреляцию, гетероскедастичность и нормальность не позволяет обнаружить особых проблем. Кроме того можно заметить, что в последней модели значительно улучшилось качество модели по критерию Шварца. Статический прогноз на основе последней модели имеет следующий вид (см. *рис. 2.38* и *табл. 2.89*).

Рисунок 2.38

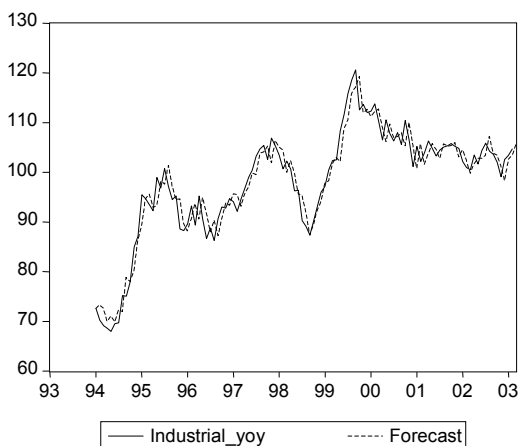


Таблица 2.89

Mean Absolute Error	2,344539		
Theil Inequality Coefficient	0,014414	Root Mean Squared Error	2,847659
Variance Proportion	0,030465	Mean Abs. Percent Error	2,424793

Моделирование ИЦП (в уровнях)

Наивысшее значение коэффициента корреляции было получено для базового ИЦП в сопоставлении с кумулятивными формами рядов «фактическое изменение цен» и «ожидаемое изменение цен». По анализу коррелограмм ИЦП и BTS-рядов эти показатели идентифицируются как AR(1). Поэтому ограничимся рассмотрением ADL-модели с глубиной запаздывания, равной единице. После удаления незначимых регрессоров получаем следующую модель (см. табл. 2.90):

Таблица 2.90

Dependent Variable: PRICE INDEX (ИЦП)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8813,442	1588,296	-5,548993	0,0000
PRICE INDEX(-1)	0,934463	0,013344	70,03047	0,0000
BTS_CUM PRICES	129,3664	13,72208	9,427608	0,0000
BTS_CUM PRICES(-1)	-116,6490	12,09596	-9,643634	0,0000
R-squared	0,999604	Akaike info criterion		17,96776
Adjusted R-squared	0,999592	Schwarz criterion		18,07197

Тестирование остатков выявило значительную автокорреляцию, поэтому модель была улучшена добавлением AR и SAR-членов.

Таблица 2.91

Dependent Variable: PRICE_INDEX (ИИИ)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	−97091,99	14529,41	−6,682447	0,0000
PRICE_INDEX(−1)	0,238853	0,109688	2,177562	0,0323
BTS_CUM_PRICES	139,7333	19,96991	6,997194	0,0000
AR(1)	1,314954	0,128901	10,20131	0,0000
AR(2)	−0,498508	0,117382	−4,246871	0,0001
SAR(11)	0,133446	0,060766	2,196068	0,0309
R-squared	0,999770	Akaike info criterion		17,37824
Adjusted R-squared	0,999756	Schwarz criterion		17,54715

Последняя модель является более предпочтительной также по критерию Шварца. Тест Бройша–Годфри показывает наблюдаемую значимость 0,462, p-value теста Уайта равно 0,012, а теста Харке–Бера – 0,025. Таким образом, наличие гетероскедастичности и отклонений от нормального распределения остатков может означать неверную спецификацию модели, пропущенные объясняющие переменные. В рамках настоящей работы, тем не менее, остановимся на последней модели.

Статический прогноз для этой модели имеет вид (см. рис. 2.39 и табл. 2.92).

Рисунок 2.39

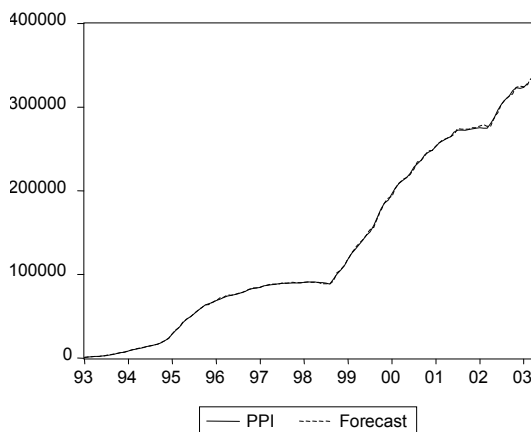


Таблица 2.92

Mean Absolute Error	950,6179		
Theil Inequality Coefficient	0,003458	Root Mean Squared Error	1342,113
Variance Proportion	0,000051	Mean Abs. Percent Error	0,598186

Моделирование ряда занятости

Для прогнозирования ряда занятости используем ряд «ожидаемое изменение занятости» в кумулятивной форме, который показал удовлетворительное значение корреляции в сравнении с данным справочным рядом. Оба ряда (ряд опросов и справочный ряд) по коррелограмме разностей идентифицируются как AR(1), поэтому ограничимся рассмотрением ADL-модели с глубиной запаздываний, равной единице. Получаем следующие результаты оценивания (см. табл. 2.93).

Таблица 2.93

Dependent Variable: EMPLOYMENT (занятость)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8,058160	6,328335	1,273346	0,2124
EMPLOYMENT(-1)	0,924941	0,065456	14,13082	0,0000
BTS_CUM_EMPL	0,026794	0,006824	3,926564	0,0004
BTS_CUM_EMPL(-1)	-0,024939	0,006060	-4,115407	0,0003
R-squared	0,937583	Akaike info criterion		1,389631
Adjusted R-squared	0,931543	Schwarz criterion		1,567385

При этом тестирование остатков показывает сильную автокорреляцию второго порядка. Поэтому, добавим в модель AR(2) член, получаем (см. табл. 2.94):

Таблица 2.94

Dependent Variable: EMPLOYMENT (занятость)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2,149653	3,138527	0,684924	0,4990
EMPLOYMENT(-1)	0,985746	0,032184	30,62856	0,0000
BTS_CUM_EMPL	0,025739	0,003367	7,643839	0,0000
BTS_CUM_EMPL(-1)	-0,024676	0,002961	-8,333467	0,0000
AR(2)	-0,755071	0,130580	-5,782421	0,0000
R-squared	0,967605	Akaike info criterion		0,741280
Adjusted R-squared	0,962977	Schwarz criterion		0,968024

Анализ остатков этой модели не выявляет проблем, кроме того, у нее лучше информационный критерий Шварца. Статический прогноз имеет следующий вид (см. *рис. 2.40* и *табл. 2.95*).

Рисунок 2.40

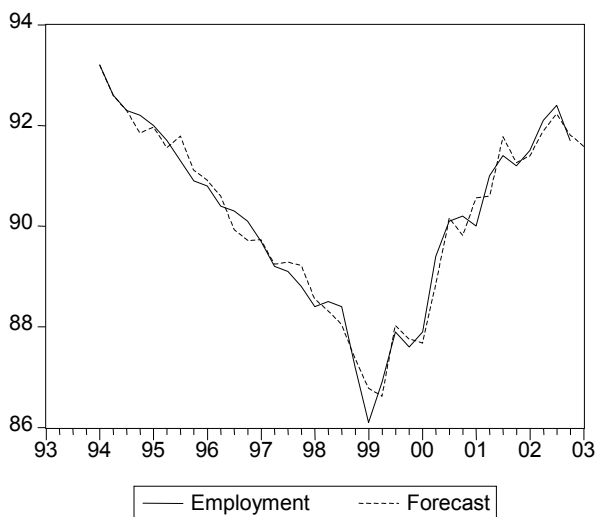


Таблица 2.95

Mean Absolute Error	0,251684		
Theil Inequality Coefficient	0,001675	Root Mean Squared Error	0,301250
Variance Proportion	0,009532	Mean Abs. Percent Error	0,280786

2.3.4. Автопрогноз

Чтобы ответить на вопрос, насколько улучшает прогноз учет текущих и прошлых значений BTS-рядов, построим индивидуальные модели для справочных рядов и рассчитаем на их основе статические автопрогнозы.

Автопрогноз для базового ИПП

По коррелограмме уровней для ИПП идентифицируем ряд в следующем виде:

Таблица 2.96

Dependent Variable: Y (базовый ИПП)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	104,5399	19,18262	5,449720	0,0000
Y(-10)	-0,415923	0,085673	-4,854780	0,0000
AR(1)	0,939735	0,025003	37,58506	0,0000
SAR(12)	0,824604	0,048515	16,99676	0,0000
R-squared	0,932900	Akaike info criterion		3,728557
Adjusted R-squared	0,930781	Schwarz criterion		3,833410

Рисунок 2.41

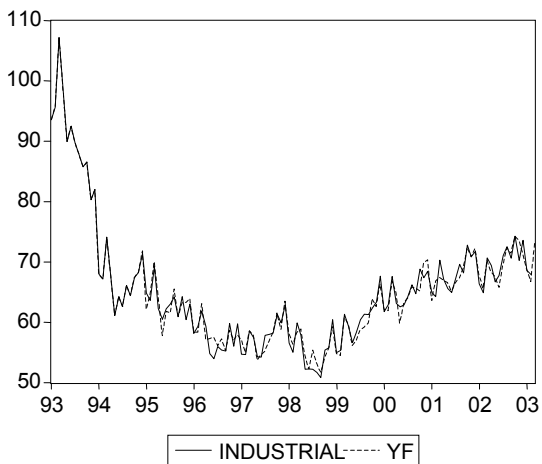


Таблица 2.97

Mean Absolute Error	1,192623		
Theil Inequality Coefficient	0,011984	Root Mean Squared Error	1,499206
Variance Proportion	0,007176	Mean Abs. Percent Error	1,935866

Автопрогноз для ИПП «за текущий месяц по отношению к соответствующему месяцу предыдущего года»

Для данной формы ИПП достаточно удовлетворительной является модель (см. табл. 2.98):

Таблица 2.98

Dependent Variable: INDUSTRIAL_YOY (годовой ИПП)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	104,0334	4,502766	23,10434	0,0000
AR(1)	0,957864	0,022819	41,97639	0,0000
SAR(10)	-0,379780	0,087014	-4,364594	0,0000
SAR(12)	-0,220732	0,086597	-2,548942	0,0124
R-squared	0,889497	Akaike info criterion		4,743815
Adjusted R-squared	0,885932	Schwarz criterion		4,849988

Стандартный набор тестов остатков не позволяет выявить существенную автокорреляцию, гетероскедастичность или ненормальность. Статический прогноз выглядит следующим образом (см. табл. 2.99 и рис. 2.42).

Рисунок 2.42

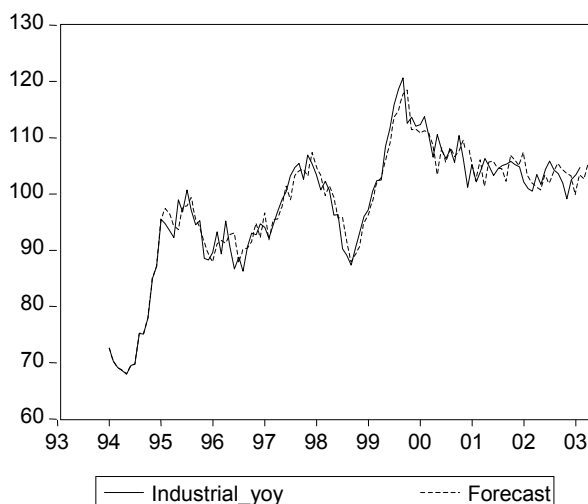


Таблица 2.99

Mean Absolute Error	2,040996		
Theil Inequality Coefficient	0,012294	Root Mean Squared Error	2,488628
Variance Proportion	0,037881	Mean Abs. Percent Error	2,033597

Автопрогноз для индекса цен производителей (базовая форма)

Судя по коррелограмме, ИПЦ может быть идентифицирован в следующей простой форме.

Таблица 2.100

Dependent Variable: PRICE_INDEX (ИПЦ)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-171836,1	76807,71	-2,237224	0,0271
AR(1)	1,008959	0,002177	463,3702	0,0000
R-squared	0,999441	Akaike info criterion		18,44784
Adjusted R-squared	0,999437	Schwarz criterion		18,49381

Автопрогноз для оцененной спецификации имеет вид (см. табл. 2.101 и рис. 2.43).

Рисунок 2.43

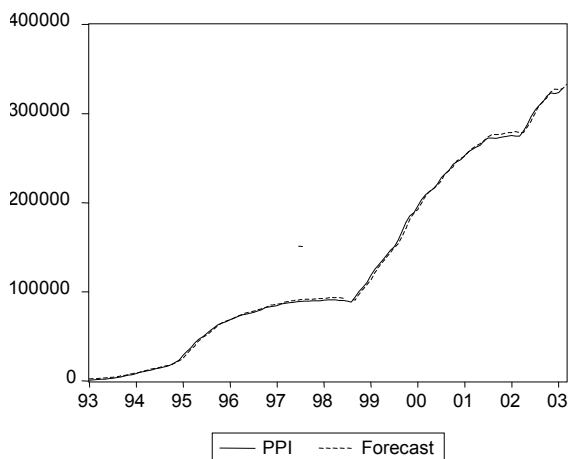


Таблица 2.101

Mean Absolute Error	1931,788		
Theil Inequality Coefficient	0,007291	Root Mean Squared Error	2412,914
Variance Proportion	0,000140	Mean Abs. Percent Error	7,089625

Автопрогноз для ряда «занятость»

Аналогично используемой выше для ряда «занятость» выбрана следующая спецификация (см. табл. 2.102).

Таблица 2.102

Dependent Variable: EMPLOYMENT (занятость)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	97,15766	5,826809	16,67425	0,0000
AR(1)	1,052185	0,043460	24,21051	0,0000
R-squared	0,970206	Akaike info criterion		0,632661
Adjusted R-squared	0,968551	Schwarz criterion		0,732234

Статический прогноз имеет следующие характеристики – см. рис. 2.44 и табл. 2.103.

Рисунок 2.44

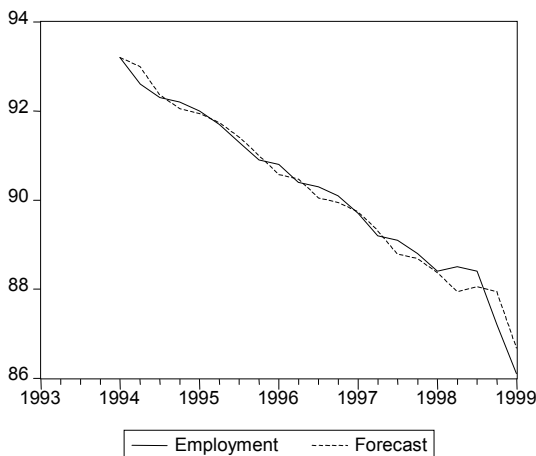


Таблица 2.103

Mean Absolute Error	0,223004		
Theil Inequality Coefficient	0,001669	Root Mean Squared Error	0,300410
Variance Proportion	0,007562	Mean Abs. Percent Error	0,250478

2.4. Сводные результаты анализа

Предварительный анализ стохастических свойств используемых рядов позволил классифицировать их следующим образом (см. табл. 2.104):

Таблица 2.104

Наименование ряда	Стохастические свойства
1	2
ИПП в уровнях	DS порядка интеграции 1, временной тренд с изломом
ИПП, в % к предыдущему месяцу	TS, тренд отсутствует
ИПП «за текущий месяц по отношению к соответствующему месяцу предыдущего года».	TS, тренд отсутствует
BTS-ряд «фактическое изменение объема производства», кумулятивная форма	DS порядка интеграции 1, временной тренд с изломом
BTS-ряд «фактическое изменение объема производства», балансовая форма	TS, тренд отсутствует
BTS-ряд «ожидаемое изменение выпуска», кумулятивная форма	DS, тренд с изломом
BTS-ряд «ожидаемое изменение выпуска», балансовая форма	TS без тренда
BTS-ряд «фактическое изменение спроса», кумулят. форма	DS порядка интеграции 1, временной тренд с изломом
BTS-ряд «фактическое изменение спроса», балансовая форма	TS, тренд отсутствует
BTS-ряд «ожидаемое изменение платежеспособного спроса», кумулятивная форма	DS, тренд с изломом

Продолжение таблицы 2.104

1	2
BTS-ряд «ожидаемое изменение платежеспособного спроса», балансовая форма	TS без тренда
BTS-ряд «фактическое изменение цен», кумулятивная форма	TS, временной тренд
BTS-ряд «фактическое изменение цен», балансовая форма	TS, тренд отсутствует
BTS-ряд «ожидаемое изменение цен», кумулятивная форма	DS, временной тренд
BTS-ряд «ожидаемое изменение цен», балансовая форма	TS, тренд с изломом
Ряд «ожидаемые изменения занятости», кумулятивная форма	DS, тренд с изломом
Ряд «ожидаемые изменения занятости», балансовая форма	TS, тренд отсутствует
Ряд «ожидаемое изменение экспортного спроса», кумулятивная форма	DS с трендом
Ряд «ожидаемое изменение экспортного спроса», балансовая форма	TS без тренда
Индекс цен производителей	TS с трендом
ИЦП в % к предыдущему месяцу	TS без тренда
Ряд занятости	TS, тренд с изломом
Ряд совокупного экспорта	DS без детерминированного тренда

Можно заметить, что все показатели опросов, за исключением ряда «фактическое изменение цен», были классифицированы «правильно» с точки зрения общепринятого подхода: кумулятивные показатели были отнесены к классу DS, балансовые – к типу TS. Особенность кумулятивной формы ряда «фактическое изменение цен» вероятно связана с возрастающей динамикой показателя на всем рассматриваемом интервале (наблюдение этого показателя на более длинном интервале времени, вероятно, приведет к тому, что нестационарность ряда так или иначе проявится).

Адекватность рядов опросов по отношению к справочным рядам официальной статистики проверялась с помощью кросс-корреляционного анализа и тестирования причинности по Гренджеру. Анализ корреляций также позволяет проверить лидирующие свойства BTS-рядов, однако, к сожалению, ни один из показателей таких свойств не продемонстрировал.

Таблица 2.105

Наименование ряда	Кросс-корреляционный анализ	Тест Гренджера (на 5%-ном уровне значимости)
1	2	3
ИПП в уровнях	BTS-ряд «фактическое изменение объема производства», кумулятивная форма, BTS-ряд «ожидаемое изменение платежеспособного спроса», кумулятивная форма	BTS-ряд фактическое изменение объема производства», кумулятивная форма, BTS-ряд «ожидаемое изменение объема производства», кумулятивная форма, BTS-ряд «фактическое изменение платежеспособного спроса», кумулятивная форма, BTS-ряд «ожидаемое изменение платежеспособного спроса», кумулятивная форма
ИПП, в процентах к предыдущему месяцу	Не выявлено подходящих индикаторов	BTS-ряд «фактическое изменение объема производства», балансовая форма, BTS-ряд «ожидаемое изменение выпуска», балансовая форма, BTS-ряд «фактическое изменение спроса», балансовая форма
ИПП «за текущий месяц по отношению к соответствующему месяцу предыдущего года»	BTS-ряд «фактическое изменение объема производства», балансовая форма, BTS-ряд «ожидаемое изменение выпуска», балансовая форма, BTS-ряд «фактическое изменение спроса», балансовая форма, BTS-ряд «ожидаемое изменение платежеспособного спроса», балансовая форма	Балансовые формы рядов «Фактическое изменение производства» и «Фактическое изменение спроса»
Индекс цен производителей	BTS-ряд «фактическое изменение цен», кумулятивная форма, Ряд «ожидаемые изменения занятости», кумулятивная форма	Кумулятивные формы рядов «фактическое изменение цен» и «ожидаемое изменение цен»
ИЦП в % к предыдущему месяцу	BTS-ряд «фактическое изменение цен», балансовая форма, Ряд «ожидаемые изменения занятости», балансовая форма	Балансовая форма ряда «ожидаемое изменение цен»

Продолжение таблицы 2.105

1	2	3
Ряд занятости	Ряд «ожидаемые изменения занятости», кумулятивная форма	Обе формы BTS-ряда «ожидаемое изменение цен» (предпочтительной является кумулятивная форма)
Ряд совокупного экспорта	Не выявлено адекватных индикаторов	BTS-ряд «ожидаемое изменение экспортного спроса», кумулятивная форма не является причиной по Гренджеру

Можно видеть, что результаты анализа корреляций часто не согласуются с тестированием причинности. Вообще для нашей задачи – проверки адекватности BTS-рядов справочным показателям – тест Гренджера может рассматриваться лишь как вспомогательное средство. Во-первых, результаты неустойчивы при включении в тестируемое соотношение различного числа лагов. Это говорит о том, что выявление или невыявление причинности связано скорее с конкретной реализацией рядов, нежели с тестируемыми свойствами. Второй момент, который не позволяет опираться на результаты теста, связан с тем, что тест Гренджера проверяет полезность лишь прошлых значений x для прогнозирования y . Однако, так как результаты опросов известны уже в текущем периоде (месяце или, тем более, квартале), нужно было бы учитывать и текущие значения x .

В силу этих особенностей, в отборе справочных показателей и объясняющих переменных для последующего моделирования мы опирались главным образом на результаты кросс-корреляционного анализа (удовлетворительной считалась корреляция на уровне 0,45 и выше в окне ± 3 месяца или ± 1 квартал). Наилучшую сходимость по отношению к справочному ряду продемонстрировали следующие системы:

- базовый ИПП – кумулятивные формы «фактическое изменение производства» и «ожидаемое изменение платежеспособного спроса»;
- ИПП в процентах к соответствующему месяцу предыдущего года – балансовые формы рядов «фактическое изменение производства», «ожидаемое изменение производства», «фактическое изменение спроса», «ожидаемое изменение спроса»;
- индекс цен производителей (в уровнях) – кумулятивные формы «текущее изменение цен» и «ожидаемое изменение цен»;
- ряд занятости – кумулятивная форма «ожидаемое изменение занятости»;
- в рамках которых и строились модели.

Табл. 2.106 обобщает результаты моделирования. Для каждого моделируемого справочного показателя представлены MAPE в процентах (относительное отклонение спрогнозированного значения от фактического) для статического (одношагового) прогноза. Через точку с запятой даны значения для моделей с различным набором регрессоров.

Таблица 2.106

Наименование ряда	Автопрогноз	ADL модели	ЕСМ
ИПП в уровнях	1,94	1,43; 1,58; 1,18	2,18, 3,2, 3,38
ИПП «за текущий месяц по отношению к соответствующему месяцу предыдущего года»	2,03	2,42	
Индекс цен производителей	7,10	0,60	
Ряд занятости	0,25	0,28	

Таким образом, для базового ИПП наилучшей по качеству прогноза является ADL-модель с объясняющими переменными «фактическое изменение производства» и «ожидаемое изменение спроса». При этом для ИПП в процентах по отношению к соответствующему месяцу предыдущего года наилучшим оказался автопрогноз. Для ИЦП учет данных опросов позволил существенно улучшить качество прогноза (соответствующие ряды опросов демонстрировали наивысшую корреляцию для ИЦП). Для ряда занятости качество прогнозирования на основе ADL-модели примерно совпадает с автопрогнозом. ЕСМ-модели показали худшее качество прогноза по отношению к автопрогнозу, что связано с тем, что BTS-переменные моделируются в рамках ЕСМ-модели как эндогенные, т. е. для прогнозирования текущих значений справочного ряда используются только прошлые значения показателей опросов и не учитываются текущие значения.

Основные результаты и выводы

В целом, в ходе исследования были получены следующие результаты.

Исходя из полученных характеристик качества краткосрочных прогнозов основных макроэкономических показателей с использованием эконометрических³³ и структурных моделей (одно уравнение) можно отметить следующее.

Наименьшие ошибки прогнозов эконометрических ARIMA-моделей получаются для рядов с устойчивой временной динамикой, при этом модели с детерминированным трендом в данном случае обладают преимуществом по сравнению с альтернативными ARMA (ARIMA)-моделями. В частности, для ряда реальной начисленной заработной платы среднее относительное отклонение спрогнозированных значений от фактических составляет около 3%, реальных располагаемых денежных доходов – около 4%, розничного товарооборота – около 4%, месячного объема ВВП – 6%, совокупного объема импорта товаров в РФ – 7%, объема импорта товаров из стран СНГ – 9%, индекса реальных инвестиций в основной капитал – 7%.

Для временных рядов с относительно неустойчивой динамикой средняя относительная ошибка прогноза эконометрических ARIMA-моделей превышает 10%, при этом модели со стохастическим трендом позволяют получить более точные прогнозы. Аналогично для таких временных рядов, как ряды денежных агрегатов, экспорт, импорт и др., ошибка прогноза относительно месячного прироста соответствующего показателя превышает 10%.

Устранение систематической ошибки в результате корректировки спрогнозированного значения на абсолютную ошибку прогноза для предыдущего периода позволяет существенно увеличить качество прогнозов эконометрических ARIMA-моделей.

Качество прогнозирования по структурным моделям, оцениваемое по результатам прогнозов, хуже для рядов индекса потребительских цен, экспорта и импорта, но несколько превосходит результаты прогноза по ARIMA-моделям для моделей налоговых поступлений, а также для модели денежного агрегата M2 (без учета неопределенности в прогнозировании объясняющих переменных).

³³ С учетом результатов работ: Эконометрический анализ..., 2001; Проблемы прогнозирования..., 2002, а также оценок ARIMA-моделей, переоцененных с учетом добавленных данных.

Устранение систематических ошибок прогнозов для моделей таких показателей, как экспорт, импорт, поступления подоходного налога, денежный агрегат М2 и ряда показателей темпов прироста ИПЦ по отраслям промышленности, позволяет значительно улучшить точность прогнозирования по структурным моделям.

Преимущественно для всех показателей за исключением ИЦП, суммарных налоговых поступлений и поступлений НДС сокращение длины интервала прогнозирования приводит к увеличению точности прогнозов структурных моделей.

Для показателей темпов прироста ИПЦ и ИЦП по отраслям промышленности как структурные, так и ARIMA-модели не позволяют получить приемлемой точности прогнозов, поскольку получаемое среднее абсолютное отклонение прогнозов темпов прироста в целом сопоставимо со среднемесячной величиной соответствующих им показателей.

Использование структурных моделей для построения краткосрочных прогнозов является предпочтительным по сравнению с эконометрическими ARIMA моделями только для рядов поступлений НДС и суммарных налоговых поступлений, при этом не учитывая ошибки прогноза объясняющих переменных. В противном случае структурные модели являются предпочтительными по сравнению с ARMA(ARIMA)-моделями только для ряда поступлений НДС.

Результаты проверки данных опросных показателей на стационарность показали, что все они, за исключением ряда «фактическое изменение цен», были классифицированы в соответствии с общепринятым подходом: балансовые показатели были отнесены к классу TS (стационарные относительно тренда), кумулятивные (накопленные балансовые) показатели – к типу DS (стационарные в первых разностях). Сравнительная динамика рядов опросов по отношению к справочным рядам официальной статистики проверялась с помощью кросс-корреляционного анализа и тестирования причинности по Гренджеру, – проверялись лидирующие свойства рядов опросных данных, однако, к сожалению, ни один из показателей таких свойств не продемонстрировал.

Для базового индекса промышленного производства наилучшей по качеству прогноза является ADL-модель с объясняющими переменными «фактическое изменение производства» и «ожидаемое изменение спроса». При этом для того же индекса к соответствующему месяцу предыдущего года наилучшим оказался автопрогноз (прогноз по ARIMA-модели).

Для индекса цен производителей учет данных опросов позволил существенно улучшить качество прогноза по сравнению с ARIMA-моделями (соответствующие опросные ряды демонстрировали наивысшую корреля-

цию для соответствующего справочного статистического ряда). Для ряда занятости качество прогнозирования на основе ADL модели примерно совпадает с прогнозом по ARIMA-модели. ECM-модели показали худшее качество прогноза по отношению к прогнозу по ARIMA-модели, что связано с тем, что ряды опросных данных моделируются в рамках ECM как эндогенные, т. е. для прогнозирования текущих значений справочного ряда используются только прошлые значения опросных показателей и не учитываются текущие значения.

В целом результаты прогнозирования с использованием рядов конъюнктурных опросов показали, что к наиболее полезным с точки зрения прогнозирования можно отнести следующие ряды опросных данных: «текущее изменение производства», «ожидаемое изменение спроса», «текущее изменение цен». Модели, построенные на этих показателях, существенно повышают точность прогноза. К адекватным индикаторам соответствующих статистических рядов относятся также «ожидаемое изменение производства», «текущее изменение спроса», «ожидаемое изменение цен» и «ожидаемое изменение занятости». Ряд «ожидаемое изменение экспортного спроса» не показал сходную динамику по сравнению с рядом совокупного экспорта.

В результате проведенного исследования можно сделать вывод, что использование результатов конъюнктурных опросов ИЭПП позволяет улучшить только качество прогноза индекса промышленного производства и индекса цен производителей. Это главным образом связано с тем, что публикация статистических данных за период наблюдения происходит существенно позже данных конъюнктурных опросов.

Сравнение прогнозов по ARIMA-моделям, структурным моделям и с использованием данных конъюнктурных опросов с точки зрения качества прогнозов показывает, что предпочтительная сфера применения структурных моделей – моделирование и прогнозирование индекса потребительских цен и налоговых поступлений, как суммарных, так и по отдельным налогам. Конъюнктурные опросы могут использоваться для уточнения прогнозов индексов промышленного производства и цен производителей (с учетом более ранней доступности данных опросов). Для остальных рядов при ограничении имеющихся данных и набора моделей предпочтительным является использование более простых ARIMA-моделей.

Литература

1. Вестник деловой активности предприятий и организаций России., Центр экономической конъюнктуры при Правительстве Российской Федерации, различные выпуски.
2. *Дробышевский С., Козловская А.* Внутренние аспекты денежно-кредитной политики России. Научные труды ИЭПП. М.: ИЭПП, 2002. №45Р.
3. Моделирование динамики налоговых обязательств, оценка налогового потенциала территорий. Проблемы налоговой системы России: теория, опыт, реформа. Т 2. Глава 10. Научные труды ИЭПП. М.: ИЭПП, 2000. №19Р.
4. *Носко В.П.* Эконометрика: элементарные методы и границы их применимости, особенности регрессионного анализа временных рядов. М: ИЭПП (в печати).
5. Помесячная динамика основных макроэкономических показателей, Бюллетень Центра экономической конъюнктуры, различные выпуски.
6. Проблемы прогнозирования некоторых макроэкономических показателей. Научные труды ИЭПП. М.: ИЭПП, 2002. №46Р.
7. Российская экономика в 2002 году. Тенденции и перспективы. М.: ИЭПП, 2003.
8. *Синельников-Мурылев С.Г., Баткибеков С.Б., Кадочников П.А., Некипелов Д.Н.* Оценка результатов реформы подоходного налога в Российской Федерации. Научные труды ИЭПП. М.: ИЭПП, 2003. №52Р.
9. Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей. Научные труды ИЭПП. М.: ИЭПП, 2001. №34Р.
10. An Investigation of Investment Survey of Manufacturing Industry in Taiwan. 26th CIRET Conference, Taipei, October 2002.
11. *Aurebach A.* The index of leading indicators: measurement without theory // *The Review of Economics and Statistics*. 1982. Vol. 64.
12. *Clements M.P., Hendry D.F.* Forecasting economic processes // *International Journal of Forecasting*. 1998. Vol. 14. P. 111–131.

13. *Clements M.P., Hendry D.F.* Forecasting Non-Stationary Economic Time Series. The MIT Press, Cambridge, 1999.
14. *Clements M.P., Hendry D.F.* Macro-economic forecasting and modeling // *The Economic Journal*. 1995. Vol. 105.
15. *Clements M.P., Hendry D.F.* Modeling methodology and forecast failure // *The Econometric Journal*. 2002. Vol. 5. №2. P. 319–344.
16. *Diebold F., Rudebusch G.* Modelling Business Cycles: A Modern Perspective // *The Review of Economic and Statistics*. 1998. Vol. 78.
17. *Diebold F.X.* The Past, Present and Future of Macroeconomic Forecasting // *Journal of Economic Perspectives*. 1998. Vol. 12. №2. P. 175–192.
18. *Engle R.F., Granger C.W.J.* Cointegration and Correction Representation. Estimation and Testing, *Econometrica*, 1987.
19. Estimating and Forecasting Production and Orders in Manufacturing Industry from Business Survey Data. 26th CIRET Conference, Taipei, October 2002.
20. *Etter R., Graff M.* Estimating and Forecasting Production and Orders in Manufacturing Industry from Business Survey Data. Evidence from Switzerland Based on Structural Pattern from 1990–2000, mimeo, 2002.
21. *Gerli M., Petrucci A.* The Econometric Anticipation of the Industrial Production Index. Some Results Based on Business Survey Data. 22nd CIRET Conference, 1995.
22. *Hendry D.F.* Econometrics: Alchemy or Science. 2nd Edition. Oxford: Oxford University Press, 2001.
23. *Hendry D.F., Ericsson N.R.* Understanding Economic Forecasts. Cambridge, Massachussets: MIT Press, 2001.
24. *Hendry D.F.* The Econometrics of Macroeconomic Forecasting // *The Economic Journal*. 1997. Vol. 107. №444. P. 1330–1357.
25. Inflation Expectations on the Basis of Qualitative Surveys. 26th CIRET Conference, Taipei, October 2002.
26. *Ladiray D.* Using Business Survey Data for Quantitative Forecasts: An Integrated Method. 22nd CIRET Conference, 1995.

27. *Stock K.* Forecasting Models for Demand Series of Private Firms – Using Survey Results and Dynamic Methods of Econometrics. 23rd CIRET Conference, 1998.
28. The Use of Business Survey Data in Analyses and Short-term Forecasting. The case of Poland. 26th CIRET Conference, Taipei, October 2002.
29. *Vance L.M.* Derivation of a Leading Index for the United States using Kalman Filter, mimeo, 2001.
30. *Wallis K.F.* Macroeconomic Forecasting: A Survey // *The Econometric Journal*. 1989. Vol. 99. №394. P. 28–61.