

Институт экономики переходного периода

Научные труды № 89Р

**Некоторые подходы
к прогнозированию
экономических показателей**

**Москва
2005 г.**

УДК [005.521:33]:330.4

ББК 65.23в63 1

Н47

Некоторые подходы к прогнозированию экономических показателей. – М.: ИЭПП, 2005. С. 195

Агентство СІР РГБ

Авторский коллектив: статья 1 – М. Турунцева; статья 2 – А. Юдин; статья 3 – С. Дробышевский, П. Кадочников, С. Пономаренко; статья 4 – П. Трунин.

Настоящая работа является продолжением исследований ИЭПП, проведенных в 2002–2003 гг. по вопросам моделирования и прогнозирования социально-экономических временных рядов. В работе представлен обзор литературы, вышедшей в последние годы и посвященной прогнозированию с использованием различных типов эконометрических моделей. Предложен метод прогнозирования с применением информативных структур: дано теоретическое обоснование, приведены результаты прогнозирования и сравнения с результатами прогнозирования при помощи моделей ARIMA. Рассматривается эконометрическая модель сценарных прогнозов основных макроэкономических показателей РФ. Приведены результаты расчетов прогнозных значений, построенные на основе двух сценариев. Предпринята попытка построения системы индикаторов – предвестников финансового кризиса.

Some approaches to forecasting economic indicators.

The author team: Article 1 – M. Turuntseva; Article 2 – A. Yudin; Article 3 – S. Drobyshevsky, P. Kadochnikov, S. Ponomarenko; Article 4 – P. Trunin.

The present paper appears a continuation of the 2002-03 IET research in modeling socio-economic time series. The paper contains a review of recent references and sources of forecasting with the use of various econometric models. The authors suggest the method of forecasting with the use of informative structures. They provide a theoretical justification and results of forecasting and comparisons with the respective results obtained by means of ARIMA models. They consider an econometric model of scenario-based forecasts of Russia's main macroeconomic indicators. The paper provides results of computations of prognostic values built on the basis of two scenarios and attempts to build a system of indicators that would allow forecasting financial crises.

JEL Classification: C51, C52, C53.

Настоящее издание подготовлено по материалам исследовательского проекта Института экономики переходного периода, выполненного в рамках гранта, предоставленного Агентством международного развития США.

ISBN 5-93255-164-X

© **Институт экономики переходного периода, 2005**

Содержание

Введение	5
-----------------------	---

М. Турунцева

1. Эконометрические методы прогнозирования социально-экономических показателей	7
1.1. Эконометрические методы прогнозирования	7
1.2. Прогнозирование с использованием моделей временных рядов	11
1.3. Методы оценки качества прогнозов	13
1.4. Анализ и сравнение прогнозных свойств различных моделей	18
Литература к статье 1	22

А. Юдин

2. Прогнозирование временных рядов с использованием информативных структур	24
2.1. Теоретические основы прогнозирования с использованием информативных структур статистических систем	24
2.1.1. Статистические системы и их структуры: основные понятия	24
2.1.2. Информативные структуры статистических систем	32
2.1.3. Сложность статистических систем	39
2.1.4. Принципы прогнозирования статистических систем	43
2.2. Прогнозирование временных рядов с использованием информативных структур	46
2.2.1. Результаты расчетов	47
2.2.2. Сравнение с прогнозом по ARIMA-моделям	56
Приложение к статье 2	59
Литература к статье 2	101

С. Дробышевский, П. Кадочников, С. Пономаренко

3. Среднесрочный макропрогноз для России на основании структурных эконометрических уравнений	104
3.1. Макроэкономическая модель, исходные данные и условия	104
3.2. Уравнения модели и оценка их прогностических характеристик	108
3.2.1. Валовой внутренний продукт.....	108
3.2.2. Индекс потребительских цен	111
3.2.3. Налоговые доходы	114
3.2.4. Золотовалютные резервы	118
3.2.5. Реальный эффективный курс рубля	121
3.2.6. Номинальный обменный курс	124
3.2.7. Экспорт.....	127
3.2.8. Импорт.....	130
3.2.9. Розничный товароборот	132
3.2.10. Индекс промышленного производства	134
3.2.11. Безработица	136
3.2.12. Реальные доходы населения	139
Приложение к статье 3.....	141
Литература к статье 3	142

П. Трунин

4. Мониторинг финансового кризиса в РФ	144
4.1. Обзор литературы.....	145
4.1.1. Теоретическая литература	145
4.1.2. Эмпирическая литература.....	150
4.2. Методологические вопросы.....	154
4.2.1. Индикаторы	155
4.2.2. Определение валютного кризиса	158
4.3. Мониторинг возможности финансового кризиса в РФ в 1999–2004 гг.	160
4.3.1. Индикаторы – предвестники финансового кризиса	160
Литература к статье 4	185

Введение

Настоящая работа является продолжением исследований Института экономики переходного периода (ИЭПП) (см. (Энтов, Носко и др., 2002); (Носко, Бузаев и др., 2003)), проведенных в 2002–2003 гг. и посвященных моделированию и прогнозированию социально-экономических временных рядов, и представляет собой сборник работ по данной теме.

В первой статье работы представлен обзор эконометрических методов прогнозирования, методов оценки качества прогнозов, а также результаты работ, вышедших в последние годы и посвященных прогнозированию с использованием различных типов эконометрических моделей.

Во второй статье исследования предложен метод прогнозирования с использованием информативных структур: дано теоретическое обоснование, приведены результаты прогнозирования и сравнения с результатами прогнозирования при помощи моделей ARIMA.

В третьей статье рассматривается эконометрическая модель сценарных прогнозов основных макроэкономических показателей РФ. Приведены результаты расчетов прогнозных значений, построенных на основе двух сценариев. Базовый сценарий составлен в соответствии с прогнозами Минэкономразвития на 2004 г., другой предложенный сценарий – несколько более оптимистичен по сравнению с базовым.

В последней статье сборника была сделана попытка построения системы индикаторов – предвестников финансового кризиса. После кризиса 1998 г. в ИЭПП уже проводился анализ такой системы и ее возможностей с точки зрения мониторинга финансовых кризисов (см., например, *Экономика переходного периода. Сборник избранных работ. 1999–2002, 2003*). Здесь же система показателей, разработанная ранее, была дополнена исходя из результатов более поздних работ, касающихся возможности предсказания финансовых кризисов.

Отметим, что на основе предыдущих и данной работ в ИЭПП построены модельные комплексы, используемые для краткосрочного и среднесрочного прогнозирования¹.

¹ См. ежемесячный «Бюллетень модельных расчетов краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ». <http://www.iet.ru/publication.php?folder-id=44&category-id=1074>, а также ежемесячный обзор ИЭПП «Экономико-политическая ситуация в России» (выпуски за январь, март, июнь и сентябрь 2004 г.) <http://www.iet.ru/publication.php?folder-id=44&category-id=115>

1. Эконометрические методы прогнозирования социально-экономических показателей

В настоящей статье основное внимание уделено рассмотрению некоторых математических методов прогнозирования социально-экономических показателей. В разделе 1.1 представлен обзор эконометрических методов прогнозирования, в разделе 1.2 приведен ряд тестов, позволяющих дать ответ на вопрос о значимом различии прогнозов, полученных по разным моделям. В заключительном, третьем, разделе дан краткий обзор появившихся в последние годы работ по анализу прогнозных свойств различных моделей.

1.1. Эконометрические методы прогнозирования

Эконометрические методы прогнозирования относятся к категории формальных (аналитических) методов, позволяющих получать прогнозы различных показателей, в том числе социально-экономических, а также анализировать качество полученных прогнозов на основе некоторых формальных статистических критериев. Отметим, что под прогнозом в данном контексте понимается результат расчетов будущих значений показателей, производимых на основе некоторой математической модели, оцененной с использованием данных, имеющихся на момент прогнозирования. Полученный результат не является выражением мнения исследователя о характере рассматриваемого процесса в будущем, а лишь демонстрирует, какие значения будет принимать показатель, если сохранятся предполагаемые в модели предпосылки. При этом в идеале модель, на основе которой строится прогноз, должна быть наилучшей с точки зрения некоторого критерия или набора критериев. Это в принципе дает основания полагать, что и полученные прогнозные значения наилучшим образом отражают поведение рассматриваемого показателя в будущем. Хотя очевидно, что так или иначе мнение исследователя о характере поведения показателя в будущем в определенной степени отражается на получаемых результатах хотя бы в силу того, что именно он выбирает и специ-

фикацию модели, и методы ее оценки, и набор формальных критериев качества моделей (и, как следствие, качества прогнозов).

Рассмотрим данный подход более подробно. Пусть мы имеем некоторый временной ряд y_t^2 , который собираемся прогнозировать. Пусть, далее, x_t представляет собой набор показателей, являющихся объясняющими переменными для y_t . Очевидно, x_t может включать как экзогенные переменные, так и запаздывания y_t . Тогда стандартным подходом при построении прогнозов эконометрическим методом является рассмотрение в качестве прогноза значения $f_{T,h}$, построенного в момент времени T^3 на h^4 шагов вперед ($h > 0$), условного математического ожидания y_{T+h} при наличии всей доступной информации о векторе эндогенных переменных x_t :

$$f_{T,h} = \tilde{y}_{T+h} = E(y_{T+h} | \Omega_T),$$

где $\Omega_T = \{x_T, x_{T-1}, \dots, x_1, \dots\}$ – множество значений вектора объясняющих переменных x_t до момента T включительно.

Такое построение прогнозов фактически означает, что они делаются на основе некоторой имеющейся эконометрической модели:

$$y_t = E(y_t | \Omega_{t-1}) + \varepsilon_t,$$

где $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$ – последовательность независимых (нормальных) случайных величин с нулевым математическим ожиданием, постоянной и конечной дисперсией и нулевыми ковариациями; $\Omega_{t-1} = \{x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_1, \dots\}$ – информационное множество, состоящее из значений вектора x_t как в момент времени $(t-1)$, так и в предше-

² Вместо одного временного ряда может прогнозироваться и набор показателей. В этом случае y_t будет представлять вектор прогнозируемых переменных.

³ Момент времени (T), в который строится прогноз, обычно называют *моментом прогнозирования*.

⁴ Наибольшее число H , для которого строится прогноз, обычно называют *горизонтом прогнозирования*. Выбор горизонта прогнозирования для слабостационарных временных рядов можно осуществлять согласно следующему правилу. Прогнозы строятся до тех пор, пока для дисперсии прогноза выполняется условие

$$Var(y_{T+h} | \Omega_T) < (1 - \alpha) Var(y_{T+h}),$$

где α может принимать значения 0,05, 0,01 и т.д. Для нестационарных (содержащих стохастический тренд) временных рядов выбор горизонта прогнозирования осуществляется по тем же правилам, но применительно к рядам соответствующих разностей. Более подробно об этом см. в работе (Clements, Hendry, 1998).

ствующие ему моменты. Иными словами, предполагается, что значение y_t в любой момент времени, предшествующий моменту прогнозирования T , представляет собой сумму предсказуемой части (и фактически это есть прогноз значения y_t в момент $(t-1)$ при условии наличия имеющейся информации на момент времени $(t-1)$) и непредсказуемой части – случайной ошибки ε_t .

Таким образом, прогноз строится на основе некоторой имеющейся эконометрической модели. В рамках данной работы мы не будем останавливаться на описании методов оценки эконометрических моделей, критериях качества таких моделей и методах выбора наилучших из них. Скажем лишь, что одним из методов оценки качества модели является оценка свойств ретропрогнозов, построенных по этой модели. Для проверки качества ретропрогнозов обычно используется ряд стандартных статистик, которые также могут быть применены для оценки качества прогнозов, построенных по конкретной модели. Ниже приведены стандартные статистики, обычно используемые для целей проверки прогнозных качеств моделей:

– квадратный корень из средней квадратичной ошибки (*Root Mean Squared Error – RMSE*):

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{h} \sum_{i=1}^h (f_{T,i} - y_{T+i})^2};$$

где h – длина интервала прогнозирования; $f_{T,t-T}$ – прогнозное значение временного ряда; y_t – истинное значение временного ряда;

– средняя абсолютная ошибка (*Mean Absolute Error – MAE*):

$$MAE = \frac{1}{h} \sum_{i=1}^h |f_{T,i} - y_{T+i}|;$$

– средняя абсолютная процентная ошибка (*Mean Absolute Percent Error – MAPE*):

$$MAPE = 100\% \cdot \frac{1}{h} \sum_{i=1}^h \left| \frac{f_{T,i} - y_{T+i}}{y_{T+i}} \right|.$$

Первые две статистики качества прогнозов зависят от размерности прогнозируемого показателя и, следовательно, могут при-

нимать довольно большие значения. Поэтому они используются аналогично информационным критериям при сравнении качества моделей: лучшей считается та модель, у которой статистика меньше. С этой точки зрения последняя статистика является более удобным инструментом для оценки качества прогнозов, поскольку измеряется в процентах от истинного значения прогнозируемого показателя и может быть использована и как сравнительная характеристика качества прогнозов, построенных по различным моделям, и как характеристика качества прогноза конкретной модели при некотором критическом уровне.

В книге «Принципы прогнозирования» (*Principles of Forecasting, 2003*) рассмотрена традиционная схема построения прогноза с использованием эконометрического метода⁵ и приведены некоторые аргументы в ее пользу. По мнению авторов, методика построения эконометрического прогноза включает следующие этапы:

- определение *цели построения* эконометрической модели (анализ экономической политики либо прогнозирование само по себе);
- определение *множества переменных*, которые будут включены в модель, с опорой на экономическую теорию и результаты предыдущих исследований;
- сбор по возможности наиболее *длинных* временных *рядов* данных, используемых в модели;
- определение *начальной спецификации модели*;
- *оценивание* исходной модели;
- проверка *адекватности* модели при помощи тестов на правильность спецификации;
- *упрощение* модели, насколько это возможно;
- *сравнение прогнозных свойств* полученной модели (или моделей) *относительно* прогнозных свойств некоторой *тестовой модели*.

⁵ Подробно об этом см. главу 11 упомянутой книги.

1.2. Прогнозирование с использованием моделей временных рядов

Прогнозирование с использованием моделей временных рядов является одним из наиболее простых и распространенных способов прогнозирования социально-экономических показателей⁶. Напомним, что в данном случае под прогнозом $f_{T,h}$ (или \tilde{y}_{T+h}), полученным в момент времени T на h шагов вперед ($h>0$), понимается условное математическое ожидание значения y_{T+h} при наличии информации о данном временном ряде (и только о нем) на момент времени T , т.е.

$$f_{T,h} = \hat{y}_{T+h} = E(y_{T+h} | \Omega_T),$$

где $\Omega_T = \{y_T, y_{T-1}, \dots, y_1, \dots\}$ – множество всех имеющихся известных значений временного ряда на момент времени T .

Прогнозы, полученные таким способом, с одной стороны, являются условно несмещенными, а с другой – обладают наименьшей среднеквадратичной ошибкой прогнозирования⁷ – *MSFE* (*Mean Square Forecast Error*) – в классе прогнозов, построенных только на основе информационного множества $\Omega_T = \{y_T, y_{T-1}, \dots, y_1, \dots\}$.

Прогнозы, полученные как условное математическое ожидание временного ряда при известных прошлых значениях этого ряда, обладают различными свойствами в зависимости от статистических характеристик временного ряда. Можно показать, что если временной ряд является стационарным в широком смысле (т.е. его безусловные математическое ожидание и дисперсия, а также ковариации различных порядков являются конечными и не зависят от времени), то прогноз, рассчитанный в момент времени T на h шагов вперед, стремится к его безусловному математическому ожиданию при увеличении горизонта прогнозирования h , иными словами, к ситуации, когда h стремится к бесконечности. При этом

⁶ Проблеме прогнозирования временных рядов посвящено довольно много работ. В частности, можно отметить две монографии Клементса и Хендри (*Clements, Hendry, 1998; 2001*), в которых наиболее подробно и полно освещена данная проблематика.

⁷ Доказательство того, что такой прогноз обладает наименьшей среднеквадратичной ошибкой прогнозирования в описанном классе моделей, можно найти, например, в работе (*Hamilton, 1994*).

дисперсия ошибки прогнозирования⁸ сходится к безусловной дисперсии временного ряда при h , стремящемся к бесконечности.

Аналогичными свойствами обладают прогнозы временных рядов, являющихся стационарными относительно детерминированного тренда. Различие состоит лишь в том, что в этом случае безусловное математическое ожидание не является конечным и не зависящим от времени, а прямо зависит от характеристик детерминированного тренда и, соответственно стремится к бесконечности при увеличении горизонта прогнозирования.

Таким образом, если временной ряд является стационарным в широком смысле (или стационарным относительно детерминированного тренда), то прогнозы, полученные с использованием адекватной модели временных рядов, являются устойчивыми с точки зрения сходимости последовательностей как самих прогнозов, так и их ошибок (точнее, дисперсий ошибок прогнозирования) к некоторым константам.

Если же временной ряд является интегрированным случайным процессом любого порядка, то, во-первых, прогноз для такого ряда зависит от значения временного ряда в момент прогнозирования и не имеет конечного предела при увеличении горизонта прогнозирования, а, во-вторых, дисперсия ошибки прогнозирования стремится к бесконечности при увеличении горизонта прогнозирования, т.е. в отличие от стационарного случая ошибки прогнозирования накапливаются⁹ при стремлении h к бесконечности. Иными словами, точность прогноза, получаемого для нестационарного временного ряда, снижается при увеличении горизонта прогнозирования.

Известно, что проблему наличия единичных корней у временных рядов можно решать несколькими способами. Применительно к вопросу о качестве получаемых прогнозов можно сказать, что

⁸ Ошибкой прогнозирования в момент времени T на h шагов вперед (обозначаем – $e_{T,h}$) называется разность между значением временного ряда в момент времени $(T+h)$ и его прогнозом $f_{T,h}$, т.е. $e_{T,h} = y_{T+h} - f_{T,h}$.

⁹ В данном случае под «накапливанием» ошибки прогнозирования понимается тот факт, что дисперсия этой ошибки неограниченно возрастает при увеличении горизонта прогнозирования.

предварительное тестирование рядов на наличие единичных корней и последующее построение моделей в разностях позволяют улучшить качество прогнозов (см. раздел 1.3).

Еще одним способом решения проблемы наличия стохастического тренда в данных (но уже многомерных временных рядов) является оценка так называемых моделей коррекции ошибок, в которые включаются не только разности нестационарных рядов, но и (если они существуют) запаздывающие на один шаг их стационарные линейные комбинации, отражающие долгосрочные связи между переменными и с этой точки зрения являющиеся более предпочтительными по сравнению с моделями в разностях, которые отражают лишь краткосрочную динамику ряда.

Кроме того, использование моделей многомерных временных рядов может улучшить качество прогнозов и в случае, когда многомерный временной ряд является стационарным. Обоснование этой гипотезы стандартное: привлечение информации о причинных связях должно повлечь за собой улучшение качества прогнозов. Стандартные модели, которые используются в такой ситуации, – это модели векторной авторегрессии порядка p ($VAR(p)$). Как и в случае одномерного временного ряда, под прогнозом $f_{T,h}$ понимается условное математическое ожидание значения y_{T+h} при наличии информации о данном временном ряде (и только о нем) на момент времени T . Различие заключается в том, что в данном случае y_t – это многомерный временной ряд.

1.3. Методы оценки качества прогнозов

При сравнении качества прогнозов, полученных по различным моделям, как правило, используют некоторые стандартные статистики, являющиеся характеристиками этого качества: корень квадратный из средней квадратичной ошибки прогнозирования, средняя абсолютная ошибка, средняя абсолютная процентная ошибка (см. выше). Одним из главных недостатков использования данных статистик является отсутствие возможности ответить на вопрос о наличии значимых различий между полученными прогнозами. Иначе говоря, используя эти статистики, исследователь может сказать, какая из рассмотренных моделей лучше, а какая хуже по своим прогнозным свойствам с точки зрения каждого критерия.

Но он не может сказать, являются ли данные различия статистически значимыми.

Ответ на вопрос о статистически значимом различии прогнозов, построенных на основе различных моделей, довольно важен в свете одного из принципов прогнозирования – «выбирай простейшую модель», поскольку при выборе двух моделей (простой и сложной) хотелось бы знать, действительно ли использование более сложной модели позволяет достичь значимых улучшений качества прогнозов. В противном случае использование более сложной модели необоснованно, особенно в тех случаях, когда эта модель требует применения более сложных методов оценивания.

В связи с этим кратко остановимся на описании основных процедур, позволяющих выявлять значимые отличия между прогнозами, полученными по различным моделям.

В работе Диболда и Мариано (*Diebold, Mariano, 1995*) приведен небольшой обзор тестов такого рода, а также предложен новый, позволяющий выявлять значимые различия между прогнозами, полученными на основе различных моделей. Этот тест является устойчивым к различным отклонениям от стандартных предположений о свойствах ошибок прогнозирования. А именно предполагается, что ошибки прогнозирования могут не удовлетворять классическим критериям, т.е. могут не быть нормальными, иметь ненулевой средний уровень, а также быть серийно и одновременно коррелированными.

Тест, предложенный Диболдом и Мариано, довольно прост в использовании. Пусть $\{\tilde{y}_{At}\}_{t=1}^T$ и $\{\tilde{y}_{Bt}\}_{t=1}^T$ – прогнозные значения временного ряда $\{y_t\}_{t=1}^T$, полученные на основе моделей A и B . Обозначим через $g(y_t, \tilde{y}_{it})$ функцию потерь (*economic loss function*), характеризующую отклонения прогнозных значений в момент времени t , оцененных на основе модели $i=A$ (или B), от истинного значения ряда в этот момент времени. Нередко в качестве функции потерь берется некоторая функция от ошибки прогнозирования, т.е. $g(y_t, \tilde{y}_{it}) = g(e_{it})$. Тогда нулевая гипотеза об отсутствии различий между прогнозными свойствами двух моделей (т.е. $E[g(e_{At})] = E[g(e_{Bt})]$) эквивалентна гипотезе о равенстве нулю сред-

него уровня разности между функциями потерь сравниваемых моделей (т.е. $E[d_t] = 0$, где $d_t = g(e_{A_t}) - g(e_{B_t})$).

Если последовательность разностей между функциями потерь $\{d_t\}_{t=1}^T$ является слабостационарным временным рядом, то можно показать, что

$$\sqrt{T}(\bar{d} - \mu) \xrightarrow{d} N(0, 2\pi f_d(0)),$$

где $\bar{d} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (g(e_{A_t}) - g(e_{B_t}))$ представляет собой среднее значение

ряда разностей между функциями потерь, а $f_d(0) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma_d(\tau)$ – значение в нуле спектральной плотности разности функций потерь; $\gamma_d(\tau)$ – автоковариации разности между функциями потерь порядка τ .

Таким образом, получаем, что в больших выборках выборочное среднее значение разности потерь \bar{d} является приблизительно нормально распределенной случайной величиной со средним значением μ и дисперсией $\frac{2\pi f_d(0)}{T}$, где μ – теоретическое среднее значение разности потерь. И тогда в качестве статистики для проверки гипотезы о совпадении качества прогнозов, полученных по двум различным моделям, можно использовать статистику:

$$S_1 = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{2\pi \hat{f}_d(0)}{T}}},$$

где $\hat{f}_d(0)$ является состоятельной оценкой спектральной плотности $f_d(0)$. В работе предлагается в качестве такой оценки использовать оценку $2\pi \hat{f}_d(0)$ как взвешенной суммы некоторого количества¹⁰ выборочных автоковариаций разности потерь.

¹⁰ Выбор количества автоковариаций (ширины окна) в подобных процедурах неоднозначен. В данной работе авторы предлагают суммировать выборочные автокова-

Рассмотренный способ проверки гипотезы о совпадении качества прогнозов, основанных на различных моделях, является надежным для широкого класса функций потерь. В частности, функции потерь не обязаны быть квадратическими или симметричными и непрерывными. Помимо этого, отметим еще раз, что ошибки прогнозирования могут не быть гауссовскими, а также могут иметь ненулевой средний уровень и быть коррелированными (как серийно, так и одновременно). Последнее допущение особенно важно, поскольку сравниваемые прогнозы являются прогнозами одного и того же временного ряда и основаны на довольно сильно совпадающих информационных множествах, вследствие чего ошибки прогнозирования могут быть сильно одновременно коррелированными. Однако ошибки прогнозирования в общем случае являются серийно коррелированными, и предложенный тест позволяет учитывать и эту особенность.

Помимо теста Диболда–Мариано, в своей работе авторы описали три более простых теста для сравнения качества прогнозов.

Простейший F-тест. Данный тест можно использовать, если функция потерь имеет квадратичный вид, а ошибки прогнозирования удовлетворяют всем стандартным требованиям: имеют нулевой средний уровень, являются нормальными, а также серийно и одновременно некоррелированы. Тогда тестовая статистика выглядит следующим образом:

$$F = \frac{e'_B e_A / h}{e'_B e_B / h} = \frac{e'_B e_A}{e'_B e_B} \sim F(h, h),$$

где h – горизонт прогнозирования; e_A и e_B – $(h \times 1)$ -векторы ошибок прогнозирования. Очевидно, что использование данной статистики сильно ограничено предпосылками об ошибках прогнозирования.

Тест Моргана–Гренджера–Ньюболда. В данном случае предполагается выполнение всех требований F-теста, за исключением последнего требования об одновременной некоррелированности

риации разности потерь $\hat{\gamma}_d(\tau)$ для значений τ , меняющихся от $-(h-1)$ до $h-1$, где h – горизонт прогнозирования. Помимо предложенного способа выбора ширины окна существуют и другие (см., например, (Newey, West, 1987); (Schwert, 1989)).

ошибок прогнозирования. Пусть $x_t = e_{At} + e_{Bt}$ и $z_t = e_{At} - e_{Bt}$ представляют собой соответственно ряды суммы и разности ошибок прогнозирования, полученных в различных моделях, а $x = e_A + e_B$ и $z = e_A - e_B$ – соответствующие векторы. Тогда тестовая статистика имеет вид:

$$MGN = \frac{\hat{\rho}_{xz}}{\sqrt{\frac{1 - \hat{\rho}_{xz}^2}{T-1}}} \sim t(T-1),$$

где $\hat{\rho}_{xz} = \frac{x'z}{\sqrt{(x'x)(z'z)}}$.

Заметим, что Диболд и Мариано в своей статье отмечают, что единственным из предположений о характере ошибок прогнозирования, которое не может быть ослаблено, является предположение о том, что функции потерь имеют квадратичный вид.

Тест Миза–Рогова. Наконец, в случае, если ошибки прогнозирования являются и серийно и одновременно коррелированными, можно использовать тест Миза–Рогова:

$$MR = \frac{\hat{\gamma}_{xz}}{\sqrt{\hat{\Sigma}/T}} \sim N(0, 1),$$

где $\hat{\gamma}_{xz} = \frac{x'z}{T}$,

$$\hat{\Sigma} = \sum_{\tau=-S(T)}^{S(T)} \left[1 - \frac{|\tau|}{T} \right] [\hat{\gamma}_{xx}(\tau)\hat{\gamma}_{zz}(\tau) + \hat{\gamma}_{xz}(\tau)\hat{\gamma}_{zx}(\tau)],$$

$$\hat{\gamma}_{xz}(\tau) = \begin{cases} \frac{1}{T} \sum_{t=\tau+1}^T x_t z_{t-\tau}, & \tau \geq 0 \\ \hat{\gamma}_{zx}(-\tau), & \tau < 0 \end{cases},$$

$$\hat{\gamma}_{zx}(\tau) = \begin{cases} \frac{1}{T} \sum_{t=\tau+1}^T z_t x_{t-\tau}, & \tau \geq 0 \\ \hat{\gamma}_{xz}(-\tau), & \tau < 0 \end{cases},$$

$$\hat{\gamma}_{xx}(\tau) = \frac{1}{T} \sum_{t=\tau+1}^T x_t x_{t-\tau},$$

$$\hat{\gamma}_{zz}(\tau) = \frac{1}{T} \sum_{t=\tau+1}^T z_t z_{t-\tau} \text{ и } S(T) - \text{ является возрастающей по } T, \text{ но бо-}$$

лее медленными темпами.

Можно показать, что если ряды ошибок не являются серийно коррелированными, то статистика Миза–Рогова асимптотически совпадает со статистикой Моргана–Гренджера–Ньюболда.

Отметим, что в своей статье Диболд и Мариано, используя метод Монте-Карло, сравнили статистические свойства всех рассмотренных тестов в зависимости от того, выполняются ли стандартные предпосылки об ошибках прогнозирования. Было показано, что тест Диболда–Мариано работает значительно лучше остальных тестов в ситуации нарушения предпосылки о гауссовости, а также других предпосылок относительно ошибок прогнозирования.

1.4. Анализ и сравнение прогнозных свойств различных моделей

Актуальность проблемы прогнозирования подтверждается количеством работ по данной теме, написанных к настоящему моменту. Помимо многочисленных монографий ежегодно публикуется огромное количество статей, касающихся проблем прогнозирования, как в специализированных журналах (например, *International Journal of Forecasting*, *Journal of Forecasting* и др.), так и во многих экономических, финансовых и эконометрических журналах. Подавляющее большинство работ по прогнозированию направлено на выявление методов прогнозирования, дающих наилучшие (с точки зрения некоторых критериев) прогнозы. В данной статье мы, естественно, не будем останавливаться на всех таких работах, а приведем результаты лишь некоторых из них, опубликованных в последние годы.

В статьях Стока и Ватсона (см., например, (Stock, Watson, 1998; 2001)) приведены сравнения прогнозных свойств различных мето-

дов прогнозирования временных рядов. Общие результаты этих работ заключаются в следующем:

- Предварительное тестирование рядов на наличие единичных корней позволяет улучшить качество прогнозов на любом горизонте прогнозирования, особенно в случае авторегрессионных моделей. Этот результат согласуется с результатами многих аналогичных работ, в том числе касающихся исследования прогнозных свойств моделей российских временных рядов (см., например, (Энтов, Носко и др., 2002)).
- Линейные методы дают лучшие прогнозы по сравнению с нелинейными. Например, прогнозы, полученные с использованием нейронных сетей, во всех случаях оказываются хуже прогнозов, полученных с использованием линейных методов (в частности, авторегрессионных моделей временных рядов). Прогнозы, построенные по *LSTAR*-моделям, в редких случаях превосходят линейные прогнозы по своему качеству, но, учитывая издержки оценки таких моделей, можно говорить о том, что получаемые по ним прогнозы не дают желаемого улучшения качества.
- Многие комбинированные прогнозы¹¹ превосходят по своему качеству любой некомбинированный. Аналогичные результаты были получены, например, в работе Зоу и Янга (Zou, Yang, 2004)¹².
- Использование в качестве объясняющих переменных показателей деятельности финансовой сферы (ставок процента, спреда между ставками процента и др.) не дает желаемых улучшений качества прогнозов таких макроэкономических показателей, как выпуск и инфляция. В тех же случаях, когда улучшения имеют место, они невелики и нестабильны.

¹¹ Под комбинированным прогнозом в данном случае понимается некоторая взвешенная линейная комбинация прогнозов, полученных по некоторому набору стандартных методов.

¹² Полученные в работе результаты говорят о следующем. Предложенный метод комбинирования прогнозов дает (намного) лучшие результаты в тех случаях, когда выбор между моделями временных рядов на основе критериев Акаике, Шварца или Хеннана-Квана затруднен. В ситуации, когда выбор между моделями не вызывает затруднений, комбинированный прогноз может быть и хуже по своему качеству.

Необходимо также отметить статью Макридакиса и Хибона (*Makridakis, Hibon, 2000*), в которой обобщены результаты многочисленных исследований, проведенных в рамках анализа и сравнения качества прогнозов различных рядов (около 3000 рядов) разными методами (24 метода). Полученные результаты во многом перекликаются с результатами других исследований:

- более сложные методы не обязательно дают лучшие прогнозы по сравнению с более простыми;
- ранжирование моделей по качеству прогнозов зависит от того, какая характеристика качества выбрана за эталон;
- комбинированные прогнозы в среднем превосходят по качеству прогнозы, включенные в комбинацию, а также прогнозы, полученные по другим методам;
- качество прогнозов, полученных по различным моделям, зависит от длины горизонта прогнозирования.

В статье Томакоса и Герарда (*Thomakos, Guerard, 2004*) сравниваются прогнозные свойства 6 классов моделей. На основе реальных данных авторы проранжировали модели различных типов, исходя из их прогнозных свойств при прогнозировании на 1 и 4 шага вперед. В *табл. 1.1* приведены полученные ранги.

Таблица 1.1

Прогноз \ Ранг	Худший прогноз (0)	1	2	3	4	Лучший прогноз (5)
На 1 шаг вперед	Наивная	Непараметрическая	ARIMA	Комбинированная	VAR	TF
На 4 шага вперед	Наивная	Непараметрическая	ARIMA	VAR	TF, комбинированная	

Как видно из *табл. 1.1*, наивные¹³ прогнозы обладают наихудшими свойствами по сравнению с прогнозами, полученными на основе более сложных моделей, как при прогнозировании на 1 шаг

¹³ Наивным прогнозом в момент времени T на h шагов вперед является значение, принимаемое временным рядом в момент времени T , т.е. считается, что $f_{T,h} = y_T$ для любого $h \geq 1$.

вперед, так и при прогнозировании на большее количество шагов. Прогнозы на 1 шаг вперед по одномерным непараметрическим моделям оказываются значительно хуже прогнозов по ARIMA-моделям. В то же время прогнозы на 4 шага вперед по этим двум типам моделей по качеству практически не отличаются между собой, хотя прогнозы, построенные по ARIMA-моделям, оказываются чуть лучше. Независимо от горизонта прогнозирования модели с передаточной функцией (TF-модели) показывают наилучшие прогнозные свойства. Модели векторной авторегрессии (VAR-модели) с точки зрения прогнозных свойств оказываются лучше комбинированных моделей при прогнозировании на 1 шаг вперед. Но при прогнозировании на 4 шага вперед комбинированные модели дают прогнозы, по своим качествам сопоставимые с прогнозами по моделям с передаточными функциями.

Интересный обзор и анализ свойств прогнозов дан в работе Тешмана (*Tashman, 2000*). Исходя из анализа многочисленных эмпирических работ, автор отмечает некоторые общие свойства прогнозов. В частности, в работе говорится: необходимо помнить о том, что для каждого выбранного метода прогнозирования оценка ошибки прогнозирования, полученная на основе ошибки оцененной регрессии, как правило, оказывается заниженной по сравнению с реальной ошибкой прогнозирования. Особенно это заметно при прогнозировании более чем на 1 шаг вперед. Как следствие, полученные для прогноза доверительные интервалы обычно оказываются более узкими, чем должны быть в действительности (более подробно см. (*Chatfield, 1993*)). Кроме того, модель, лучшая с точки зрения своих «внутренних» (*in-sample*) свойств, необязательно дает лучшие прогнозы. (Более подробно см. (*Bartolomei, Sweet, 1989*); (*Pant, Starbuck, 1990*)).

Помимо этого, Тешман сравнивает свойства прогнозов, полученных с использованием фиксированного момента прогнозирования (*fixed-origin*), и прогнозов с использованием скользящих моментов прогнозирования (*rolling-origin*)¹⁴, говоря, что прогнозы с использо-

¹⁴ Различие между этими двумя типами прогнозов заключается в том, что в первом случае все прогнозы (на 1, 2, ..., h шагов вперед) строятся из одной точки T , а во втором – для каждого момента времени 1, 2, ..., h прогнозы строятся в моменты T , $T+1$, ..., $T+h-1$. Иначе говоря, в первом случае мы получаем h прогнозных значений

ванием различных моментов прогнозирования позволяют достичь большей точности для каждого конкретного момента времени.

* * *

Таким образом, можно сделать следующие наиболее общие выводы о прогнозных свойствах различных эконометрических моделей и дать некоторые рекомендации при прогнозировании. Во-первых, линейные методы прогнозирования дают лучшие результаты по сравнению с нелинейными. Соответственно, можно говорить, что рекомендация о выборе более простой модели при прогнозировании подтверждается многочисленными эмпирическими исследованиями.

Во-вторых, комбинированные прогнозы в большинстве случаев оказываются по своему качеству лучше, чем обычные некомбинированные. Далее, сравнительные результаты нередко зависят от того, какая характеристика качества прогнозов была взята. И наконец, предварительное тестирование на наличие единичных корней позволяет существенно улучшить качество прогнозов.

Литература к статье 1

Носко В., Бузаев А., Кадочников П., Пономаренко С. (2003). Анализ прогнозных свойств структурных моделей и моделей с включением результатов опросов предприятий. М.: ИЭПП. Научные труды. № 64.

Энтов Р.М., Носко В.П., Юдин А.Д., Кадочников П.А., Пономаренко С.С. (2002). Проблемы прогнозирования некоторых макроэкономических показателей. М.: ИЭПП. Научные труды. № 46.

Bartolomei, D.W. and Sweet, A.L. (1989). A Note on a Comparison of Exponential Smoothing Methods for Forecasting Seasonal Series // *International Journal of Forecasting*. № 5. P. 111–116.

Chatfield, C. (1993). Calculating Interval Forecasts // *Journal of Business and Economic Statistics*. № 11. P. 121–135.

Clements H. (1998). *Forecasting Economic Time Series*. Cambridge: Cambridge University Press. The Marshall Lectures on Economic Forecasting.

(для каждого прогнозируемого момента времени – одно значение), а во втором – $h(h+1)/2$ прогнозных значений (по h для каждого момента времени).

Clements M.P., Hendry D.F. (2001). *Forecasting Non-Stationary Economic Time Series*. The MIT Press. Cambridge (Massachusetts). London (England).

Diebold F.X., Mariano R.S. (1995). Comparing Predictive Accuracy // *Journal of Business and Economic Statistics*. № 13 (3). P. 253–263.

Hamilton (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton. New Jersey.

Makridakis S., Hibon M. (2000). The M3-Competition: Results. Conclusions and Implications // *International Journal of Forecasting*. № 16. P. 451–476.

Newey W., West K. (1987). A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix // *Econometrica*. № 55. P. 703–708.

Pant P.N., Starbuck W.H. (1990). Innocents in the Forest: Forecasting and Research Methods // *Journal of Management*. № 16. P. 433–460.

Principles of Forecasting: a Handbook for Researchers and Practitioners (2003) / Ed. by Armstrong J.S. Kluwer Academic Publishers, Boston-Dordrecht-London.

Stock J.H., Watson M.W. (1998). A Comparison of Linear and Non-Linear Univariate Models for Forecasting Macroeconomic Time Series // NBER WP. No. 6607. June.

Stock J.H., Watson M.W. (1999). Forecasting Inflation // NBER WP No 7023. March.

Stock J.H., Watson M.W. (2001). Forecasting Output and Inflation: the Role of Asset Prices // NBER WP. No 8180. March.

Schwert G.W. (1989). Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation // *Journal of Business and Economic Statistics*. № 7. P. 147–159.

Tashman L.J. (2000). Out-of-Sample Tests of Forecasting Accuracy: an Analysis and Review // *International Journal of Forecasting*. № 16. P. 437–450.

Thomakos, D.D. and J.B. Guerard Jr. (2004). Nave, ARIMA, Nonparaetric Transfer Function and VAR Models: a Comparison of Forecasting Performance // *International Journal of Forecasting*. № 20. P. 53–67.

Zou H., Yang Y. (2004). Combining Time Series Models for Forecasting // *International Journal of Forecasting*. № 20. P. 69–84.

2. Прогнозирование временных рядов с использованием информативных структур

В этой статье приведены основные понятия теории взаимосвязей статистических систем. Рассматриваются определения схемы непосредственных взаимодействий и структуры сложных систем, обсуждаются их достоинства и недостатки. Вводятся понятие информативной структуры статистической системы и связанное с ним понятие существенной размерности многомерной статистической системы, позволяющие строить приближенные модели исследуемых систем в классе случайных векторов фиксированной существенной размерности. Приводятся оценки сложности описания статистических систем (необходимого количества наблюдений за системой), позволяющих построить модель системы с гарантированной точностью и надежностью, для n -мерных статистических систем и для n -мерных статистических систем существенной размерности $k < n$. Приводятся принципы построения прогноза для статических статистических систем, для временных рядов и динамических статистических систем.

2.1. Теоретические основы прогнозирования с использованием информативных структур статистических систем

2.1.1. Статистические системы и их структуры: основные понятия

Будем называть системы, для которых случайный вектор (или векторный случайный процесс) является подходящей моделью поведения, *статистическими системами*. Изучение взаимосвязей между компонентами случайного вектора, анализ различных его статистических характеристик позволяют установить закономерности состояния и функционирования моделируемой статистической системы, прогнозировать ее развитие, предвидеть последствия от принятия различных управляющих воздействий на нее.

В задачах количественного анализа сложных систем вычисляются усредненные значения показателей качества системы и

функций, определяющих ограничения на ее состояние и поведение. Усреднение этих показателей, вычисление их рассеивания и взаимосвязей производится в соответствии с совместной функцией распределения вероятностей компонент случайного вектора – признаков изучаемой статистической системы. Для установления причинно-следственных связей между элементами системы использование функции распределения вероятностей (модели системы) в ряде случаев может оказаться предпочтительнее оперирования исходной статистической информацией о распределении значений ее признаков во времени.

В сложных практических задачах исходной статистической информации, которую можно получить в результате самых разнообразных обследований и экспериментов, обычно явно недостаточно для сколько-нибудь достоверного и в то же время достаточно полного статистического описания изучаемых явлений и процессов. В связи с этим крайне важно выявить частные статистические характеристики исходной информации, на основе которых можно произвести декомпозицию системы на подсистемы меньшей размерности, в терминах которых могут быть разумно сформулированы, количественно оценены и, что крайне важно, качественно проинтерпретированы взаимосвязи исследуемой сложной системы. Повидимому, именно поэтому значительная часть работ по математическому обеспечению решения задач идентификации сложных систем посвящена разработке статистических характеристик связей, непосредственных связей, силы связи и т.д. При этом большая размерность реальных сложных систем и ограниченный статистический материал, который может быть получен в результате наблюдений за ними, предъявляют специальные – и притом весьма специфические – требования к формальному аппарату анализа и синтеза этих систем и к получению их качественных и количественных характеристик.

В теории вероятностей четко определены понятия «зависимость» и «независимость» случайных событий через основные понятия этой дисциплины. Два случайных события независимы между собой, если вероятность их совместного наступления равна произведению вероятностей наступления каждого из них. Это формальное определение понятия «независимость» соответствует

содержательному интуитивному его пониманию и здравому смыслу. В то же время с определением понятий «связь», «взаимовлияние», «структура связей» ситуация не столь четкая. Здесь нет однозначного соответствия между интуитивными и содержательными представлениями об этих понятиях, с одной стороны, и их формальным определением – с другой.

Естественно считать, что элементы сложной кибернетической системы взаимодействуют друг с другом или связаны между собой, если изменение состояния и/или поведения одного из них с необходимостью влечет за собой изменение состояния и/или поведения другого. Однако этому интуитивно ясному представлению о взаимосвязи можно поставить в соответствие множество различных формальных определений, характеризующих разные аспекты понятий «связь», «взаимовлияние».

Так, например, связи между элементами статистической системы, описываемыми компонентами случайного вектора, можно характеризовать элементами корреляционной или ковариационной матрицы этого случайного вектора. Наличие или отсутствие корреляции между переменными можно интерпретировать как наличие или отсутствие связи между ними. Это наиболее распространенный способ описания связей между элементами системы. Однако такая интерпретация далеко не всегда правомерна. Коррелированность компонент случайного вектора между собой может означать лишь то, что соответствующие элементы моделируемой им статистической системы связаны одновременно с одной или несколькими другими составляющими рассматриваемой системы. В литературе описываются различные приемы «очищения» корреляции двух переменных от влияния других показателей системы. Таким образом, возникают естественные понятия о непосредственной и опосредованной связях между элементами сложных статистических систем.

Определение понятия «непосредственная связь» с помощью частных коэффициентов корреляции учитывает только вторые моменты совместного распределения вероятностей компонент случайного вектора – модели системы. Иначе говоря, частные коэффициенты корреляции позволяют устанавливать непосредственные связи только между компонентами нормально распределенно-

го случайного вектора и не гарантируют выявления независимости между элементами негауссовых случайных величин. В общем случае необходимо более совершенное определение непосредственной связи, для которого определение связей по коэффициентам корреляции было бы частным случаем, применимым для гауссовых случайных векторов. Это особенно важно для причинного анализа – исследования взаимосвязей элементов системы во времени.

Первым, кто ввел операциональное определение непосредственной связи между элементами сложной кибернетической системы, был, по-видимому, У.Р. Эшби (*Эшби, 1962*). Согласно Эшби, между парой переменных существует непосредственное взаимодействие тогда и только тогда, когда при фиксированных значениях остальных переменных системы изменение значений одной переменной влечет за собой закономерное изменение другой.

Если каждому элементу системы поставить в соответствие вершину помеченного графа, ребра которого отвечают наличию непосредственных связей между элементами, отвечающими вершинам, инцидентным этим ребрам, то получится очень наглядное представление непосредственных связей в системе. Этот граф называется *схемой непосредственных взаимодействий* или *графом непосредственных связей* изучаемой системы.

Приведем в соответствие изучаемой статистической системе набор признаков, характеризующих ее. Результаты наблюдений за этими показателями будем рассматривать как реализации значений случайного вектора $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n)$ – модели статистической системы, – имеющего совместное распределение вероятностей $p(x) = p(x_1, \dots, x_n)$. Обозначим через $\Delta(j) \subseteq I = \{1, \dots, n\}$ подмножество индексов таких, что при $p(x_{\Delta(j)}) \neq 0$ выполняются соотношения:

$$\begin{aligned} \forall i \in I \setminus \{j, \Delta(j)\} \quad p(x_j | x_{I \setminus \{j\}}) &= p(x_j | x_{I \setminus \{i, j\}}) \quad \forall x \in X; \\ \forall i \in \Delta(j) \exists x \in X : p(x_j | x_{I \setminus \{j\}}) &\neq p(x_j | x_{I \setminus \{i, j\}}) \quad . \end{aligned} \tag{2.1}$$

Тогда в соответствии с качественным определением Эшби помеченный граф¹⁵ Δ с матрицей смежности $S = \|s_{ij}\|$, где

¹⁵ Помеченным называется граф, каждой вершине которого поставлена в соответствие некоторая метка (в нашем случае – номер координаты случайного вектора, моделирующего статистическую систему). Здесь и далее терминология теории графов соответствует приведенной в работе (*Харари, 1973*).

$$s_{ij} = \begin{cases} 1, i \in \Delta(j), \\ 0, i \notin \Delta(j), \end{cases} \quad (2.2)$$

называется графом непосредственных связей случайного вектора ξ (схемой непосредственных взаимодействий статистической системы, моделью которой является случайный вектор ξ).

При всей своей наглядности определение графа непосредственных связей (2.1)–(2.2), к сожалению, является малоинформативным, поскольку его построение в соответствии с этим определением требует знания совместного распределения вероятностей случайного вектора ξ , что при немалой размерности ξ , как правило, нереально. Кроме того, существенным недостатком такого определения непосредственных взаимодействий является тот факт, что «попарная независимость некоторой совокупности элементов» далеко не всегда означает «независимость этих элементов в совокупности». Другими словами, равенство $p(x_j | x_{\setminus \{j\}}) = p(x_j | x_{\setminus \Delta(j)})$ выполняется не всегда. Этого недостатка лишены структуры случайных векторов.

Ю.Н. Гаврилец (*Гаврилец, 1969*) предложил в развитие схемы непосредственных взаимодействий Эшби понятие структуры многомерной случайной величины (структуры статистической системы, индуцирующей этот случайный вектор). Структура, в отличие от графа непосредственных связей, отражает уже не только парные, но и групповые взаимодействия признаков – компонент изучаемой системы. Грубо говоря, структура n -мерной статистической системы – это граф с n вершинами, отсутствие ребра в котором свидетельствует об отсутствии непосредственной связи между соответствующими элементами системы.

Уже из этого грубого определения виден один из основных недостатков понятия «структура». Структура, в отличие от схемы непосредственных взаимодействий, не обладает свойством минимальности, т.е. любой граф, содержащий структуру в качестве остовного подграфа, также является структурой этой системы. В частности, полный граф K_n является структурой любой n -мерной системы. Для устранения этого недостатка введено понятие существенной структуры – структуры, никакой остовный подграф которой уже не является структурой системы. Однако, вообще говоря, система может иметь неединственную существенную структуру. В тех

случаях, когда существенная структура единственная (это так называемая жесткая структура), она совпадает со схемой непосредственных взаимодействий (Родионов, 1980; 1982), а в общем случае схема непосредственных взаимодействий статистической системы, индуцирующей случайный вектор ξ , совпадает с пересечением всех существенных структур ξ .

Структура статистической системы (случайного вектора, моделирующего статистическую систему) – весьма богатое понятие. Отличаясь большой наглядностью, структуры очень полезны при качественном анализе сложных статистических систем. Выделяя для каждого элемента системы группу элементов, непосредственно с ним связанных, структуры позволяют существенно упростить количественный анализ, снижая размерность рассматриваемой в каждый момент системы. В связи с этим возникает задача – построение структуры по статистической информации (обычно весьма ограниченной) о системе.

Для некоторых частных классов случайных векторов – моделей статистических систем – определение нетривиальной структуры (т.е. структуры, не являющейся полным графом), если она существует, не представляет принципиальных трудностей. Например, для систем, моделируемых нормально распределенными случайными векторами, наборами псевдонезависимых случайных величин и некоторыми другими классами случайных векторов, построены достаточно эффективные алгоритмы определения их структуры благодаря использованию специфических особенностей этих классов случайных векторов. Однако в общем случае построение структуры многомерной случайной величины (соответственно статистической системы, индуцирующей этот случайный вектор) представляет собой весьма трудоемкую работу (вычислительная сложность данной задачи – башня экспонент).

Приведем теперь формальное определение структуры случайного вектора. Для этого сначала введем определения вспомогательных понятий.

Для любого помеченного графа Γ назовем тройку $\{A, B, C\}$ непесекающихся подмножеств множества вершин $I = \{1, 2, \dots, n\}$ марковской тройки в графе Γ , если любая простая цепь, соединяющая в графе Γ любую вершину $i \in A$ с любой вершиной $j \in C$, непременно

но имеет вершину $k \in B$. Напомним, что подмножество вершин $L_j = \{i = k_0, k_1, \dots, k_{r-1}, k_r = j\}$ графа Γ с матрицей смежности $S = \|s_{ij}\|$

образует цепь, если $\prod_{t=1}^r s_{t-1,t} = 1$; цепь называется простой, если

$kt \neq k_l$, при $t \neq l$. Будем обозначать марковскую тройку вершин в графе Γ как $\{A, B, C\}_\Gamma$. Таким образом,

$$\{A, B, C\} = \{A, B, C\}_\Gamma \Leftrightarrow \forall i \in A, j \in C \exists k \in L_j : k \in B \forall L_j.$$

Пусть $\xi = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$ – n -мерная случайная величина с совместным распределением вероятностей $p(x)$. Назовем тройку случайных векторов $\{\xi_A, \xi_B, \xi_C\}$ ($A, B, C \subset I = \{1, \dots, n\}$, $A \cap B = A \cap C = B \cap C = \emptyset$) *марковской тройкой случайных величин*, если

$$p(x_A | x_B, x_C) = p(x_A | x_B) \forall x_C : p(x_B, x_C) \neq 0.$$

Будем обозначать марковскую тройку случайных величин $\{\xi_A, \xi_B, \xi_C\}_p$.

Помеченный граф Γ с n вершинами называется *структурой* n -мерной случайной величины ξ с совместным распределением вероятностей $p(x)$, если для любой марковской в графе Γ тройки подмножеств вершин соответствующие подвектора случайного вектора ξ являются марковской тройкой случайных величин. Другими словами, граф Γ – структура случайного вектора ξ тогда и только тогда, когда

$$\{A, B, C\}_\Gamma \Rightarrow \{\xi_A, \xi_B, \xi_C\}_p \forall \{A, B, C\}_\Gamma.$$

Любой случайный вектор имеет структуру. Причем очевидно, что если граф Γ – структура некоторого случайного вектора ξ , то любой граф, для которого Γ является остовным подграфом, также является структурой ξ . В частности, полный граф K_n является структурой любого n -мерного случайного вектора. Поэтому структура тем «лучше», чем меньше ребер она содержит.

Структура Γ случайного вектора ξ называется его *существенной структурой*, если никакой ее остовный подграф не является структурой ξ . Другими словами, граф Γ – существенная структура случайного вектора ξ тогда и только тогда, когда, во-первых,

Γ – структура ξ и, во-вторых, при удалении из Γ любого ребра получаемый граф уже не является структурой ξ . Понятие существенной структуры является аналогом графа непосредственных связей. Однако, в отличие от схемы непосредственных взаимодействий, существенная структура статистической системы может быть неединственной.

Для практических расчетов и оценок взаимосвязей между элементами статистических систем целесообразно ввести эквивалентное определение структуры случайного вектора в терминах теории информации. Понятия «энтропия» и «количество информации» представляют собой естественные меры неопределенности и зависимости компонент случайного вектора.

Энтропия дискретной случайной величины ξ (т.е. случайной величины, принимающей не более чем счетное число значений), принимающей значения $x \in X$ с вероятностями $p(x)$, равна

$$H(\xi) = - \sum_{x \in X} p(x) \log_2 p(x).$$

Количество информации о случайной величине ξ , содержащееся в случайном векторе ξ , определяется как

$$I(\xi_A, \xi_B) = H(\xi_A) + H(\xi_B) - H(\xi_A, \xi_B).$$

В соответствии со свойствами количества информации (см., например, (А. Яглом, И. Яглом, 1973)) имеет место утверждение

$$I(\xi_A, (\xi_B, \xi_C)) = I(\xi_A, \xi_B) \Leftrightarrow \{\xi_A, \xi_B, \xi_C\} = \{\xi_A, \xi_B, \xi_C\}_p, \text{ т.е.}$$

$$I(\xi_A, (\xi_B, \xi_C)) = I(\xi_A, \xi_B) \tag{2.3}$$

тогда и только тогда, когда случайные вектора ξ_A, ξ_B, ξ_C образуют марковскую тройку случайных величин.

Таким образом, граф Γ является структурой случайного вектора в том и только в том случае, если для всех марковских троек подмножеств вершин $\{A, B, C\}_\Gamma$ графа Γ выполняется соотношение (2.3). Такое определение структуры соответствует интуитивным представлениям о связях между компонентами случайного вектора и удобнее, а главное конструктивнее, предыдущего, поскольку

имеет дело уже не с функциями (распределениями вероятностей), а с числами (количествами информации)¹⁶.

Понятие графа для характеристики связей между элементами сложной кибернетической системы используется довольно широко. Определение графа непосредственных связей по У.Р. Эшби, приведенное выше, далеко не единственное определение, отвечающее в большей или меньшей степени интуитивным представлениям о непосредственной связи между элементами сложных систем. Например, О. Ланге (*Ланге, 1969*) называет структурой системы ориентированный граф, указывающий на наличие функциональных зависимостей между соответствующими элементами системы. Разрабатываются и другие определения силы и структуры связей (см., например, (*Blalock, 1969*); (*Елисеева, 1982*); (*Suppes, 1970*)).

2.1.2. Информативные структуры статистических систем

Накопленной статистической информации, недостаточной для сколько-нибудь достоверной оценки истинного совместного распределения вероятностей случайного вектора, обычно вполне достаточно для обоснованной оценки с приемлемыми точностью и надежностью частных распределений вероятностей существенно меньшей размерности. При отсутствии дополнительных сведений об истинном многомерном распределении вероятностей естественно считать, что экстракт информации из накопленного статистического материала представляет собой наилучшее (в некотором точно определенном заранее смысле, целесообразном с информационной точки зрения) приближение искомого совместного распределения вероятностей большой размерности композицией его частных распределений вероятностей небольшой размерности. В содержательных терминах принятое допущение означает, что непосредственные связи между элементами сложной статисти-

¹⁶ Подробное изложение свойств структур имеется в приложении к работе (*Гаврилец, 1974*). Методы построения структур для некоторых частных классов статистических систем приведены, например, в работах (*Корчемная, 1978*); (*Родионов, 1978; 1980; 1982*); (*Сенченко, 1982*); (*Харчук, 1975*); (*Юдин, 1976*) и др. В работе (*Зайцева, 1984*) показана связь теории структур случайных векторов с другими методами многомерного статистического анализа, такими как лог-линейный анализ, факторный анализ и пр.

стической системы, содержащей большое количество элементов, определяются главным образом внутренними связями некоторого числа ее «базовых» подсистем существенно меньшей размерности.

Отсутствие априорных гипотез, основанных на качественном анализе, практически исключает возможность установления закономерностей состояния и поведения сложной системы на основе данных статистического исследования. Объем наблюдений, необходимых для сколько-нибудь надежной аппроксимации совместного распределения вероятностей компонент случайного вектора – модели статистической системы – и даже для определения существенных непосредственных связей между элементами рассматриваемой системы, астрономически велик и быстро (экспоненциально) растет с ростом размерности системы.

Будем называть статистическую систему размерности n системой существенной размерности k (или системой k -существенной размерности), если эта система допускает выделение небольшого числа подсистем размерности не выше k таким образом, что все непосредственные связи между элементами системы определяются только непосредственными связями между элементами выделенных подсистем. Следует полагать, что весьма многие сложные системы могут быть рассмотрены, по крайней мере, в первом приближении как статистические системы k -существенной размерности, где k относительно мало. Это объясняется иерархичностью сложных систем, их гибкостью или высоким разнообразием (откуда следует не слишком большое число непосредственных связей, так как при прочих равных условиях разнообразие системы тем выше, чем меньше в ней непосредственных связей) и естественной возможностью агрегирования элементов системы по ограниченному числу признаков (например, по числу функций, выполняемых системой).

Определение классов n -мерных статистических систем k -существенной размерности поддается относительно простой формализации. Статистическая система размерности n относится к классу систем существенной размерности k , если совместная функция распределения вероятностей моделирующего ее случайного вектора может быть представлена в виде композиции некото-

рых ее маргинальных распределений вероятностей размерности не выше k . Частные распределения вероятностей, определяющие эту композицию, есть совместные распределения вероятностей случайных векторов, моделирующих выделенные k -мерные подсистемы изучаемой статистической системы.

Приведем формальное определение существенной размерности статистической системы. Пусть статистическая система индуцирует некоторый случайный вектор ξ . Тогда при любой перестановке $\{\alpha_i\}_{i=1}^n$ индексов $l = \{1, \dots, n\}$ совместное распределение вероятностей $p(x)$ случайного вектора ξ может быть представлено в виде декомпозиции

$$p(x) = \prod_{i=1}^n p(x_{\alpha_i} | x_{\alpha_1}, \dots, x_{\alpha_{i-1}}) \quad (2.4)$$

При этом каждый сомножитель декомпозиции (2.4) может быть представлен как $p(x_{\alpha_i} | x_{\alpha_1}, \dots, x_{\alpha_{i-1}}) = p(x_{\alpha_i} | x_{\Delta(\alpha_i)})$. Таким образом, декомпозиция (2.4) может быть переписана в виде

$$p(x) = \prod_{i=1}^n p(x_{\alpha_i} | x_{\Delta(\alpha_i)}) \quad (2.5)$$

Существенной размерностью статистической системы, индуцирующей случайный вектор ξ с совместным распределением вероятностей $p(x)$, будем называть максимальную размерность сомножителей декомпозиции (2.5), отвечающей такой перестановке $\{\alpha_i\}_{i=1}^n$ индексов $l = \{1, \dots, n\}$, при которой она минимальна, т.е. число k такое, что

$$k = \min_{\{\alpha_i\}_{i=1}^n} \max_{1 \leq i \leq n} |\Delta(\alpha_i)| + 1. \quad (2.6)$$

Множество n -мерных случайных векторов (статистических систем, моделируемых этими векторами) существенной размерности k , или случайных n -мерных векторов (статистических систем) k -существенной размерности, будем обозначать $P_{k,n}$.

Здесь и далее будем полагать, что уже известны все k -мерные ($k \ll n$) частные распределения вероятностей искомой n -мерной случайной величины. Обозначим через $P_{k,n}(p)$ множество n -мерных распределений вероятностей существенной размерности k , т.е.

$$P_{k,n}(p) = \left\{ \begin{array}{l} \tilde{p}(x) = \prod_{i=1}^n p(x_{\alpha_i} | x_{\Delta(\alpha_i)}), \\ \tilde{p}(x) \exists \{\alpha_i\}_{i=1}^n : \\ \Delta(\alpha_i) \subseteq \bigcup_{j=1}^{i-1} \{\alpha_j\}, |\Delta(\alpha_i)| < k, \forall i \end{array} \right\} \quad (2.7)$$

Таким образом, множество $P_{k,n}(p)$ содержит все n -мерные случайные величины, совместные распределения которых могут быть получены как композиции k -мерных частных распределений вероятностей n -мерного случайного вектора ξ , индуцированного исследуемой статистической системой. Другими словами, можно дать следующее, эквивалентное (2.7), определение множества $P_{k,n}(p)$:

$$P_{k,n}(p) = \left\{ \tilde{p}(x) \in P_{k,n} \mid \tilde{p}(x_{\alpha_i}, x_{\Delta(\alpha_i)}) = p(x_{\alpha_i}, x_{\Delta(\alpha_i)}) \right\}. \quad (2.8)$$

Естественно, что конструктивные методы количественного и качественного анализа можно ожидать только для статистических систем с $k \ll n$, т.е. для систем с малой существенной размерностью. Интуитивно представляется правдоподобным, что многие сложные кибернетические системы высокой размерности либо сами являются статистическими системами невысокой существенной размерности, либо, по крайней мере, достаточно хорошо аппроксимируются такими системами.

В качестве характеристики непосредственных связей статистических систем будем рассматривать их информативные структуры (Юдин, 1977). Грубо говоря, информативные структуры k -го порядка – это структуры случайных векторов k -существенной размерности, ближайших в смысле минимума различающей информации к модели исследуемой статистической системы. Другими словами, информативная структура k -го порядка n -мерного случайного вектора ξ – это существенная структура случайного вектора ζ , совместное распределение вероятностей $p_{\zeta}(x)$ которого удовлетворяет следующим свойствам. Оно является, во-первых, композицией k -мерных частных распределений вероятностей исходного случайного вектора ξ и, во-вторых, ближайшим в смысле минимума различающей информации к неизвестному распределению вероятностей $p_{\xi}(x)$ случайного вектора ξ , моделирующего изучаемую статистическую систему. Соответствующее распреде-

ление вероятностей $p_{\zeta}(x)$ называется информативной аппроксимацией k -го порядка истинного распределения вероятностей. Все k -мерные маргинальные распределения предполагаются известными, или же их можно построить по имеющемуся статистическому материалу с достаточной степенью достоверности и надежности.

Определение информативной структуры вводится с опорой на понятие структуры случайного вектора. Это связано с двумя факторами. Во-первых, само понятие информативной структуры возникло в связи с попытками формирования общего метода построения структур. Во-вторых, и это главное, тот факт, что информативная структура статистической системы является в некотором смысле ее приближенной структурой, а точнее – структурой приближенной модели, позволяет использовать все положительные качества понятия «структура случайного вектора» и все соответствующие результаты.

Если известна декомпозиция совместного распределения вероятностей исследуемого случайного вектора, определяющая его существенную размерность, то построение структуры соответствующей статистической системы является достаточно простым делом. Воспользуемся этим обстоятельством для построения приближенных совместных распределений вероятностей и структур случайных векторов. Сформулируем задачу аппроксимации совместного распределения вероятностей случайного вектора композицией его частных распределений вероятностей, имеющих размерность не выше заданной, в формальных терминах¹⁷.

Будем строить приближенную модель статистической системы, моделью которой является случайный вектор ζ с совместным распределением вероятностей $p(x)$, в классе случайных векторов $P_{k,n}(p)$. Степень близости многомерных распределений вероятностей $p^{(1)}(x)$ и $p^{(2)}(x)$ (случайных векторов $\zeta^{(1)}$ и $\zeta^{(2)}$ с совместными распределениями вероятностей $p^{(1)}(x)$ и $p^{(2)}(x)$ соответственно, а значит, и моделируемых ими систем) будем оценивать по величине информационного расхождения (*Kullback, Leiber, 1951*).

¹⁷ Такой подход часто используется в теории распознавания образов. В работе (*Chow, 1970*) получены результаты, аналогичные построению информативных структур второго порядка.

$$I(p^{(1)} : p^{(2)}) = \sum_{x \in X} p^{(1)}(x) \frac{\ln p^{(1)}(x)}{\ln p^{(2)}(x)}. \quad (2.9)$$

Здесь, естественно, предполагается, что случайные величины $\xi^{(1)}$ и $\xi^{(2)}$ с совместными распределениями вероятностей $p^{(1)}(x)$ и $p^{(2)}(x)$ соответственно принимают значения на одном и том же множестве X . Мера различающей информации представляет собой направленное расстояние¹⁸.

Тогда в принятых нами обозначениях задача построения приближенного распределения вероятностей случайного вектора может быть сформулирована следующим образом.

Требуется найти распределение вероятностей $p^*(x)$ из множества $P_{k,n}(p)$ такое, что оно является ближайшим по мере близости $I(p : \tilde{p})$ к искомому распределению вероятностей $p(x)$ среди всех распределений вероятностей $\tilde{p}(x) \in P_{k,n}(p)$. Другими словами, приближенное распределение вероятностей $p^*(x)$ k -существенной размерности n -мерного распределения вероятностей $p(x)$ является решением задачи математического программирования

$$\min \{I(p : \tilde{p}) \mid \tilde{p}(x) \in P_{k,n}(p)\}, \text{ т.е.} \quad (2.10)$$

$$p^*(x) = \arg \min \{I(p : \tilde{p}) \mid \tilde{p}(x) \in P_{k,n}(p)\}. \quad (2.11)$$

Придадим задаче (2.10) более конструктивную форму. Для этого введем «параметры управления»: матрицу $Z = \|z_{iA}\|$ размерности $n \times C_n^{k-1}$ и вектор $y = (y_1, \dots, y_n)$. Рассмотрим множества пар (Z, y) , удовлетворяющих условиям:

$$\sum_{A \in N} z_{iA} \leq 1, i \in I = \{1, \dots, n\}, \quad (2.12)$$

$$y_i - z_{iA} \max_{j \in A} y_j \geq 1, A \in N, i \in I, \quad (2.13)$$

$$z_{iA} \in \{0, 1\}, A \in N, i \in I, \quad (2.14)$$

$$y \in Y, \quad (2.15)$$

где $Y = \{y \mid y_i \in Y : y_i \neq y_j, \forall i \neq j\}$; $A \subset I$ – подмножество индексов из I ; $N = \{A \subset I \mid |A| = k - 1\}$.

¹⁸ Свойства меры различающей информации подробно изложены в работе (Кульбак, 1967).

Задача (2.10) – задача нахождения наилучшей аппроксимации (2.11) многомерного распределения вероятностей $p(x)$ распределением вероятностей существенной размерности k – сводится к решению следующей задачи дискретного программирования (Юдин, 1979): найти минимум функционала (2.9) при выполнении условий (2.11)–(2.15).

По решению (Z^*, y^*) задачи (2.9), (2.12)–(2.15) восстанавливается аппроксимирующее распределение вероятностей по формуле

$$p^*(x) = \prod_{i=1}^n p(x_i | x_{\Delta(i)}), \quad (2.16)$$

где множество $\Delta(i)$ определяется по решению задачи (2.9), (2.12)–(2.15) следующим образом:

$$\Delta(i) = \{j \in I | j \in A \in N : z_{ia}^* = 1\}. \quad (2.17)$$

Будем называть распределение вероятностей $p^*(x) \in P_{k,n}(p)$, полученное в результате решения задачи (2.9), (2.12)–(2.15), в соответствии с (2.16)–(2.17) *информативной аппроксимацией k -го порядка* распределения вероятностей $p(x)$ случайного вектора ξ .

Введем еще одно определение. Пусть $p^*(x) \in P_{k,n}(p)$ – информативная аппроксимация k -го порядка n -мерного распределения вероятностей $p(x)$ случайного вектора ξ , полученная в результате решения задачи (2.10). Назовем *информативной структурой k -го порядка n -мерной* случайной величины ξ граф Γ с матрицей смежности $S = \|s_{ij}\|$, где

$$s_{ij} = \begin{cases} 1, & j \in \Delta(i) \cup \Delta^{-1}(i) \setminus \{i\}, \\ 0, & j \notin \Delta(i) \cup \Delta^{-1}(i) \setminus \{i\}. \end{cases} \quad (2.18)$$

Здесь $\Delta^{-1}(i) = \{j \in I | i \in \Delta(j)\}$.

Справедливо следующее утверждение (Юдин, 1977).

Теорема 1. *Распределение вероятностей $p^*(x) \in P_{k,n}(p)$ является информативной аппроксимацией k -го порядка распределения вероятностей $p(x)$ в том и только в том случае, если матрица Z^* , связанная с $p^*(x)$ соотношением (2.18), является компонентой решения задачи максимизации функционала*

$$L(Z) = \sum_{i=1}^n \sum_{A \in N} I_{iA} z_{iA} \quad (2.19)$$

при ограничениях

$$\sum_{A \in N} z_{iA} \leq 1, i \in I = \{1, \dots, n\}, \quad (2.20)$$

$$y_i - z_{iA} \max_{j \in A} y_j \geq 1, A \in N, i \in I, \quad (2.21)$$

$$z_{iA} \in \{0, 1\}, A \in N, i \in I, \quad (2.22)$$

$$y \in Y. \quad (2.23)$$

Здесь $I_{iA} = I(\xi_i, \xi_A)$.

При этом граф Γ с матрицей смежности $S = \|s_{ij}\|$, где

$$s_{ij} = \begin{cases} 1, \exists A : (j \in A \wedge z_{iA}^* = 1) \vee (i \in A \wedge z_{jA}^* = 1), \\ 0, \forall A (j \in A \Rightarrow z_{iA}^* = 0) \vee (i \in A \Rightarrow z_{jA}^* = 0), \end{cases} \quad (2.24)$$

является информативной структурой k -го порядка случайного вектора ξ с совместным распределением вероятностей $p(x)$.

Для построения информативных структур статистических систем разработаны различные методы. В работе (Юдин, 1977) предложен общий метод направленного перебора (типа метода ветвей и границ) построения информативных структур произвольного порядка. Метод построения информативных структур второго порядка (эквивалентный методу решения задачи о соединении городов) разработан в работе (Юдин, 1980). Обобщение этого метода позволило построить асимптотически оптимальный метод приближенного построения информативных структур (Юдин, 1981), который также является методом решения обобщенной задачи о соединении городов и приближенного решения задачи Штейнера.

2.1.3. Сложность статистических систем

Говоря о сложности социально-экономических явлений и процессов, обычно ориентируются главным образом на интуитивное понимание термина «сложность». Ясно, однако, что понятие «сложность системы» станет полезным не только для качественных обсуждений, но и для количественных оценок только после того, как оно получит формальное определение, позволяющее измерять

или, по крайней мере, оценивать сложность различных систем и сравнивать их между собой по сложности. В последние годы этому вопросу уделяется большое внимание как в математической логике, так и в различных прикладных дисциплинах. (Подробнее об этом см., например, (Д. Юдин, А. Юдин, 1985)).

Следует полагать, что вряд ли возможно характеризовать сложность широкого спектра различных явлений и процессов некоторым единым универсальным показателем. В различных задачах играют большую или меньшую роль те или иные аспекты сложности.

Первые попытки формального определения понятия «сложность» предпринял А.Н. Колмогоров (Колмогоров, 1965). Модель статистической системы – совместная функция распределения вероятностей случайного вектора, индуцированного системой, – строится по результатам наблюдений за состояниями системы (по реализациям соответствующей случайной величины). Одной из важных задач теории статистических систем является оценка сложности описания таких систем (Юдин, 1982).

Естественно под сложностью оценивания или описания $N_A(n, \varepsilon, \alpha)$ класса n -мерных статистических систем A понимать минимальное число независимых одинаково распределенных (в соответствии с истинным распределением вероятностей) реализаций моделирующего систему n -мерного случайного вектора, необходимое для того, чтобы с надежностью не менее α восстановить его совместную функцию распределения вероятностей $p(x)$ с погрешностью, не превосходящей ε .

При традиционной постановке статистических задач сначала по накопленному статистическому материалу определяются искомые параметры, а уж затем оценивается их качество. (См., например, (Айвазян, Мхитарян, 1998).) Рассматриваемый здесь подход, обычный в работах по теории сложности (см., например, (Д. Юдин, А. Юдин, 1985)), представляется особенно важным для задач исследования социально-экономических систем, в которых наиболее дорогостоящим этапом исследования является обращение к источнику информации. В то же время необходимо заранее представлять возможный ущерб от недостатка информации для сопоставления его с затратами на получение дополнительных данных.

При немалых размерностях современных реальных статистических систем их сложность оценивания астрономически велика. Поэтому представляется крайне важным выделение классов и установление свойств систем большой размерности, моделирование которых не требует чрезмерно большого объема наблюдений. Аппроксимация модели исследуемой системы моделями подобного типа (естественно, лишь в тех ситуациях, когда это оправдывается содержательными соображениями) – экономный путь статистического анализа и определения характеристик системы.

В качестве целевого функционала качества аппроксимации многомерных распределений вероятностей рассматривалась мера различающей информации. В связи с этим представляет интерес получение оценок сложности идентификации статистических систем по информативной невязке истинного и приближенного распределений вероятностей случайного вектора, моделирующего систему.

Под *информативной сложностью* $K_A(\varepsilon, \alpha)$ класса статистических систем A (или соответственно класса случайных векторов A) понимается минимальное число K независимых одинаково распределенных наблюдений $x^K = (x_1, \dots, x_K)$, при которых еще существует метод B , позволяющий построить приближенное распределение вероятностей $p(x|x^K)$, аппроксимирующее истинное распределение вероятностей $p(x)$ с информативной невязкой, не превышающей ε , и с надежностью не менее α . Другими словами,

$$K_A(\varepsilon, \alpha) = \min \{ K | \exists B : P \{ I(p(x) : p(x|x^K)) \leq \varepsilon \} \geq \alpha \}$$

Справедливо следующее утверждение (Юдин, 1982).

Теорема 2. Информативная сложность класса статистических систем (распределений вероятностей) P_n при $\varepsilon > 0$ и $1 - e^{-1/\varepsilon} \leq \alpha \leq 1$ не превышает

$$K_P(\varepsilon, \alpha) \leq \frac{2M}{v^2} \ln \frac{1}{1-\alpha}, \quad (2.25)$$

где v – решение уравнения

$$v^2 = 2\varepsilon(1-v). \quad (2.26)$$

Выше было введено понятие n -мерной статистической системы существенной размерности k . Рассмотрим для произвольного n -мерного распределения вероятностей $p(x)$ величину

$I(p : P_{k,n}) = \min\{I(p : \tilde{p}) | \tilde{p} \in P_{k,n}\}$, где, как и ранее, $P_{k,n}$ – множество n -мерных распределений существенной размерности k , определенных на множестве X . Если распределение вероятностей $p(x) \in P_{k,n}$, то $I(p : P_{k,n}) = 0$. Назовем n -мерные статистические системы, моделируемые случайными векторами с совместными распределениями вероятностей $p(x)$ такими, что $I(p : P_{k,n}) \leq \beta$, *системами существенной размерности k с дефектом информативности β* . Будем обозначать класс таких систем (соответственно случайных векторов и их совместных распределений вероятностей) $P_{k,n}^\beta$, т.е.

$$P_{k,n}^\beta = \{p(x) \in P_n | I(p : P_{k,n}) \leq \beta\}$$

Для класса статистических систем $P_{k,n}^\beta$ справедливо следующее утверждение (Юдин, 1982).

Теорема 3. При $\varepsilon > \beta \geq 0$ и $1 - e^{-1/\pi} \leq \alpha \leq 1$ для распределений вероятностей $p(x) \in P_{k,n}^\beta$ справедлива оценка информативной сложности идентификации

$$K_{P_{k,n}^\beta}(\varepsilon, \alpha) \leq \frac{2M_k}{v_k^2} \ln \frac{1}{1-\alpha}, \quad (2.27)$$

где v_k – решение уравнения

$$v_k^2(n - k + 1) = 2(\varepsilon - \beta)(1 - v_k). \quad (2.28)$$

Здесь $M_k = \max \left\{ \prod_{i \in A} m_i \mid |A| \leq k \right\}$; m_i – число градаций i -й компоненты случайного вектора ξ с совместным распределением вероятностей $p(x)$; $A \subset \{1, \dots, n\}$; $|A|$ – количество элементов множества A .

Иерархические системы с относительно небольшим числом непосредственных связей между элементами представляют собой, как правило, системы из класса $P_{k,n}^\beta$ с $k \ll n$ и малым β . Аппроксимация сложных статистических систем системами из класса $P_{k,n}^\beta$ радикально снижает требования к объему статистического мате-

риала, необходимого для построения модели системы с заданной информативной невязкой и требуемой надежностью.

Нужно отметить, что оценки сложности ориентированы на самый плохой случай. Поэтому для решения практических задач фактически требуется гораздо меньшее количество наблюдений за исследуемой системой. Другими словами, при практическом использовании предлагаемого инструментария необходимо проводить апостериорную проверку полученных результатов, применяя традиционные статистические подходы, основанные на полученных соотношениях.

2.1.4. Принципы прогнозирования статистических систем

Построенная модель порождения данных может использоваться (см., например, *(Ллойд, Ледерман, 1990)*) для: предсказания наиболее вероятных значений (или интервалов значений) объясняемых переменных для заданных значений объясняющих; оценки относительного влияния одних переменных на другие; определения комбинаций значений объясняющих переменных, которые дают фиксированное изменение объясняемых переменных; сравнения отношения между объясняемыми переменными и некоторым подмножеством объясняющих переменных с отношением для другого подмножества объясняющих переменных. Полученную модель механизма порождения данных можно также использовать для «тиражирования наблюдений» аналогично бутстреп-методу (см., например, *(Эфрон, 1988)*).

Мы будем рассматривать первую задачу – предсказание ожидаемых значений анализируемых показателей. Однако при построении модели будет решаться и вторая задача – выявление влияния одних переменных на другие в предположении, что анализируемая система имеет фиксированную существенную размерность k .

На самом деле здесь нужно говорить не столько о прогнозировании, сколько об имитации. Это связано в первую очередь с тем, что мы строим модель механизма порождения данных по имеющейся статистической информации о прошлом. Поэтому все выводы, которые можно получить из анализа построенной модели, могут быть справедливыми только лишь в предположении о неиз-

менности механизма порождения данных в будущем.

Рассмотрим сначала статическую ситуацию. Будем рассматривать статистическую систему как систему, состоящую из трех подсистем: $X = \{x = (x_1, \dots, x_n)\}$ – подсистема, содержащая набор прогнозируемых показателей; подсистема $Y = \{y = (y_1, \dots, y_m)\}$, содержащая набор параметров управления; $Z = \{z = (z_1, \dots, z_r)\}$ – подсистема, в которую входят характеристики среды.

Информативная структура такой системы позволяет определить наличие зависимостей показателей прогнозируемой подсистемы друг от друга (А. Юдин, Е. Юдина, 1984), от характеристик среды и от параметров управления, а также характеристик среды – от параметров управления. В результате построения информативной структуры k -го порядка получается рекурсивная система, в которой каждый из показателей анализируемой подсистемы зависит только от характеристик среды, параметров управления и определенных ранее результирующих показателей, т.е.

$$\left. \begin{array}{l} x_j, j \in \Gamma(\alpha_i) \subseteq \{\alpha_1, \dots, \alpha_{i-1}\}; \\ y_j, j \in \Delta(\alpha_i); \\ z_j, j \in \Phi(\alpha_i); \end{array} \right\} |\Gamma(\alpha_i)| + |\Delta(\alpha_i)| + |\Phi(\alpha_i)| \leq k - 1 \rightarrow x_{\alpha_i}, i = 1, \dots, n$$

Условное математическое ожидание по условному распределению вероятностей случайного вектора – механизма порождения данных анализируемой системы показателей – представляет собой прогностическую функцию элементов этой системы:

$$\bar{x}_{\alpha_i} = \int_{X_{\alpha_i}} xp(x | x_{\Gamma(\alpha_i)}, y_{\Delta(\alpha_i)}, z_{\Phi(\alpha_i)}) dx, i = 1, \dots, n. \quad (2.29)$$

Таким образом, в рассматриваемом случае последовательность действий для построения прогноза следующая.

Необходимо:

1) построить информативную структуру k -го порядка $\Gamma_{(x, y, z)}$ системы

$$\{X, Y, Z\} = \{W\} = \left\{ w = (w_1, \dots, w_{n+m+r}) \mid w_i = \begin{cases} x_i, & i = 1, \dots, n, \\ y_{i-n}, & i = n+1, \dots, n+m, \\ z_{i-n-m}, & i = n+m+1, \dots, n+m+r \end{cases} \right\}$$

2) для каждого $i \in \{1, \dots, n\}$ сформировать множества $\Gamma(i)$, $\Delta(i)$, $\Phi(i)$ следующим образом:

$$\Gamma(i) = \{j \mid j \in \Gamma_{\{X, Y, Z\}}(i), j \in \{1, \dots, n\}\}, \Delta(i) = \{j \mid j \in \Gamma_{\{X, Y, Z\}}(i),$$

$$j \in \{n+1, \dots, n+m\}\}, \Phi(i) = \{j \mid j \in \Gamma_{\{X, Y, Z\}}(i), j \in \{n+m+1, \dots, n+m+r\}\};$$

3) по множествам $\Gamma(i)$, $\Delta(i)$, $\Phi(i)$ для каждого $i \in \{1, \dots, n\}$ строятся условные распределения вероятностей $p(x_i \mid x_{\Gamma(i)}, y_{\Delta(i)}, z_{\Phi(i)})$;

4) проводится имитация по известным значениям параметров управления и характеристик среды в соответствии с построенными распределениями по соотношению (2.29);

5) если результаты имитации удовлетворительные, т.е. если средняя относительная ошибка имитации не превышает заданного

порога $(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{\bar{x}_i - x_i}{x_i} \right| \leq \varepsilon)$, то по предполагаемым значениям пара-

метров управления и характеристик среды строятся прогнозные значения элементов прогнозируемой системы.

Теперь рассмотрим построение прогноза во времени. Здесь, в свою очередь, возможны два случая: скалярный и векторный прогнозы.

Будем рассматривать скалярный временной ряд как реализацию некоторого случайного процесса. При этом рассмотрим условную информативную структуру k -го порядка $\Gamma(t)$ случайного процесса $X(t \mid t-1, t-2, \dots)$ (Энтов и др., 2002). Этот граф задает лаговую структуру рассматриваемого случайного процесса, т.е. показывает, от каких $(k-1)$ -х лаговых значений зависит наиболее информативным образом анализируемый показатель. Таким образом, условное распределение вероятностей $p(x_t \mid x_{\Gamma(t)})$ позволяет построить прогностическую функцию – условное математическое ожидание:

$$\bar{x}(t+1) = \int_X xp(x \mid x_{\Gamma(t+1)}) dx. \quad (2.30)$$

Заметим, что в этом случае построение информативной структуры существенно упрощается. Для нахождения информативной лаговой структуры достаточно определить набор лагов (содержащий не более $(k - 1)$ -го элемента), в котором содержится максимальное количество информации об анализируемом показателе.

Таким образом, в рассматриваемом случае последовательность действий для построения прогноза следующая. Необходимо:

1) задать глубину модели n , т.е. максимальный лаг, подлежащий рассмотрению;

2) построить информативную структуру k -го порядка $\Gamma(t)$ случайного процесса $X(t \mid t-1, t-2, \dots, t-n)$, для чего определить количество информации о значении анализируемого показателя в момент времени t , содержащееся в каждом из наборов значений показателя в моменты времени $t - \tau_1, \dots, t - \tau_{k-1}$;

3) построить условное распределение вероятностей $p(x_t \mid x_{\Gamma(t)})$;

4) провести имитацию по известным значениям анализируемого показателя в предыдущие моменты времени в соответствии с построенным распределением по соотношению (2.30);

5) если результаты имитации удовлетворительные, т.е. если средняя относительная ошибка имитации не превышает заданного

порога $(\frac{1}{T-n} \sum_{i=1}^{T-n} \left| \frac{\bar{x}_t - x_t}{x_t} \right| \leq \varepsilon)$, то построить прогнозные значения

анализируемого показателя на заданный горизонт прогнозирования.

Задача построения векторного прогноза объединяет две рассмотренные задачи.

2.2. Прогнозирование временных рядов с использованием информативных структур

Выше был рассмотрен подход к построению моделей прогнозирования с использованием информативных структур статистических систем. В данной статье рассматривается задача построения прогноза временных рядов с использованием информативных структур третьего порядка. Предположение о том, что структура лагов имеет существенную размерность, равную трем, связано в первую очередь с тем, что пока мы не располагаем программным

обеспечением для построения информативных структур более высоких порядков. Кроме того, как следует из оценок информативной сложности, для получения информативной аппроксимации распределения вероятностей $(k+1)$ -го порядка n -мерного распределения вероятностей с теми же точностью и надежностью, что и информативная аппроксимация k -го порядка, требуется примерно в $\left(\frac{n-k+2}{n-k+1}\right)^2$ раз больше исходной информации. Таким образом, для временных рядов (при рассмотрении показателя и его 12 лагов) переход от информативных структур 3-го порядка к информативным структурам 4-го порядка требует примерно в 1,16 раза больше исходных данных.

Здесь изложены основные результаты построения скалярного прогноза по 29 временным рядам с использованием информативных структур третьего порядка, т.е. для каждого ряда выявлены два лага, которые в совокупности наиболее полно (в информативном смысле) влияют на текущее значение соответствующего временного ряда. Полные результаты расчетов приведены в *Приложении*.

2.2.1. Результаты расчетов

В *табл. 2.1* приведена информация об исходных данных, использованных для построения моделей порождения данных для 29 временных рядов.

Для каждого показателя было построено 10 лаговых структур по данным, заканчивающимся в сентябре, октябре, ноябре и декабре 2003 г., январе, феврале, марте, апреле, мае и июне 2004 г. соответственно. В *табл. 2.2* приведены результаты построения информативных структур третьего порядка по всем 29 временным рядам. Коэффициенты информативности находятся как отношение количества информации, содержащейся в определяющих показателях об определяемом показателе, к его неопределенности. Они показывают долю снижения неопределенности исследуемого показателя от знания двух выявленных лаговых значений этого показателя.

Таблица 2.1

Характеристика исходных данных

Показатель	Период	Кол-во
		точек
1	2	3
Реальные располагаемые денежные доходы населения	Январь 1999 – июнь 2004	66
Реальная заработная плата	Январь 1999 – июнь 2004	66
Индекс промышленного производства	Февраль 1995 – июнь 2004	113
Объем розничного товарооборота	Январь 1995 – июнь 2004	114
Суммарные налоговые поступления в консолидированный бюджет	Январь 1992 – июнь 2004	150
Поступления налога на прибыль в консолидированный бюджет	Январь 1992 – июнь 2004	150
Поступления налога на добавленную стоимость	Январь 1992 – июнь 2004	150
Поступления подоходного налога	Январь 1992 – июнь 2004	150
Суммарные налоговые поступления в федеральный бюджет	Январь 1998 – июнь 2004	78
Поступления налога на прибыль в федеральный бюджет	Январь 1998 – июнь 2004	78
M_0	Декабрь 1990 – июнь 2004	163
M_1	Июнь 1995 – июнь 2004	109
M_2	Декабрь 1990 – июнь 2004	163
Денежная база	Май 1992 – март 2004	143
Резервные деньги	Июнь 1995 – июнь 2004	109
Золотовалютные резервы	Декабрь 1994 – июнь 2004	115
Курс RUR/USD	Январь 1992 – июнь 2004	150
Курс EUR/USD	Январь 1999 – июнь 2004	66
Экспорт (всего)	Январь 1997 – июнь 2004	90
Экспорт (страны дальнего зарубежья)	Январь 1997 – июнь 2004	90
Экспорт (страны СНГ)	Январь 1997 – июнь 2004	90
Импорт (всего)	Январь 1997 – июнь 2004	90
Импорт (страны дальнего зарубежья)	Январь 1997 – июнь 2004	90
Импорт (страны СНГ)	Январь 1997 – июнь 2004	90
Численность занятого в экономике населения	Январь 1993 – июнь 2004	138
Общая численность безработных	Январь 1994 – июнь 2004	126
Доля безработных в экономически активном населении	Январь 1994 – июнь 2004	126
Численность официально зарегистрированных в службе занятости безработных	Январь 1994 – июнь 2004	126
Назначено пособие по безработице	Январь 1994 – июнь 2004	126

Как видно из *табл. 2.2*, только для трех рядов из 29 во всех 8 случаях выявлены одни и те же лаги. Еще для 6 рядов выделены две различные пары лагов. Для 10 рядов выделено не более трех различных лагов, а еще для 6 – четыре лага. Это свидетельствует о том, что, по-видимому, для выявления структуры лагов построения информативной структуры третьего порядка недостаточно, и следует перейти, по крайней мере, к построению информативных структур четвертого порядка.

Таблица 2.2

**Выявленные лаги по данным,
заканчивающимся в соответствующем месяце**

Показатель	2003						2004				
	Сентябрь	Октябрь	Ноябрь	Декабрь	Январь	Февраль	Март	Апрель	Май	Июнь	
1	2	3	5	6	6	7	8	9	10	11	12
Реальные располагаемые денежные доходы населения	Лаги К-нт инф.	3, 12 0,771	9, 12 0,782	9, 12 0,791	1, 12 0,727	1, 12 0,740	1, 12 0,667	9, 12 0,703	1, 12 0,799	1, 12 0,766	1, 12 0,762
Реальная заработная плата	Лаги К-нт инф.	11, 12 0,943	10, 12 0,972	10, 12 0,972	10, 12 0,947	11, 12 0,929	11, 12 0,942	11, 12 0,947	11, 12 0,968	11, 12 0,967	11, 12 0,965
Индекс промышленного производства	Лаги К-нт инф.	2, 12 0,870	2, 12 0,866	2, 12 0,862	4, 9 0,863	2, 12 0,865	2, 12 0,858	8, 12 0,864	7, 12 0,866	8, 12 0,875	8, 12 0,877
Объем розничного товарооборота	Лаги К-нт инф.	6, 12 0,508	6, 12 0,511	6, 12 0,535	10, 12 0,518	6, 12 0,514	6, 12 0,531	3, 12 0,570	3, 12 0,588	3, 12 0,594	10, 12 0,601
Суммарные налоговые поступления в консолидированный бюджет	Лаги К-нт инф.	3, 11 0,709	4, 12 0,739	4, 12 0,740	4, 12 0,748	4, 12 0,745	4, 12 0,743	1, 12 0,617	2, 12 0,650	3, 12 0,756	3, 12 0,769
Поступления налога на прибыль в консолидированный бюджет	Лаги К-нт инф.	1, 4 0,735	1, 4 0,723	1, 4 0,705	1, 4 0,703	1, 4 0,692	1, 4 0,718	1, 4 0,725	1, 4 0,730	7, 12 0,716	7, 12 0,722
Поступления налога на добавленную стоимость	Лаги К-нт инф.	11, 12 0,469	1, 12 0,471	1, 12 0,487	1, 12 0,493	1, 12 0,513	1, 12 0,551	1, 11 0,631	1, 11 0,635	1, 11 0,606	1, 11 0,597

Продолжение таблицы 2.2

1	2	3	5	6	6	7	8	9	10	11	12
Поступления подходного налога	Лаги К-нт инф.	8, 12 0,661	8, 12 0,628	8, 12 0,633	1, 12 0,593	3, 12 0,583	4, 12 0,590	8, 12 0,714	10, 12 0,714	4, 12 0,717	10, 12 0,714
Суммарные налоговые по- ступления в федеральный бюджет	Лаги К-нт инф.	4, 12 0,593	4, 12 0,587	4, 12 0,605	4, 12 0,584	4, 12 0,570	3, 12 0,566	3, 12 0,598	3, 12 0,617	3, 12 0,620	3, 12 0,609
Поступления налога на при- быль в феде- ральный бюджет	Лаги К-нт инф.	9, 10 0,863	9, 10 0,852	9, 10 0,856	9, 10 0,860	9, 10 0,844	9, 10 0,835	6, 10 0,766	10, 11 0,780	10, 11 0,804	10, 11 0,819
M ₀	Лаги К-нт инф.	1, 3 0,574	1, 3 0,587	1, 3 0,606	5, 12 0,521	7, 12 0,560	3, 12 0,571	3, 12 0,636	3, 12 0,629	3, 12 0,658	5, 12 0,648
M ₁	Лаги К-нт инф.	1, 12 0,630	1, 7 0,627	1, 7 0,571	1, 10 0,403	1, 10 0,485	1, 10 0,507	1, 3 0,578	1, 3 0,583	1, 3 0,563	5, 7 0,548
M ₂	Лаги К-нт инф.	1, 12 0,617	1, 5 0,597	1, 5 0,605	1, 12 0,654	1, 12 0,668	1, 12 0,666	1, 5 0,622	1, 5 0,628	1, 5 0,631	1, 12 0,632
Денежная база	Лаги К-нт инф.	9, 12 0,584	9, 12 0,588	2, 10 0,559	1, 8 0,515	3, 12 0,539	1, 12 0,548	1, 12 0,529			
Резервные деньги	Лаги К-нт инф.	4, 7 0,645	2, 11 0,634	1, 5 0,408	1, 5 0,410	1, 11 0,388	1, 5 0,405	1, 11 0,441	1, 8 0,432	1, 8 0,443	1, 8 0,466
Золотовалют- ные резервы	Лаги К-нт инф.	2, 8 0,573	2, 12 0,586	2, 8 0,594	1, 10 0,481	1, 10 0,508	1, 5 0,483	2, 8 0,612	2, 8 0,615	2, 8 0,615	2, 8 0,605
Курс RUR/USD (руб. за 1 долл. США)	Лаги К-нт инф.	1, 2 0,430	1, 2 0,348	1, 2 0,353	1, 2 0,386	1, 2 0,272	1, 2 0,274	1, 7 0,414	1, 7 0,397	1, 7 0,369	1, 7 0,356
Курс EUR/USD (евро за 1 долл. США)	Лаги К-нт инф.	10, 11 0,859	10, 11 0,862	10, 11 0,858	10, 11 0,852	10, 11 0,849	10, 11 0,852	9, 10 0,876	9, 10 0,868	9, 10 0,840	9, 10 0,843
Экспорт (всего)	Лаги К-нт инф.	6, 11 0,757	9, 11 0,759	7, 12 0,774	7, 12 0,777	7, 12 0,775	7, 12 0,760	7, 12 0,765	3, 12 0,763	3, 12 0,759	6, 11 0,755
Экспорт (стра- ны дальнего зарубежья)	Лаги К-нт инф.	5, 12 0,739	9, 11 0,740	11, 12 0,756	8, 11 0,770	8, 11 0,763	8, 11 0,775	8, 11 0,777	8, 11 0,785	8, 11 0,773	2, 12 0,776
Экспорт (стра- ны СНГ)	Лаги К-нт инф.	7, 11 0,713	7, 11 0,714	7, 11 0,714	7, 11 0,701	8, 12 0,713	8, 12 0,707	8, 10 0,698	2, 6 0,700	4, 12 0,707	4, 12 0,699

Продолжение таблицы 2.2

1	2	3	5	6	6	7	8	9	10	11	12
Импорт (всего)	Лаги	8, 12	8, 12	5, 12	9, 12	9, 12	9, 12	9, 12	9, 12	1, 12	1, 12
	К-нт инф.	0,664	0,650	0,656	0,661	0,688	0,681	0,663	0,661	0,658	0,649
Импорт (страны дальнего зарубежья)	Лаги	9, 12	9, 12	9, 12	9, 12	1, 12	1, 12	8, 11	1, 12	1, 12	1, 12
	К-нт инф.	0,723	0,725	0,739	0,740	0,645	0,660	0,642	0,641	0,621	0,630
Импорт (страны СНГ)	Лаги	4, 11	4, 11	4, 11	4, 11	1, 12	1, 12	1, 12	1, 12	1, 12	1, 12
	К-нт инф.	0,664	0,652	0,638	0,627	0,608	0,651	0,661	0,668	0,650	0,654
Численность занятого в экономике населения	Лаги	1, 12	1, 12	1, 12	1, 12	1, 12	1, 12	1, 12	1, 8	1, 8	3, 12
	К-нт инф.	0,779	0,552	0,781	0,779	0,780	0,576	0,779	0,573	0,584	0,652
Общая численность безработных	Лаги	1, 10	1, 10	1, 10	1, 10	1, 10	1, 10	1, 10	1, 10	1, 10	1, 10
	К-нт инф.	0,702	0,697	0,694	0,686	0,688	0,684	0,682	0,695	0,689	0,704
Доля безработных в экономически активном населении	Лаги	5, 9	5, 9	5, 9	5, 9	5, 9	5, 9	5, 9	5, 9	5, 9	3, 7
	К-нт инф.	0,779	0,780	0,777	0,778	0,778	0,779	0,776	0,783	0,786	0,785
Численность официально зарегистрированных в службе занятости безработных	Лаги	6, 12	6, 12	6, 12	6, 12	6, 12	6, 12	3, 10	3, 10	6, 12	3, 10
	К-нт инф.	0,828	0,829	0,830	0,826	0,821	0,832	0,853	0,854	0,766	0,852
Назначено пособие по безработице	Лаги	6, 11	6, 11	6, 11	6, 11	2, 11	3, 12	6, 11	6, 11	3, 12	6, 11
	К-нт инф.	0,765	0,758	0,767	0,764	0,768	0,767	0,831	0,832	0,750	0,832

В табл. 2.3 приведены результаты прогноза 29 показателей, произведенного на 1, 2, 3, 4 и 5 месяцев по последней модели (из 10 построенных). В Приложении приведены результаты прогнозирования по всем 8 моделям, а также имитация по построенным моделям рассмотренных временных рядов за период с января 2002 г. по ноябрь 2004 г. в сравнении с фактическими данными за период с января 2002 г. по июнь 2004 г.

Таблица 2.3

Результаты прогноза 29 показателей

Показатель	Факт	Прогноз				
		на 1 месяц	на 2 месяца	на 3 месяца	на 4 месяца	на 5 месяцев
Реальные располагаемые денежные доходы населения (01/1999 = 100)	200,0	204,83	209,88	212,53	217,98	220,63
Реальная заработная плата (01/1999 = 100)	247,9	249,46	250,47	250,87	258,72	257,91
Индекс промышленного производства (01/1999 = 100)	143,7	149,92	153,06	154,12	160,31	151,79
Розничный товарооборот (млрд руб.)	438,6	453,47	460,92	465,76	483,16	489,46
Суммарные налоговые поступления в консолидированный бюджет (млрд руб.)	350,5	403,12	433,47	441,20	503,30	472,20
Поступления налога на прибыль в консолидированный бюджет (млрд руб.)	71,0	98,20	85,98	90,32	117,52	53,12
Поступления НДС (млрд руб.)	83,6	88,00	82,43	86,80	87,50	87,84
Поступления подоходного налога (млрд руб.)	48,6	58,64	49,61	50,36	51,06	50,96
Суммарные налоговые поступления в федеральный бюджет (млрд руб.)	216,2	215,88	246,70	248,03	263,14	240,98
Поступления налога на прибыль в федеральный бюджет (млрд руб.)	16,4	11,17	3,47	5,87	0,17	10,48
M ₀ (млрд руб.)	1276,1	1289,92	1337,14	1327,94	1400,77	1447,99
M ₁ (млрд руб.)	2425,3	2411,93	2437,60	2598,19	2579,27	2635,86
M ₂ (млрд руб.)	3687,2	3707,50	3728,90	3810,80	3816,54	3937,94
Денежная база (млрд руб.) (март)	1452,0	1618,00	1640,20	1697,40	1749,15	1772,84
Резервные деньги (млрд руб.)	1888,9	1952,76	2055,65	2078,38	2096,43	2097,93
Золотовалютные резервы (млрд руб.)	88226	96995,0	104047,0	101638,2	100415,7	99985,7
Курс RUR/USD (руб. за 1 долл. США)	29,03	29,07	29,10	29,20	29,30	29,34
Курс EUR/USD (евро за 1 долл. США)	0,82	0,80	0,85	0,91	0,88	0,84
Экспорт (всего) (млн долл.)	13780	13623,0	13894,0	14679,0	14137,0	14376,0
Экспорт (страны дальнего зарубежья) (млн долл.)	11298	11505,5	11718,5	12726,5	11907,5	12296,8
Экспорт (страны СНГ) (млн долл.)	2482	2431,0	2498,5	2552,5	2501,5	2296,5
Импорт (всего) (млн долл.)	7903	8368,1	9469,1	9520,6	10020,6	9989,9
Импорт (страны дальнего зарубежья) (млн долл.)	6148	6353,3	7571,3	7605,4	7933,8	7879,2
Импорт (страны СНГ) (млн долл.)	1755	1794,0	1835,0	1861,6	1973,1	2022,9
Численность занятого в экономике населения (млн чел.)	67,4	67,96	68,76	69,26	69,96	69,89
Общая численность безработных (млн чел.)	5,2	5,19	5,04	5,08	5,21	5,26
Доля безработных в экономически активном населении (%)	7,1	6,90	6,70	6,47	6,37	6,47
Численность официально зарегистрированных в службе занятости безработных (тыс. чел.)	1556	1582,0	1572,0	1569,0	1485,0	1465,0
Назначено пособие по безработице (тыс. чел.)	1225	1241,0	1142,0	1121,0	1138,0	1150,7

В табл. 2.4 представлены средние относительные ошибки одношаговой имитации за весь период и за период с января 2002 г. по июнь 2004 г.

Таблица 2.4

Средние относительные ошибки одношаговой имитации

Показатель	Имитация	
	Весь период	01/2002–04/2004
Реальные располагаемые денежные доходы населения	2,85	3,07
Реальная заработная плата	1,29	1,29
Индекс промышленного производства	0,92	0,52
Розничный товарооборот	2,11	0,61
Суммарные налоговые поступления в консолидированный бюджет	11,83	1,78
Поступления налога на прибыль в консолидированный бюджет	20,24	12,30
Поступления НДС	15,03	4,49
Поступления подоходного налога	14,29	3,08
Суммарные налоговые поступления в федеральный бюджет	7,13	4,35
Поступления налога на прибыль в федеральный бюджет	16,66	11,94
M_0	4,79	0,36
M_1	3,18	1,51
M_2	3,56	0,41
Денежная база	3,82	0,81
Резервные деньги	4,01	2,37
Золотовалютные резервы	3,97	1,94
Курс RUR/USD (руб. за 1 долл. США)	2,45	0,55
Курс EUR/USD (евро за 1 долл. США)	1,17	1,25
Экспорт (всего)	6,52	5,14
Экспорт (страны дальнего зарубежья)	4,69	4,08
Экспорт (страны СНГ)	3,88	3,18
Импорт (всего)	5,39	3,73
Импорт (страны дальнего зарубежья)	5,96	4,04
Импорт (страны СНГ)	7,03	6,09
Численность занятого в экономике населения	0,21	0,16
Общая численность безработных	0,99	1,07
Доля безработных в экономически активном населении	0,97	1,24
Численность официально зарегистрированных в службе занятости безработных	0,90	0,83
Назначено пособие по безработице	1,15	1,66
Средняя ошибка имитации	5,41	2,89

Таким образом, средняя относительная ошибка имитации на всем периоде, на котором имелись данные по каждому из 29 показателей, составила 5,41%. На периоде с января 2002 г. по июнь 2004 г. средняя ошибка имитации – 2,89%. Если убрать 5 показате-

лей (суммарные налоговые поступления в консолидированный бюджет; поступления налога на прибыль в консолидированный бюджет; поступления НДС; поступления подоходного налога и поступления налога на прибыль в федеральный бюджет), для которых средняя относительная ошибка имитации на всем периоде превышает 10%, то, естественно, результаты значительно улучшатся. При этом средняя относительная ошибка имитации на всем периоде, на котором имелись данные по каждому из оставшихся 24 показателей, составила 3,29%, а на периоде с января 2002 г. по март 2004 г. – 2,09%.

В табл. 2.5 представлены средние относительные ошибки одношагового прогноза на 1, 2, 3, 4 и 5 месяцев.

Таблица 2.5

Средние относительные ошибки одношагового прогноза

Показатель	На 1 месяц	На 2 месяца	На 3 месяца	На 4 месяца	На 5 месяцев
1	2	3	4	5	6
Реальные располагаемые денежные доходы населения	6,89	6,07	5,12	6,82	5,35
Реальная заработная плата	2,43	2,81	2,63	2,33	2,58
Индекс промышленного производства	2,16	2,05	3,50	2,29	1,76
Розничный товарооборот	1,30	1,93	2,28	2,33	2,87
Суммарные налоговые поступления в консолидированный бюджет	6,32	10,48	8,33	8,65	7,09
Поступления налога на прибыль в консолидированный бюджет	49,01	52,58	32,03	36,58	34,24
Поступления НДС	10,53	16,56	20,29	24,37	25,16
Поступления подоходного налога	8,80	6,84	7,11	8,26	5,60
Суммарные налоговые поступления в федеральный бюджет	8,84	11,81	8,78	8,87	11,32
Поступления налога на прибыль в федеральный бюджет	49,40	60,49	59,94	61,93	77,15
M_0	3,61	4,30	5,28	5,23	6,17
M_1	3,46	3,54	3,13	4,11	4,33
M_2	2,83	2,60	2,76	2,96	3,72
Денежная база	2,94	3,14	3,59	1,97	2,29
Резервные деньги	5,49	10,49	9,72	10,89	13,36
Золотовалютные резервы	4,60	4,28	5,78	4,61	3,45
Курс RUR/USD (руб. за 1 долл. США)	1,27	1,35	1,96	2,40	2,04
Курс EUR/USD (евро за 1 долл. США)	2,96	3,49	3,47	5,87	5,82
Экспорт (всего)	10,83	9,39	12,66	9,77	11,07
Экспорт (страны дальнего зарубежья)	12,65	14,53	16,93	16,13	16,50
Экспорт (страны СНГ)	11,86	13,30	18,20	18,44	13,01
Импорт (всего)	10,04	10,14	11,68	10,94	7,98

Продолжение таблицы 2.5

1	2	3	4	5	6
Импорт (страны дальнего зарубежья)	12,07	12,33	12,80	7,99	8,67
Импорт (страны СНГ)	12,32	12,37	11,07	17,66	31,94
Численность занятого в экономике населения	0,92	1,36	1,78	1,92	2,13
Общая численность безработных	3,70	4,94	2,98	4,16	4,36
Доля безработных в экономически активном населении	3,68	5,00	5,04	4,05	4,03
Численность официально зарегистрированных в службе занятости безработных	2,23	2,80	2,94	3,07	2,53
Назначено пособие по безработице	3,41	3,27	3,18	2,56	2,78
Средняя ошибка прогноза	8,88	10,22	9,93	10,38	11,18

В среднем по всем 29 показателям относительная ошибка одношагового прогноза на один месяц составила 8,88%, на 2 месяца – 10,22%, на 3 месяца – 9,93%, на 4 месяца – 10,38%, на 5 месяцев – 11,18%. При этом средняя относительная ошибка имитации на всем периоде, на котором имелись данные по каждому из 29 показателей, составила 5,41%, а на периоде с января 2002 г. по июнь 2004 г. – 2,89%. Если убрать 5 показателей, для которых средняя относительная ошибка имитации на всем периоде превышает 10%, то в среднем по 24 оставшимся показателям относительная ошибка одношагового прогноза на 1 месяц составила 5,56%, на 2 месяца – 6,22%, на 3 месяца – 6,68%, на 4 месяца – 6,72%, на 5 месяцев – 7,29%. Если же рассмотреть только 19 показателей (реальные располагаемые денежные доходы населения, реальная заработная плата, индекс промышленного производства, розничный товароборот, M_0 , M_1 , M_2 , денежная база, резервные деньги, золотовалютные резервы, курс RUR/USD, курс EUR/USD, экспорт (страны дальнего зарубежья), экспорт (страны СНГ), численность занятого в экономике населения, общая численность безработных, доля безработных в экономически активном населении, численность официально зарегистрированных в службе занятости безработных, назначено пособие по безработице), для которых ошибка имитации на всем периоде не превышает 5%, то результаты станут еще лучше. В среднем по этим показателям относительная ошибка одношагового прогноза на 1 месяц составила 4,18%, на 2 месяца –

4,91%, на 3 месяца – 5,44%, на 4 месяца – 5,59%, на 5 месяцев – 5,48%.

Среднюю ошибку имитации можно рассматривать в качестве индикатора ожидаемого качества прогноза. Подтверждением такой гипотезы служит высокая коррелированность средней ошибки имитации и ошибки одношагового прогноза на 1 месяц – 0,792 (имитация за весь период) и 0,960 (имитация за период 01/2002–04/2004), на 2 месяца – 0,795 и 0,944, на 3 месяца – 0,742 и 0,893, на 4 месяца – 0,769 и 0,907, на 5 месяцев – 0,700 и 0,874.

2.2.2. Сравнение с прогнозом по ARIMA-моделям

Проведем сравнение точности результатов прогнозирования по построенным моделям с использованием информативных структур третьего порядка (S) и ARIMA-моделям (A).

Прежде чем провести сравнение полученных результатов, обсудим проблему возникновения расхождений прогнозов, построенных по S-моделям и ARIMA-моделям. И в том, и в другом случае в качестве прогнозных значений временного ряда выбирается условное математическое ожидание механизма порождения данных при известных значениях анализируемого показателя за некоторый промежуток времени. Однако, если в случае использования ARIMA-моделей предполагается известным функциональный вид (линейный) зависимости значений показателя от его прошлых значений, то в случае использования S-моделей предполагается известной существенная размерность (3) механизма порождения данных. Поэтому полное совпадение результатов возможно лишь в случае выполнения обеих гипотез. Например, если истинный механизм порождения данных является гауссовым и имеет существенную размерность, равную трем.

В табл. 2.6 приведены сравнительные данные об относительной точности построения одношагового прогноза на 1, 2 и 3 месяца по S-моделям и ARIMA-моделям.

Таблица 2.6

**Сравнительные данные об относительной точности построения
одношагового прогноза по S-моделям и ARIMA-моделям**

Показатель	На 1 месяц		На 2 месяца		На 3 месяца	
	S	A	S	A	S	A
Розничный товарооборот	1,30	2,49	1,93	2,40	1,90	2,28
Суммарные налоговые поступления в консолидированный бюджет	6,32	8,15	10,48	9,47	7,73	8,33
Поступления налога на прибыль в консолидированный бюджет	49,01	23,17	52,58	27,73	41,52	32,03
Поступления НДС	10,53	9,29	16,56	8,79	15,93	20,29
Поступления подоходного налога	8,80	4,10	6,84	5,47	8,38	7,11
Суммарные налоговые поступления в федеральный бюджет	8,84	6,88	11,81	6,64	9,95	8,78
Поступления налога на прибыль в федеральный бюджет	49,40	45,95	60,49	40,31	53,74	59,94
M ₂	2,83	4,45	2,60	6,98	2,39	2,76
Денежная база	2,94	6,06	3,14	9,19	3,59	3,59
Золотовалютные резервы	4,60	9,65	4,28	12,01	5,80	5,78
Курс RUR/USD (руб. за 1 долл. США)	1,27	0,76	1,35	1,66	1,83	1,96
Курс EUR/USD (евро за 1 долл. США)	2,96	3,38	3,49	5,16	1,86	3,47
Экспорт (всего)	10,83	5,75	9,39	5,34	14,82	12,66
Экспорт (страны дальнего зарубежья)	12,65	8,59	14,53	8,15	17,69	16,93
Импорт (всего)	10,04	7,78	10,14	8,38	12,25	11,68
Импорт (страны дальнего зарубежья)	12,07	6,76	12,33	6,78	15,20	12,80
Численность занятого в экономике населения	0,92	0,49	1,36	0,88	1,97	1,78
Общая численность безработных	3,70	5,84	4,94	8,01	3,41	2,98
Средняя ошибка прогноза	11,06	8,86	12,68	9,63	12,22	10,54

Таким образом, из 18 рассмотренных показателей для 4 показателей (розничный товарооборот, M₂, денежная база и курс EUR/USD) лучший (с точки зрения средней относительной ошибки) прогноз получается по модели, основанной на построении информативной структуры третьего порядка. Для 8 показателей (поступления налога на прибыль в консолидированный бюджет, поступления подоходного налога, суммарные налоговые поступления в федеральный бюджет, экспорт (всего), экспорт (страны дальнего зарубежья), импорт (всего), импорт (страны дальнего зарубежья), численность занятого в экономике населения) лучший прогноз получается по ARIMA-модели, а для 6 показателей для различных сроков прогнозирования лучшими оказываются разные модели.

При этом для рядов, для которых лучшей моделью прогнозирования является S-модель, средняя относительная ошибка одношагового прогноза на 1 месяц составила 2,51% по S-модели и 4,10% по ARIMA-модели, на 2 месяца – 2,79% по S-модели и 5,93% по ARIMA-модели, на 3 месяца – 2,44% по S-модели и 3,03% по ARIMA-модели. Для рядов, для которых лучшей моделью прогнозирования является ARIMA-модель, средняя относительная ошибка одношагового прогноза на 1 месяц составила 14,15% по S-модели и 7,94% по ARIMA-модели, на 2 месяца – 14,87% по S-модели и 8,67% по ARIMA-модели, на 3 месяца – 15,22% по S-модели и 12,97% по ARIMA-модели. Для 7 показателей одношаговый прогноз на 1 месяц лучше по S-модели. Для них средняя ошибка прогноза по S-модели составила 3,52%, а по ARIMA-модели – 5,72%. Для остальных средняя ошибка прогноза по S-модели составила 15,85%, а по ARIMA-модели – 10,87%. Также для 7 показателей одношаговый прогноз на 2 месяца лучше по S-модели. Для них средняя ошибка прогноза по S-модели составила 1,21%, а по ARIMA-модели – 2,40%. Для остальных средняя ошибка прогноза по S-модели составила 18,77%, а по ARIMA-модели – 11,63%. Для 8 показателей одношаговый прогноз на 3 месяца лучше по S-модели. Для них средняя ошибка прогноза по S-модели составила 11,12%, а по ARIMA-модели – 12,83% (без учета сверх плохих прогнозов по поступлениям НДС и налога на прибыль в федеральный бюджет – 3,22% и 3,73% соответственно). Для остальных средняя ошибка прогноза по S-модели составила 12,23%, а по ARIMA-модели – 10,56%.

Таким образом, сравнение одношаговых прогнозов на 1, 2 и 3 месяца, сделанных по 18 временным рядам, дало следующие результаты.

1. Средние относительные ошибки прогнозов по ARIMA-моделям ниже средних относительных ошибок прогнозов по S-моделям и на 1, и на 2, и на 3 месяца – 8,86, 9,63, 10,54% против 11,06, 12,68, 12,22% соответственно.
2. В то же время для «хороших» ARIMA-прогнозов (с относительной ошибкой не более 5%) S-прогнозы, как правило, также «хорошие» (15 из 16). При этом средняя относительная ошибка ARIMA-прогнозов составляет 2,46%, а S-прогнозов – 2,48%. В

то время как для «хороших» S-прогнозов «хорошие» ARIMA-прогнозы составляют примерно 2/3 (15 из 23). При этом средняя относительная ошибка ARIMA-прогнозов составляет 4,27%, а S-прогнозов – 2,63%.

3. Если S-прогнозы «плохие» (относительная ошибка превышает 10%), то ARIMA-прогнозы, как правило, лучше (23 из 25), но ни в одном случае не являются «хорошими». При этом средняя относительная ошибка ARIMA-прогнозов составляет 16,76%, а S-прогнозов – 22,02%. Если ARIMA-прогнозы «плохие», то S-прогнозы, как правило, еще хуже (10 из 13). При этом средняя относительная ошибка ARIMA-прогнозов составляет 25,08%, а S-прогнозов – 30,70%.

Приложение к статье 2

Прогноз с использованием информативных структур третьего порядка

Лаговая структура

В табл. П2.1 приведена информация об исходных данных и результатах построения информативных структур третьего порядка по 29 временным рядам.

Таблица П2.1

Показатель	Период	Количество точек	Лаги	К-нт инф.
1	2	3	4	5
Реальные располагаемые денежные доходы населения	Январь 1999 – сентябрь 2003	57	3, 12	0,771
	Январь 1999 – октябрь 2003	58	9, 12	0,782
	Январь 1999 – ноябрь 2003	59	9, 12	0,791
	Январь 1999 – декабрь 2003	60	1, 12	0,727
	Январь 1999 – январь 2004	61	1, 12	0,740
	Январь 1999 – февраль 2004	62	1, 12	0,667
	Январь 1999 – март 2004	63	9, 12	0,703
	Январь 1999 – апрель 2004	64	1, 12	0,799
	Январь 1999 – май 2004	65	1, 12	0,766
	Январь 1999 – июнь 2004	66	1, 12	0,762

Продолжение таблицы П2.1

1	2	3	4	5
Реальная заработная плата	Январь 1999 – сентябрь 2003	57	11, 12	0,943
	Январь 1999 – октябрь 2003	58	10, 12	0,972
	Январь 1999 – ноябрь 2003	59	10, 12	0,972
	Январь 1999 – декабрь 2003	60	10, 12	0,947
	Январь 1999 – январь 2004	61	11, 12	0,929
	Январь 1999 – февраль 2004	62	11, 12	0,942
	Январь 1999 – март 2004	63	11, 12	0,947
	Январь 1999 – апрель 2004	64	11, 12	0,968
	Январь 1999 – май 2004	65	11, 12	0,967
	Январь 1999 – июнь 2004	66	11, 12	0,965
Индекс промышленного производства	Февраль 1995 – сентябрь 2003	104	2, 12	0,870
	Февраль 1995 – октябрь 2003	105	2, 12	0,866
	Февраль 1995 – ноябрь 2003	106	2, 12	0,862
	Февраль 1995 – декабрь 2003	107	4, 9	0,863
	Февраль 1995 – январь 2004	108	2, 12	0,865
	Февраль 1995 – февраль 2004	109	2, 12	0,858
	Февраль 1995 – март 2004	110	8, 12	0,864
	Февраль 1995 – апрель 2004	111	7, 12	0,866
	Февраль 1995 – май 2004	112	8, 12	0,875
	Февраль 1995 – июнь 2004	113	8, 12	0,877
Объем розничного товарооборота	Январь 1995 – сентябрь 2003	105	6, 12	0,508
	Январь 1995 – октябрь 2003	106	6, 12	0,511
	Январь 1995 – ноябрь 2003	107	6, 12	0,535
	Январь 1995 – декабрь 2003	108	10, 12	0,518
	Январь 1995 – январь 2004	109	6, 12	0,514
	Январь 1995 – февраль 2004	110	6, 12	0,531
	Январь 1995 – март 2004	111	3, 12	0,570
	Январь 1995 – апрель 2004	112	3, 12	0,588
	Январь 1995 – май 2004	113	3, 12	0,594
	Январь 1995 – июнь 2004	114	10, 12	0,601
Суммарные налоговые поступления в консолидированный бюджет	Январь 1992 – сентябрь 2003	141	3, 11	0,709
	Январь 1992 – октябрь 2003	142	4, 12	0,739
	Январь 1992 – ноябрь 2003	143	4, 12	0,740
	Январь 1992 – декабрь 2003	144	4, 12	0,748
	Январь 1992 – январь 2004	145	4, 12	0,745
	Январь 1992 – февраль 2004	146	4, 12	0,743
	Январь 1992 – март 2004	147	1, 12	0,617
	Январь 1992 – апрель 2004	148	2, 12	0,650
	Январь 1992 – май 2004	149	3, 12	0,756
		Январь 1992 – июнь 2004	150	3, 12

Продолжение таблицы П2.1

1	2	3	4	5
Поступления налога на прибыль в консолидированный бюджет	Январь 1992 – сентябрь 2003	141	1, 4	0,735
	Январь 1992 – октябрь 2003	142	1, 4	0,723
	Январь 1992 – ноябрь 2003	143	1, 4	0,705
	Январь 1992 – декабрь 2003	144	1, 4	0,703
	Январь 1992 – январь 2004	145	1, 4	0,692
	Январь 1992 – февраль 2004	146	1, 4	0,718
	Январь 1992 – март 2004	147	1, 4	0,725
	Январь 1992 – апрель 2004	148	1, 4	0,730
	Январь 1992 – май 2004	149	7, 12	0,716
	Январь 1992 – июнь 2004	150	7, 12	0,722
Поступления налога на добавленную стоимость	Январь 1992 – сентябрь 2003	141	11, 12	0,469
	Январь 1992 – октябрь 2003	142	1, 12	0,471
	Январь 1992 – ноябрь 2003	143	1, 12	0,487
	Январь 1992 – декабрь 2003	144	1, 12	0,493
	Январь 1992 – январь 2004	145	1, 12	0,513
	Январь 1992 – февраль 2004	146	1, 12	0,551
	Январь 1992 – март 2004	147	1, 11	0,631
	Январь 1992 – апрель 2004	148	1, 11	0,635
	Январь 1992 – май 2004	149	1, 11	0,606
	Январь 1992 – июнь 2004	150	1, 11	0,597
Поступления подоходного налога	Январь 1992 – сентябрь 2003	141	8, 12	0,661
	Январь 1992 – октябрь 2003	142	8, 12	0,628
	Январь 1992 – ноябрь 2003	143	8, 12	0,633
	Январь 1992 – декабрь 2003	144	1, 12	0,593
	Январь 1992 – январь 2004	145	3, 12	0,583
	Январь 1992 – февраль 2004	146	4, 12	0,590
	Январь 1992 – март 2004	147	8, 12	0,714
	Январь 1992 – апрель 2004	148	10, 12	0,714
	Январь 1992 – май 2004	149	4, 12	0,717
	Январь 1992 – июнь 2004	150	10, 12	0,714
Суммарные налоговые поступления в федеральный бюджет	Январь 1998 – сентябрь 2003	69	4, 12	0,593
	Январь 1998 – октябрь 2003	70	4, 12	0,587
	Январь 1998 – ноябрь 2003	71	4, 12	0,605
	Январь 1998 – декабрь 2003	72	4, 12	0,584
	Январь 1998 – январь 2004	73	4, 12	0,570
	Январь 1998 – февраль 2004	74	3, 12	0,566
	Январь 1998 – март 2004	75	3, 12	0,598
	Январь 1998 – апрель 2004	76	3, 12	0,617
	Январь 1998 – май 2004	77	3, 12	0,620
	Январь 1998 – июнь 2004	78	3, 12	0,609

Продолжение таблицы П2.1

1	2	3	4	5
Поступления налога на прибыль в федеральный бюджет	Январь 1998 – сентябрь 2003	69	9, 10	0,863
	Январь 1998 – октябрь 2003	70	9, 10	0,852
	Январь 1998 – ноябрь 2003	71	9, 10	0,856
	Январь 1998 – декабрь 2003	72	9, 10	0,860
	Январь 1998 – январь 2004	73	9, 10	0,844
	Январь 1998 – февраль 2004	74	9, 10	0,835
	Январь 1998 – март 2004	75	6, 10	0,766
	Январь 1998 – апрель 2004	76	10, 11	0,780
	Январь 1998 – май 2004	77	10, 11	0,804
	Январь 1998 – июнь 2004	78	10, 11	0,819
M ₀	Декабрь 1990 – сентябрь 2003	154	1, 3	0,574
	Декабрь 1990 – октябрь 2003	155	1, 3	0,587
	Декабрь 1990 – ноябрь 2003	156	1, 3	0,606
	Декабрь 1990 – декабрь 2003	157	5, 12	0,521
	Декабрь 1990 – январь 2004	158	7, 12	0,560
	Декабрь 1990 – февраль 2004	159	3, 12	0,571
	Декабрь 1990 – март 2004	160	3, 12	0,636
	Декабрь 1990 – апрель 2004	161	3, 12	0,629
	Декабрь 1990 – май 2004	162	3, 12	0,658
	Декабрь 1990 – июнь 2004	163	5, 12	0,648
M ₁	Июнь 1995 – сентябрь 2003	100	1, 12	0,630
	Июнь 1995 – октябрь 2003	101	1, 7	0,627
	Июнь 1995 – ноябрь 2003	102	1, 7	0,571
	Июнь 1995 – декабрь 2003	103	1, 10	0,403
	Июнь 1995 – январь 2004	104	1, 10	0,485
	Июнь 1995 – февраль 2004	105	1, 10	0,507
	Июнь 1995 – март 2004	106	1, 3	0,578
	Июнь 1995 – апрель 2004	107	1, 3	0,583
	Июнь 1995 – май 2004	108	1, 3	0,563
	Июнь 1995 – июнь 2004	109	5, 7	0,548
M ₂	Декабрь 1990 – сентябрь 2003	154	1, 12	0,617
	Декабрь 1990 – октябрь 2003	155	1, 5	0,597
	Декабрь 1990 – ноябрь 2003	156	1, 5	0,605
	Декабрь 1990 – декабрь 2003	157	1, 12	0,654
	Декабрь 1990 – январь 2004	158	1, 12	0,668
	Декабрь 1990 – февраль 2004	159	1, 12	0,666
	Декабрь 1990 – март 2004	160	1, 5	0,622
	Декабрь 1990 – апрель 2004	161	1, 5	0,628
	Декабрь 1990 – май 2004	162	1, 5	0,631
	Декабрь 1990 – июнь 2004	163	1, 12	0,632

Продолжение таблицы П2.1

1	2	3	4	5
Денежная база	Май 1992 – сентябрь 2003	137	9, 12	0,584
	Май 1992 – октябрь 2003	138	9, 12	0,588
	Май 1992 – ноябрь 2003	139	2, 10	0,559
	Май 1992 – декабрь 2003	140	1, 8	0,515
	Май 1992 – январь 2004	141	3, 12	0,539
	Май 1992 – февраль 2004	142	1, 12	0,548
	Май 1992 – март 2004	143	1, 12	0,529
Резервные деньги	Июнь 1995 – сентябрь 2003	100	4, 7	0,645
	Июнь 1995 – октябрь 2003	101	2, 11	0,634
	Июнь 1995 – ноябрь 2003	102	1, 5	0,408
	Июнь 1995 – декабрь 2003	103	1, 5	0,410
	Июнь 1995 – январь 2004	104	1, 11	0,388
	Июнь 1995 – февраль 2004	105	1, 5	0,405
	Июнь 1995 – март 2004	106	1, 11	0,441
	Июнь 1995 – апрель 2004	107	1, 8	0,432
	Июнь 1995 – май 2004	108	1, 8	0,443
Июнь 1995 – июнь 2004	109	1, 8	0,466	
Золотовалютные резервы	Декабрь 1994 – сентябрь 2003	106	2, 8	0,573
	Декабрь 1994 – октябрь 2003	107	2, 12	0,586
	Декабрь 1994 – ноябрь 2003	108	2, 8	0,594
	Декабрь 1994 – декабрь 2003	109	1, 10	0,481
	Декабрь 1994 – январь 2004	110	1, 10	0,508
	Декабрь 1994 – февраль 2004	111	1, 5	0,483
	Декабрь 1994 – март 2004	112	2, 8	0,612
	Декабрь 1994 – апрель 2004	113	2, 8	0,615
	Декабрь 1994 – май 2004	114	2, 8	0,615
Декабрь 1994 – июнь 2004	115	2, 8	0,605	
Курс RUR/USD (руб. за 1 долл. США)	Январь 1992 – сентябрь 2003	141	1, 2	0,430
	Январь 1992 – октябрь 2003	142	1, 2	0,348
	Январь 1992 – ноябрь 2003	143	1, 2	0,353
	Январь 1992 – декабрь 2003	144	1, 2	0,386
	Январь 1992 – январь 2004	145	1, 2	0,272
	Январь 1992 – февраль 2004	146	1, 2	0,274
	Январь 1992 – март 2004	147	1, 7	0,414
	Январь 1992 – апрель 2004	148	1, 7	0,397
	Январь 1992 – май 2004	149	1, 7	0,369
	Январь 1992 – июнь 2004	150	1, 7	0,356

Продолжение таблицы П2.1

1	2	3	4	5
Курс EUR/USD (евро за 1 долл. США)	Январь 1999 – сентябрь 2003	57	10, 11	0,859
	Январь 1999 – октябрь 2003	58	10, 11	0,862
	Январь 1999 – ноябрь 2003	59	10, 11	0,858
	Январь 1999 – декабрь 2003	60	10, 11	0,852
	Январь 1999 – январь 2004	61	10, 11	0,849
	Январь 1999 – февраль 2004	62	10, 11	0,852
	Январь 1999 – март 2004	63	9, 10	0,876
	Январь 1999 – апрель 2004	64	9, 10	0,868
	Январь 1999 – май 2004	65	9, 10	0,840
Январь 1999 – июнь 2004	66	9, 10	0,843	
Экспорт (всего)	Январь 1997 – сентябрь 2003	81	6, 11	0,757
	Январь 1997 – октябрь 2003	82	9, 11	0,759
	Январь 1997 – ноябрь 2003	83	7, 12	0,774
	Январь 1997 – декабрь 2003	84	7, 12	0,777
	Январь 1997 – январь 2004	85	7, 12	0,775
	Январь 1997 – февраль 2004	86	7, 12	0,760
	Январь 1997 – март 2004	87	7, 12	0,765
	Январь 1997 – апрель 2004	88	3, 12	0,763
	Январь 1997 – май 2004	89	3, 12	0,759
Январь 1997 – июнь 2004	90	6, 11	0,755	
Экспорт (страны дальнего зарубежья)	Январь 1997 – сентябрь 2003	81	5, 12	0,739
	Январь 1997 – октябрь 2003	82	9, 11	0,740
	Январь 1997 – ноябрь 2003	83	11, 12	0,756
	Январь 1997 – декабрь 2003	84	8, 11	0,770
	Январь 1997 – январь 2004	85	8, 11	0,763
	Январь 1997 – февраль 2004	86	8, 11	0,775
	Январь 1997 – март 2004	87	8, 11	0,777
	Январь 1997 – апрель 2004	88	8, 11	0,785
	Январь 1997 – май 2004	89	8, 11	0,773
Январь 1997 – июнь 2004	90	2, 12	0,776	
Экспорт (страны СНГ)	Январь 1997 – сентябрь 2003	81	7, 11	0,713
	Январь 1997 – октябрь 2003	82	7, 11	0,714
	Январь 1997 – ноябрь 2003	83	7, 11	0,714
	Январь 1997 – декабрь 2003	84	7, 11	0,701
	Январь 1997 – январь 2004	85	8, 12	0,713
	Январь 1997 – февраль 2004	86	8, 12	0,707
	Январь 1997 – март 2004	87	8, 10	0,698
	Январь 1997 – апрель 2004	88	2, 6	0,700
	Январь 1997 – май 2004	89	4, 12	0,707
Январь 1997 – июнь 2004	90	4, 12	0,699	

Продолжение таблицы П2.1

1	2	3	4	5
Импорт (всего)	Январь 1997 – сентябрь 2003	81	8, 12	0,664
	Январь 1997 – октябрь 2003	82	8, 12	0,650
	Январь 1997 – ноябрь 2003	83	5, 12	0,656
	Январь 1997 – декабрь 2003	84	9, 12	0,661
	Январь 1997 – январь 2004	85	9, 12	0,688
	Январь 1997 – февраль 2004	86	9, 12	0,681
	Январь 1997 – март 2004	87	9, 12	0,663
	Январь 1997 – апрель 2004	88	9, 12	0,661
	Январь 1997 – май 2004	89	1, 12	0,658
Январь 1997 – июнь 2004	90	1, 12	0,649	
Импорт (страны дальнего зарубе- жья)	Январь 1997 – сентябрь 2003	81	9, 12	0,723
	Январь 1997 – октябрь 2003	82	9, 12	0,725
	Январь 1997 – ноябрь 2003	83	9, 12	0,739
	Январь 1997 – декабрь 2003	84	9, 12	0,740
	Январь 1997 – январь 2004	85	1, 12	0,645
	Январь 1997 – февраль 2004	86	1, 12	0,660
	Январь 1997 – март 2004	87	8, 11	0,642
	Январь 1997 – апрель 2004	88	1, 12	0,641
	Январь 1997 – май 2004	89	1, 12	0,621
Январь 1997 – июнь 2004	90	1, 12	0,630	
Импорт (страны СНГ)	Январь 1997 – сентябрь 2003	81	4, 11	0,664
	Январь 1997 – октябрь 2003	82	4, 11	0,652
	Январь 1997 – ноябрь 2003	83	4, 11	0,638
	Январь 1997 – декабрь 2003	84	4, 11	0,627
	Январь 1997 – январь 2004	85	1, 12	0,608
	Январь 1997 – февраль 2004	86	1, 12	0,651
	Январь 1997 – март 2004	87	1, 12	0,661
	Январь 1997 – апрель 2004	88	1, 12	0,668
	Январь 1997 – май 2004	89	1, 12	0,650
Январь 1997 – июнь 2004	90	1, 12	0,654	
Численность заня- того в экономике населения	Январь 1993 – сентябрь 2003	129	1, 12	0,779
	Январь 1993 – октябрь 2003	130	1, 12	0,552
	Январь 1993 – ноябрь 2003	131	1, 12	0,781
	Январь 1993 – декабрь 2003	132	1, 12	0,779
	Январь 1993 – январь 2004	133	1, 12	0,780
	Январь 1993 – февраль 2004	134	1, 12	0,576
	Январь 1993 – март 2004	135	1, 12	0,779
	Январь 1993 – апрель 2004	136	1, 8	0,573
	Январь 1993 – май 2004	137	1, 8	0,584
	Январь 1993 – июнь 2004	138	3, 12	0,652

Продолжение таблицы П2.1

1	2	3	4	5
Общая численность безработных	Январь 1994 – сентябрь 2003	117	1, 10	0,702
	Январь 1994 – октябрь 2003	118	1, 10	0,697
	Январь 1994 – ноябрь 2003	119	1, 10	0,694
	Январь 1994 – декабрь 2003	120	1, 10	0,686
	Январь 1994 – январь 2004	121	1, 10	0,688
	Январь 1994 – февраль 2004	122	1, 10	0,684
	Январь 1994 – март 2004	123	1, 10	0,682
	Январь 1994 – апрель 2004	124	1, 10	0,695
	Январь 1994 – май 2004	125	1, 10	0,689
Январь 1994 – июнь 2004	126	1, 10	0,704	
Доля безработных в экономически активном населении	Январь 1994 – сентябрь 2003	117	5, 9	0,779
	Январь 1994 – октябрь 2003	118	5, 9	0,780
	Январь 1994 – ноябрь 2003	119	3, 7	0,777
	Январь 1994 – декабрь 2003	120	3, 7	0,778
	Январь 1994 – январь 2004	121	5, 9	0,778
	Январь 1994 – февраль 2004	122	5, 9	0,779
	Январь 1994 – март 2004	123	5, 9	0,776
	Январь 1994 – апрель 2004	124	5, 9	0,783
	Январь 1994 – май 2004	125	5, 9	0,786
Январь 1994 – июнь 2004	126	3, 7	0,785	
Численность официально зарегистрированных в службе занятости безработных	Январь 1994 – сентябрь 2003	117	6, 12	0,828
	Январь 1994 – октябрь 2003	118	6, 12	0,829
	Январь 1994 – ноябрь 2003	119	6, 12	0,830
	Январь 1994 – декабрь 2003	120	6, 12	0,826
	Январь 1994 – январь 2004	121	6, 12	0,821
	Январь 1994 – февраль 2004	122	6, 12	0,832
	Январь 1994 – март 2004	123	3, 10	0,853
	Январь 1994 – апрель 2004	124	3, 10	0,854
	Январь 1994 – май 2004	125	6, 12	0,766
Январь 1994 – июнь 2004	126	3, 10	0,852	
Назначено пособие по безработице	Январь 1994 – сентябрь 2003	117	6, 11	0,765
	Январь 1994 – октябрь 2003	118	6, 11	0,758
	Январь 1994 – ноябрь 2003	119	6, 11	0,767
	Январь 1994 – декабрь 2003	120	6, 11	0,764
	Январь 1994 – январь 2004	121	2, 11	0,768
	Январь 1994 – февраль 2004	122	3, 12	0,767
	Январь 1994 – март 2004	123	6, 11	0,831
	Январь 1994 – апрель 2004	124	6, 11	0,832
	Январь 1994 – май 2004	125	3, 12	0,750
Январь 1994 – июнь 2004	126	6, 11	0,832	

Прогноз

В табл. П2.2 приведены результаты прогноза 29 показателей, произведенного за 1, 2, 3, 4 и 5 месяцев до указанного по сравнению с фактическими данными. На рис. П.2.1–П.2.29 приведена имитация по построенным моделям рассмотренных временных рядов за период с января 2002 г. по ноябрь 2004 г. по сравнению с фактическими данными за период с января 2002 г. по июнь 2004 г.

Таблица П2.2

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт
Реальные располагаемые денежные доходы населения (01/1999 = 100)	Октябрь 2003					182,436	197,79
	Ноябрь 2003				187,542	192,940	198,19
	Декабрь 2003			223,529	228,926	223,249	258,83
	Январь 2004		165,422	170,820	165,142	171,871	180,15
	Февраль 2004	178,435	182,621	176,540	187,719	172,496	185,19
	Март 2004	188,572	182,491	192,036	176,812	169,675	192,79
	Апрель 2004	190,902	211,947	196,723	174,230	188,768	199,73
	Май 2004	211,283	196,059	172,444	181,727	196,692	181,75
	Июнь 2004	199,540	175,925	189,328	201,736	198,572	200,00
	Июль 2004	177,881	192,928	204,403	203,616	204,828	
	Август 2004	197,963	207,069	206,268	209,880		
	Сентябрь 2004	209,735	208,916	212,528			
	Октябрь 2004	214,364	217,978				
Ноябрь 2004	220,627						
Реальная заработная плата (01/1999 = 100)	Октябрь 2003					219,681	227,38
	Ноябрь 2003				226,574	226,574	229,65
	Декабрь 2003			267,515	267,515	269,055	278,85
	Январь 2004		220,633	220,633	222,173	226,298	219,45
	Февраль 2004	220,592	220,455	221,924	226,120	219,712	219,45
	Март 2004	227,816	229,285	233,481	224,677	225,828	238,42
	Апрель 2004	229,400	233,573	226,942	227,602	229,232	235,59
	Май 2004	235,083	227,254	227,570	229,660	236,050	234,87
	Июнь 2004	235,031	235,347	238,337	244,359	243,178	247,91

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт
	Июль 2004	237,030	240,020	246,071	244,720	249,455	
	Август 2004	241,307	247,403	245,754	250,469		
	Сентябрь 2004	248,016	246,284	250,868			
	Октябрь 2004	253,613	258,718				
	Ноябрь 2004	257,912					
Индекс промышленного производства (01/1999 = 100)	Октябрь 2003					143,20	144,49
	Ноябрь 2003				140,42	140,42	135,97
	Декабрь 2003			139,89	139,89	137,66	140,32
	Январь 2004		132,09	132,09	129,86	127,92	131,34
	Февраль 2004	131,40	131,40	129,17	126,81	129,62	132,91
	Март 2004	145,35	143,12	126,29	143,57	144,32	145,14
	Апрель 2004	139,29	136,73	139,73	140,49	142,57	139,63
	Май 2004	129,08	147,06	147,82	142,54	140,80	137,53
	Июнь 2004	145,34	146,09	144,11	141,22	139,11	143,72
	Июль 2004	155,97	150,31	149,62	145,31	149,92	
	Август 2004	153,45	151,24	148,44	153,06		
	Сентябрь 2004	151,54	149,51	154,12			
	Октябрь 2004	150,69	160,31				
Ноябрь 2004	151,79						
Розничный товарооборот (млрд руб.)	Октябрь 2003					399,03	403,4
	Ноябрь 2003				409,47	409,47	409,7
	Декабрь 2003			464,07	464,07	464,07	477,3
	Январь 2004		387,57	387,57	387,57	400,80	391,4
	Февраль 2004	388,59	388,59	388,59	402,62	391,84	392,3
	Март 2004	412,42	412,43	434,92	415,67	415,67	430,4
	Апрель 2004	414,89	436,72	417,26	417,20	432,56	433,5
	Май 2004	438,64	418,49	418,43	434,04	434,97	433,3
	Июнь 2004	422,39	422,33	451,94	445,87	444,20	438,6
	Июль 2004	433,83	454,74	456,87	455,20	453,47	
	Август 2004	464,52	459,97	464,98	460,92		

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт
	Сентябрь 2004	464,71	467,48	465,76			
	Октябрь 2004	479,78	483,16				
	Ноябрь 2004	489,46					
Суммарные налоговые поступления в консолидированный бюджет (млрд руб.)	Октябрь 2003					351,31	349,6
	Ноябрь 2003				274,72	333,37	318,5
	Декабрь 2003			312,33	344,85	340,36	321,0
	Январь 2004		257,17	276,61	272,12	279,39	267,3
	Февраль 2004	250,37	275,91	271,42	278,69	269,49	248,2
	Март 2004	325,11	320,62	327,89	318,69	318,69	345,7
	Апрель 2004	357,22	364,49	355,29	355,29	384,20	433,0
	Май 2004	303,28	294,07	294,07	382,67	344,28	337,8
	Июнь 2004	347,27	347,27	374,07	317,08	391,00	350,5
	Июль 2004	307,44	423,27	355,05	443,61	403,12	
	Август 2004	425,40	356,38	473,96	433,47		
	Сентябрь 2004	351,72	536,06	441,20			
	Октябрь 2004	572,66	503,30				
Ноябрь 2004	472,20						
Поступления налога на прибыль в консолидированный бюджет (млрд руб.)	Октябрь 2003					31,09	64,5
	Ноябрь 2003				53,86	53,86	29,8
	Декабрь 2003			34,70	34,70	34,70	53,4
	Январь 2004		41,43	41,43	41,43	41,43	29,8
	Февраль 2004	26,67	26,67	26,67	26,67	26,67	20,1
	Март 2004	52,22	52,22	52,22	52,22	52,22	90,9
	Апрель 2004	49,09	49,09	49,09	42,52	62,30	117,7
	Май 2004	56,09	56,09	49,52	85,90	93,98	53,3
	Июнь 2004	47,98	41,40	77,78	117,58	45,53	71,0
	Июль 2004	48,40	72,33	112,13	72,73	98,20	
	Август 2004	143,13	130,23	60,51	85,98		
	Сентябрь 2004	201,03	64,86	90,32			

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт
Поступления НДС (млрд руб.)	Октябрь 2004	92,06	117,52				
	Ноябрь 2004	53,12					
	Октябрь 2003					77,11	74,3
	Ноябрь 2003				75,07	76,96	78,6
	Декабрь 2003			79,84	78,13	78,13	78,7
	Январь 2004		81,80	81,93	81,93	81,93	84,4
	Февраль 2004	69,33	80,11	80,11	80,11	80,11	61,9
	Март 2004	61,59	61,59	61,59	61,59	61,59	69,8
	Апрель 2004	56,02	56,02	56,02	56,02	67,04	85,0
	Май 2004	56,32	56,47	56,41	61,47	73,95	88,9
	Июнь 2004	57,42	57,36	62,00	68,38	88,72	83,6
	Июль 2004	58,54	62,34	68,58	83,15	88,00	
	Август 2004	62,86	69,10	83,67	82,43		
	Сентябрь 2004	73,47	88,05	86,80			
Октябрь 2004	88,75	87,50					
Ноябрь 2004	87,84						
Поступления подо- ходного налога (млрд руб.)	Октябрь 2003					40,73	38,8
	Ноябрь 2003				40,10	40,13	38,7
	Декабрь 2003			54,63	54,63	54,63	61,6
	Январь 2004		40,18	40,18	40,18	40,18	33,7
	Февраль 2004	37,28	36,70	36,70	37,19	36,41	39,0
	Март 2004	41,47	41,47	42,54	41,47	39,97	43,9
	Апрель 2004	45,60	46,04	45,60	44,10	48,23	46,7
	Май 2004	45,25	42,80	39,90	40,76	42,50	40,3
	Июнь 2004	46,93	43,13	45,25	46,81	41,00	48,6
	Июль 2004	38,93	54,31	56,85	48,08	58,64	
	Август 2004	46,42	47,82	40,20	49,61		
	Сентябрь 2004	48,52	39,75	50,36			
	Октябрь 2004	33,35	51,06				

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт
	Ноябрь 2004	50,96					
Суммарные налоговые поступления в федеральный бюджет (млрд руб.)	Октябрь 2003					217,94	218,9
	Ноябрь 2003				239,86	239,86	203,6
	Декабрь 2003			217,74	217,74	217,74	183,7
	Январь 2004		159,18	159,18	159,18	176,31	183,1
	Февраль 2004	190,60	190,60	190,60	187,03	187,03	173,5
	Март 2004	197,11	197,11	197,11	197,11	181,85	199,4
	Апрель 2004	204,13	204,13	204,13	188,12	205,67	219,8
	Май 2004	160,55	174,88	209,08	226,63	240,76	214,2
	Июнь 2004	187,18	224,19	236,45	250,58	224,02	216,2
	Июль 2004	230,27	251,56	247,95	221,39	215,88	
	Август 2004	282,38	263,06	252,20	246,70		
	Сентябрь 2004	266,54	267,32	248,03			
	Октябрь 2004	294,22	263,14				
	Ноябрь 2004	240,98					
Поступления налога на прибыль в федеральный бюджет (млрд руб.)	Октябрь 2003					17,76	21,7
	Ноябрь 2003				16,09	16,09	8,7
	Декабрь 2003			8,11	8,11	8,11	17,3
	Январь 2004		8,62	8,62	8,62	8,62	9,6
	Февраль 2004	13,26	13,26	13,26	13,26	13,26	6,4
	Март 2004	5,43	5,43	12,30	12,30	3,48	26,0
	Апрель 2004	9,06	13,24	13,24	4,42	20,24	24,3
	Май 2004	0,24	0,24	1,42	13,25	17,31	12,4
	Июнь 2004	10,06	11,24	26,62	30,68	21,00	16,4
	Июль 2004	17,08	27,45	31,51	15,77	11,17	
	Август 2004	18,95	23,01	8,07	3,47		
	Сентябрь 2004	24,04	10,47	5,87			
	Октябрь 2004	2,77	0,17				
	Ноябрь 2004	10,48					

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт
M ₀ (млрд руб.)	Октябрь 2003					1014,19	975,8
	Ноябрь 2003				977,62	977,62	1002,1
	Декабрь 2003			1014,34	1014,34	1014,34	1147,0
	Январь 2004		1180,28	1180,28	1136,50	1092,72	1130,6
	Февраль 2004	1187,66	1149,31	1149,31	1144,35	1147,05	1164,1
	Март 2004	1182,77	1182,77	1179,70	1185,23	1182,77	1165,5
	Апрель 2004	1204,63	1324,64	1258,06	1327,71	1310,44	1230,1
	Май 2004	1357,88	1309,80	1321,23	1303,95	1223,63	1220,5
	Июнь 2004	1454,74	1394,05	1377,87	1297,54	1294,41	1276,1
	Июль 2004	1411,68	1450,69	1311,33	1308,20	1289,92	
	Август 2004	1497,91	1384,16	1355,42	1337,14		
	Сентябрь 2004	1383,13	1428,25	1327,94			
	Октябрь 2004	1447,16	1400,77				
	Ноябрь 2004	1447,99					
M ₁ (млрд руб.)	Октябрь 2003					1892,31	1850,2
	Ноябрь 2003				1886,00	1842,24	1899,0
	Декабрь 2003			2060,70	1926,14	1926,14	2181,9
	Январь 2004		1957,82	2167,52	2167,52	2079,05	2126,9
	Февраль 2004	1976,49	2124,67	2124,67	2145,60	2145,60	2197,1
	Март 2004	2267,82	2267,82	2206,59	2206,59	2206,59	2253,4
	Апрель 2004	2273,04	2211,80	2211,80	2211,80	2313,24	2262,6
	Май 2004	2222,30	2222,30	2222,30	2318,45	2276,61	2286,3
	Июнь 2004	2238,35	2238,35	2328,19	2281,82	2309,09	2425,3
	Июль 2004	2251,41	2369,37	2289,48	2314,30	2411,93	
	Август 2004	2378,69	2330,67	2323,07	2437,60		
	Сентябрь 2004	2339,95	2364,26	2598,19			
	Октябрь 2004	2373,54	2579,27				
	Ноябрь 2004	2635,86					

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт	
M ₂ (млрд руб.)	Октябрь 2003					2806,32	2761,8	
	Ноябрь 2003				2803,50	2831,40	2843,7	
	Декабрь 2003			3028,80	2869,70	2869,70	3212,7	
	Январь 2004		3120,60	3120,60	3120,60	3120,60	3214,1	
	Февраль 2004	3373,80	3272,00	3272,00	3373,80	3373,80	3335,5	
	Март 2004	3276,20	3276,20	3458,30	3483,45	3483,45	3430,4	
	Апрель 2004	3297,60	3479,70	3504,85	3504,85	3534,90	3483,5	
	Май 2004	3639,40	3664,55	3664,55	3556,30	3606,30	3526,5	
	Июнь 2004	3849,65	3849,65	3560,57	3627,70	3560,23	3687,2	
	Июль 2004	3856,35	3618,27	3685,40	3581,63	3707,50		
	Август 2004	3675,97	3743,10	3639,33	3728,90			
	Сентябрь 2004	3822,90	3719,13	3810,80				
	Октябрь 2004	3797,83	3816,54					
Ноябрь 2004	3937,94							
Денежная база (млрд руб.)	Октябрь 2003					1200,30	1203,00	
	Ноябрь 2003				1206,47	1206,47	1232,60	
	Декабрь 2003			1313,30	1313,30	1257,45	1398,60	
	Январь 2004		1337,40	1337,40	1437,00	1337,40	1380,00	
	Февраль 2004	1386,10	1386,10	1402,20	1471,00	1396,50	1425,10	
	Март 2004	1425,30	1453,30	1400,10	1454,20	1453,30	1452,00	
	Апрель 2004	1465,30	1422,30	1620,20	1475,50	1618,00		
	Май 2004	1427,91	1620,40	1527,25	1640,20			
	Июнь 2004	1701,10	1584,45	1697,40				
	Июль 2004	1636,20	1749,15					
	Август 2004	1772,84						
	Резервные деньги (млрд руб.)	Октябрь 2003					1484,74	1582,5
		Ноябрь 2003				1582,73	1630,74	1955,9
Декабрь 2003				1956,20	2053,30	1925,98	1947,7	
Январь 2004			1971,44	1928,50	1953,83	1954,07	2011,6	

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт
	Февраль 2004	1994,27	2039,74	2031,69	2031,69	2038,78	2053,6
	Март 2004	2154,37	2113,42	2113,42	2427,03	2113,42	1985,8
	Апрель 2004	2121,08	2121,08	2529,92	2121,08	2049,64	1939,9
	Май 2004	2128,18	2541,44	2129,39	2152,53	2054,25	1917,3
	Июнь 2004	2551,40	2159,86	2162,66	2109,52	1938,92	1888,9
	Июль 2004	2179,70	2171,75	2173,35	2041,81	1952,76	
	Август 2004	2181,24	2180,54	2048,99	2055,65		
	Сентябрь 2004	2203,27	2071,72	2078,38			
	Октябрь 2004	2089,77	2096,43				
	Ноябрь 2004	2097,93					
Золотовалютные резервы (млрд руб.)	Октябрь 2003					63323,0	64928
	Ноябрь 2003				64485,0	64159,0	68169
	Декабрь 2003			68739,0	70475,0	68739,0	76938
	Январь 2004		76597,0	76653,0	76597,0	76486,0	83990
	Февраль 2004	84014,0	83538,0	84014,0	86454,0	91042,0	86318
	Март 2004	85866,0	86342,0	85412,0	85412,0	86623,0	83398
	Апрель 2004	86592,0	86385,9	86385,9	87596,9	83648,0	82664
	Май 2004	87208,9	87208,9	90451,9	85473,0	85612,0	85612
	Июнь 2004	83820,1	93306,9	83064,2	85648,3	85648,3	88226
	Июль 2004	105395,8	82459,2	94417,3	94417,3	96995,0	
	Август 2004	82118,2	92008,5	92008,5	104047,0		
	Сентябрь 2004	91667,5	91667,5	101638,2			
	Октябрь 2004	90445,0	100415,7				
	Ноябрь 2004	99985,7					
Курс RUR/USD (руб. за 1 долл. США)	Октябрь 2003					30,72	29,86
	Ноябрь 2003				29,74	29,74	29,74
	Декабрь 2003			29,88	29,80	29,80	29,45
	Январь 2004		29,51	29,51	29,51	29,51	28,49
	Февраль 2004	28,37	28,37	28,37	28,37	28,37	28,52
	Март 2004	28,55	28,55	28,23	28,23	28,23	28,49

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт	
Курс EUR/USD (евро за 1 долл. США)	Апрель 2004	28,43	28,11	28,11	28,26	28,59	28,88	
	Май 2004	27,83	27,83	27,97	28,61	28,68	28,99	
	Июнь 2004	27,89	28,03	28,72	28,71	29,12	29,03	
	Июль 2004	28,09	28,80	28,78	29,14	29,07		
	Август 2004	28,89	28,88	29,24	29,10			
	Сентябрь 2004	28,98	29,34	29,20				
	Октябрь 2004	29,45	29,30					
	Ноябрь 2004	29,34						
	Октябрь 2003					0,83	0,86	
	Ноябрь 2003				0,85	0,85	0,83	
	Декабрь 2003			0,81	0,81	0,81	0,80	
	Январь 2004		0,79	0,79	0,79	0,79	0,81	
	Февраль 2004	0,78	0,78	0,78	0,78	0,78	0,81	
	Март 2004	0,82	0,82	0,82	0,82	0,82	0,82	
	Апрель 2004	0,76	0,76	0,76	0,76	0,82	0,84	
	Май 2004	0,76	0,76	0,76	0,87	0,89	0,82	
	Июнь 2004	0,75	0,72	0,82	0,84	0,80	0,82	
	Июль 2004	0,72	0,80	0,82	0,76	0,80		
	Август 2004	0,85	0,87	0,82	0,85			
	Сентябрь 2004	0,92	0,87	0,91				
	Октябрь 2004	0,84	0,88					
	Ноябрь 2004	0,84						
	Экспорт (всего) (млн долл.)	Октябрь 2003					9719,0	12395
		Ноябрь 2003				13550,0	13023,0	11718
Декабрь 2003				11569,0	13489,0	11767,0	13942	
Январь 2004			13378,2	14337,0	12396,0	12396,0	10829	
Февраль 2004		11099,0	11457,0	11025,5	11025,5	11025,5	11961	
Март 2004		11074,0	13689,0	13689,0	13689,0	13689,0	13552	
Апрель 2004		11945,0	11945,0	11945,0	11945,0	11876,5	14192	
Май 2004		12139,8	12139,8	12139,8	12071,3	14520,0	13370	
Июнь 2004	13116,1	13116,1	13047,6	14801,0	13651,0	13780		

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт
	Июль 2004	14246,1	14177,6	15204,3	14054,3	13623,0	
	Август 2004	14707,6	14811,3	15186,3	13894,0		
	Сентябрь 2004	14513,8	14793,3	14679,0			
	Октябрь 2004	15497,3	14137,0				
	Ноябрь 2004	14376,0					
Экспорт (страны дальнего зарубежья) (млн долл.)	Октябрь 2003					9957,6	10375
	Ноябрь 2003				10763,5	10825,0	9759
	Декабрь 2003			10510,5	11378,0	9168,0	11639
	Январь 2004		10359,5	11863,0	11890,0	11617,6	9139
	Февраль 2004	8834,7	9589,0	9252,0	9589,0	9589,0	10083
	Март 2004	9674,0	9492,0	9492,0	9492,0	9492,0	11244
	Апрель 2004	9743,0	8937,5	8937,5	8937,5	9813,5	11935
	Май 2004	8578,5	8578,5	8578,5	9454,5	11576,0	11220
	Июнь 2004	9686,5	9686,5	10562,5	12684,0	12328,0	11298
	Июль 2004	9327,5	10203,5	12325,0	11850,3	11505,5	
	Август 2004	10724,5	12846,0	12371,3	11718,5		
	Сентябрь 2004	13124,0	12649,3	12726,5			
	Октябрь 2004	11216,3	11907,5				
	Ноябрь 2004	12296,8					
Экспорт (страны СНГ) (млн долл.)	Октябрь 2003					2103,0	2020
	Ноябрь 2003				2108,0	2108,0	1959
	Декабрь 2003			2004,0	2004,0	2004,0	2303
	Январь 2004		2316,8	2316,8	2316,8	2316,8	1690
	Февраль 2004	1729,7	1729,7	1729,7	1729,7	1762,4	1878
	Март 2004	1845,2	1845,2	1845,2	1978,0	2000,0	2308
	Апрель 2004	2029,2	2029,2	2100,7	2122,7	2206,7	2257
	Май 2004	2010,8	1804,7	1826,7	1743,0	2445,0	2150
	Июнь 2004	1972,3	1999,4	1802,2	2523,0	2247,0	2482
	Июль 2004	2107,9	1782,9	2652,0	2196,0	2431,0	
	Август 2004	1881,9	2566,3	2263,5	2498,5		

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт
	Сентябрь 2004	2644,3	2317,5	2552,5			
	Октябрь 2004	2112,5	2501,5				
	Ноябрь 2004	2296,5					
Импорт (всего) (млн долл.)	Октябрь 2003					6955,7	6676
	Ноябрь 2003				6248,0	6248,0	6605
	Декабрь 2003			7152,5	7140,4	7277,5	8357
	Январь 2004		6376,0	6376,0	6376,0	7380,5	5259
	Февраль 2004	5694,7	5694,7	5733,4	5677,7	5677,7	6360
	Март 2004	6989,8	7121,0	7003,0	6918,0	6918,0	7576
	Апрель 2004	7566,0	7356,7	7140,9	7140,9	7301,2	7777
	Май 2004	6985,7	6769,9	6769,9	6930,2	7406,0	7444
	Июнь 2004	6889,3	6839,5	6999,9	7475,6	7785,4	7903
	Июль 2004	7253,6	7414,0	7878,7	8886,4	8368,1	
	Август 2004	7127,8	7635,9	8561,4	9469,1		
	Сентябрь 2004	5759,9	8612,9	9520,6			
	Октябрь 2004	9112,9	10020,6				
	Ноябрь 2004	9989,9					
Импорт (страны дальнего зарубе- жья) (млн долл.)	Октябрь 2003					5505,0	5255
	Ноябрь 2003				5189,7	5189,7	5163
	Декабрь 2003			5793,0	5793,0	5793,0	6634
	Январь 2004		4130,0	4971,0	4971,0	4971,0	3857
	Февраль 2004	4575,0	4302,0	4443,0	4314,5	3976,0	5075
	Март 2004	5617,5	5617,5	5617,5	5029,0	5029,0	6033
	Апрель 2004	5605,2	5724,6	5148,0	6247,0	5368,6	6063
	Май 2004	5597,9	5084,8	6183,8	5514,2	6004,4	5769
	Июнь 2004	5158,6	6228,6	5754,2	7222,4	5659,6	6148
	Июль 2004	6508,8	5844,1	7502,6	6877,6	6353,3	
	Август 2004	5443,1	7429,0	6782,0	7571,3		
	Сентябрь 2004	7477,0	6816,1	7605,4			
	Октябрь 2004	7144,4	7933,8				

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт
	Ноябрь 2004	7879,2					
Импорт (страны СНГ) (млн долл.)	Октябрь 2003					1308,8	1421
	Ноябрь 2003				1529,5	1529,5	1442
	Декабрь 2003			1483,0	1483,0	1483,0	1723
	Январь 2004		1715,7	1713,1	1711,8	1711,8	1402
	Февраль 2004	1422,7	1422,7	1422,7	1422,7	1434,5	1285
	Март 2004	1298,4	1436,1	1431,2	1793,2	1743,3	1543
	Апрель 2004	720,1	715,2	1834,2	1784,3	1259,2	1714
	Май 2004	546,9	1720,2	1670,3	1300,2	1654,0	1675
	Июнь 2004	1891,8	1841,9	1471,8	1695,0	1904,1	1755
	Июль 2004	1933,4	1563,2	1817,0	1945,1	1794,0	
	Август 2004	1449,2	1649,0	1777,1	1835,0		
	Сентябрь 2004	1658,9	1787,0	1861,6			
	Октябрь 2004	1895,6	1973,1				
	Ноябрь 2004	2022,9					
Численность занятого в экономике населения (млн чел.)	Октябрь 2003					66,10	65,8
	Ноябрь 2003				65,45	65,40	65,2
	Декабрь 2003			64,60	64,70	65,25	64,4
	Январь 2004		64,00	64,10	64,60	64,50	64,4
	Февраль 2004	64,10	64,17	63,80	63,60	64,50	66,3
	Март 2004	64,57	64,50	64,50	66,70	67,10	66,5
	Апрель 2004	67,10	67,10	67,30	67,70	66,83	65,8
	Май 2004	67,70	67,47	67,87	67,43	66,30	66,3
	Июнь 2004	67,63	68,03	67,59	66,90	66,80	67,4
	Июль 2004	68,20	67,76	66,83	67,40	67,96	
	Август 2004	67,86	66,63	67,20	68,76		
	Сентябрь 2004	66,48	67,05	69,26			
	Октябрь 2004	66,85	69,96				
	Ноябрь 2004	69,89					

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт
Общая численность безработных (млн чел.)	Октябрь 2003					5,82	5,7
	Ноябрь 2003				5,82	5,80	5,7
	Декабрь 2003			5,95	5,93	5,92	5,8
	Январь 2004		6,00	5,98	5,97	5,79	5,8
	Февраль 2004	5,90	5,88	5,87	5,83	5,70	5,9
	Март 2004	5,93	5,92	5,85	5,90	5,90	5,7
	Апрель 2004	5,62	5,70	5,60	5,60	5,50	6,1
	Май 2004	5,95	5,59	5,59	5,20	5,97	5,8
	Июнь 2004	5,57	5,57	5,19	5,67	5,59	5,2
	Июль 2004	5,56	5,17	5,65	5,29	5,19	
	Август 2004	5,16	5,77	5,40	5,04		
	Сентябрь 2004	5,81	5,44	5,08			
	Октябрь 2004	5,58	5,21				
	Ноябрь 2004	5,26					
Доля безработных в экономически активном населении (%)	Октябрь 2003					8,18	8,0
	Ноябрь 2003				8,45	8,45	7,9
	Декабрь 2003			7,80	7,80	8,00	8,0
	Январь 2004		7,85	7,85	7,40	7,40	8,0
	Февраль 2004	7,90	7,90	8,02	8,02	8,10	8,1
	Март 2004	7,60	8,25	8,25	7,60	7,60	7,9
	Апрель 2004	8,31	8,31	7,65	7,65	7,80	8,4
	Май 2004	8,42	7,65	7,65	7,80	8,20	8,1
	Июнь 2004	7,73	7,73	7,88	7,50	7,40	7,1
	Июль 2004	7,88	8,03	7,40	7,30	6,90	
	Август 2004	7,43	7,90	7,80	6,70		
	Сентябрь 2004	8,10	8,00	6,47			
	Октябрь 2004	7,90	6,37				
	Ноябрь 2004	6,47					
Численность официально зарегистрированных в службе занятости	Октябрь 2003					1560,0	1512
	Ноябрь 2003				1576,0	1576,0	1567

Показатель	Месяц	5	4	3	2	1	Факт
службе занятости безработных (тыс. чел.)	Декабрь 2003			1577,0	1577,0	1622,0	1639
	Январь 2004		1730,0	1730,0	1730,0	1730,0	1640
	Февраль 2004	1737,0	1737,0	1737,0	1737,0	1737,0	1670
	Март 2004	1643,5	1643,5	1643,5	1643,5	1643,5	1662
	Апрель 2004	1681,0	1681,0	1681,0	1681,0	1600,0	1645
	Май 2004	1641,0	1641,0	1645,5	1567,0	1612,0	1593
	Июнь 2004	1592,0	1596,5	1567,0	1612,0	1544,0	1556
	Июль 2004	1605,5	1483,0	1638,0	1546,5	1582,0	
	Август 2004	1502,3	1554,0	1562,0	1572,0		
	Сентябрь 2004	1606,5	1561,8	1569,0			
	Октябрь 2004	1561,8	1485,0				
Ноябрь 2004	1465,0						
Назначено пособие по безработице (тыс. чел.)	Октябрь 2003					1305,5	1202
	Ноябрь 2003				1202,5	1202,5	1239
	Декабрь 2003			1235,0	1235,0	1235,0	1304
	Январь 2004		1219,0	1257,5	1219,0	1219,0	1287
	Февраль 2004	1281,5	1281,5	1281,5	1281,5	1324,0	1316
	Март 2004	1340,0	1340,0	1340,0	1312,0	1328,7	1310
	Апрель 2004	1349,0	1349,0	1322,0	1343,9	1350,0	1299
	Май 2004	1301,0	1237,0	1317,4	1302,0	1251,0	1246
	Июнь 2004	1234,0	1232,4	1252,7	1201,7	1252,0	1225
	Июль 2004	1235,4	1245,9	1217,7	1237,6	1241,0	
	Август 2004	1245,9	1137,2	1199,2	1142,0		
	Сентябрь 2004	1116,2	1114,2	1121,0			
	Октябрь 2004	1130,5	1138,0				
Ноябрь 2004	1150,7						

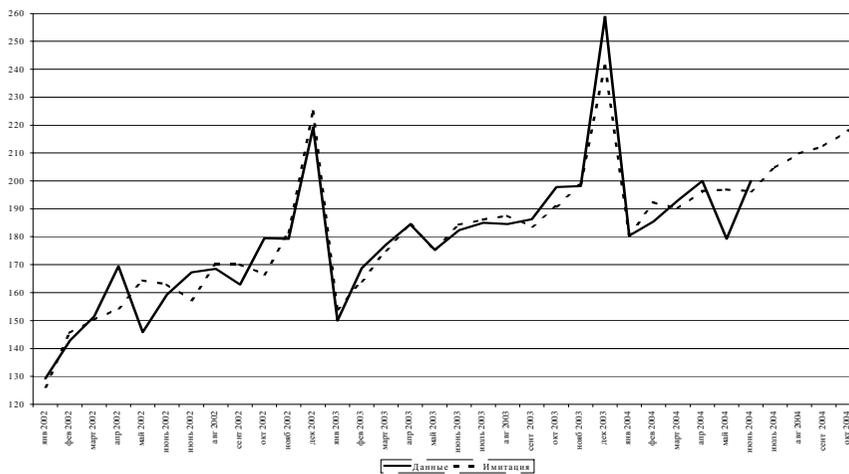


Рис. П2.1. Реальные располагаемые доходы (база: январь 1999г. = 100)

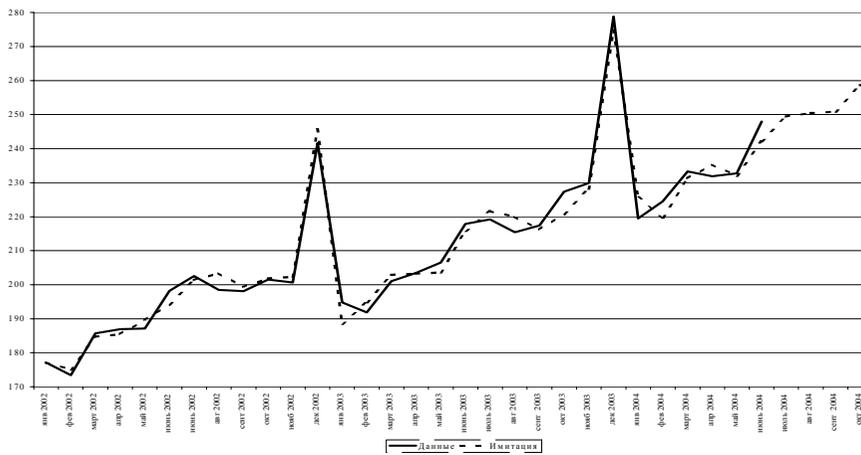


Рис. П2.2. Реальная заработная плата (база: январь 1999г. = 100)

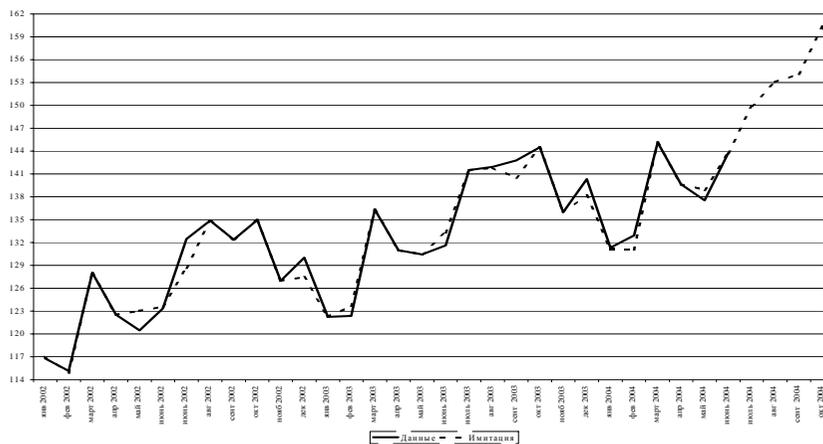


Рис. П2.3. Индекс промышленного производства (база: январь 1995 г.)

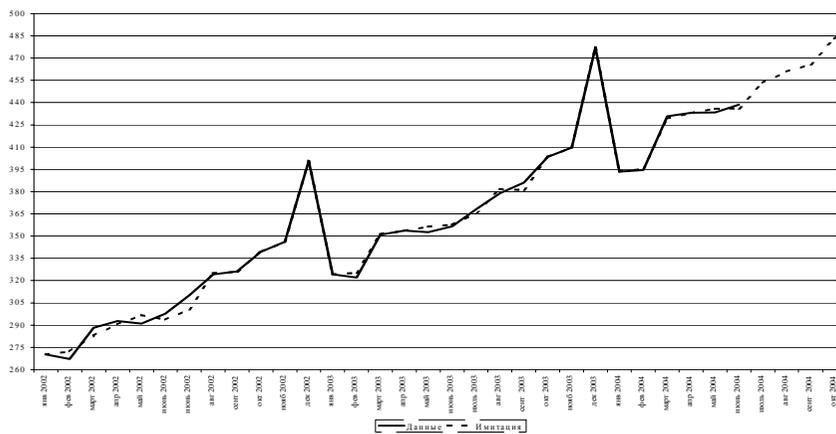


Рис. П2.4. Объем розничного товарооборота (млрд руб.)

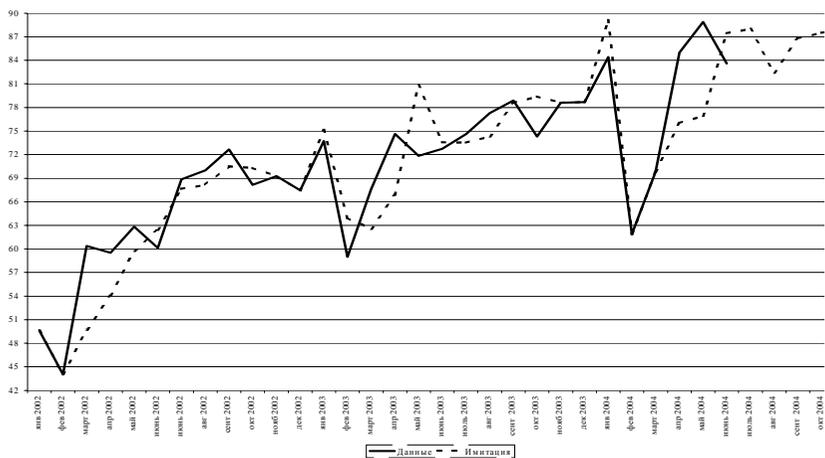


Рис. П2.7. НДС (млрд руб.)

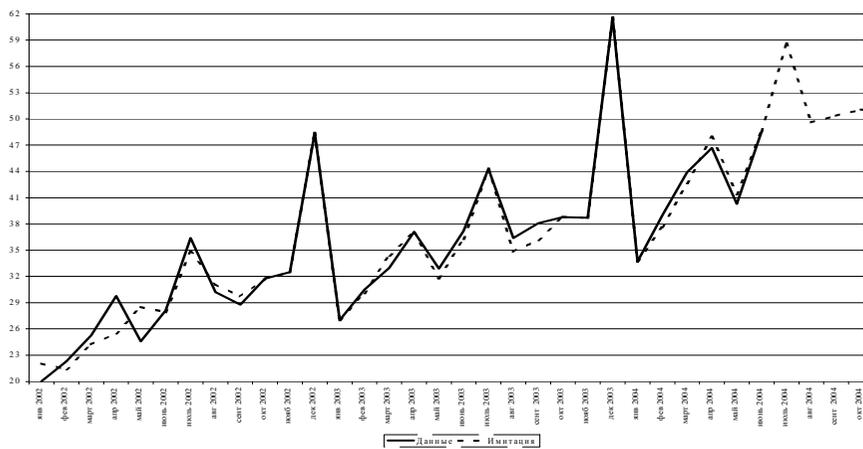


Рис. П2.8. Подходный налог в консолидированный бюджет (млрд руб.)

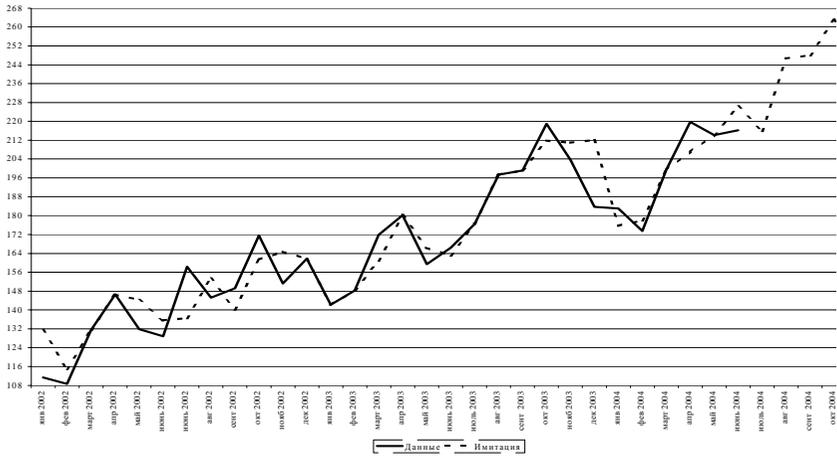


Рис. П2.9. Суммарные налоговые поступления в федеральный бюджет (млрд руб.)

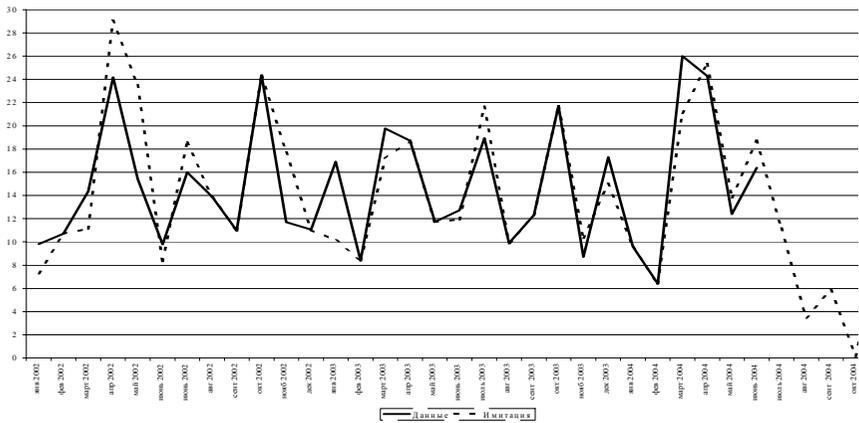


Рис. П2.10. Налог на прибыль в федеральный бюджет (млрд руб.)

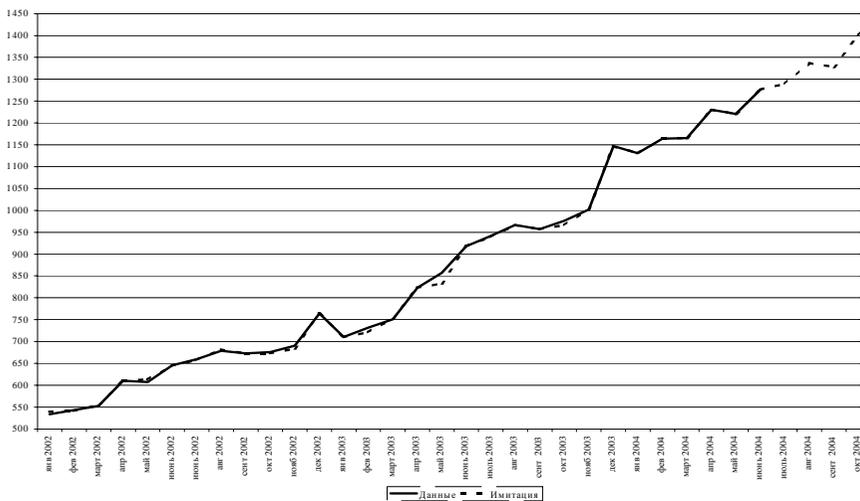


Рис. П2.11. M_0 (млрд руб.)

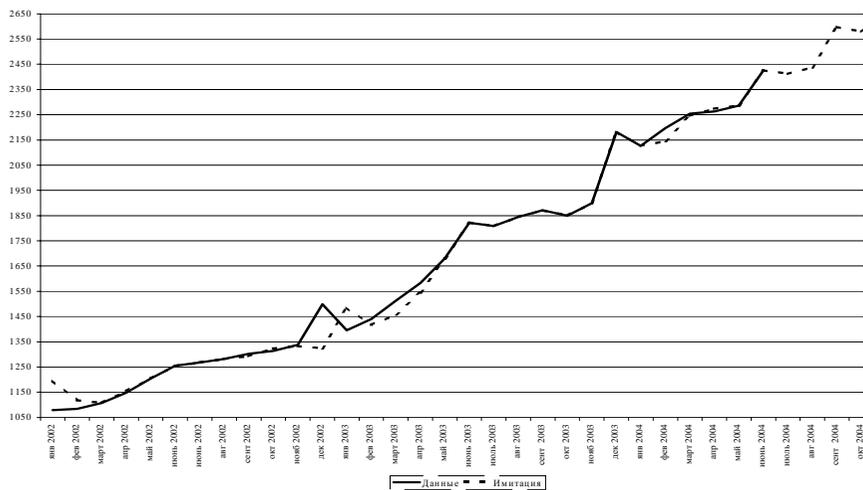


Рис. П2.12. M_1 (млрд руб.)

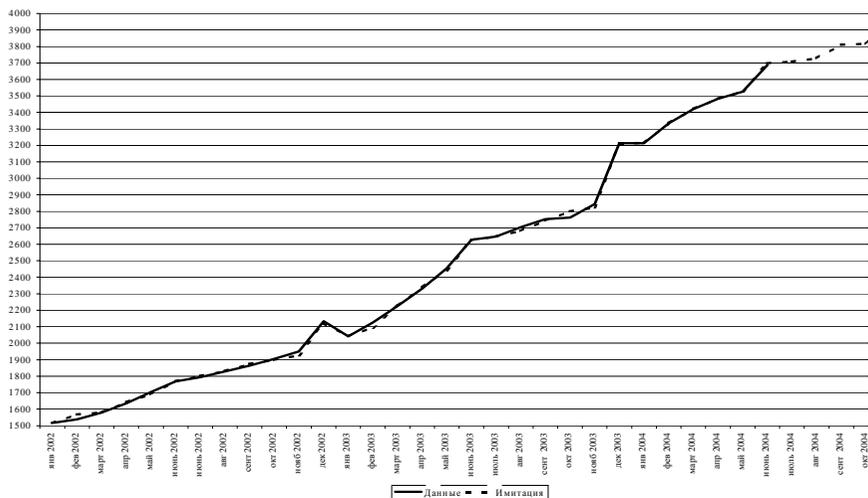


Рис. П2.13. M_2 (млрд руб.)

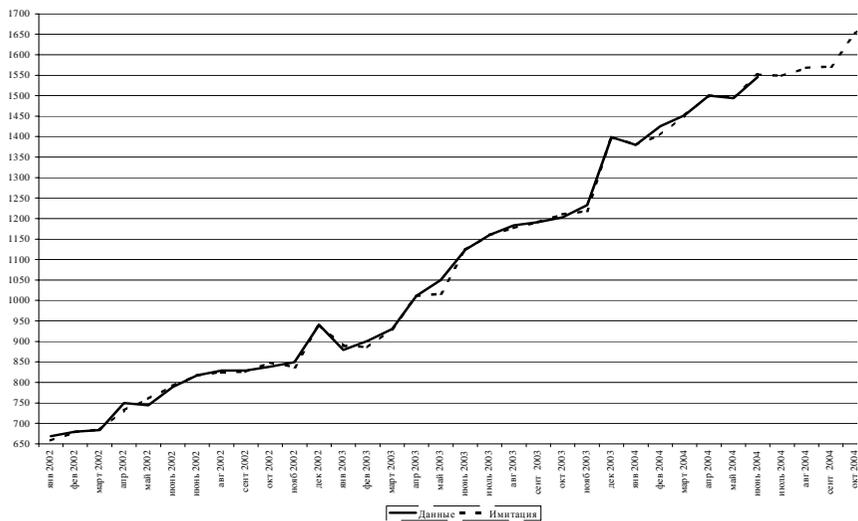


Рис. П2.14. Денежная база (млрд руб.)

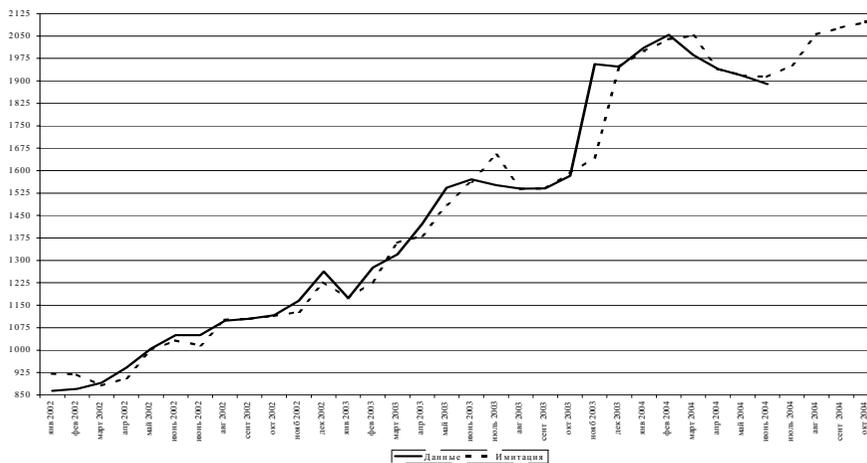


Рис. П2.15. Резервные деньги (млрд руб.)

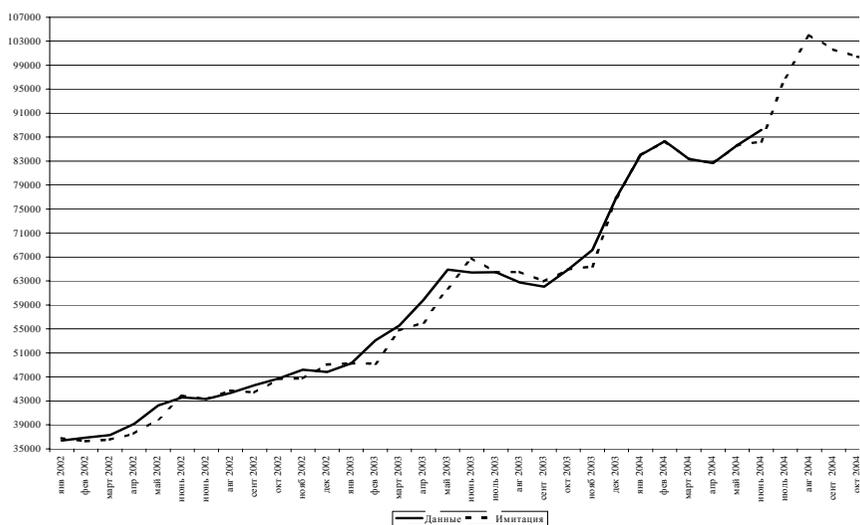


Рис. П2.16. Золотовалютные резервы (млн долл. США)

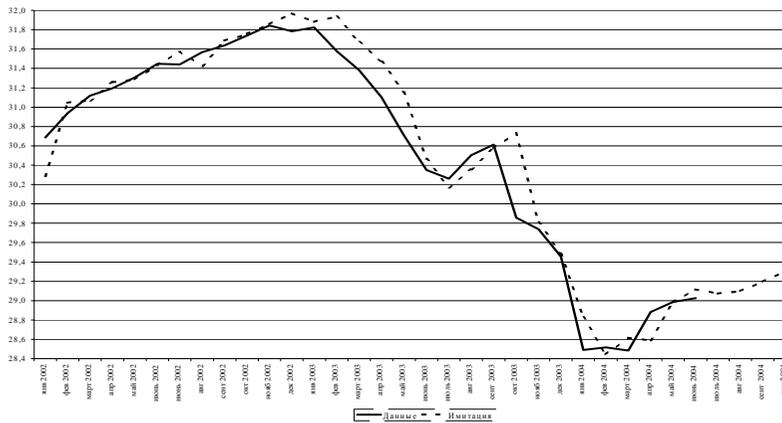


Рис. П2.17. Курс рубля к доллару

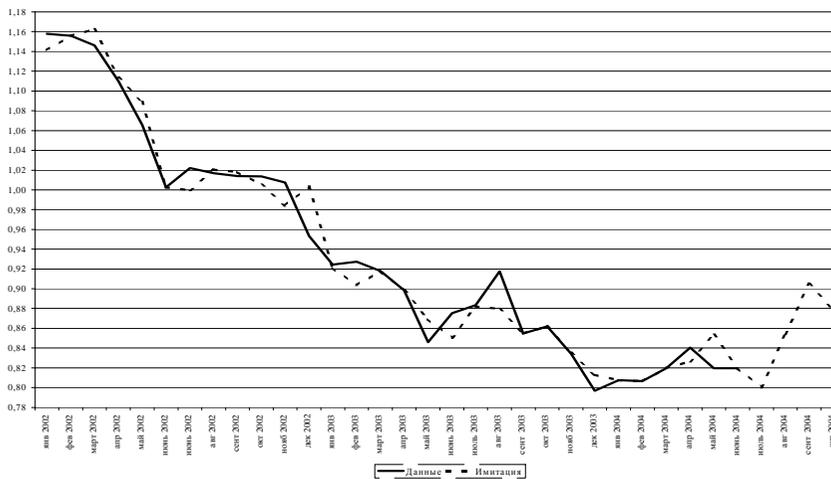


Рис. П2.18. Курс евро к доллару

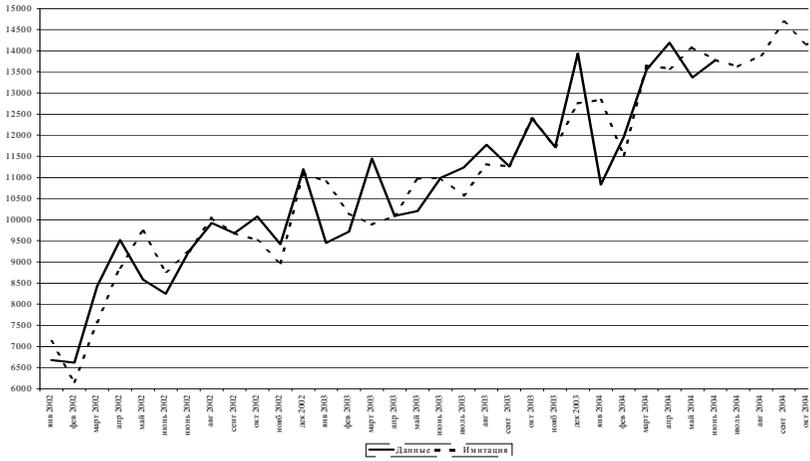


Рис. П2.19. Экспорт (всего) (млн долл. США)

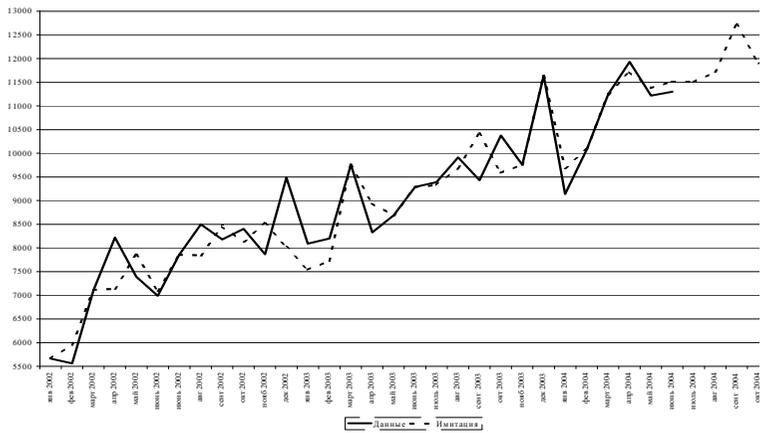


Рис. П2.20. Экспорт (со странами дальнего зарубежья) (млн долл. США)

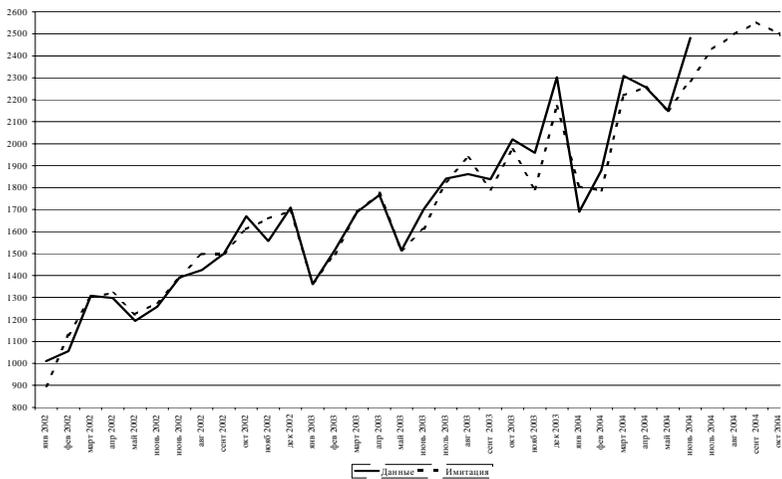


Рис. П2.21. Экспорт (со странами СНГ) (млн долл. США)

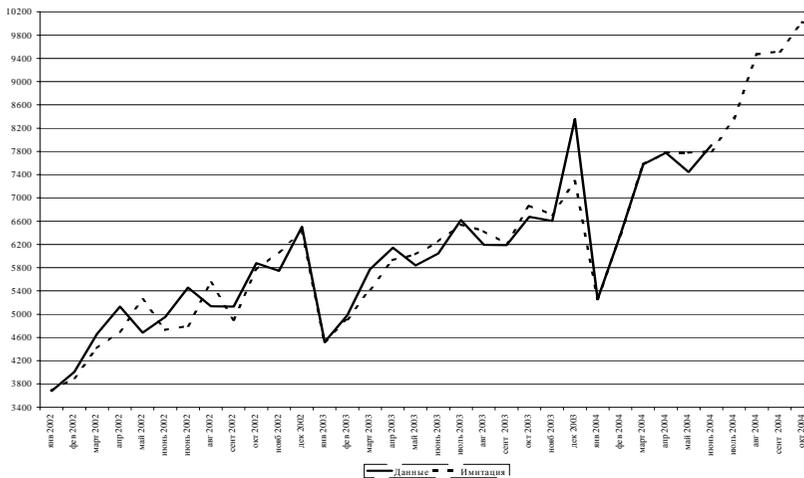


Рис. П2.22. Импорт (всего) (млн долл. США)

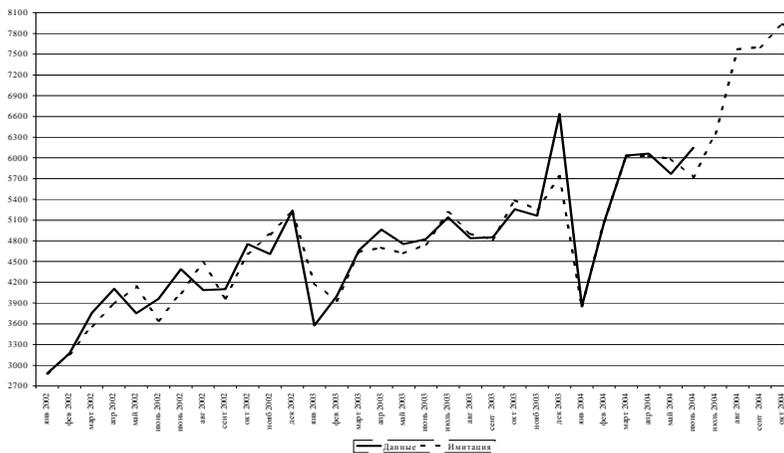


Рис. П2.23. Импорт (со странами дальнего зарубежья) (млн долл. США)

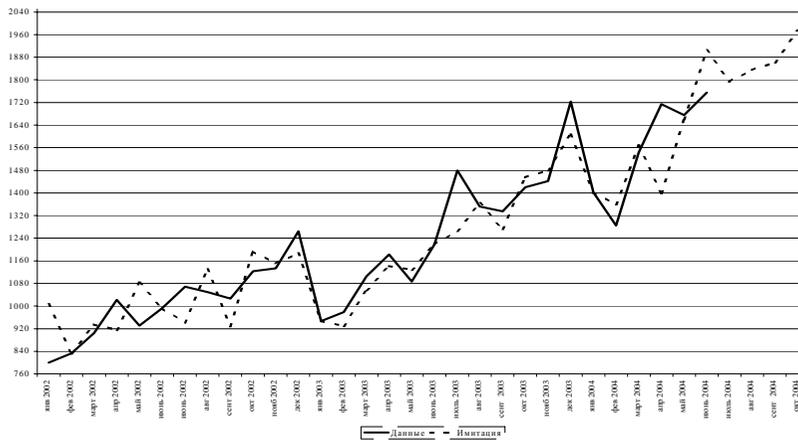


Рис. П2.24. Импорт (со странами СНГ) (млн долл. США)

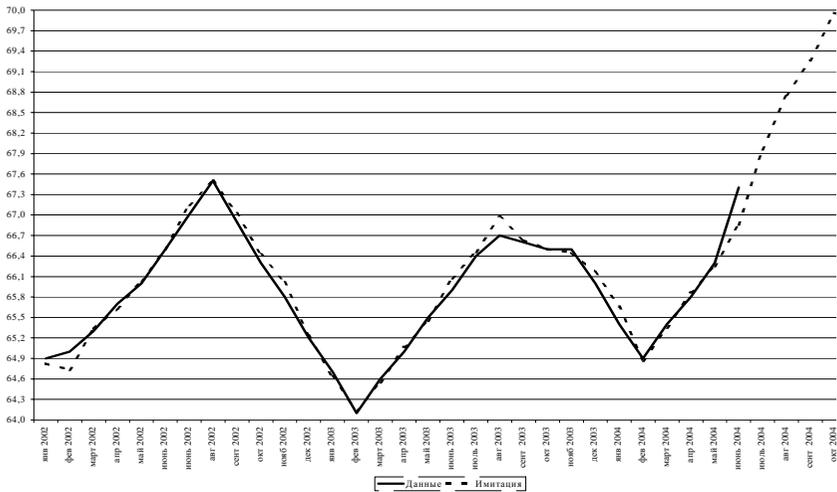


Рис. П2.25. Численность занятого в экономике населения (млн чел.)

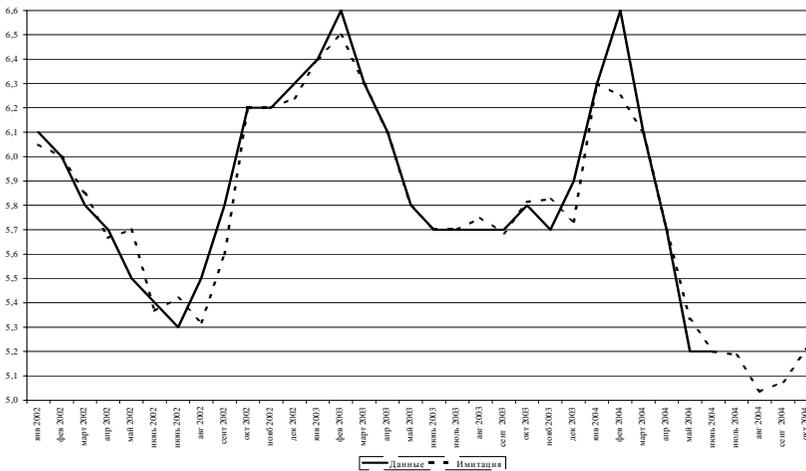


Рис. П2.26. Общая численность безработных (млн чел.)

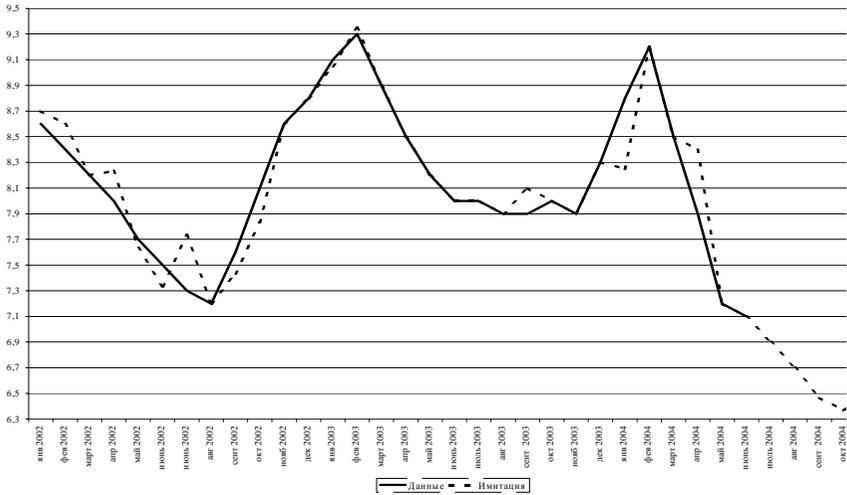


Рис. П2.27. Безработные в % к экономически активному населению

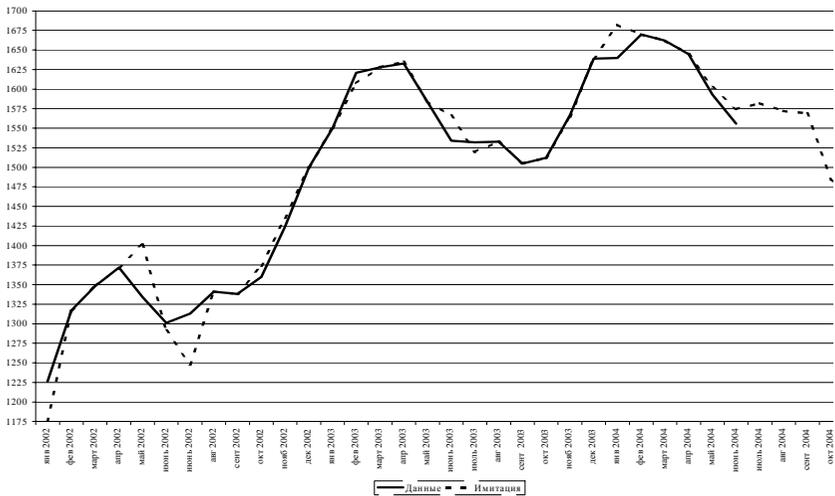


Рис. П2.28. Численность официально зарегистрированных в службе занятости безработных (тыс. чел.)

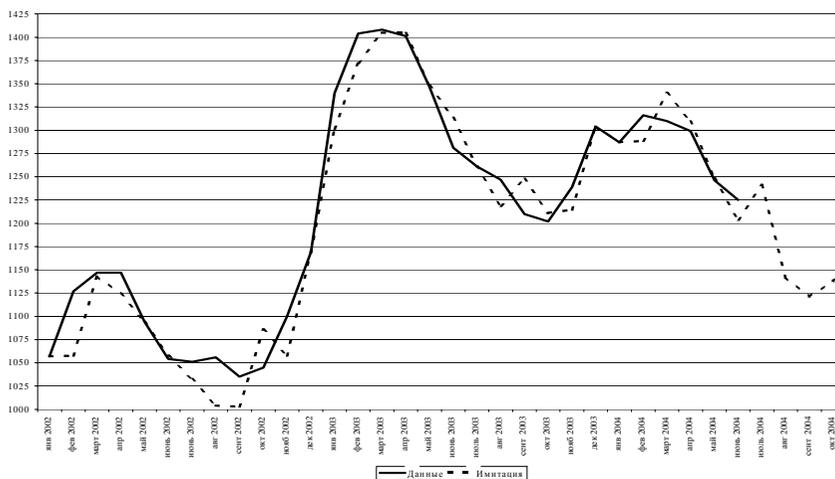


Рис. П2.29. Назначено пособие по безработице (тыс. чел.)

Средние ошибки прогнозирования и имитации

В табл. П2.3 представлены относительные ошибки одношагового прогноза на 1, 2, 3, 4 и 5 месяцев. В последнем столбце таблицы приведены средние относительные ошибки имитации за весь период и за период с января 2002 г. по июнь 2004 г.

Таблица П2.3

Показатель	1	2	3	4	5	Имитация
Реальные располагаемые денежные доходы населения	7,76	5,37	13,64	8,18	3,65	2,85
	2,65	11,55	5,18	1,39	2,19	3,07
	13,75	8,33	4,67	5,34	4,42	
	4,60	1,37	0,39	6,12	16,25	
	6,85	8,29	1,51	7,87	0,23	
	11,99	12,77	5,12	12,04		
	5,49	0,01	5,34			
	8,22	0,87				
	0,71					
	<i>Средняя</i>	<i>6,89</i>	<i>6,07</i>	<i>5,12</i>	<i>6,82</i>	<i>5,35</i>
Реальная заработная плата	3,39	1,34	4,06	0,54	0,52	1,29
	1,34	4,06	0,54	0,46	4,45	1,29
	3,51	1,24	1,13	3,83	2,63	
	3,12	3,04	2,07	0,85	0,09	
	0,12	5,76	3,67	3,24	5,20	
	5,28	3,39	3,11	5,07		
	2,70	2,22	3,86			

Показатель	1	2	3	4	5	Имитация
	0,50	1,43				
	1,91					
<i>Средняя</i>	<i>2,43</i>	<i>2,81</i>	<i>2,63</i>	<i>2,33</i>	<i>2,58</i>	
Индекс промышленного производства	0,89	3,27	0,31	0,57	1,14	0,92
	3,27	0,31	0,57	1,14	0,14	0,52
	1,90	1,13	2,81	1,39	0,24	
	2,60	4,59	12,99	2,08	6,14	
	2,48	1,08	0,07	6,93	1,13	
	0,56	0,62	7,48	1,65		
	2,11	3,64	0,27			
	2,38	1,74				
	3,21					
<i>Средняя</i>	<i>2,16</i>	<i>2,05</i>	<i>3,50</i>	<i>2,29</i>	<i>1,76</i>	
Розничный товарооборот	1,08	0,06	2,77	0,98	0,95	2,11
	0,06	2,77	0,98	0,95	4,18	0,61
	2,77	0,98	0,95	4,18	4,29	
	2,40	2,63	1,05	0,74	1,23	
	0,12	3,42	3,75	3,42	3,70	
	3,42	3,76	3,43	3,71		
	0,22	0,17	3,04			
	0,39	1,66				
	1,28					
<i>Средняя</i>	<i>1,30</i>	<i>1,93</i>	<i>2,28</i>	<i>2,33</i>	<i>2,87</i>	
Суммарные налоговые поступления в консолидированный бюджет	0,49	13,75	2,70	3,79	0,87	11,83
	4,67	7,43	3,48	11,16	5,96	1,78
	6,03	1,80	9,36	7,25	17,50	
	4,52	12,28	5,15	15,82	10,22	
	8,58	7,81	17,95	12,95	0,92	
	7,81	17,95	12,95	0,92		
	11,27	13,28	6,72			
	1,92	9,53				
	11,55					
<i>Средняя</i>	<i>6,32</i>	<i>10,48</i>	<i>8,33</i>	<i>8,65</i>	<i>7,09</i>	
Поступления налога на прибыль в консолидированный бюджет	51,80	80,74	35,02	39,03	32,69	20,24
	80,74	35,02	39,03	32,69	42,55	12,30
	35,02	39,03	32,69	42,55	58,29	
	39,03	32,69	42,55	58,29	5,23	
	32,69	42,55	58,29	5,23	32,42	
	42,55	63,87	7,09	41,69		
	47,07	61,16	9,55			
	76,32	65,61				
	35,87					
<i>Средняя</i>	<i>49,01</i>	<i>52,58</i>	<i>32,03</i>	<i>36,58</i>	<i>34,24</i>	
Поступления НДС	3,78	4,49	1,45	3,08	12,00	15,03
	2,09	0,72	2,93	29,42	11,76	4,49
	0,72	2,93	29,42	11,76	34,09	
	2,93	29,42	11,76	34,09	36,65	
	29,42	11,76	34,09	36,48	31,32	
	11,76	34,09	36,55	31,39		
	21,13	30,85	25,84			
	16,82	18,21				
	6,12					

Показатель	1	2	3	4	5	Имитация
<i>Средняя</i>	10,53	16,56	20,29	24,37	25,16	
Поступления подоходного налога	4,97	3,62	11,31	19,23	4,41	14,29
	3,70	11,31	19,23	5,90	5,54	3,08
	11,31	19,23	5,90	5,54	2,36	
	19,23	4,64	3,10	1,41	12,28	
	6,64	5,54	2,36	6,20	3,44	
	8,95	5,57	0,99	11,26		
	3,28	1,14	6,89			
	5,46	3,68				
	15,64					
<i>Средняя</i>	8,80	6,84	7,11	8,26	5,60	
Суммарные налоговые поступления в федеральный бюджет	0,44	17,81	18,53	13,06	9,86	7,13
	17,81	18,53	13,06	9,86	1,15	4,35
	18,53	13,06	9,86	1,15	7,13	
	3,71	7,80	1,15	7,13	25,05	
	7,80	1,15	7,13	18,36	13,42	
	8,80	14,41	2,39	3,70		
	6,43	5,80	9,37			
	12,40	15,90				
	3,62					
<i>Средняя</i>	8,84	11,81	8,78	8,87	11,32	
Поступления налога на прибыль в федеральный бюджет	18,16	84,94	53,12	10,21	107,19	16,66
	84,94	53,12	10,21	107,19	79,12	11,94
	53,12	10,21	107,19	79,12	62,72	
	10,21	107,19	52,69	45,51	98,06	
	107,19	52,69	45,51	98,06	38,66	
	86,62	81,81	88,55	31,46		
	16,71	6,85	62,32			
	39,60	87,07				
	28,05					
<i>Средняя</i>	49,40	60,49	59,94	61,93	77,15	
M ₀	3,93	2,44	11,57	4,39	2,02	4,79
	2,44	11,57	4,39	1,27	1,48	0,36
	11,57	0,52	1,27	1,48	2,07	
	3,35	1,70	1,22	7,68	11,26	
	1,47	1,69	2,27	7,32	14,00	
	1,48	7,93	8,25	9,24		
	6,53	6,84	7,98			
	0,26	1,68				
	1,43					
<i>Средняя</i>	3,61	4,30	5,28	5,23	6,17	
M ₁	2,28	0,68	5,56	7,95	10,04	3,18
	2,99	11,72	1,91	3,30	0,64	1,51
	11,72	1,91	3,30	0,64	0,46	
	2,25	2,35	2,08	2,24	2,80	
	2,35	2,08	2,24	2,80	7,71	
	2,08	2,24	2,80	7,71		
	2,24	1,41	4,00			
	0,42	5,92				
	4,79					
<i>Средняя</i>	3,46	3,54	3,13	4,11	4,33	

Показатель	1	2	3	4	5	Имитация
M ₂	1,61	1,41	5,72	2,91	1,15	3,56
	0,43	10,68	2,91	1,90	4,50	0,41
	10,68	2,91	1,90	4,50	5,34	
	2,91	1,15	0,81	0,11	3,20	
	1,15	1,55	0,61	3,91	4,41	
	1,55	0,61	3,91	4,41		
	1,48	0,85	3,43			
	2,26	1,61				
	3,44					
	<i>Средняя</i>	<i>2,83</i>	<i>2,60</i>	<i>2,76</i>	<i>2,96</i>	<i>3,72</i>
Денежная база	0,22	2,12	6,10	3,09	2,74	3,82
	2,12	6,10	3,09	2,74	1,84	0,81
	10,09	4,13	1,61	0,09		
	3,09	3,22	3,57			
	2,01	0,15				
	0,09					
<i>Средняя</i>	<i>2,94</i>	<i>3,14</i>	<i>3,59</i>	<i>1,97</i>	<i>2,29</i>	
Резервные деньги	6,18	19,08	0,44	1,99	2,89	4,01
	16,63	5,42	4,13	0,67	8,49	2,37
	1,12	2,87	1,06	6,43	9,34	
	2,86	1,06	6,43	9,34	11,00	
	0,72	22,22	30,41	32,55	35,07	
	6,43	9,34	11,06	14,34		
	5,65	12,27	14,49			
	7,14	11,68				
	2,65					
	<i>Средняя</i>	<i>5,49</i>	<i>10,49</i>	<i>9,72</i>	<i>10,89</i>	<i>13,36</i>
Золотовалютные резервы	2,47	5,40	10,66	8,80	2,67	3,97
	5,88	8,40	8,74	3,22	2,96	1,94
	10,66	8,80	2,67	3,53	4,75	
	8,93	0,16	2,41	4,50	1,87	
	5,47	2,41	4,50	1,87	4,99	
	3,87	5,97	5,65	5,76		
	1,19	0,16	5,85			
	0,00	2,92				
	2,92					
	<i>Средняя</i>	<i>4,60</i>	<i>4,28</i>	<i>5,78</i>	<i>4,61</i>	<i>3,45</i>
Курс RUR/USD (руб. за 1 долл. США)	2,88	0,00	1,46	3,58	0,53	2,45
	0,00	1,19	3,58	0,53	0,21	0,55
	1,19	3,58	0,53	0,21	1,56	
	3,58	0,53	0,91	2,67	4,00	
	0,53	0,91	2,67	4,00	3,93	
	0,91	2,15	3,52	3,44		
	1,00	1,31	1,07			
	1,07	1,10				
	0,31					
	<i>Средняя</i>	<i>1,27</i>	<i>1,35</i>	<i>1,96</i>	<i>2,40</i>	<i>2,04</i>
Курс EUR/USD (евро за 1 долл. США)	3,49	2,41	1,25	2,47	3,70	1,17
	2,41	1,25	2,47	3,70	0,00	1,25
	1,25	2,47	3,70	0,00	9,52	
	2,47	3,70	0,00	9,52	7,32	
	3,70	0,00	9,52	7,32	8,54	

Показатель	1	2	3	4	5	Имитация
	0,00	9,52	7,32	12,20		
	2,38	6,10	0,00			
	8,54	2,44				
	2,44					
<i>Средняя</i>	<i>2,96</i>	<i>3,49</i>	<i>3,47</i>	<i>5,87</i>	<i>5,82</i>	
Экспорт (всего)	21,59	15,63	17,02	23,54	7,21	6,52
	11,14	3,25	32,39	4,21	18,29	5,14
	15,60	14,47	7,82	1,01	15,83	
	14,47	7,82	1,01	15,83	9,20	
	7,82	1,01	15,83	9,20	4,82	
	1,01	15,83	9,20	4,82		
	16,32	9,71	5,31			
	8,60	7,41				
	0,94					
<i>Средняя</i>	<i>10,83</i>	<i>9,39</i>	<i>12,66</i>	<i>9,77</i>	<i>11,07</i>	
Экспорт (страны дальнего зарубежья)	4,02	10,29	9,70	13,35	12,38	4,69
	10,92	2,24	29,81	4,90	13,96	4,08
	21,23	30,10	8,24	15,88	18,37	
	27,12	4,90	15,88	25,12	23,54	
	4,90	15,88	25,12	23,54	14,26	
	15,88	25,12	23,54	14,26		
	17,78	15,74	6,51			
	3,17	12,27				
	9,12					
<i>Средняя</i>	<i>12,65</i>	<i>14,53</i>	<i>16,93</i>	<i>16,13</i>	<i>16,50</i>	
Экспорт (страны СНГ)	4,11	7,61	12,98	37,09	7,90	3,88
	7,61	12,98	37,09	7,90	20,05	3,18
	12,98	37,09	7,90	20,05	10,09	
	37,09	7,90	20,05	10,09	6,47	
	6,16	14,30	6,93	16,06	20,54	
	13,34	5,95	15,04	19,44		
	2,23	18,93	27,39			
	13,72	1,65				
	9,47					
<i>Средняя</i>	<i>11,86</i>	<i>13,30</i>	<i>18,20</i>	<i>18,44</i>	<i>13,01</i>	
Импорт (всего)	4,19	5,40	14,41	21,24	10,46	5,39
	5,40	14,56	21,24	10,46	7,74	3,73
	12,92	21,24	9,85	6,01	2,71	
	40,34	10,73	7,56	5,40	6,16	
	10,73	8,69	8,18	9,06	12,83	
	8,69	8,18	9,06	13,46		
	6,12	6,90	11,43			
	0,51	5,41				
	1,49					
<i>Средняя</i>	<i>10,04</i>	<i>10,14</i>	<i>11,68</i>	<i>10,94</i>	<i>7,98</i>	
Импорт (страны дальнего зарубежья)	4,76	0,52	12,68	7,08	9,85	5,96
	0,52	12,68	28,88	15,23	6,89	4,04
	12,68	28,88	12,45	6,89	7,55	
	28,88	14,99	6,89	5,58	2,97	
	21,66	16,64	15,09	11,86	16,09	
	16,64	3,03	7,19	1,31		

Показатель	1	2	3	4	5	Имитация
	11,45	4,52	6,41			
	4,08	17,48				
	7,94					
<i>Средняя</i>	<i>12,07</i>	<i>12,33</i>	<i>12,80</i>	<i>7,99</i>	<i>8,67</i>	
Импорт (страны СНГ)	7,90	6,07	13,93	22,37	10,71	7,03
	6,07	13,93	22,19	10,71	15,85	6,09
	13,93	22,10	10,71	6,93	57,99	
	22,10	10,71	7,25	58,27	67,35	
	11,63	16,21	7,01	2,70	7,79	
	12,98	4,10	0,28	4,95		
	26,53	22,38	16,14			
	1,25	3,42				
	8,50					
<i>Средняя</i>	<i>12,32</i>	<i>12,37</i>	<i>11,07</i>	<i>17,66</i>	<i>31,94</i>	
Численность занятого в экономике населения	0,46	0,38	0,31	0,62	3,32	0,21
	0,31	0,47	0,47	3,21	2,90	0,16
	1,32	0,31	3,77	3,01	1,98	
	0,16	4,07	3,01	1,98	2,11	
	2,71	0,30	2,28	1,76	0,34	
	0,90	2,89	2,37	0,93		
	1,57	1,70	0,28			
	0,00	0,74				
	0,89					
<i>Средняя</i>	<i>0,92</i>	<i>1,36</i>	<i>1,78</i>	<i>1,92</i>	<i>2,13</i>	
Общая численность безработных	2,11	2,11	2,59	3,45	0,00	0,99
	1,75	2,24	3,10	0,34	4,04	1,07
	2,07	2,93	0,51	3,86	7,87	
	0,17	1,19	2,63	6,56	2,59	
	3,39	3,51	8,20	3,62	7,12	
	3,51	8,20	3,62	7,12		
	9,84	10,34	0,19			
	2,93	9,04				
	7,50					
<i>Средняя</i>	<i>3,70</i>	<i>4,94</i>	<i>2,98</i>	<i>4,16</i>	<i>4,36</i>	
Доля безработных в экономически активном населении	2,25	6,96	2,50	1,88	2,47	0,97
	6,96	2,50	1,88	2,47	3,80	1,24
	0,00	7,50	0,99	4,43	1,07	
	7,50	0,99	4,43	1,07	3,95	
	0,00	3,80	8,93	5,56	8,87	
	3,80	8,93	5,56	8,87		
	7,14	3,70	10,99			
	1,23	5,63				
	4,23					
<i>Средняя</i>	<i>3,68</i>	<i>5,00</i>	<i>5,04</i>	<i>4,05</i>	<i>4,03</i>	
Численность официально зарегистрированных в службе занятости безработных	3,17	0,57	3,78	5,49	4,01	0,90
	0,57	3,78	5,49	4,01	1,11	0,83
	1,04	5,49	4,01	1,11	2,19	
	5,49	4,01	1,11	2,19	3,01	
	4,01	1,11	2,19	3,01	2,31	
	1,11	2,19	3,30	2,60		

Показатель	1	2	3	4	5	Имитация
	2,74	1,63	0,71			
	1,19	3,60				
	0,77					
<i>Средняя</i>	<i>2,23</i>	<i>2,80</i>	<i>2,94</i>	<i>3,07</i>	<i>2,53</i>	
Назначено пособие по безработице	8,61	2,95	5,29	5,28	2,62	1,15
	2,95	5,29	2,29	2,62	2,29	1,66
	5,29	5,28	2,62	2,29	3,85	
	5,28	2,62	2,29	3,85	4,41	
	0,61	0,15	1,77	0,72	0,73	
	1,43	3,46	5,73	0,60		
	3,93	4,49	2,26			
	0,40	1,90				
	2,20					
<i>Средняя</i>	<i>3,41</i>	<i>3,27</i>	<i>3,18</i>	<i>2,56</i>	<i>2,78</i>	

Литература к статье 2

Айвазян С.А., Мхитарян В.С. (1998). Прикладная статистика и основы эконометрики. М.: ЮНИТИ.

Гаврилец Ю.Н. (1969). Некоторые вопросы количественного изучения социально-экономических явлений // Экономика и математические методы. 1969. Т. V. Вып. 5.

Гаврилец Ю.Н. (1974). Социально-экономическое планирование (системы и модели). М.: Экономика.

Елисеева И.И. (1982). Статистические методы измерения связей. Л.: ЛГУ.

Зайцева Л.М. (1984). Структурный подход к определению взаимосвязей в системе случайных величин // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. 1984. № 6.

Колмогоров А.Н. (1965). Три подхода к определению понятия информация // Проблемы передачи информации. 1965. Т. 1. Вып. 1.

Корчемная Л.М. (1978). Структуры линейных связей // Вопросы моделирования социально-экономических объектов. М.: ЦЭМИ АН СССР.

Кульбак С. (1967). Теория информации и статистика. М.: Наука.

Ланге О. (1969). Целое и развитие в свете кибернетики // Исследования по общей теории систем. М.: Прогресс.

Родионов М.А. (1978). О графах, представляющих зависимости распределения // Вопросы моделирования социально-экономических объектов. М.: ЦЭМИ АН СССР.

Родионов М.А. (1980). Об описании графами структуры связей // Алгоритмическое и программное обеспечение прикладного статистического анализа. М.: Наука.

Родионов М.А. (1982). О непосредственных связях стохастических систем // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. 1982. № 6.

Сенченко Д.В. (1982). О структуре линейных связей случайного вектора и некоторых задачах сокращения размерности // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. 1982. № 6.

Ллойд Э., Ледерман У. (1990). Справочник по прикладной статистике / Под ред. Э. Ллойда, У. Ледермана. Т. 1, 2. М.: Финансы и статистика.

Харари Ф. (1973). Теория графов. М.: Мир.

Харчук Л.В. (1975). Структура множества и пути ее использования в конкретных задачах планирования // Модели и методы исследования социально-экономических процессов. М.: ЦЭМИ АН СССР.

Энтов Р.М., Носко В.П., Юдин А.Д. и др. (2002). Проблемы прогнозирования некоторых макроэкономических показателей. М.: ИЭПП.

Эфрон Б. (1988). Нетрадиционные методы многомерного статистического анализа. М.: Финансы и статистика.

Эшби У.Р. (1962). Конструкция мозга. М.: Иностранная литература.

Юдин А.Д. (1976). Структуры наборов псевдонезависимых случайных величин // Модели и методы исследования социально-экономических процессов. М.: ЦЭМИ АН СССР.

Юдин А.Д. (1977). Об информативных структурах многомерных случайных величин // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. 1977. № 6.

Юдин А.Д. (1979). О выделении существенных связей в многомерной случайной величине // Модели социально-экономических процессов и социальное планирование. М.: Наука.

Юдин А.Д. (1980). Об одной задаче оптимальной обработки результатов наблюдений // Алгоритмическое и программное обеспечение прикладного статистического анализа. М.: Наука.

Юдин А.Д. (1981). Асимптотически оптимальный алгоритм решения обобщенной задачи о соединении городов // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. 1981. № 2.

Юдин А.Д. (1982). Сложность статистических систем // Доклады АН СССР. 1982. Т. 266. № 5.

Юдин А.Д., Юдина Е.М. (1984). Об одном подходе к выявлению потребительских предпочтений // Вопросы совершенствования методов прогнозирования спроса. М.: ВНИИЭТсистем.

Юдин Д.Б., Юдин А.Д. (1985). Математики измеряют сложность. М.: Знание.

Яглом А.М., Яглом И.М. (1973). Вероятность и информация. М.: Наука.

Blalock H.M. (1969). Theory Construction. Englewood Chiffs, N.Y.: Prentice-Hall.

Chow C.K. (1970). Tree dependence in normal distributions // The Report Presented at the 1970 International Symposium on Information Theory. Nordwijk. The Nethelends. 1970. June.

Kullback S., Leiber R.A. (1951). On information and sufficiency // Ann.Math.Statistics, 1951. Vol. 22.

Suppes P.A. (1970). Probabilistic Theory of Causality. Amsterdam.

3. Среднесрочный макропрогноз для России на основании структурных эконометрических уравнений

В данной статье рассматривается структурная эконометрическая модель, представляющая собой незамкнутую систему одно-временных линейных регрессионных уравнений. Целью построения такой системы является получение среднесрочных (1–2 года) прогнозов основных макроэкономических показателей развития экономики России в зависимости от изменения внутренних (например, инвестиции и денежная масса) и внешних (например, цены на нефть) факторов, задаваемых экзогенно.

Описание макроэкономической модели представлено в разделе 3.1: приведена общая структура системы взаимодействий рассматриваемых макроэкономических показателей, а также экзогенных данных, используемых в качестве сценариев. В разделе 3.2 представлены результаты оценивания структурных эконометрических уравнений и результаты прогноза динамики отдельных переменных – это валовой внутренний продукт (ВВП), индекс потребительских цен (ИПЦ), налоговые доходы, золотовалютные резервы, реальный эффективный курс рубля, номинальный обменный курс рубля, экспорт, импорт, розничный товарооборот, индекс промышленного производства, реальные денежные доходы населения и безработица), включая качественные характеристики прогноза. В разделе 3.3 представлены результаты сравнения сценарного макроэкономического прогноза, полученного на основании предложенной в данной работе модели, с аналогичными показателями Минэкономразвития РФ на 2004 г.

3.1. Макроэкономическая модель, исходные данные и условия

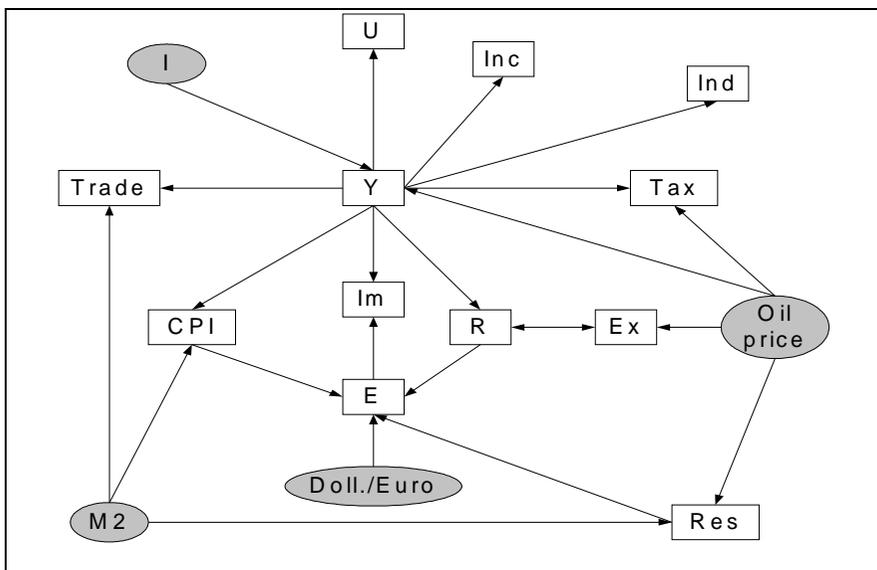
Предложенная макроэкономическая модель представляет собой систему структурных эконометрических уравнений, которые отражают связь между основными макроэкономическими переменными. С помощью данной системы при экзогенно заданной динамике некоторых переменных можно получить прогноз остальных

ных показателей. Вместе с тем каждое из уравнений позволяет получить представление о характере и силе влияния отдельных объясняющих факторов на динамику объясняемой переменной.

Структурная схема взаимодействий в рассматриваемой модели (рис. 3.1) соответствует конечной спецификации уравнений. При этом указанное направление взаимодействий отражает не столько истинную причинно-следственную связь макропеременных в экономике России, сколько их среднесрочную корреляцию в результате реальных экономических процессов и проводимой государством политики. Окончательная спецификация уравнений получена в ходе оценивания с учетом индивидуальных свойств структуры рассматриваемых временных рядов, порядка интегрированности, статистической значимости отдельных лаговых значений объясняющих переменных, сезонных эффектов и разовых шоков.

В качестве экзогенных переменных в модели были выбраны цена на нефть, денежный агрегат M_2 , реальные инвестиции в основной капитал и курс доллара к евро; данные переменные обведены овалами и выделены серым цветом (рис. 3.1). Выбор экзогенных переменных основывался на предположении об их наименьшей зависимости от других показателей. В остальном выбор был продиктован необходимостью наиболее полно описать динамику эндогенных переменных при минимальном наборе экзогенных параметров.

Для построения модели использовались квартальные данные за период с I квартала 1996 г. по III квартал 2004 г., при этом в отдельных случаях модель оценивалась только с I квартала 2000 г. Помимо указанных выше переменных нами использовались некоторые фиктивные переменные, отвечающие, в частности, за сезонные эффекты и изменения в структуре временных рядов.



I – темп роста инвестиций в основной капитал (источник данных: ФСГС РФ); **M₂** – денежный агрегат M_2 (источник данных: ЦБ РФ); **Doll./Euro** – курс доллара к евро (источник данных: статистика МВФ)); **Oil price** – цена на нефть (источник данных: статистика МВФ)); **Y** – темп роста реального ВВП (источник данных: ФСГС РФ); **U** – доля безработных в экономически активном населении (источник данных: ФСГС РФ); **Inc** – темп роста реальных денежных доходов населения (источник данных: ФСГС РФ); **Ind** – темп роста индекса промышленного производства (источник данных: ФСГС РФ); **Trade** – розничный товарооборот (источник данных: ФСГС РФ); **CPI** – индекс потребительских цен (источник данных: ФСГС РФ); **Im** – импорт (источник данных: ФСГС РФ); **Ex** – экспорт (источник данных: ФСГС РФ); **E** – номинальный обменный курс рубля к доллару (источник данных: ЦБ РФ); **R** – реальный эффективный курс рубля (источник данных: статистика МВФ); **Res** – золотовалютные резервы (источник данных: ЦБ РФ); **Tax** – налоговые поступления (источник данных: Минфин РФ).

Рис. 3.1. Структурная схема связей в макроэкономической модели

На основании полученной системы уравнений в работе был построен прогноз (табл. 3.1) основных макроэкономических показателей на 2005, 2006 и 2007 гг. Прогноз рассчитывался при двух сценариях курса доллара к евро, цен на нефть, роста денежного агрегата M_2 и инвестиций в основной капитал. Первый сценарий был составлен в соответствии с исходными условиями и результатами прогноза Министерства экономического развития и торговли РФ, который лег в основу проекта федерального бюджета на 2005 г. («Прогноз социально-экономического развития РФ до 2007 г.» 3-й вариант):

среднегодовой курс доллара к евро в 2005–2007 гг. – 1,18, цена на нефть марки Urals за аналогичный период – 28 долл. за барр., темпы прироста денежного агрегата M_2 – 25%, темп прироста инвестиций в основной капитал по итогам 2005 г. – 9,8%, в 2006 и 2007 гг. – 9,7 и 10,6% соответственно. Второй сценарий является оптимистичным: цены на нефть в 2005 г. остаются на уровне предыдущего года – около 35 долл. за барр. и постепенно снижаются до 29 долл. за барр. к 2007 г. Кроме того, согласно второму сценарию темп роста инвестиций в основной капитал в 2005 г. предполагается на уровне 10% и увеличивается до 12% к 2007 г. Среднегодовой курс доллара к евро в 2005 г. составляет 1,25 и постепенно снижается до 1,19 к 2007 г. Темп прироста денежной массы также постепенно снижается: в 2005 г. – 30%, в 2006 и 2007 гг. – 28 и 25% соответственно.

Таблица 3.1

Сценарии курса доллара к евро, цены на нефть марки Brent, денежного агрегата M_2 и реальных темпов роста инвестиций в основной капитал за период 2005–2007 гг. *

Год	Сценарий 1			
	Курс \$/euro	Цена на нефть	Темп прироста M_2 (%)	Инвестиции (%)
2005	1,18	28,00	25,00	109,80
2006	1,18	28,00	25,00	109,70
2007	1,18	28,00	25,00	110,60
Год	Сценарий 2			
	Курс \$/euro	Цена на нефть	Темп прироста M_2 (%)	Инвестиции (%)
2005	1,25	35,00	30,00	110,00
2006	1,22	32,00	28,00	111,00
2007	1,19	29,00	25,00	112,00

*Поскольку регулярные данные по ценам на нефть в статистике Международного валютного фонда представлены только по нефти марки Brent, нами использовался именно этот показатель. При составлении сценариев было учтено среднее превышение цен на нефть марки Brent по сравнению с уровнем цен на нефть марки Urals на 2–3 долл. за барр.

3.2. Уравнения модели и оценка их прогностических характеристик

В данном разделе приведены описание основных уравнений модели, а также прогноз моделируемых показателей на 2005–2007 гг. в условиях двух рассматриваемых сценариев. В *Приложении* к статье 3 представлены характеристики прогностических качеств полученных моделей.

3.2.1. Валовой внутренний продукт

Моделирование среднесрочной динамики валового внутреннего продукта осуществлялось исходя из предпосылок положительного влияния на экономическую активность в России роста цены на нефть и реальных инвестиций в основной капитал. Инвестиции являются фактором, который определяет экономическую активность не только в текущем периоде, но и в долгосрочной перспективе. В первом случае инвестиции выступают как часть агрегированного экономического спроса, поэтому изменение инвестиций в текущем периоде отражает изменение на ту же величину национального дохода. Во втором случае инвестиции выступают со стороны предложения, в результате чего текущее изменение инвестиций приводит к изменению объема мощностей и соответственно выпуска в последующих периодах.

После кризиса 1998 г. экономический рост в России объяснялся преимущественно восстановительными процессами, когда в производство постепенно начали вовлекаться ранее незадействованные мощности. Поэтому фактор инвестиций только в последние годы можно считать характеристикой экономического роста: например, в 2003 г. по сравнению с 2002 г. наряду с увеличением темпов роста ВВП темпы роста инвестиций в основной капитал выросли почти в 5 раз. При этом благоприятная внешнеэкономическая конъюнктура в виде высоких цен на энергоресурсы и, в частности, цен на нефть в среднесрочной перспективе всегда являлась одним из основных факторов экономического роста независимо от характера самого роста. Поскольку российский экспорт в значительной части является сырьевым, рост цен на ресурсы непосредственно приводит к росту доходов от внешней торговли. При этом для России рост доходов происходит не только за счет

роста цен, но и в том числе за счет увеличения объемов добычи ресурсов. В результате этого в среднесрочной перспективе топливно-энергетический комплекс выступает локомотивом для остальных отраслей экономики¹⁹.

Представленная ниже спецификация модели отражает краткосрочное влияние инвестиций и цен на нефть на динамику ВВП. Как можно заметить, вместо переменных темпов роста ВВП и инвестиций в основной капитал были подставлены их первые разности, что позволило устранить нестационарность используемых в уравнении рядов²⁰. Вместе с тем в уравнение был добавлен авторегрессионный член четвертого порядка, что позволило учесть сезонную составляющую в динамике квартального ВВП. Кроме того, для устранения автокорреляции остатков уравнение включает член скользящего среднего третьего порядка.

$$\Delta(Y_t) = a_0 + a_1 \Delta(Y_{t-4}) + a_2 \text{Brent}_t / \text{Brent}_{t-1} + a_3 \Delta(\text{Inv}_t) + a_4 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t,$$

где Y_t – реальные темпы роста ВВП в квартале t по отношению к аналогичному кварталу предыдущего года, %; Brent_t – цена нефти марки Brent в среднем за квартал t (долл. за баррель нефти); Inv_t – реальные темпы роста инвестиций в основной капитал в квартале t по отношению к аналогичному кварталу предыдущего года, %.

Нормированный R^2 представленной выше модели составляет около 0,85. При этом оцененные коэффициенты оказываются статистически значимыми и соответствуют логике описываемых зависимостей. Например, по итогам 2003 г. прирост темпов роста ВВП относительно предыдущего года составил 2,6 п.п., аналогичная величина для темпов роста инвестиций составила около 10 п.п. Согласно модели в среднесрочном плане данное соотношение при прочих равных сохраняется, поскольку увеличение темпов роста

¹⁹ В долгосрочной перспективе благоприятная конъюнктура цен на экспортируемые ресурсы может привести к замедлению структурных и технологических преобразований в экономике, а также к сокращению инвестиций в целом. Вместе с тем рост цен на продукцию сырьевого сектора приводит к росту зарплат не только в данном секторе, но и во всей экономике, что при отсутствии технологических преобразований в остальных секторах экономики сделает их менее конкурентоспособными.

²⁰ Поскольку целью построения модели является получение наиболее точных прогнозов, здесь и далее в случае нестационарных рядов мы ограничивались только их дифференциацией и не рассматривали наличие коинтеграционных соотношений, поскольку последнее существенно усложняет процедуру построения прогнозов.

инвестиций относительно предыдущего периода на 1 п.п. приводит к соответствующему увеличению темпов роста ВВП на 0,22 п.п. В то же время с увеличением темпов роста цены на нефть на каждый процентный пункт соответствующее изменение темпов роста ВВП должно составить более 4 п.п.²¹

В табл. 3.2 и на рис. 3.2 представлен прогноз темпов роста валового внутреннего продукта на 2005, 2006 и 2007 гг. в соответствии с установленными сценариями. Согласно сценарию 1 полученная оценка среднегодовых темпов роста ВВП по итогам 2005 г. составляет около 5,4%, в 2006 г. – около 4,7% и в 2007 г. – 3,9%. Согласно более оптимистичному сценарию среднегодовые темпы роста ВВП в 2005 г. составят 6,3%, в 2006 и 2007 гг. – 5,2 и 4,1% соответственно. Более высокие темпы роста ВВП во втором сценарии объясняются более высокими ценами на нефть и темпами роста инвестиций.

Таблица 3.2

**Сценарный прогноз реальных темпов прироста ВВП
в 2005–2007 гг. (в % к аналогичному периоду предыдущего года)**

	Сценарий 1	Сценарий 2
I квартал 2005 г.	5,6	6,7
II квартал 2005 г.	5,5	6,4
III квартал 2005 г.	5,4	6,3
IV квартал 2005 г.	5,2	6,0
I квартал 2006 г.	5,0	5,6
II квартал 2006 г.	4,8	5,3
III квартал 2006 г.	4,5	5,0
IV квартал 2006 г.	4,3	4,7
I квартал 2007 г.	4,3	4,5
II квартал 2007 г.	4,1	4,2
III квартал 2007 г.	3,8	4,0
IV квартал 2007 г.	3,6	3,6

²¹ Здесь и далее описываемые количественные соотношения являются в достаточной степени условными в силу небольшого набора данных и соответствующей надежности полученных оценок; кроме того, данные соотношения не отражают долгосрочной зависимости переменных.

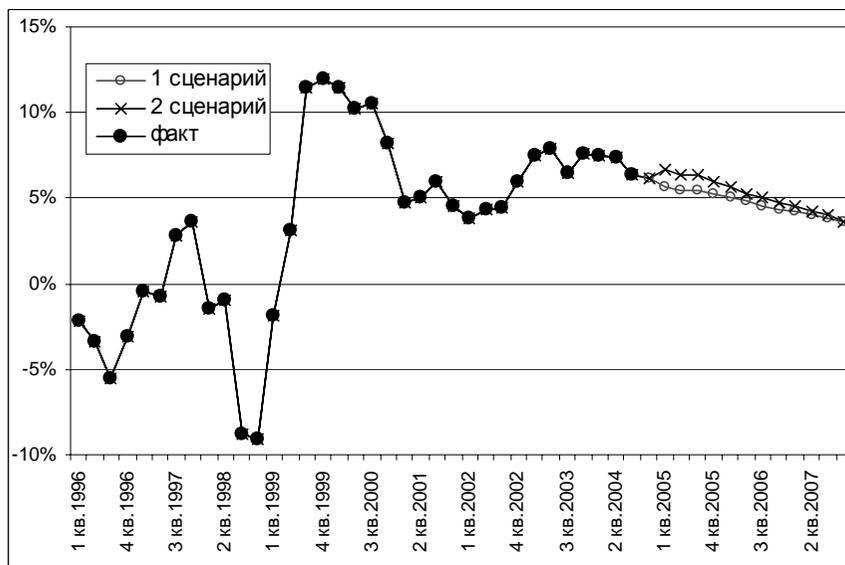


Рис. 3.2. Сценарный прогноз реальных темпов прироста ВВП на 2005–2007 гг. (в % к аналогичному периоду предыдущего года)

3.2.2. Индекс потребительских цен

Построение модели индекса потребительских цен основывалось на традиционном подходе к определению спроса на деньги, в соответствии с которым рост денежной массы и скорости обращения денег приводит к росту цен. С расширением же реального выпуска (что приводит к росту операций, обслуживаемых деньгами) при прочих равных цены падают.

В России в течение последних 4 лет темпы роста индекса потребительских цен постоянно сокращались, в то время как темпы роста денежной массы стабильно превышали темпы экономического роста. Так, с 2000 г. ежегодный темп прироста денежного агрегата M_2 не опускался ниже 30%, а темпы экономического роста в годовом исчислении не превышали 10%. Поэтому, следуя модели спроса на деньги, отрицательный тренд в динамике роста цен

может быть обусловлен соответствующим сокращением скорости обращения денег²².

В оцениваемое уравнение был добавлен показатель, характеризующий темпы монетизации экономики, т.е. превышение темпов роста денежной массы над темпами роста реального экономического спроса. Включение данного показателя, одновременно учитывающего влияние реального выпуска и денежного агрегата M_2 , позволило улучшить статистические характеристики уравнения по сравнению с уравнением, где выпуск и денежный агрегат входят отдельными регрессорами. Кроме того, уравнение содержит фиктивную переменную, которая позволяет учесть сезонную составляющую в квартальных данных индекса потребительских цен в виде ежегодного сокращения темпов роста цен в третьем квартале. Для устранения автокорреляции остатков в уравнение был добавлен член скользящего среднего второго порядка.

$$CPI_t / CPI_{t-1} = a_0 + a_1 CPI_{t-1} / CPI_{t-2} + a_2 (M2_{t-1} / M2_{t-2}) / Y_t + a_3 D3_t + a_4 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t,$$
 где Y_t – реальные темпы роста ВВП в квартале t по отношению к аналогичному кварталу предыдущего года, %; $M2_t$ – денежный агрегат M_2 на конец квартала t (млрд руб.); CPI_t – базисный индекс потребительских цен на конец квартала t (равен 1 в IV квартале 1993 г.); $D3_t$ – фиктивная переменная равная 1 в III квартале и 0 в остальных периодах.

Согласно полученным оценкам представленного выше уравнения, нормированный R^2 оказывается выше 0,7. При этом коэффи-

²² Следует отметить, что, например, с 2002 г. невысокая инфляция, несмотря на значительные темпы денежной эмиссии, объясняется не только снижением скорости обращения денег, но и сопровождающейся стерилизацией избыточной денежной массы посредством увеличения остатков на бюджетных счетах, а также увеличением резервов коммерческих банков в ЦБ. Так, объем избыточных резервов банковской системы за период с начала 2002 г. по конец 2003 г. увеличился более чем в 2,5 раза, или на 0,4 трлн руб., в то время как объем денежной базы за аналогичный период удвоился, увеличившись к концу 2003 г. практически на 1 трлн руб. Соответственно без изъятия из обращения избыточной денежной массы в виде увеличения банковских депозитов и корреспондентских счетов кредитных организаций в ЦБ при действующей скорости обращения денег инфляция могла оказаться как минимум в два раза больше, т.е. около 60% с начала 2002 г. по конец 2003 г. При этом соответствующее вливание в экономику средств со счетов бюджетной системы, в частности стабилизационного фонда, могло бы привести к еще большему росту цен.

циент при показателе монетизации экономики оказывается значимым и положительным, что соответствует логике модели спроса на деньги. Таким образом, превышение темпов роста денежного агрегата M_2 в предыдущем квартале над темпом роста ВВП в текущем квартале на 1 п.п. приводит к росту инфляции в текущем квартале на 0,1 п.п. Следует заметить, что данные количественные соотношения не отражают в точности действительных соотношений, прежде всего в силу небольшого числа наблюдений и, как следствие, невысокой робастности и точности оценок. Но при этом рост цен в пропорции менее чем 1:1 к росту монетизации свидетельствует о краткосрочном характере наблюдаемых зависимостей и, в частности, о том, что в последние годы в России значительная часть денежной эмиссии возвращалась в ЦБ в виде избыточных резервов банковской системы (депозиты коммерческих банков в ЦБ и корреспондентские счета кредитных организаций).

Таблица 3.3

Сценарный прогноз скользящих темпов прироста индекса потребительских цен в 2005–2007 гг. (в % за квартал)

	Сценарий 1	Сценарий 2
I квартал 2005 г.	4,6	4,6
II квартал 2005 г.	3,2	3,2
III квартал 2005 г.	0,3	0,3
IV квартал 2005 г.	1,7	1,7
I квартал 2006 г.	2,7	2,7
II квартал 2006 г.	3,4	3,5
III квартал 2006 г.	0,5	0,6
IV квартал 2006 г.	1,9	2,0
I квартал 2007 г.	3,0	3,0
II квартал 2007 г.	2,5	2,4
III квартал 2007 г.	-0,1	-0,1
IV квартал 2007 г.	1,6	1,6

Исходя из полученной модели ИПЦ, различие в прогнозных значениях (табл. 3.3) объясняется различными сценариями как динамики денежного агрегата M_2 , так и темпов роста ВВП. Согласно

сценарию с более высоким темпом роста M_2 и ВВП (второй сценарий) инфляция по итогам 2005 г. составит около 9,7% и превысит аналогичный показатель по сценарию 1 (9,6%). В 2006 г. темпы роста ИПЦ снизятся в обоих сценариях на 1 п.п. по сравнению с предыдущим годом и составят 8,6–8,7%. По итогам 2007 г. прогнозируемый рост ИПЦ составит около 6,9–7,0% согласно рассматриваемым сценариям. Таким образом, более благоприятная динамика цен на нефть и инвестиций в основной капитал во втором сценарии позволяет компенсировать за счет роста ВВП более высокие темпы роста M_2 и тем самым получить схожие с первым сценарием темпы роста цен.

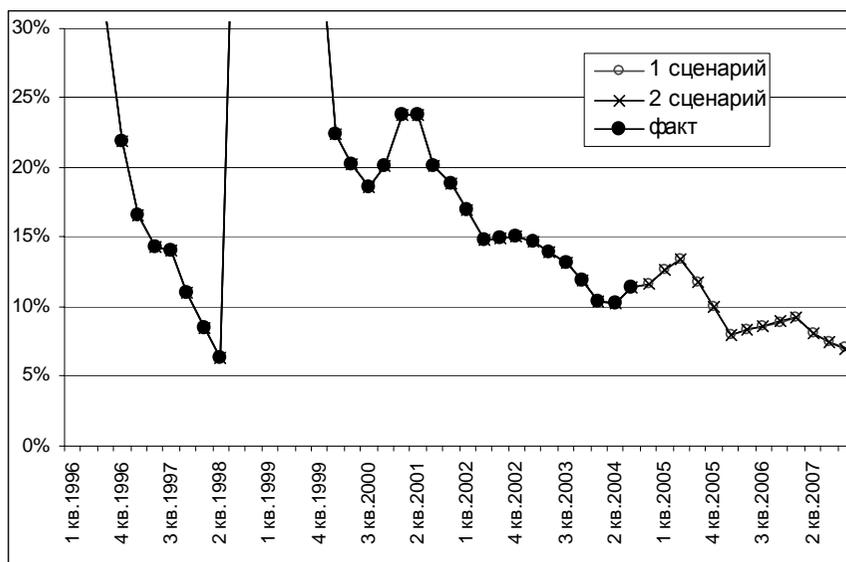


Рис. 3.3. Сценарный прогноз темпов прироста индекса потребительских цен на 2005–2007 гг. (в % к аналогичному периоду предыдущего года)

3.2.3. Налоговые доходы

В традиционных моделях принято определять налоговые поступления при помощи соответствующей величины налоговой базы или ее прокси, а также фиктивными переменными, которые позво-

ляют учесть дискреционные изменения. В данной работе в качестве прокси моделируемого показателя мы используем временной ряд налоговых поступлений в консолидируемый бюджет РФ.

Следует отметить, что в течение исследуемого периода вследствие постоянного изменения налогового законодательства и администрирования налогов динамика поступлений агрегируемых налогов также была подвержена изменениям. Помимо этого, отдельные налоги имеют различные не только базы налогообложения, но и технику взимания налога, что делает затруднительным точное описание динамики суммарных налоговых поступлений без дифференциации этой суммы по отдельным видам налогов. Тем не менее на имеющемся интервале времени мы попытались выделить основные факторы, определяющие динамику суммарных налоговых поступлений, а также учесть основные дискреционные изменения.

Выбор периода, на котором оценивалась модель, – с 2000 г. – был обусловлен в основном тем, что в предшествующие годы суммарные налоговые поступления не характеризовались сколько-нибудь стабильной динамикой. Вместе с тем на интервале с 2000 до 2002 г. можно отметить положительный рост суммы налоговых поступлений по отношению к ВВП, а с 2002 г.²³ наблюдается постепенное сокращение данного показателя. В силу того что эффективная ставка суммарных налоговых поступлений, определяемая как отношение объема поступлений к базе налога, отражает в том числе последствия дискреционных изменений, данный показатель был выбран в качестве объясняемой переменной в уравнении регрессии. В качестве оценки базы суммарных налоговых поступлений был выбран номинальный объем ВВП за соответствующий период. Использование показателя доли налоговых поступлений в объеме ВВП позволяет также учесть в динамике суммарных налоговых поступлений влияние на ставку налогообложения изменений цены на нефть, так как с ростом цены на нефть ставка налога на добычу полезных ископаемых и экспортной пошлины увеличивается. Кроме того, высокие цены на нефть увеличивают базу НДС и налога на прибыль, что не только приводит к

²³ С момента вступления в силу новой редакции Налогового кодекса.

увеличению доходов бюджетной системы по данным налогам, но и снижает недоимку.

В представленном ниже уравнении регрессии помимо темпов роста цены на нефть и фиктивной переменной, отражающей влияние изменения налогового законодательства с 1 января 2002 г.²⁴, присутствует авторегрессионный член четвертого порядка, который позволяет учесть сезонную составляющую в динамике объясняемой переменной. Для устранения автокорреляции остатков в уравнение также добавлен член скользящего среднего второго порядка.

$$Tax_t / GDP_t = a_0 + a_1 Tax_{t-4} / GDP_{t-4} + a_3 Brent_{t-1} / Brent_{t-2} + a_3 D2002_t + a_4 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t,$$

где Tax_t – налоговые поступления в консолидированный бюджет РФ без учета ЕСН за квартал t (млрд руб.); GDP_t – ВВП за квартал t (млрд руб.); $Brent_t$ – цена нефти марки Brent в среднем за квартал t (долл. за баррель нефти); $D2002_t$ – фиктивная переменная, равная 0 до 2002 г. и 1 начиная с I квартала 2002 г. включительно.

Нормированный R^2 в представленной выше модели составляет около 0,93. В то же время, согласно полученным оценкам, коэффициент при фиктивной переменной оказывается статистически значимым и отрицательным, что отражает факт смены положительного тренда в показателе доли налоговых поступлений в ВВП стабилизацией на уровне 25–26% ВВП (без учета ЕСН) после вступления в действие нового налогового законодательства. Коэффициент при показателе темпов роста цены на нефть оказывается положительным, но статистически незначимым на 5%-м уровне, что можно объяснить действием прогрессивной по цене на нефть ставки налога на добычу полезных ископаемых (НДПИ) и экспортной пошлины только с 1 января 2002 г. Тем не менее показатель динамики цены на нефть был включен в уравнение, чтобы учесть возможность роста налоговых поступлений в большей пропорции, чем рост базы налогообложения в результате увеличения цены на нефть.

²⁴ Основные последствия введения в действие новой редакции Налогового кодекса с 2002 г. заключались в сокращении поступлений налога на прибыль, что компенсировалось ростом поступлений подоходного налога и налогов на нефтяную отрасль.

В табл. 3.4 представлен прогноз доли накопленных с начала года суммарных налоговых поступлений в ВВП в 2005, 2006 и 2007 гг. При расчете прогнозных значений учитывались изменения объема налоговых поступлений в результате соответствующих изменений налогового законодательства с 2005 г. (изменение базовой ставки налога на добычу полезных ископаемых, а также изменение шкалы ставок экспортной пошлины, что в целом привело к увеличению доходов бюджета при высоких ценах на нефть). Соответствующие количественные изменения суммы налоговых поступлений были рассчитаны на основании налоговых поступлений за прошлый год, учитывая рост базы налогообложения. Как видно, прогноз показателя доли налоговых поступлений в ВВП отличается незначительно в зависимости от разных сценариев динамики цены на нефть (табл. 3.4). Так, в случае второго сценария доля налоговых доходов консолидированного бюджета в ВВП оказывается в среднем на 0,3–0,4 п.п. выше, чем в первом сценарии.

Таблица 3.4

**Сценарный прогноз налоговых поступлений
в консолидированный бюджет РФ на период 2005–2007 гг.
(накопленным итогом с начала года в % к ВВП)**

	Сценарий 1	Сценарий 2
I квартал 2005 г.	24,01	24,02
II квартал 2005 г.	25,91	26,30
III квартал 2005 г.	26,55	27,01
IV квартал 2005 г.	26,21	26,71
I квартал 2006 г.	24,42	24,39
II квартал 2006 г.	25,86	26,15
III квартал 2006 г.	26,34	26,69
IV квартал 2006 г.	26,08	26,48
I квартал 2006 г.	24,73	24,65
II квартал 2006 г.	25,81	26,00
III квартал 2006 г.	26,18	26,42
IV квартал 2006 г.	25,99	26,27

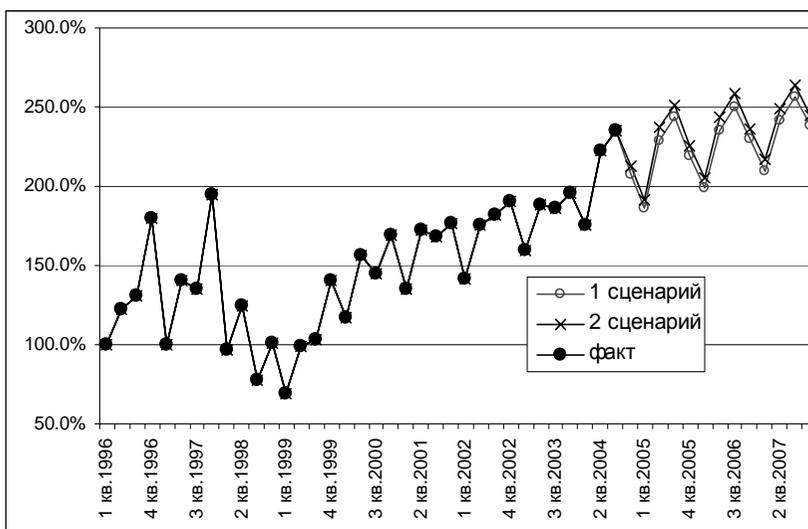


Рис. 3.4. Сценарный прогноз реальных налоговых поступлений в консолидированный бюджет РФ на 2005–2007 гг. (в % к I кварталу 1996 г.)

3.2.4. Золотовалютные резервы

С конца 1999 г. динамика объема золотовалютных резервов характеризуется выраженным положительным трендом. Так, на начало 2000 г. золотовалютные резервы составляли около 12,5 млрд долл., в то время как концу 2003 г. их объем достиг 76,9 млрд долл. В основном данный рост объяснялся притоком долларовой наличности в результате внешнеторговых операций и последующей скупкой иностранной наличности Банком России. При этом благоприятная внешнеэкономическая конъюнктура, в частности, в виде высоких цен на нефть, способствовала начиная с 1999 г. поддержанию высокого положительного сальдо торгового баланса, что и позволило Банку России значительно увеличить объем золотовалютных резервов. Скупка же иностранной наличности осуществлялась Центральным банком за счет денежной эмиссии. Таким образом, среди основных факторов, которые характеризуют средне-

срочную динамику золотовалютных резервов, можно отметить цену на нефть и денежную массу.

Следует заметить, что цена на нефть действительно может считаться объясняющей переменной, поскольку является одной из причин притока иностранной валюты в страну, в то время как динамика денежной массы, скорее, является следствием проводимой Банком России политики, т.е. в общем случае увеличение денежной массы необязательно должно приводить к росту золотовалютных резервов. Однако мы предполагаем, что в среднесрочной перспективе (в условиях высоких цен на нефть) Банк России будет придерживаться проводимой им ранее политики, в частности, для того чтобы за счет скупки иностранной валюты посредством денежной эмиссии сдерживать быстрое укрепление рубля. Помимо рассмотренных выше показателей, на объем золотовалютных резервов также влияют выплаты государства по внешнему долгу. При этом необходимо заметить, что выплаты по внешнему долгу, с одной стороны, могут стимулировать рост резервов, например, если центральный банк аккумулирует валютные средства для последующей продажи валюты правительству, а с другой – непосредственно приводят к сокращению их объема. Ввиду отсутствия квартальной статистики выплат по внешнему долгу мы не учитываем этот показатель.

Ниже представлено уравнение регрессии, в котором учтена зависимость динамики золотовалютных резервов от изменений денежного агрегата M_2 и цены на нефть. Поскольку включаемые в модель переменные оказались нестационарными, мы оценивали модель в разностях. Также можно заметить, что в уравнении присутствуют авторегрессионные члены прироста золотовалютных резервов первого и второго порядков, что позволяет улучшить оценки уравнения. Для устранения автокорреляции остатков в уравнение был добавлен член скользящего среднего третьего порядка.

$$\Delta(Res_t) = a_0 + a_1 \Delta(Res_{t-1}) + a_2 \Delta(Res_{t-2}) + a_3 \Delta(M2_t) + a_4 Brent_t + a_5 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t,$$
где Res_t – золотовалютные резервы ЦБ РФ на конец квартала t (млрд долл.); $M2_t$ – денежный агрегат M_2 на конец квартала t (млрд руб.); $Brent_t$ – цена нефти марки Brent в среднем за квартал t (долл. за баррель нефти).

Полученная оценка нормированного R^2 для представленного выше уравнения составляет немногим менее 0,9. При этом, исходя из оценок коэффициентов уравнения, прирост денежного агрегата на каждую 1000 руб. приводит к росту золотовалютных резервов на 29 долл., что соответствует курсу 32,5 руб. за 1 долл. Кроме того, согласно полученным оценкам, увеличение цены на нефть на 1 долл. за баррель соответственно приводит к ежеквартальному приросту золотовалютных резервов на 540 млн долл.

В табл. 3.5 представлен прогноз золотовалютных резервов на период 2005–2007 гг. по рассматриваемым в работе сценариям. Согласно сценарию 1 объем золотовалютных резервов к концу 2005 г. составит около 140 млрд долл., к концу 2006 г. – около 163 млрд долл. и около 189 млрд долл. к концу 2007 г. Согласно второму сценарию, который предполагает более высокие цены на нефть, объем золотовалютных резервов будет в среднем на 10–20 млрд долл. больше, чем в первом сценарии.

Таблица 3.5

Оценка золотовалютных резервов на III и IV кварталы 2004 г. и сценарный прогноз на 2005 г. (млрд долл.)

	Сценарий 1	Сценарий 2
I квартал 2005 г.	117,6	124,0
II квартал 2005 г.	113,7	122,7
III квартал 2005 г.	132,9	142,0
IV квартал 2005 г.	139,5	151,9
I квартал 2006 г.	138,6	153,8
II квартал 2006 г.	149,9	165,4
III квартал 2006 г.	160,2	177,6
IV квартал 2006 г.	162,7	182,4
I квартал 2007 г.	172,1	191,3
II квартал 2007 г.	183,3	202,7
III квартал 2007 г.	189,1	210,0
IV квартал 2007 г.	196,2	217,1

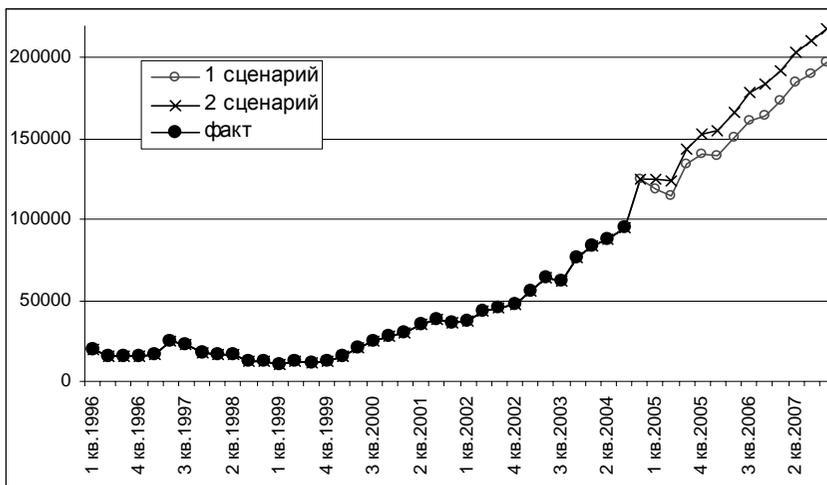


Рис. 3.5. Сценарный прогноз золотовалютных резервов на 2005–2007 гг. (в млн долл.)

3.2.5. Реальный эффективный курс рубля

В результате финансового кризиса в 1998 г. реальный курс рубля резко снизился²⁵, ослабев практически на 40%, после чего начиная с 1999 г. реальный курс непрерывно рос, укрепившись к концу 2003 г. по сравнению со своим кризисным значением более чем на 55%. Одной из основных причин падения рубля в 1998 г. и последующего его укрепления является внешнеэкономическая конъюнктура цен на традиционные статьи российского экспорта. Рост внешних цен на экспортируемые товары аналогичен росту производительности в секторе торгуемых товаров, поскольку в обоих случаях показатель выпуска продукции на единицу труда или капитала в стоимостном выражении растет (*Obstfeld M., Gogoff K., 1996*). Согласно же эффекту Харрода–Балласа–Самуэльсона (*Harrod, 1973*); (*Balassa, 1964*); (*Samuelson, 1964*)²⁶ в странах с

²⁵ В качестве показателя реального курса рубля используется индекс реального эффективного курса рубля, рост которого соответствует укреплению рубля относительно корзины валют, падение – ослаблению рубля.

²⁶ В данных работах исследовалось влияние международных различий в производительности на отклонения от паритета покупательной способности.

более высокими темпами роста производительности в секторе торгуемых товаров повышается уровень цен, а следовательно, увеличивается реальный обменный курс.

Высокий уровень цен на энергоресурсы, которые составляют основную часть российского экспорта, в последние несколько лет позволял не только увеличивать объем производства в сырьевом секторе, но являлся одной из главных составляющих экономического роста в России. Таким образом, в качестве основных факторов, характеризующих среднесрочную динамику реального обменного курса, нами были выбраны темпы роста российского экспорта и валового внутреннего продукта. В свою очередь, данные показатели позволяют наряду с влиянием внешнеэкономической конъюнктуры также учесть влияние изменений производительности в секторе торгуемых товаров и в целом по экономике на динамику реального обменного курса.

Ниже представлена спецификация уравнения регрессии, которая позволяет получить наилучшие оценки. Помимо показателей темпов роста экспорта и ВВП, в уравнении присутствует авторегрессионный член второго порядка. Для устранения автокорреляции остатков в уравнение добавлен член скользящего среднего пятого порядка.

$$R_t/R_{t-1} = a_0 + a_1 R_{t-2}/R_{t-3} + a_2 EX_{t-4}/EX_{t-5} + a_3 Y_t + a_4 \varepsilon_{t-5} + \varepsilon_t,$$

где R_t – базисный индекс реального эффективного курса рубля в среднем за квартал t (в IV квартале 2004 г. – 118,43); Y_t – реальные темпы роста ВВП в квартале t по отношению к аналогичному кварталу предыдущего года, %; EX_t – экспорт за квартал t (млн долл.).

Скорректированный R^2 для представленного выше уравнения составляет около 0,85. При этом коэффициенты регрессии оказываются статистически значимыми и соответствуют экономической логике влияния объясняющих переменных на динамику реального курса рубля. Так, увеличение темпов роста экспорта за квартал на 1 п.п. в последующем приводит к увеличению темпов укрепления рубля немногим более чем на 0,15 п.п. В то же время увеличение темпов роста ВВП на каждый процентный пункт приводит к увеличению темпов роста реального обменного курса на 0,4 п.п.

В табл. 3.6 представлен прогноз темпов роста реального курса рубля на 2005–2007 гг. по установленным сценариям. Согласно

сценарию с более высокими ценами на нефть и, как результат, более высоким темпом роста экономики реальный обменный курс вырастет больше. Так, согласно сценарию 2 по итогам 2005 г. рубль укрепится на 9,1%, а в 2006 и 2007 гг. – на 4,9 и 4,0% соответственно. В случае первого сценария, который предполагает более низкие цены на нефть, среднегодовые темпы роста реального эффективного курса рубля составят около 3,9–4,0% на всем периоде прогнозирования.

Таблица 3.6

Сценарный прогноз темпов прироста реального эффективного курса рубля в 2005–2007 гг. (в % за квартал)

	Сценарий 1	Сценарий 2
I квартал 2005 г.	3,3	3,3
II квартал 2005 г.	1,3	2,3
III квартал 2005 г.	–0,2	0,7
IV квартал 2005 г.	–0,3	2,8
I квартал 2006 г.	0,2	2,4
II квартал 2006 г.	1,8	1,7
III квартал 2006 г.	1,1	0,7
IV квартал 2006 г.	0,6	0,1
I квартал 2007 г.	0,8	0,9
II квартал 2007 г.	1,5	1,3
III квартал 2007 г.	0,9	1,0
IV квартал 2007 г.	0,8	0,8

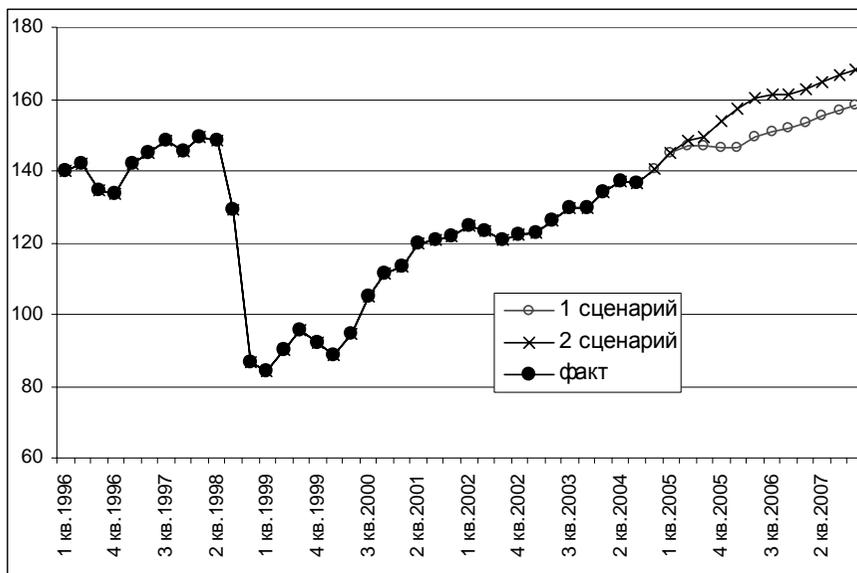


Рис. 3.6. Сценарный прогноз базисного индекса реального эффективного курса рубля на 2005–2007 гг. (база: декабрь 1994 г. = 100)

3.2.6. Номинальный обменный курс

Как правило, при заданной динамике реального курса номинальный обменный курс рассчитывается с использованием внутреннего и внешнего индексов цен. Мы пытаемся оценить номинальный обменный курс рубля к доллару при заданном индексе реального эффективного курса рубля. Для этого помимо внутреннего индекса цен в модель добавлен номинальный обменный курс доллара к евро, который в некоторой степени позволяет учесть относительное удорожание или обесценение доллара к евро и, следовательно, к корзине валют, на основании которой рассчитывается реальный эффективный курс рубля²⁷. Таким об-

²⁷ Корзина валют, используемая для расчета индекса реального эффективного курса рубля, включает преимущественно валюты стран, с которыми установлены внешнеторговые соотношения. Для России торговый оборот со странами ЕС занимает основную долю в совокупном объеме внешнеторгового оборота. Таким образом, в корзине валют евро имеет наибольший вес.

разом, с ростом курса доллара к евро номинальный курс рубля к доллару должен при прочих равных снижаться, что, в свою очередь, наблюдалось с 2003 г., когда на фоне укрепления евро по отношению к доллару номинальный обменный курс рубля к доллару снижался.

Еще одним показателем, который в среднесрочной перспективе отражает динамику номинального обменного курса рубля к доллару, являются золотовалютные резервы. Возможная значимость данного показателя объясняется проводимой Банком России политикой, которая заключается в попытках предотвратить излишнее укрепление рубля по отношению к доллару за счет скупки части валюты. Иными словами, можно сказать, что золотовалютные резервы используются Банком России в том числе и для сглаживания динамики номинального обменного курса рубля к доллару. В нашем случае золотовалютные резервы входят в уравнение в качестве объясняющей переменной, хотя, как уже было сказано, в действительности связь, скорее всего, обратная. Иначе говоря, именно укрепление рубля к доллару обуславливает наращивание ЦБ объема золотовалютных резервов. Тем не менее, несмотря на возможное нарушение причинно-следственной связи, золотовалютные резервы включены в уравнение, поскольку это позволяет учесть характер проводимой Банком России политики.

В уравнении используемые переменные представлены в терминах темпов роста. Для устранения автокорреляции остатков в уравнение был добавлен член скользящего среднего четвертого порядка.

$$E_t/E_{t-1} = a_0 + a_1 \Delta(Res_t)/Res_t + a_2 Dlr_for_Eur_t / Dlr_for_Eur_{t-1} + a_3 R_t / R_{t-1} + a_4 CPI_t / CPI_{t-1} + a_5 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

где E_t – номинальный обменный курс рубля к доллару в среднем за квартал t ; Res_t – золотовалютные резервы ЦБ РФ на конец квартала t (млрд долл.); $Dlr_for_Eur_t$ – номинальный курс доллара к евро в среднем за квартал t ; R_t – базисный индекс реального эффективного курса рубля в среднем за квартал t (в IV квартале 2004 г. – 118,43); CPI_t – базисный индекс потребительских цен на конец квартала t (равен 1 в IV квартале 1993 г.).

Согласно полученным оценкам представленного выше уравнения, нормированный R^2 составляет 0,64. Отрицательный коэффициент при показателе темпов роста золотовалютных резервов свидетельствует о том, что проводимая Банком России политика в среднесрочном периоде направлена не на устранение тенденции укрепления рубля, а лишь на сдерживание темпов укрепления национальной валюты. Иначе говоря, ЦБ действительно увеличивает золотовалютные резервы в ответ на увеличение темпов укрепления курса рубля к доллару, пытаясь сгладить динамику номинального обменного курса. Но, как оказывается, проводимых ЦБ операций на валютном рынке недостаточно для того, чтобы полностью ослабить рубль.

При прочих равных увеличение инфляции в виде роста индекса потребительских цен должно приводить к обесценению рубля по отношению к доллару. Аналогично по мере укрепления рубля к корзине валют и/или ослаблении доллара по отношению к евро номинальный курс рубля к доллару должен уменьшаться.

Таблица 3.7

**Сценарный прогноз номинального курса рубля к доллару
в 2005–2007 гг.**

	Сценарий 1	Сценарий 2
I квартал 2005 г.	28,9	28,4
II квартал 2005 г.	29,6	29,1
III квартал 2005 г.	28,9	28,5
IV квартал 2005 г.	28,8	28,5
I квартал 2006 г.	29,1	28,7
II квартал 2006 г.	29,1	28,8
III квартал 2006 г.	28,9	28,5
IV квартал 2006 г.	29,0	28,6
I квартал 2007 г.	29,0	28,7
II квартал 2007 г.	29,0	28,8
III квартал 2007 г.	28,8	28,5
IV квартал 2007 г.	28,8	28,6

Как видно из сценарного прогноза номинального обменного курса рубля к доллару (табл. 3.7), расхождение данного показателя по сценариям составляет 0,5–0,2 руб. за 1 долл. и постепенно снижается к концу периода прогнозирования. Последнее объясняется тем, что согласно второму сценарию доллар постепенно укрепляется (снижение курса доллара к евро с 1,25 в 2005 г. до 1,19 в 2007 г.).

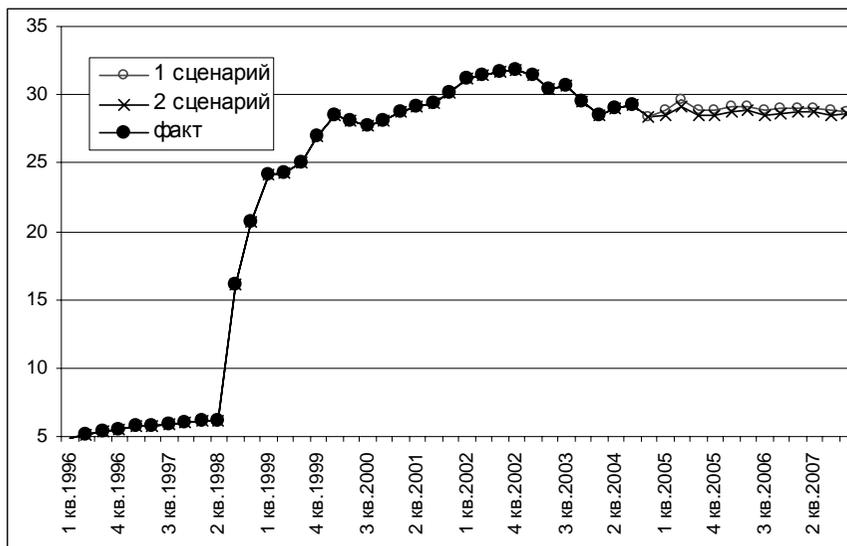


Рис. 3.7. Сценарный прогноз номинального курса рубля к доллару на 2005–2007 гг. (в среднем за квартал)

3.2.7. Экспорт

Более половины товаров российского экспорта составляют сырье или же производные этого сырья, цены на которые либо непосредственно определяются ценой на нефть, либо сильно коррелируют с ней. Таким образом, основным фактором, который определяет в среднесрочном плане динамику экспорта, являются цены на нефть. Также динамика экспорта зависит от реального курса рубля: соответственно по мере укрепления рубля экспортируемые из России товары должны становиться менее конкурен-

тоспособными по цене, что непосредственно приводит к сокращению экспорта.

Поскольку ряды экспорта, цен на нефть и реального обменного курса нестационарны на рассматриваемом интервале времени, мы оценивали модель с использованием рядов первых разностей этих показателей. Кроме того, поскольку ряд квартального объема экспорта содержит сезонную составляющую, в частности, в виде относительно невысокого объема экспорта в I квартале каждого года, в уравнение были добавлены соответствующие фиктивные переменные. Для устранения автокорреляции остатков в уравнение также был включен член скользящего среднего первого порядка.

$$\Delta(EX_t) = a_0 + a_1 \Delta(Brent_t) + a_2 \Delta(R_t) + a_3 D1_t + a_4 D3_t + a_5 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t,$$

где EX_t – экспорт за квартал t (млн долл.); $Brent_t$ – цена нефти марки Brent в среднем за квартал t (долл. за баррель нефти); R_t – базисный индекс реального эффективного курса рубля в среднем за квартал t (в IV квартале 2004 г. – 118,43); $D1_t$ – фиктивная переменная, равная 1 в I квартале и 0 в остальных периодах; $D3_t$ – фиктивная переменная, равная 1 в III квартале и 0 в остальных периодах.

Нормированный R^2 для представленной выше модели составляет около 0,85. При этом все оцененные коэффициенты в уравнении первых разностей квартального объема экспорта оказываются значимыми. Соответственно, увеличение цены на нефть на 1 долл. за баррель приводит ежеквартально к росту экспорта на 485 млн долл., а одновременное укрепление реального эффективного курса рубля в среднем на 1 п.п. согласно полученным оценкам приведет в последующем к сокращению экспорта на 210 млн долл. в каждом квартале.

Как видно из *табл. 3.8*, объем экспорта согласно первому сценарию в 2005 г. оказывается ниже на 12 млрд долл., чем во втором сценарии. Однако в 2006 и 2007 гг. объемы экспорта в обоих рассматриваемых сценариях практически выравниваются, что объясняется постепенным снижением цен на нефть во втором сценарии до уровня цен первого сценария.

Таблица 3.8

**Сценарный прогноз объемов экспорта в 2005–2007 гг.
(накопленным итогом в млрд долл.)**

	Сценарий 1	Сценарий 2
I квартал 2005 г.	41,7	46,0
II квартал 2005 г.	85,6	93,4
III квартал 2005 г.	130,7	141,8
IV квартал 2005 г.	178,6	191,4
I квартал 2006 г.	45,4	46,0
II квартал 2006 г.	92,8	93,5
III квартал 2006 г.	141,2	142,1
IV квартал 2006 г.	191,9	192,6
I квартал 2007 г.	48,1	47,3
II квартал 2007 г.	98,4	96,3
III квартал 2007 г.	150,9	147,6
IV квартал 2007 г.	205,9	200,6

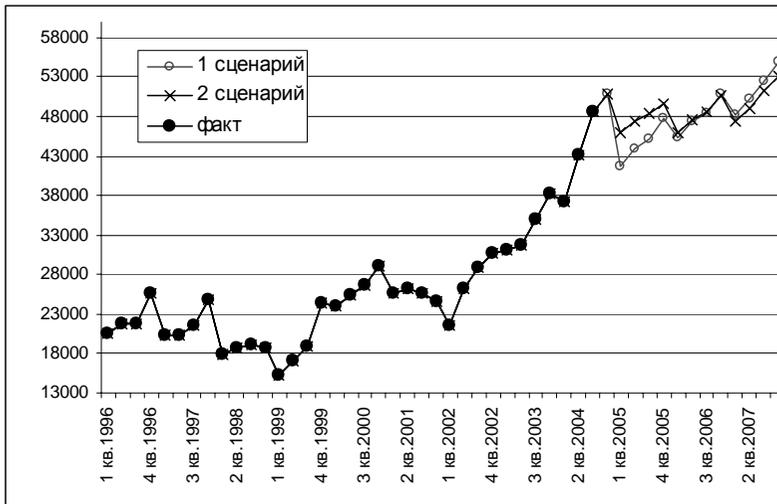


Рис. 3. 8. Сценарный прогноз экспорта на 2005–2007 гг.
(млн долл. за квартал)

3.2.8. Импорт

Основным фактором, который определяет динамику импорта как в среднесрочном, так и в долгосрочном плане, является уровень доходов населения. В качестве соответствующего показателя был выбран валовой внутренний продукт. В то же время импорт зависит от курса валют: при прочих равных более крепкая национальная валюта должна приводить к росту спроса на импортные товары. Между тем на объем импорта существенно влияет использование инструментов торговой политики, в частности таможенных тарифов и квот на импортируемую продукцию, а также субсидий производителям отечественной продукции. Предполагая, что инструменты торговой политики в среднесрочной перспективе не будут использоваться, в модели не учитывается возможное влияние данных факторов.

В представленном ниже уравнении регрессии основной объясняющей переменной является объем валового внутреннего продукта, пересчитанного по курсу рубля к доллару за соответствующий период. Помимо ВВП в силу наличия сезонной составляющей в динамике квартального объема импорта в уравнение были добавлены соответствующие фиктивные переменные. Для устранения автокорреляции остатков в уравнение был включен член скользящего среднего третьего порядка.

$$IM_t = a_0 + a_1 GDP_t / E_t + a_2 D2_t + a_3 D4_t + a_4 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t,$$

где IM_t – импорт за квартал t (млн долл.); GDP_t – ВВП за квартал t (млрд руб.); E_t – номинальный обменный курс рубля к доллару в среднем за квартал t ; $D2_t$ – фиктивная переменная, равная 1 во II квартале и 0 в остальных периодах; $D4_t$ – фиктивная переменная, равная 1 в IV квартале и 0 в остальных периодах.

Нормированный R^2 для представленной выше модели составляет около 0,98. Одновременно все коэффициенты при объясняющих переменных оказываются значимыми. Согласно полученным оценкам, рост объема ВВП на 1 млрд долл. за период приводит к росту импорта за тот же период на 148 млн долл.

Согласно сценарию 2 (табл. 3.9) объем импорта по итогам 2005 г. составит немногим более 107 млрд долл. и к 2007 г. вырастет до 134 млрд долл. Прогноз объемов импорта на 2005 г. в случае сце-

нария 1 составляет около 105 млрд долл., а к 2007 г. увеличивается до 131 млрд долл. Более высокий объем импорта во втором сценарии обусловлен более высокими темпами укрепления рубля.

Таблица 3.9

**Сценарные прогнозы объемов импорта в 2005–2007 гг.
(накопленным итогом в млрд долл.)**

	Сценарий 1	Сценарий 2
I квартал 2005 г.	23,0	23,6
II квартал 2005 г.	49,5	50,6
III квартал 2005 г.	76,2	77,9
IV квартал 2005 г.	104,9	107,2
I квартал 2006 г.	25,7	26,5
II квартал 2006 г.	55,6	57,0
III квартал 2006 г.	85,8	88,0
IV квартал 2006 г.	117,8	120,7
I квартал 2007 г.	29,1	30,0
II квартал 2007 г.	62,4	64,0
III квартал 2007 г.	96,0	98,4
IV квартал 2007 г.	131,4	134,3

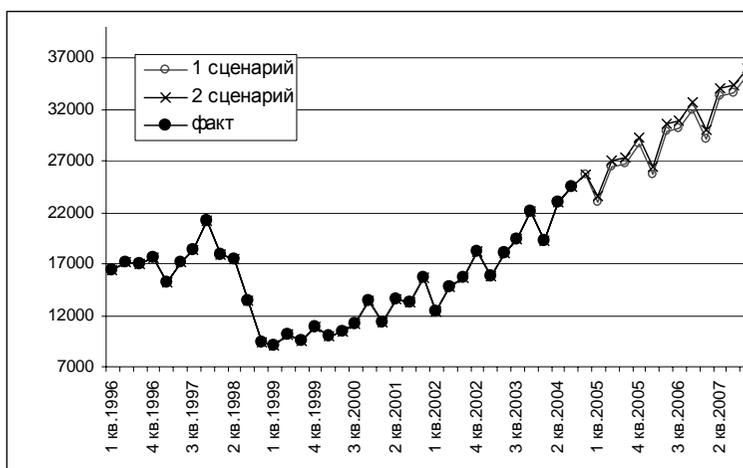


Рис. 3.9. Сценарный прогноз импорта на 2005–2007 гг.
(в млн долл. за квартал)

3.2.9. Розничный товарооборот

Динамика розничного товарооборота в основном объясняется показателями экономической активности. Поэтому в качестве основного фактора, объясняющего изменения в переменной торговой активности, был выбран объем валового внутреннего продукта. Кроме того, одним из показателей, который способен влиять на динамику торговых операций, является денежная масса, так как прирост денежной массы увеличивает количество ликвидных активов, что в результате приводит к сокращению издержек транзакций и увеличению оборота торговли. Однако существует и краткосрочный эффект роста ликвидности, который также заключается в увеличении числа транзакций, в частности, в силу несовершенной информированности экономических агентов. Например, результатом увеличения денежной массы в краткосрочном периоде является рост потребительского спроса; в ответ производитель или продавец может увеличить либо объем продаж, либо стоимость продукции. В том случае, когда продавец понимает, что рост спроса на его товар обусловлен увеличением ликвидности в целом в экономике, он предпочтет поднять цену, в противном случае – увеличит продажи. Таким образом, если продавцы не информированы в достаточной степени относительно природы изменения потребительского спроса, прирост денежной массы в краткосрочном плане может увеличивать торговую активность.

В представленном ниже уравнении регрессии для устранения нестационарности используемых переменных были взяты их первые разности. При этом, чтобы выделить только реальные эффекты, показатели розничного товарооборота и ВВП были переведены в постоянные цены с помощью индекса потребительских цен. Помимо этого, в уравнение были добавлены фиктивные переменные, учитывающие сезонную составляющую в квартальных данных.

$$\Delta(\text{Trade}_t / \text{CPI}_t) = a_0 + a_1 \Delta(\text{GDP}_t / \text{CPI}_t) + a_2 D1_t + a_3 D4_t + a_4 \Delta(M2_t) + \varepsilon_t,$$

где Trade_t – розничный товарооборот за квартал t (млрд руб.); CPI_t – базисный индекс потребительских цен на конец квартала t (равен 1 в IV квартале 1993 г.); GDP_t – ВВП за квартал t (млрд руб.); $D1_t$ – фиктивная переменная, равная 1 в I квартале и 0 в остальных периодах; $D4_t$ – фиктивная переменная, равная 1 в IV квартале и 0 в

остальных периодах; $M2_t$ – денежный агрегат M_2 на конец квартала t (трлн руб.).

Полученная оценка нормированного R^2 для представленного выше уравнения составляет около 0,97. В то же время, как следует из оценок уравнения, увеличение прироста квартального объема ВВП на 1 млрд руб. приводит к увеличению прироста розничного товарооборота на 127 млрд руб. Вместе с тем дополнительный ежеквартальный прирост денежного агрегата M_2 на 100 млрд руб. приводит к увеличению прироста розничного товарооборота на 10 млн руб.

Как следует из представленных в табл. 3.10 сценарных прогнозов розничного товарооборота, в случае более высоких цен на нефть, темпов роста инвестиций в основной капитал, а также более высоких темпов роста денежного агрегата M_2 объем розничного товарооборота также оказывается выше. Так, согласно первому сценарию темпы роста розничного товарооборота в 2005, 2006 и 2007 гг. составляют 6,4, 5,9 и 5,3% соответственно. Согласно второму сценарию темпы роста оказываются выше в среднем на 0,2–0,4 п.п.

Таблица 3.10

Сценарный прогноз розничного товарооборота в 2005–2007 гг. (накопленным итогом в млрд руб.)

	Сценарий 1	Сценарий 2
I квартал 2005 г.	1 500	1 505
II квартал 2005 г.	3 093	3 106
III квартал 2005 г.	4 744	4 764
IV квартал 2005 г.	6 554	6 584
I квартал 2006 г.	1 715	1 730
II квартал 2006 г.	3 547	3 578
III квартал 2006 г.	5 448	5 497
IV квартал 2006 г.	7 531	7 598
I квартал 2007 г.	1 975	1 999
II квартал 2007 г.	4 064	4 111
III квартал 2007 г.	6 217	6 287
IV квартал 2007 г.	8 559	8 650

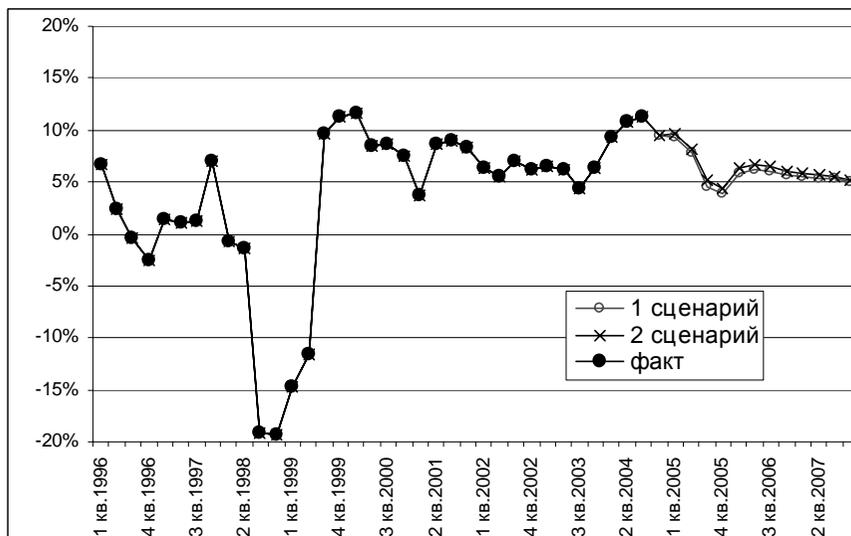


Рис. 3.10. Сценарный прогноз розничного товарооборота на 2005–2007 гг. (в % к предыдущему кварталу)

3.2.10. Индекс промышленного производства

Моделирование среднесрочной динамики индекса промышленного производства (ИПП) основывалось на факте сильной и положительной корреляции темпов роста ИПП и темпов роста экономики в целом. Соответственно, в уравнение для темпа роста индекса промышленного производства был добавлен показатель темпа роста ВВП за аналогичный период. Вместе с тем в модели присутствует авторегрессионный член второго порядка, что позволяет улучшить характеристики уравнения. Таким образом, при данной спецификации модели предполагается, что соотношение роста промышленного сектора и экономики в целом в среднесрочном плане существенно меняться не будет. Для устранения автокорреляции остатков в уравнение были также добавлены члены скользящего среднего первого и второго порядков.

$$IND_t = a_0 + a_1 IND_{t-2} + a_2 Y_t + a_3 \varepsilon_{t-1} + a_4 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t,$$

где IND_t – темпы роста промышленного производства в квартале t по отношению к аналогичному кварталу предыдущего года, %; Y_t – реальные темпы роста ВВП в квартале t по отношению к аналогичному кварталу предыдущего года, %.

Нормированный R^2 для представленного выше уравнения составляет 0,97. При этом оцененные коэффициенты при объясняющих переменных оказываются значимыми. Соответственно, ежеквартальное увеличение темпов роста валового внутреннего продукта (в годовом исчислении) на 1 п.п. сопровождается аналогичным увеличением темпов роста индекса промышленного производства на 0,86 п.п. Вместе с тем, поскольку коэффициент при переменной роста ВВП оказывается меньше единицы, темпы роста ИПП должны быть менее волатильными по сравнению с темпами роста ВВП в среднесрочной динамике.

Из представленных (табл. 3.11) сценарных прогнозов индекса промышленного производства следует, что при более оптимистичном сценарии в отношении цен на нефть и темпов роста инвестиций в основной капитал за период 2005–2007 гг. темпы роста ИПП будут выше по сравнению с первым сценарием. Причем превышение может достигать 1 п.п. При этом указанное расхождение постепенно сокращается к 2007 г.

Таблица 3.11

Сценарный прогноз прироста индекса промышленного производства в 2005–2007 гг. (% за квартал)

	Сценарий 1	Сценарий 2
I квартал 2005 г.	5,4	6,4
II квартал 2005 г.	5,1	6,0
III квартал 2005 г.	4,9	6,0
IV квартал 2005 г.	4,6	5,6
I квартал 2006 г.	4,4	5,2
II квартал 2006 г.	4,1	4,8
III квартал 2006 г.	3,9	4,5
IV квартал 2006 г.	3,6	4,1
I квартал 2007 г.	3,5	3,9
II квартал 2007 г.	3,2	3,4
III квартал 2007 г.	3,0	3,2
IV квартал 2007 г.	2,7	2,7

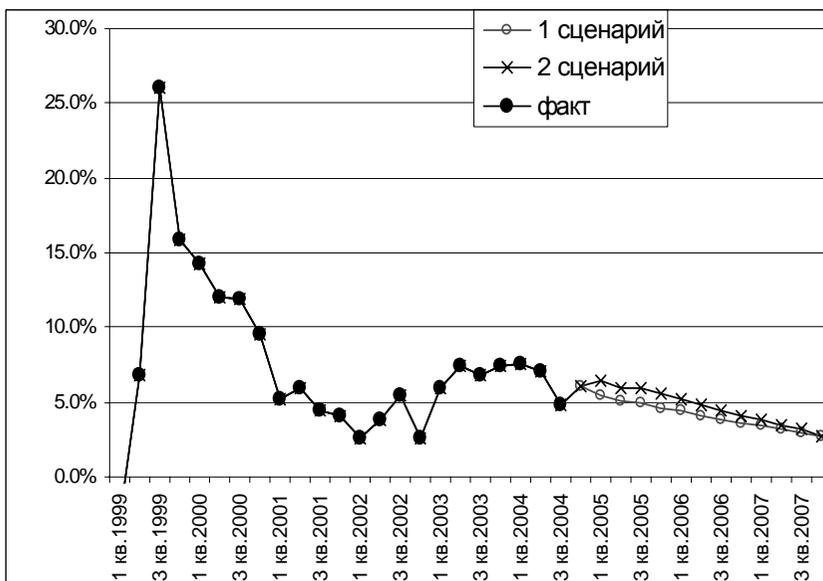


Рис. 3.11. Сценарный прогноз темпов прироста промышленного производства на 2005–2007 гг. (в % к аналогичному периоду предыдущего года)

3.2.11. Безработица

До финансового кризиса 1998 г. показатель доли безработных в общем количестве экономически активного населения стабильно рос, но в послекризисный период наблюдалось сокращение данного показателя с 14% в 1999 г. до 8% к концу 2003 г. Сокращение безработицы и соответственно увеличение числа занятого населения в последние несколько лет происходило на фоне роста практически всех показателей экономической активности. При этом тесты Гренджера на причинность свидетельствуют о том, что скорее экономический рост стал причиной сокращения доли безработных, чем наоборот²⁸. Иначе говоря, в последние годы по мере развития

²⁸ На периоде с I квартала 1996 г. по I квартал 2003 г. для нулевой гипотезы о том, что темпы роста ВВП не являются причиной по Гренджеру величины доли безра-

экономики создавалось больше рабочих мест и соответственно больше возможностей для трудоустройства. Поэтому в качестве основного фактора, определяющего среднесрочную динамику доли безработных в числе экономически активного населения, был выбран показатель роста реального ВВП.

При моделировании динамики безработицы необходимо также учитывать наличие некоторых ограничений, в частности, в виде естественного уровня безработицы, при котором достигается потенциальный выпуск. Однако в силу того, что гипотеза о влиянии занятости на выпуск отвергается, мы предполагаем, что безработица находится существенно выше соответствующего естественного уровня, и эта тенденция сохранится в среднесрочной перспективе.

Кроме того, в модель был добавлен авторегрессионный член первого порядка, что позволило существенно улучшить оценки уравнения. Для устранения автокорреляции остатков в уравнение также был включен член скользящего среднего четвертого порядка.

$$U_t / U_{t-4} = a_0 + a_1 U_{t-1} / U_{t-5} + a_2 Y_t + a_3 \varepsilon_{t-4} + \varepsilon_t$$

где U_t – доля безработных в общем числе экономически активного населения в среднем за квартал t , %; Y_t – реальные темпы роста ВВП в квартале t по отношению к аналогичному кварталу предыдущего года, %.

Нормированный R^2 для представленного выше уравнения составляет 0,85, а все коэффициенты при объясняющих переменных оказываются значимыми. Согласно полученным оценкам увеличение темпов роста валового внутреннего продукта на 1 п.п. должно привести к сокращению количества безработных по отношению к экономически активному населению на 0,05 п.п.

Из представленных результатов сценарного прогноза (табл. 3.12) на 2005, 2006 и 2007 гг. следует, что при более оптимистичном сценарии доля безработных в общей численности экономически активного населения в среднем за рассматриваемый период будет на 0,2 п.п. ниже, чем в первом сценарии.

ботных в общем числе экономически активного населения, P -значение равно 0,041. Для нулевой гипотезы об обратной связи P -значение равно 0,82.

Таблица 3.12

**Сценарный прогноз доли безработных
в общей численности экономически активного населения
в 2005–2007 гг. (% за квартал)**

	Сценарий 1	Сценарий 2
I квартал 2005 г.	7,9	7,9
II квартал 2005 г.	7,0	7,0
III квартал 2005 г.	6,9	6,8
IV квартал 2005 г.	7,3	7,2
I квартал 2006 г.	7,7	7,5
II квартал 2006 г.	6,9	6,8
III квартал 2006 г.	6,9	6,7
IV квартал 2006 г.	7,4	7,2
I квартал 2007 г.	7,8	7,6
II квартал 2007 г.	7,1	6,9
III квартал 2007 г.	7,1	6,8
IV квартал 2007 г.	7,6	7,4

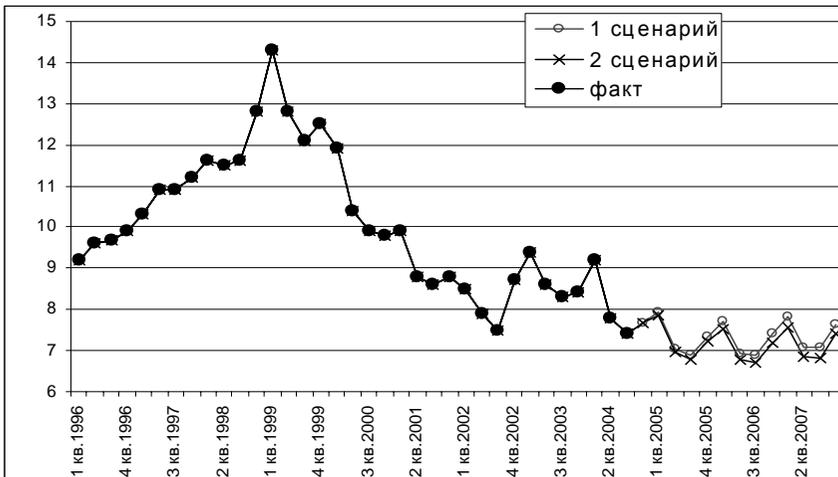


Рис. 3.12. Сценарный прогноз доли безработных в общей численности экономически активного населения на 2005–2007 гг. (в %)

3.2.12. Реальные доходы населения

Моделирование среднесрочной динамики реальных располагаемых доходов, как и индекса промышленного производства, основывалось на предположении о том, что в среднесрочной перспективе существует зависимость между темпами роста реальных доходов населения и ВВП как основного показателя экономической активности. Характерным при этом является то, что с 2000 г. темпы роста реальных денежных доходов ежегодно превышали темпы роста ВВП на 4–6 п.п. Соответственно, при построении модели роста денежных доходов населения мы предполагали сохранение данной тенденции в среднесрочном плане.

Как видно из представленного ниже уравнения, в модель были добавлены авторегрессионные члены первого и четвертого порядка, которые позволяют улучшить оценки уравнения. Для устранения автокорреляции остатков в уравнение также был включен член скользящего среднего третьего порядка.

$$\Delta(INC_t) = a_0 + a_1 \Delta(INC_{t-1}) + a_2 \Delta(INC_{t-4}) + a_3 \Delta(Y_t) + a_4 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t,$$

где INC_t – реальные темпы роста располагаемых денежных доходов населения в квартале t по отношению к аналогичному кварталу предыдущего года, %; Y_t – реальные темпы роста ВВП в квартале t по отношению к аналогичному кварталу предыдущего года, %.

Нормированный R^2 для представленного выше уравнения составляет 0,85. Вместе с тем из полученных оценок следует, что увеличение годовых темпов роста валового внутреннего продукта на 1 п.п. должно привести к увеличению темпов роста реальных располагаемых денежных доходов населения на 2,4 п.п. В то же время согласно полученной структуре авторегрессионных лагов аналогичное увеличение темпов роста денежных доходов в предыдущем периоде на 1 п.п. приведет к сокращению темпов роста доходов в текущем периоде на 0,75 п.п.

Согласно представленным в *табл. 3.13* результатам сценарного прогноза динамики доходов при более высоких ценах на нефть и инвестициях в основной капитал (а также, как было получено, при более высоких показателях экономической активности) средние темпы роста реальных денежных доходов населения оказываются на 0,3 п.п. выше, чем в первом сценарии.

Таблица 3.13

Сценарный прогноз темпов прироста реальных денежных доходов населения на период 2005–2007 гг. (% за квартал)

	Сценарий 1	Сценарий 2
I квартал 2005 г.	10,7	11,7
II квартал 2005 г.	6,1	6,4
III квартал 2005 г.	8,3	9,1
IV квартал 2005 г.	6,8	7,2
I квартал 2006 г.	7,2	7,6
II квартал 2006 г.	6,7	7,0
III квартал 2006 г.	6,5	6,8
IV квартал 2006 г.	6,3	6,5
I квартал 2007 г.	6,2	6,4
II квартал 2007 г.	5,9	5,9
III квартал 2007 г.	5,7	5,8
IV квартал 2007 г.	5,4	5,4

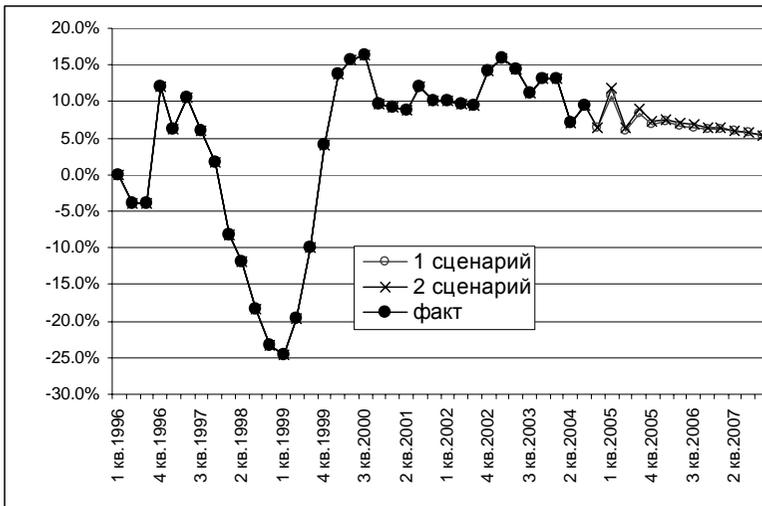


Рис. 3.13. Сценарный прогноз темпов прироста реальных денежных доходов населения на 2005–2007 гг. (в % к аналогичному периоду предыдущего года)

* * *

Как следует из анализа прогностических качеств макроэкономической модели, с ростом длины интервала прогнозирования характеристики прогноза ухудшаются. Средняя абсолютная ошибка прогноза для квартальных темпов роста валового внутреннего продукта составляет около 1,5 п.п.; аналогичная ошибка получена для квартальных темпов роста индекса потребительских цен. Полученные характеристики прогнозов темпа роста индекса промышленного производства и реальных денежных доходов населения (средняя относительная ошибка прогнозов квартальных темпов прироста составляет около 10% для обоих показателей) свидетельствуют о более высокой точности прогнозирования этих показателей. Среднее относительное отклонение прогнозных значений от фактических данных для таких показателей, как импорт, налоговые поступления в консолидированный бюджет, розничный товарооборот, номинальный обменный курс, не превосходит 5% абсолютной величины соответствующего показателя. Менее точные прогнозы получены по экспорту: средняя относительная ошибка составляет около 8%.

Приложение к статье 3

Таблица ПЗ.1

Характеристики ретропрогноза модели на 2003 г.

Длина интервала прогнозирования	Среднее абсолютное отклонение прогнозных значений от фактических				Среднее относительное отклонение прогнозных значений от фактических, %			
	IV кварт.	III кварт.	II кварт.	I кварт.	IV кварт.	III кварт.	II кварт.	I кварт.
1	2	3	4	5	6	7	8	9
Темп прироста реального ВВП (в % по отношению к аналогичному кварталу предыдущего года)	1,0	1,2	1,3	0,5	14,5	15,7	19,2	6,0
Темп прироста ИПЦ (в % к предыдущему кварталу)	1,7	1,6	1,3	1,5	123,3	82,3	184,8	49,9
Суммарные налоговые поступления в консолидированный бюджет РФ (в млрд руб. за квартал)	30	49	46	38	3,5	5,5	5,2	4,1

Продолжение таблицы ПЗ.1

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Золотовалютные резервы (в млрд долл. на конец квартала)	4,0	3,8	4,0	7,6	5,9	5,3	5,5	9,9
Темпы укрепления реального эффективного курса рубля (в % к предыдущему кварталу)	2,3	2,1	2,1	2,1	121,5	83,8	94,5	118,2
Номинальный обменный курс рубля к доллару	0,7	1,0	0,3	0,7	2,4	3,2	1,0	2,3
Экспорт (в млрд долл. за квартал)	4,9	2,7	2,8	0,6	14,1	7,5	7,5	1,6
Импорт (в млрд долл. за квартал)	1,2	0,2	0,2	0,3	6,2	1,1	1,0	1,4
Розничный товарооборот (в млн руб. за квартал)	54	12	25	5	4,8	1,0	2,0	0,4
Темп прироста ИПП (в % к предыдущему кварталу)	2,0	1,8	0,4	0,7	30,6	25,0	5,9	9,2
Доля безработных в общей численности экономически активного населения (в %)	1,2	0,2	0,2	0,2	14,2	1,9	3,1	2,2
Темпы роста реальных денежных доходов населения (в % к предыдущему кварталу)	3,7	3,8	2,7	3,8	23,5	25,6	21,3	22,3

Литература к статье 3

Носко В, Бузаев А., Кадочников П., Пономаренко С. (2003). Анализ прогнозных свойств структурных моделей и моделей с включением результатов опросов предприятий, сравнение с прогнозами по моделям временных рядов. М.: ИЭПП. Научные труды. № 64.

Российская экономика в 2002 году: тенденции и перспективы. М.: ИЭПП, 2003.

Российская экономика в 2003 году: тенденции и перспективы. М.: ИЭПП, 2004.

Энтов Р.М., Носко В.П., Юдин А.Д., Кадочников П.А., Пономаренко С.С. (2002). Проблемы прогнозирования некоторых макроэкономических показателей. М.: ИЭПП. Научные труды. № 46.

Obstfeld M., Gogoff K. Foundations of International Macroeconomics. The MIT Press, 1996.

Harrod R. (1973). International Economics. London: Nisbet.

Balassa B. (1964). The purchasing power parity doctrine: A reappraisal // Journal of Political Economy. № 72. P. 584–596.

Samuelson P. (1964). Theoretical notes on the trade problems // Review of Economics and Statistics. № 46. P. 145–154.

4. Мониторинг финансового кризиса²⁹ в РФ

Финансовый кризис, случившийся в Азии во второй половине 1997 г., является одним из примеров серии финансовых катаклизмов, сотрясавших мировую финансовую систему в течение последних десятилетий. Только в 1990-х годах мир столкнулся с несколькими крупными кризисами: Европа прошла через валютный кризис в 1992–1993 гг., в 1993–1994 гг. ряд латиноамериканских стран испытал резкую девальвацию национальных валют, а с 1997 г. волна кризисов прокатилась по новым индустриальным странам Азии и Латинской Америки. В 1998 г. финансовый кризис произошел и в России.

Многочисленные исследования показали, что финансовые кризисы могут иметь общие основные элементы. Поэтому в силу больших издержек, которые несет экономика в результате финансовых кризисов, исследователи сосредоточились на разработке моделей, которые могли бы помочь политикам различать признаки, потенциально несущие угрозу кризиса, и реагировать должным образом.

Возникает вопрос о возможности предсказания того, когда страна станет наиболее подверженной финансовому кризису. Одним из способов прогнозирования могут выступать эконометрические методы оценки моделей. Однако при их использовании возникает ряд трудностей, связанных со спецификой задачи. Они обусловлены следующими фактами:

- кризисы в недостаточной степени однородны по странам, что препятствует обобщению прошлого опыта;
- каждый случай демонстрирует некоторые уникальные характеристики;
- некоторые свойства, которые могут указывать на уязвимость экономики, не могут быть измерены количественно;
- отсутствуют необходимые данные;
- детерминанты кризисов могут значительно изменяться с течением времени.

²⁹ Под финансовым кризисом в данном исследовании будем понимать одну из его разновидностей – валютный кризис.

В связи с этим одной из областей современных исследований по проблематике финансового кризиса является построение системы индикаторов, позволяющих с достаточной степенью достоверности предсказывать наступление кризиса. После кризиса 1998 г. в ИЭПП уже предпринималась попытка построения такой системы индикаторов (*Экономика переходного периода...*, 2003). Целью данной статьи является разработка системы раннего оповещения о возможных валютных кризисах для России, основанной на анализе применения различных систем индикаторов. Для достижения указанной цели был произведен обзор литературы по индикаторам финансового кризиса, а затем исследованы методологические аспекты построения системы индикаторов финансового кризиса. На основе проведенного анализа были отобраны отдельные индикаторы и прослежена их динамика в 1999–2004 гг.

4.1. Обзор литературы

4.1.1. Теоретическая литература

Теоретическая дискуссия по проблеме кризисов платежного баланса развернулась после появления работы (*Krugman, 1979*). Модели, аналогичные предложенной в данной работе, получили название моделей кризисов первого поколения. В своей работе Кругман выдвинул гипотезу, что причиной валютных кризисов является экономическая политика, а именно несовместимость между политикой поддержания фиксированного обменного курса и стимулирующей (фискальной или денежно-кредитной) внутренней экономической политикой. Кругман описал ситуацию, в которой при фиксированном обменном курсе расширение внутреннего кредита приводит к уменьшению международных резервов и в итоге к спекулятивной атаке на валюту. Эта атака мгновенно истощает резервы и вынуждает правительство отказаться от политики фиксированного курса. Таким образом, из модели Кругмана следует, что предкризисный период может сопровождаться постепенным уменьшением иностранных резервов, бюджетным дефицитом (фискальная экспансия) и резким увеличением кредита государственному и частному сектору (денежная экспансия).

Впоследствии модель Кругмана была неоднократно переработана и модифицирована. В частности, в нее были включены:

- 1) возможность отклонения от паритета покупательной способности – для учета того, что фискальная экспансия может сопровождаться переоцененным реальным обменным курсом, ростом реальных заработных плат, дефицитом счета текущих операций (см., например, (*Goldberg, 1993*); (*Willman, 1988*));
- 2) контроль над потоками капитала, в результате которого при прочих равных условиях происходит удлинение периода, в течение которого может поддерживаться фиксированный курс (см., например, (*Wyplosz, 1986*));
- 3) неопределенность проводимой экономической политики, которая приводит к более ранней спекулятивной атаке и более быстрому истощению резервов (см., например, (*Flood, Garber, 1984*); (*Claessens, 1991*));
- 4) оптимизация инвесторами своего портфеля, приводящая к ускорению темпов уменьшения резервов по мере того, как инвесторы проводят хеджирование против возможного валютного кризиса (см., например, (*Penati, Pennacchi, 1989*)).

Таким образом, можно сделать вывод: в преддверии спекулятивной атаки могут наблюдаться повышение реального валютного курса, дефицит счета текущих операций (или торгового баланса), увеличение внутренних процентных ставок, увеличение реальных заработных плат и значительная неопределенность относительно проводимой экономической политики.

В отличие от моделей первого поколения, в которых истощение международных резервов служило основной причиной кризиса, модели кризисов второго поколения построены на гипотезе о том, что правительство может отказаться от поддержания режима фиксированного обменного курса, беспокоясь о неблагоприятном влиянии политики, требуемой для поддержания курса, на другие основные экономические переменные.

Существование множества целей у правительства подразумевает выбор между политикой поддержания фиксированного обменного курса и альтернативными вариантами политики (например, снижение безработицы, поддержание банковской системы и т.п.). Целевая функция правительства может задаваться как функ-

ция, положительно зависящая от поддержания фиксированного курса и отрицательно – от отклонений выпуска от определенного уровня (см., например, (*Ozkan, Sutherland, 1995*)). При определенных условиях издержки поддержания режима фиксированного курса могут превзойти выгоды. Например, внешний шок в форме увеличения мировой ставки процента при фиксированном обменном курсе приведет к повышению внутренних процентных ставок и снижению выпуска и занятости, что вызовет рост издержек правительства. Как только иностранные ставки процента превысят определенный уровень, правительству станет невыгодно придерживаться политики фиксированного курса. Подобным образом другие факторы, влияющие на целевую функцию правительства, могут также выступать в качестве потенциальных индикаторов надвигающегося кризиса.

Модели валютных кризисов второго поколения показывают также, что кризисы могут быть самореализующимися по причине существования множественного равновесия на валютных рынках, связанного с условным характером макроэкономической политики. При этом кризисы развиваются без заметных изменений в фундаментальных переменных. Ключевое предположение этих моделей: экономическая политика не является предопределенной, а изменяется в зависимости от произошедших изменений в экономике, и экономические агенты формируют свои ожидания, принимая во внимание эту зависимость. В свою очередь, ожидания и действия экономических агентов влияют на экономические переменные, воздействуя таким способом на экономическую политику. Такая цикличность приводит к возможному множественному равновесию, и экономика может переходить из одного равновесия в другое без изменений в фундаментальных переменных. Таким образом, изначально экономика может находиться в равновесии, совместимом с режимом фиксированного курса, но внезапное ухудшение ожиданий может привести к изменению политики и, как результат, к отказу от поддержания курса, подтверждая тем самым ожидания экономических агентов.

Впервые связь между множественным равновесием и спекулятивными атаками была рассмотрена в работах (*Flood, Garber, 1984*); (*Obstfeld, 1986*). В более поздней работе (*Obstfeld, 1994*)

были приведены необходимые микроэкономические обоснования условной природы экономической политики. Так, была построена модель, в которой ожидания смены курса приводят к повышению заработных плат и снижению занятости, что подталкивает правительство к отказу от поддержания режима фиксированного курса из-за опасений спада выпуска. В другой модели ожидания смены курса приводят к росту процентных ставок, стимулируя правительство отказаться от поддержания курса из-за опасений увеличения издержек обслуживания государственного долга и возрастания вероятности банковского кризиса (см., например, (*Obstfeld, 1996*)).

На основе подхода, представленного в этих моделях, можно расширить список возможных индикаторов надвигающегося кризиса следующими переменными:

- отклонение выпуска от определенного тренда или желаемого уровня;
- высокий уровень безработицы;
- рост мировых и внутренних ставок процента;
- размер государственного долга;
- проблемы банковского сектора;
- политические переменные.

В моделях второго поколения существует определенная трудность в объяснении финансового кризиса только на основе неблагоприятных изменений фундаментальных переменных. Развитие кризиса может осуществляться и без значительного изменения фундаментальных переменных. Как следствие, прогнозирование наступления кризиса становится чрезвычайно сложным (см., например, (*Kaminsky, Lizondo, Reinhart, 1998*)).

Ряд авторов в своих работах уделяют особое внимание эффекту «заражения», или, другими словами, эффекту передачи кризисов. Например, в работе (*Gerlach, Smets, 1994*) представлена модель, в которой девальвация в одной стране приводит к девальвации в странах – торговых партнерах по причине стремления последних избежать потери конкурентоспособности.

Согласно работе (*Tomczynska, 2000*) можно выделить по крайней мере три фактора, которые делают отдельную страну уязвимой в случае мировой финансовой нестабильности. Первым фактором является эффект «заражения» внешними финансовыми кризисами,

который появляется, когда существует систематическая связь с экономикой, испытывающей трудности. Причем эта систематическая связь может быть ненаблюдаемой и, как правило, основывается на сходных экономических и институциональных характеристиках. Вторым фактором, увеличивающим риск переливания кризиса, является макроэкономическая связь (см. также (*Calvo, Reinhart, 1996*); (*Eichengreen, Rose, Wyplosz, 1996*)). Охарактеризовать последний фактор можно, если выделить следующие несколько каналов распространения эффектов «заражения»:

- мировые шоки приводят к возрастанию давления одновременно на валюты разных стран;
- значительная девальвация валюты в одной стране подавляет экспорт торговых партнеров вследствие потери ценовой конкурентоспособности;
- существование финансовых связей ведет к тому, что появление кризиса в одной стране побуждает инвесторов балансировать свои портфели с целью управления рисками.

Существует и третий фактор, который может играть ключевую роль в определении степени отрицательного влияния международных финансовых проблем. Он отражен в так называемых эффектах «полного заражения». Полное заражение имеет место, когда большинство международных инвесторов действуют одинаково независимо от состояния фундаментальных переменных. При появлении кризиса в какой-то стране они все могут одновременно вывести свои активы с международного рынка.

Присутствие эффектов «заражения» может значительно повлиять на выбор возможных индикаторов валютных кризисов. В соответствии с (*World Economic Outlook, 1999*) можно выделить несколько факторов, которые сигнализируют о возможной нестабильности на внутреннем финансовом рынке в будущем:

- резкий рост мировых процентных ставок;
- резкое снижение мирового совокупного спроса;
- спад цен товаров;
- существенные изменения обменных курсов между развитыми странами мира;
- наличие двусторонней торговой связи со страной, затронутой кризисом.

4.1.2. Эмпирическая литература

Многочисленные финансовые кризисы, охватившие рынки развивающихся стран в 1990-х годах, вызвали интерес к моделям раннего оповещения финансовых кризисов, и в экономической литературе возникла оживленная дискуссия по данной тематике.

Так, обширный обзор приведен в работе (*Kaminsky, Lizondo, Reinhart, 1998*). Авторы рассмотрели 28 эмпирических работ, посвященных исследованию валютных кризисов, произошедших за последние 20 лет. Несмотря на то что данные исследования значительно различаются как с методологической точки зрения, так и по перечню рассмотренных в них кризисов, можно сделать несколько общих выводов. Прежде всего, кризисы могут иметь множество разных причин, часть которых описывается динамикой отдельной экономической переменной. В результате для объяснения всех кризисов может потребоваться большое количество переменных. В то же время динамика нескольких переменных, по-видимому, может иметь хорошие прогнозные свойства для предсказания большинства кризисов. В частности, реальный обменный курс и международные резервы рассматривались во многих исследованиях и оказывались значимыми в большинстве случаев.

После выхода работы (*Kaminsky, Lizondo, Reinhart, 1998*) исследования по данной тематике стали относить к одной из четырех методологических категорий. К **первой группе**, как правило, относятся ранние работы, содержащие только качественное обсуждение причин и событий, предшествующих валютным кризисам. Зачастую в таких работах рассматривается только динамика одного или нескольких индикаторов и не проводятся какие-либо формальные тесты на пригодность используемых индикаторов для прогнозирования кризисов. Основные модели этого класса описаны в работах (*Dornbusch, Goldfajn, Valdes, 1995*); (*Goldstein, 1996*); (*Krugman, 1996*).

Вторая группа статей исследует характерные закономерности (*stylized facts*) в динамике макроэкономических переменных для периодов, следующих до и после валютных кризисов. В некоторых работах предкризисное поведение макроэкономических переменных сравнивается с их поведением на протяжении спокойных пе-

риодов для этой же группы стран (см., например, (*Eichengreen, Rose and Wyplosz, 1995*); (*Frankel and Rose, 1996*)). В других исследованиях контрольная группа состоит из стран, в которых кризис не наблюдался (см., например, (*Edwards, 1989*); (*Edwards, Santaella, 1993*)). Для определения того, является ли разница в показателях исследуемой группы стран и контрольной группы значимой, проводятся параметрические и непараметрические тесты. Эти тесты служат для сокращения списка потенциальных индикаторов, так как не все переменные, рассматриваемые в анализе, характеризуются необычной динамикой в преддверии кризиса.

В третьей группе работ используется непараметрический подход, основанный на системе «извлечения сигналов». На основе этого подхода делается вывод о пригодности различных переменных в качестве сигналов о надвигающемся кризисе. Метод включает мониторинг динамики ряда экономических переменных, которые имеют тенденцию к необычному поведению в периоды, предшествующие валютным кризисам. Отклонение какой-либо из этих переменных от нормального уровня рассматривается как сигнал о возможном финансовом кризисе в течение определенного периода времени в будущем. При этом пороговый уровень отклонения определяется таким образом, чтобы минимизировать отношение «шум – сигнал» (определяемое как отношение доли ошибочных сигналов, которые предшествуют спокойным периодам, к доле истинных сигналов, которые верно предсказали кризис). К данной группе относятся работы (*Kaminsky, Reinhart, 1999*); (*Kaminsky, Lizondo, Reinhart, 1998*); (*Goldstein, Kaminsky, Reinhart, 2000*; *Edison, 2000*).

В работе (*Kaminsky, Lizondo, Reinhart, 1998*) был применен сигнальный подход для прогнозирования валютных кризисов на основе ежемесячных данных по 15 развивающимся и 5 развитым странам за период 1970–1995 гг. Для 15 переменных, выбранных с учетом наличия данных и результатов предыдущих теоретических и эмпирических работ, авторы проводили сравнения значений в спокойные периоды и в промежутки времени начиная с 24 месяцев до момента кризиса. Пороговые уровни определялись как квантили распределения переменной для каждой страны таким образом,

чтобы оптимизировать отношение шума к сигналу. Наибольшую прогнозную силу показали следующие переменные:

- 1) отклонение реального обменного курса от детерминированного тренда;
- 2) наличие банковского кризиса;
- 3) темп роста экспорта;
- 4) индекс роста курса акций;
- 5) отношение темпа роста денежной массы (M_2) к темпу роста международных резервов;
- 6) темп роста выпуска;
- 7) «избыточная» денежная масса M_1 ;
- 8) темп роста международных резервов;
- 9) темп роста денежного мультипликатора (M_2);
- 10) темп роста внутреннего кредита по отношению к темпу роста ВВП.

В работе (*Berg, Pattillo, 1998*) данный подход применен для прогнозирования кризисов в странах Азии, и получены неоднозначные результаты. Для большей части кризисов (68%) сигналы не поступали заранее, при этом более половины (60%) сигналов были ложными. Более качественное предсказание было получено при дополнительном включении в список переменных отношения сальдо счета текущих операций к ВВП и отношения денежной массы (M_2) к золотовалютным резервам.

Четвертая группа статей проводит оценку вероятности финансового кризиса, основываясь на явно заданной теоретической модели. В данных работах индикатор валютного кризиса моделируется как фиктивная (*dummy*) переменная, принимающая значения 0 или 1. Тем не менее, в отличие от предыдущего подхода, объясняющие переменные не принимают форму фиктивных переменных. При этом значимость всех переменных анализируется одновременно, в то время как в сигнальном подходе взаимосвязь зависимой и объясняющей переменных изучается для каждой переменной отдельно. Примерами работ этой группы являются исследования (*Frankel, Rose, 1996*); (*Berg, Pattillo, 1998*); (*Kumar, Moorthy, Perraudin, 2002*). Результаты таких исследований также помогают сократить список пригодных индикаторов, так как часть переменных оказывается статистически незначимой.

В работе (*Frankel, Rose, 1996*) была использована вероятностная модель для оценки вероятности кризиса на годовых данных по выборке из 105 развивающихся стран за 1971–1992 гг. В качестве критерия кризиса в работе была выбрана девальвация национальной валюты более чем на 25%. Авторы использовали несколько спецификаций модели и пришли к выводу: вероятность кризиса возрастает, когда снижается темп роста выпуска, увеличивается темп роста внутреннего кредита, растут международные ставки процента, уменьшаются прямые иностранные инвестиции как часть общего долга, сокращаются международные резервы и укрепляется национальная валюта. В то же время результаты для темпов роста выпуска, реального обменного курса и резервов не были устойчивыми при различных спецификациях.

В работе (*Berg, Pattillo, 1998*) были переоценены результаты исследования (*Frankel, Rose, 1996*). При использовании в качестве сигнала о надвигающемся кризисе фиктивной переменной, равной 1, если вероятность кризиса превосходила 25%, только 17 из 69 кризисов были предсказаны корректно, тогда как 33 из 711 спокойных периодов были ошибочно спрогнозированы. По утверждениям авторов, одной из причин таких результатов являлась высокая разнородность стран в выборке. Однако при рассмотрении более однородной и маленькой выборки стран за период 1970–1996 гг., 38 из 60 кризисов и 342 из 383 спокойных периодов были корректно предсказаны.

Авторы применяли также вероятностную модель для оценки вероятности валютного кризиса. Они использовали данные и определение кризиса, описанные в работе (*Kaminsky, Lizondo, Reinhart, 1998*). В их регрессионной модели значение зависимой переменной равнялось 1 не только в моменты самих кризисов, но также и с лагом в 23 месяца, предшествующих кризису. Следующие переменные имели наибольшую объясняющую способность:

- отклонение реального обменного курса от тренда;
- сальдо текущего счета платежного баланса;
- темп роста международных резервов;
- темп роста экспорта;
- отношение денежной массы (M_2) к резервам.

В своей работе авторы использовали не сами переменные, а квантили распределения переменной для каждой страны. При использовании в качестве сигнала о надвигающемся кризисе фиктивной переменной, равной 1, если вероятность кризиса превосходила 25%, модель корректно предсказывала 48% кризисов внутри выборки и 84% спокойных периодов. При вневыборочном анализе результаты оказались даже лучше: 80% кризисов и 79% спокойных периодов прогнозировались корректно.

4.2. Методологические вопросы

Эмпирические работы, рассмотренные в предыдущем разделе, по существу, использовали две альтернативные методики, которые можно положить в основу системы индикаторов валютных кризисов (системы раннего оповещения). Первый подход заключается в оценке вероятности девальвации на один или несколько периодов вперед на основе многомерных вероятностных моделей. Вторым подход является непараметрическим и основан на методике «извлечения сигналов».

Каждый из указанных подходов имеет свои преимущества и недостатки. Основное преимущество сигнального (второго) подхода состоит в том, что оценка прогнозной силы каждого индикатора проводится на индивидуальной основе, что позволяет проранжировать переменные. Более того, эта методика может использоваться для выработки текущей экономической политики, так как переменная, подавшая сигнал, может быть непосредственно определена. Однако из-за двумерного характера этого подхода взаимодействие между индикаторами не принимается во внимание. В то же время данная методика позволяет построить интегральный индикатор финансового кризиса. Так, в работе (*Kaminsky, 1998*) был предложен такой показатель, построенный как взвешенная сумма индивидуальных индикаторов. Другой проблемой данного подхода является неявное предположение о весьма специфичной функциональной зависимости между зависимой и объясняющими переменными. Вероятность кризиса по данной методике фактически моделируется как бинарная функция значения индикатора, принимающая значение 0, когда индикаторная пере-

менная ниже граничного значения, и значение 1 – в противном случае. Таким образом, эти модели не различают случаи, когда переменная превысила пороговое значение только слегка и когда индикаторная переменная значительно превысила пороговый уровень.

Некоторые недостатки сигнального подхода разрешаются в эконометрическом (первом) подходе, так как результат интерпретируется как вероятность появления кризиса, и становятся осуществимыми стандартные статистические тесты. Более того, эти модели охватывают влияние всех объясняющих переменных одновременно и обладают достаточной гибкостью при выборе различных функциональных форм связи зависимой и объясняющих переменных, содержащих в том числе и фиктивные переменные. Однако большая трудность реализации такой методики связана с тем фактом, что число кризисов в выборке обычно очень мало по сравнению с числом спокойных периодов. В результате статистические свойства регрессии зачастую не являются показательными, что фактически сводит на нет достоинство данного подхода. Особенно это справедливо для России, где имел место лишь один финансовый кризис. В этой связи мы будем придерживаться первой из указанных методик.

4.2.1. Индикаторы

На основе теоретических работ и эмпирических исследований по индикаторам финансовых и валютных кризисов нами был отобран набор показателей – предвестников кризиса (лидирующих или опережающих индикаторов). Наиболее часто используемые опережающие индикаторы могут быть сгруппированы в следующие большие категории:

1) внешний сектор:

- *счет операций с капиталом*: международные резервы, потоки капитала, прямые иностранные инвестиции и соотношение между внутренней и внешней процентными ставками;
- *счет текущих операций*: сальдо, реальный обменный курс, экспорт, импорт, торговый баланс, условия торговли, цена экспорта;

- 2) финансовый сектор:
 - *показатели либерализации финансовой системы*: темп роста внутреннего кредита, реальная ставка процента, денежный мультипликатор, разница между процентными ставками по кредитам и депозитам;
 - *прочие финансовые показатели*: кредиты центрального банка банковской системе, разница между спросом и предложением денег, темп роста денежной массы, доходность облигаций, внутренняя инфляция, «теневой» обменный курс, отношение денежной массы M_2 к международным резервам;
- 3) реальный сектор: рост реального ВВП, безработица, заработная плата;
- 4) бюджетно-налоговая политика: дефицит бюджета, доходы и расходы правительства, кредитование государственного сектора;
- 5) институциональные факторы: открытость экономики, концентрация торговли, финансовая либерализация, торговые связи, банковские кризисы, прошлые валютные кризисы, валютные кризисы в других странах, методы валютного регулирования;
- 6) государственные финансы: структура внутреннего и внешнего долга по типам кредиторов и величине процентных ставок;
- 7) политическая ситуация: фиктивные переменные, соответствующие выборам в органы власти, периодам политической нестабильности;
- 8) международные переменные: реальный рост ВВП и инфляция в других странах, процентные ставки на мировых рынках.

Следующий шаг заключается в сокращении списка индикаторов до тех переменных, которые являются наиболее полезными в предсказании кризисов. По-видимому, наиболее спорной частью анализа лидирующих индикаторов является выбор конкретных переменных для предсказания кризисов в каждом отдельном случае. В *табл. 4.1* указаны рассматриваемые в эмпирической литературе индикаторы и число работ, в которых индикатор оказывался статистически значимым.

Таблица 4.1

Статистически значимые индикаторы

	KLR	НК(2000)	BP	НК(2002)
ВВП	6	16	5	1
Бюджетный дефицит	3	6		1
Реальный обменный курс	12	22	1	5
Счет текущих операций	4	10		4
Экспорт	2	9		3
Условия торговли	2	6	2	
Счет операций с капиталом	3	1		
Внешний долг		4	1	3
Долг международным банкам		4		
Международные резервы	11	18	3	5
Предложение денег	2	16	3	2
Кредит	5	10	4	3
Реальная ставка процента	1	8	4	1
Стоимость акций	1	8	1	
Инфляция	5	8	4	2
Эффект «заражения»	1	5		
Политические переменные	3	3	1	1

Примечания:

KLR – число работ, в которых индикатор был статистически значимым, из 28 статей за 1979–1997 гг., исследованных в (*Kaminsky, Lizondo, Reinhart, 1998*);

НК(2000) – число работ, в которых индикатор был статистически значимым, из 21 статьи за 1997–2000 гг., исследованной в (*Hawkins, Klau, 2000*);

BP – число работ, в которых индикатор был статистически значимым, из 5 статей, исследованных в (*Bell, Pain, 2000*);

НК(2002) – число работ, в которых индикатор был статистически значимым, из 21 статьи за 1997–2000 гг., исследованной в (*Hawkins, Klau, 2002*).

Необходимо отметить, что в рамках предыдущего исследования валютного кризиса 1998 г. в России, проведенного в ИЭПП (*Экономика переходного периода..., 2003*), анализируемые индикаторы были разбиты на три группы в соответствии с согласованностью их динамики перед кризисом с предсказаниями теоретических исследований в отношении поведения того или иного индикатора (*табл. 4.2*).

Таблица 4.2

Работающий индикатор	Неоднозначный индикатор	Неработающий индикатор
1. Золотовалютные резервы	1. Реальный курс рубля (к доллару США)	1. Импорт
2. Экспорт	2. Отношение ставок по кредитам к ставкам по депозитам	2. Изменение банковских депозитов
3. Индекс цен на нефть	3. Индекс фондового рынка	3. «Избыточное» предложение денег в реальном выражении
4. Спред между внутренней и внешней ставками процента	4. Отношение денежной массы (M_2) к золотовалютным резервам	4. Денежный мультипликатор
5. Реальная ставка внутреннего процента		5. Отношение денежной массы (M_2) к ВВП
6. Индекс промышленного производства		

Таким образом, на основе анализа эмпирической литературы и наших предыдущих исследований наиболее важными индикаторами представляются следующие:

- *индикаторы счета текущих операций*: отклонение реального обменного курса от тренда, импорт и экспорт, условия торговли;
- *индикаторы счета капитальных операций*: иностранные резервы, отношение M_2 к иностранным резервам, разница между внутренней и внешней процентными ставками;
- *индикаторы реального сектора*: промышленное производство и индекс цен акций;
- *финансовые индикаторы*: денежный мультипликатор, отношение внутреннего кредита к номинальному ВВП, реальная процентная ставка по депозитам, отношение ставки процента по кредитам к ставке процента по депозитам, «избыточная» реальная денежная масса M_1 или M_2 , депозиты коммерческих банков.

4.2.2. Определение валютного кризиса

В экономической литературе не существует ни однозначного определения валютного кризиса, ни однозначного его описания. Несмотря на всю сложность событий, происходящих на финансовых рынках, основной проблемой здесь все же является определение моментов начала и конца кризиса. Более того, трудности возникают также потому, что на практике при определении кризисов рассматриваются две ситуации:

- 1) резкая девальвация валюты;
- 2) спекулятивная атака, которая была успешно отбита (т.е. денежные власти и правительство не допустили масштабной девальвации национальной валюты).

Следует также учитывать, что определение валютного кризиса в значительной степени зависит от действующего режима валютного курса. В случае гибкого обменного курса валютный кризис будет определяться масштабом изменения курса, в то время как в случае фиксированного обменного курса – изменением международных резервов. Одним из наиболее популярных определений валютного кризиса является определение, введенное в работе (*Frankel, Rose, 1996*). Они определили валютный кризис как номинальное обесценение валюты более чем на 25% в год (валютный курс измерялся по отношению к доллару).

Альтернативный подход к определению валютных курсов связан с понятием индекса спекулятивного давления, который представляет собой взвешенное среднее изменений обменного курса, международных резервов и процентной ставки. Индекс спекулятивного давления строится следующим образом:

$$EMP_{i,t} = \omega_{RER} \left(\frac{RER_{i,t} - RER_{i,t-1}}{RER_{i,t-1}} \right) + \omega_r (r_{i,t} - r_{i,t-1}) - \omega_{res} \left(\frac{res_{i,t} - res_{i,t-1}}{res_{i,t-1}} \right), (4.1)$$

где $EMP_{i,t}$ – индекс спекулятивного давления; $RER_{i,t}$ – реальный эффективный обменный курс; $r_{i,t}$ – реальная ставка процента; $res_{i,t}$ – международные резервы.

Валютный кризис определяется экстремальными значениями этого индекса, а именно событием, когда индекс спекулятивного давления $EMP_{i,t}$ превышает 2 стандартных отклонения (SD) над средним по странам значением этого показателя:

$$CC_{i,t} = \begin{cases} 1, & EMP_{i,t} > EMP_i + 2SD(EMP_i) \\ 0, & EMP_{i,t} \leq EMP_i + 2SD(EMP_i) \end{cases}. (4.2)$$

Перейдем теперь непосредственно к анализу макроэкономических индикаторов, позволяющих прогнозировать вероятность возникновения финансового кризиса в России.

4.3. Мониторинг возможности финансового кризиса в РФ в 1999–2004 гг.

Изучение динамики макроэкономических индикаторов – предвестников финансового кризиса представляется одним из самых важных аспектов предсказания финансового кризиса. В данном разделе рассмотрим сначала динамику интегрального показателя давления на валютный рынок в 1999 г. – начале 2004 г. на примере России, а затем – изменение некоторых индикаторов на протяжении выбранного временного промежутка.

4.3.1. Индикаторы – предвестники финансового кризиса

Для анализа ситуации в экономике России нами были отобраны наиболее значимые (по результатам исследований, обзор которых был проведен выше) для предсказания кризиса индикаторы. Если не указано иное, то мы придерживались в данной работе методики построения каждого индикатора, указанной в (*Kaminsky, Lizondo, Reinhart, 1998*). Однако при отборе индикаторов для анализа нами были учтены и результаты других аналогичных исследований. Была рассмотрена динамика (индексы роста либо прироста) 25 показателей, которые могут быть условно разбиты на четыре группы.

1. Показатели, связанные с внешним сектором экономики и состоянием платежного баланса:

- золотовалютные резервы, январь 1999 г. – декабрь 2004 г.;
- экспорт, январь 1999 г. – ноябрь 2004 г.;
- импорт, январь 1999 г. – ноябрь 2004 г.;
- условия торговли (отношение цен экспорта к ценам импорта), январь 1999 г. – сентябрь 2004 г.;
- реальный курс национальной валюты, январь 1999 г. – сентябрь 2004 г.;
- бегство капитала, I кв. 1999 г. – III кв. 2004 г.;
- торговый баланс, I кв. 1999 г. – III кв. 2004 г.;
- чистый отток капитала, I кв. 1999 г. – III кв. 2004 г.

2. Показатели финансовых рынков:

- спред между внутренней и внешней процентными ставками, январь 1999 г. – сентябрь 2004 г.;
- реальная ставка процента на внутреннем рынке, январь 1999 г. – ноябрь 2004 г.;

- отношение ставки по кредитам к ставке по депозитам, январь 1999 г. – ноябрь 2004 г.;
- объем банковских депозитов (в реальном выражении), январь 1999 г. – ноябрь 2004 г.;
- индекс фондового рынка, январь 1999 г. – ноябрь 2004 г.;
- чистые кредиты органам государственного управления (в реальном выражении), январь 1999 г. – ноябрь 2004 г.;
- отношение внутреннего кредита к ВВП, I кв. 1999 г. – III кв. 2004 г.

3. Показатели денежно-кредитной сферы:

- «избыточное» предложение денег в реальном выражении, IV кв. 1997 г. – III кв. 2004 г.;
- денежный мультипликатор, январь 1998 г. – ноябрь 2004 г.;
- отношение денежной массы к ВВП, IV кв. 1997 г. – III кв. 2004 г.;
- отношение денежной массы к золотовалютным резервам, январь 1999 г. – ноябрь 2004 г.;
- темп прироста денежной массы, январь 1999 г. – ноябрь 2004 г.;
- темп инфляции, январь 1999 г. – декабрь 2004 г.;
- темп прироста денежной базы, январь 1999 г. – ноябрь 2004 г.

4. Показатели реального сектора:

- индекс промышленного производства, январь 1999 г. – ноябрь 2004 г.;
- темп прироста физического объема ВВП, II кв. 1997 г. – III кв. 2004 г.;
- реальные располагаемые денежные доходы населения, I кв. 1999 г. – III кв. 2004 г.

Рассмотрим особенности методики расчета каждого индикатора и проанализируем динамику указанных показателей.

Индикатор давления на валютный рынок

Прежде чем приступить к изучению динамики макроэкономических переменных – предвестников кризиса, рассмотрим развитие ситуации на валютном рынке России с точки зрения возможности проявления кризисных явлений. Для этого мы воспользовались расчетом индекса «давления на валютный рынок», предложенного в работе (*Eichengreen, Rose, Wyplosz, 1995*).

Такой индекс представляет собой средневзвешенное трех показателей:

- 1) темпа прироста курса национальной валюты за месяц, \dot{E} ;
- 2) темпа прироста золотовалютных резервов (с обратным знаком), \dot{R} ;
- 3) уровня процентной ставки (для России – средневзвешенная ставка по рублевым кредитам юридическим лицам в кредитных организациях), i .

Два последних слагаемых отражают политику денежных властей на валютном рынке в случае атаки на курс национальной валюты. Предполагается, что при фиксированном (регулируемом) валютном курсе атака на курс будет проявляться в уменьшении золотовалютных резервов. Но при любом режиме валютного курса центральный банк для защиты национальной валюты может повышать процентные ставки. Последнее учитывается путем включения в формулу для расчета индекса третьего слагаемого.

Таким образом, индекс «давления на валютный рынок» рассчитывается следующим образом:

$$I = \frac{w_1 \dot{E} + w_2 (-\dot{R}) + w_3 i}{3}.$$

Веса w_1, w_2, w_3 выбраны так, что дисперсии всех трех величин одинаковы, т.е. $D(w_1 \dot{E}) = D(w_2 \dot{R}) = D(w_3 i)$. Следовательно, принимая $w_1 = 1$, получаем $w_2 = \sqrt{\frac{D(\dot{E})}{D(\dot{R})}}$, $w_3 = \sqrt{\frac{D(\dot{E})}{D(i)}}$. Дисперсии переменных рассчитаны для периода с ноября 1996 г. по июль 2004 г.³⁰

Авторы данного индекса рассматривали два пороговых значения, превышение которых расценивается как угроза валютного кризиса: среднее значение индекса на всем периоде и величину, равную трем стандартным отклонениям. Исследования показали, что для разных стран и разных эпизодов валютных кризисов одно либо другое пороговое значение оказывается значимым.

³⁰ Хотя остальные показатели мониторинга финансового кризиса рассматриваются на более коротких временных интервалах, для анализа индикатора «давления на валютный рынок» был использован более длинный ряд данных, так как это позволяет сравнить безразмерную величину индекса с его значениями в период кризиса 1998 г.

Расчетные значения индекса «давления на валютный рынок» и оба варианта пороговых значений в период с ноября 1996 г. по июль 2004 г. показаны на *рис. 4.1*.

Как видно из представленного графика, индекс практически постоянно указывал на угрозу валютного кризиса в ноябре 1996 г. – январе 2000 г. (по среднему значению), в августе–сентябре 1998 г. был превышен и уровень трех стандартных отклонений. В то же время за период с начала 2000 г. уровень среднего значения был превышен всего однажды – в феврале 2001 г., причем незначительно. После этого все значения индекса лежали ниже среднего. Таким образом, индекс давления на валютный рынок указывает на низкую вероятность финансового кризиса в настоящее время.

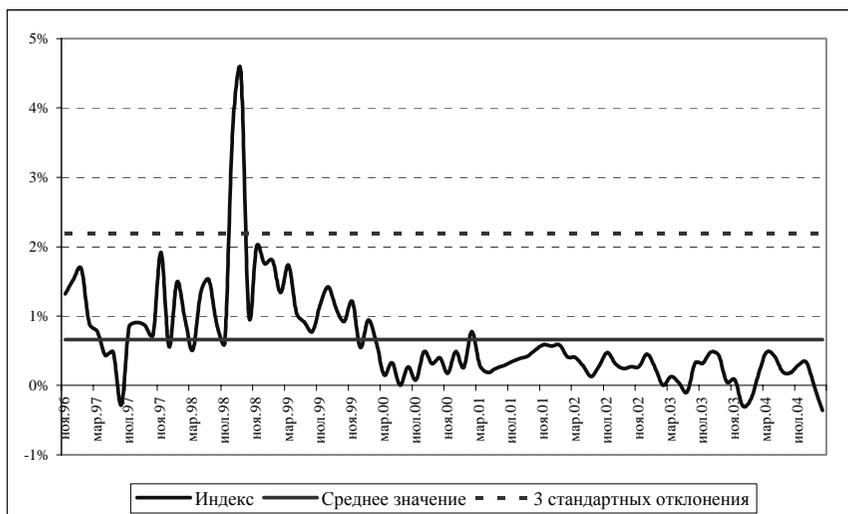


Рис. 4.1. Индекс «давления на валютный рынок» в 1996–2004 гг.

Показатели внешнего сектора экономики и платежного баланса

1. Золотовалютные резервы

Рассматривается темп прироста золотовалютных резервов в долларах США за месяц (*рис. 4.2*). Как правило, валютному кризису предшествует снижение золотовалютных резервов страны. Отметим, что данный индикатор вполне успешно предсказывал на-

ступление кризиса в 1998 г. На протяжении анализируемого периода (январь 1999 г. – декабрь 2004 г.) золотовалютные резервы практически постоянно росли, что было обусловлено в первую очередь значительными поступлениями в Россию валютной выручки от экспорта энергоресурсов в условиях высоких цен на них. Снижение резервов наблюдалось лишь эпизодически в отдельные месяцы. Таким образом, динамика золотовалютных резервов свидетельствует о достаточно большом запасе прочности рубля.

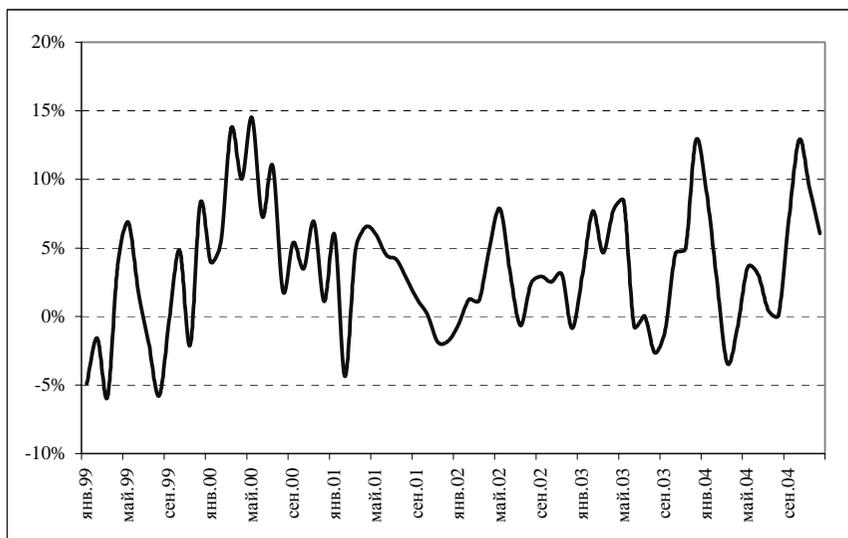


Рис. 4.2. Изменение золотовалютных резервов

2. Экспорт и импорт

На рис. 4.3 представлена динамика экспорта и импорта России по отношению к соответствующему периоду предыдущего года. Финансовому кризису обычно предшествуют рост импорта и снижение экспорта. Как можно заметить, с начала 2000 г. импорт в РФ постоянно увеличивался. Что касается экспорта, то его снижение наблюдалось лишь во второй половине 2001 г. – начале 2002 г., что объясняется снижением в этот период цен на нефть (см. ниже). К

настоящему времени и экспорт, и импорт стабильно растут. Отметим: если экспорт являлся «работающим» индикатором при предсказании кризиса 1998 г., то динамика импорта не соответствовала предполагаемой перед кризисом.

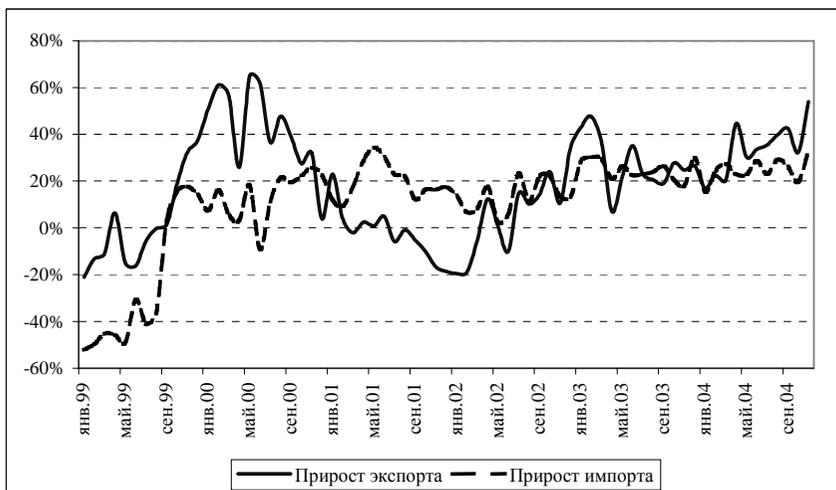


Рис. 4.3. Динамика экспорта и импорта

3. Условия торговли

В оригинале данный индикатор представляет собой отношение цен экспорта к ценам импорта. Однако по причине отсутствия цен экспорта и импорта в статистике платежного баланса России такой расчет невозможен. В качестве аналогичного показателя нами рассмотрена динамика индекса цен на нефть (по данным МВФ о ценах на сырую нефть в мире). Поскольку нефть является одной из главных позиций российского экспорта, то индекс изменения ее цены при предположении об относительной неизменности цен импортируемых товаров может служить достаточно надежным индикатором условий торговли страны. При этом ухудшение условий торговли, а в нашем случае – снижение цен на нефть, свидетельствует о повышении вероятности наступления финансового кризиса.

Данный индикатор успешно сигнализировал о повышении вероятности кризиса в 1998 г.

Как видно из *рис. 4.4*, на протяжении рассматриваемого периода цены на нефть держались на достаточно высоком уровне. Лишь во второй половине 2001 г. – начале 2002 г. наблюдалось некоторое их снижение. Однако уже к лету 2002 г. они достигли уровня начала 2001 г. и продолжили рост.

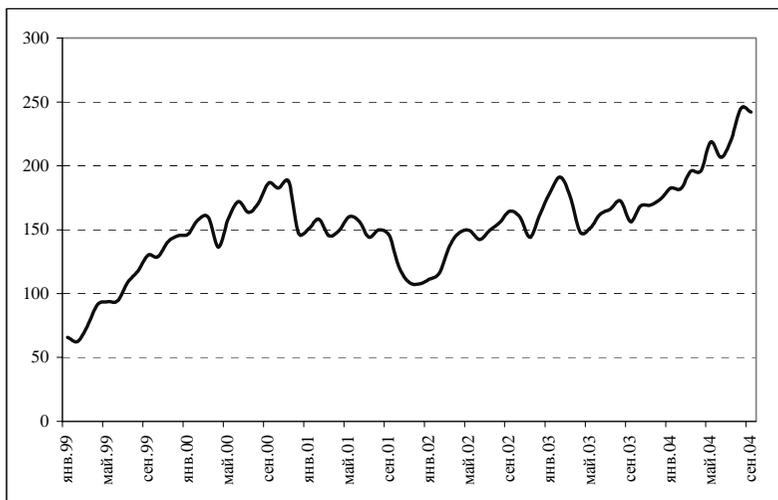


Рис. 4.4. Индекс цены сырой нефти (01.01.1996 = 100)

4. Реальный курс рубля (к доллару США и эффективный)

Реальный курс рубля к доллару США определяется на основе соотношения темпов прироста номинального обменного курса (выраженного как стоимость рубля в долларах США) и индексов потребительских цен в России и США таким образом, что рост данного показателя означает удорожание национальной валюты. Реальный эффективный курс рубля представляет собой индикатор, отражающий изменение покупательной способности национальной валюты по отношению к корзине валют стран – основных торговых партнеров России. Он строится как среднее геометрическое из индексов изменения реального курса рубля к валютам этих стран. На *рис. 4.5* приведены темпы изменения реального курса

рубля к доллару США и реального эффективного курса рубля за 1999–2004 гг. Предполагается, что значительное укрепление реального курса рубля снижает конкурентоспособность российских товаров и ведет к сокращению экспорта и росту импорта, что, в свою очередь, говорит о повышении вероятности валютного кризиса. Однако отметим, что показатель реального курса не отражал высокую вероятность наступления кризиса в 1998 г.

Из приведенного графика можно сделать вывод: начиная с 2000 г. рубль постоянно укреплялся по отношению к доллару США. К тому же в 2003 г. укрепление рубля ускорилось в связи с начавшимся ослаблением доллара США к основным мировым валютам.

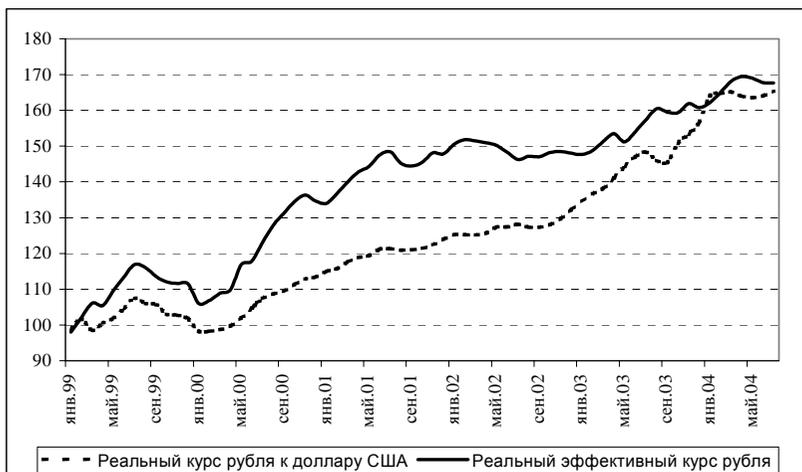


Рис. 4.5. Изменение реального курса рубля (01.01.1999 = 100)

5. Отток капитала из РФ

Отток капитала из страны (особенно бегство капитала) во всем мире является одной из самых важных и показательных характеристик платежного баланса. Значительный отток капитала может существенно сократить эффект увеличения торгового баланса страны и уменьшить поступление в страну валютной выручки. А это, в свою очередь, при определенных условиях может привести к ослаблению национальной валюты.

На рис. 4.6 представлены две характеристики оттока капитала, рассчитанные в соответствии с методологией МВФ по данным платежного баланса. Чистый отток капитала представляет собой сальдо по счету движения капитала для банков и нефинансовых предприятий, а также чистые ошибки и пропуски. Бегство капитала характеризуется суммой торговых кредитов и авансов, своевременно не возвращенной экспортной выручки и чистых ошибок и пропусков. Отметим, что положительное значение показателей означает приток капитала, а отрицательное – его отток.

Как видно из рисунка, чистый отток капитала из страны постепенно сокращался, при этом бегство капитала в среднем оставалось на одном и том же уровне. Однако во второй половине 2003 г. отток капитала из страны усилился (особенно это заметно по значительному росту бегства капитала), что может быть объяснено, в частности, и внутрисполитическими событиями в РФ (дело «ЮКОСа»). В 2004 г. тенденция бегства капитала из России продолжилась. В целом можно утверждать, что динамика оттока капитала говорит о неблагоприятном инвестиционном климате, что, несомненно, отрицательно сказывается на устойчивости финансовой системы страны.

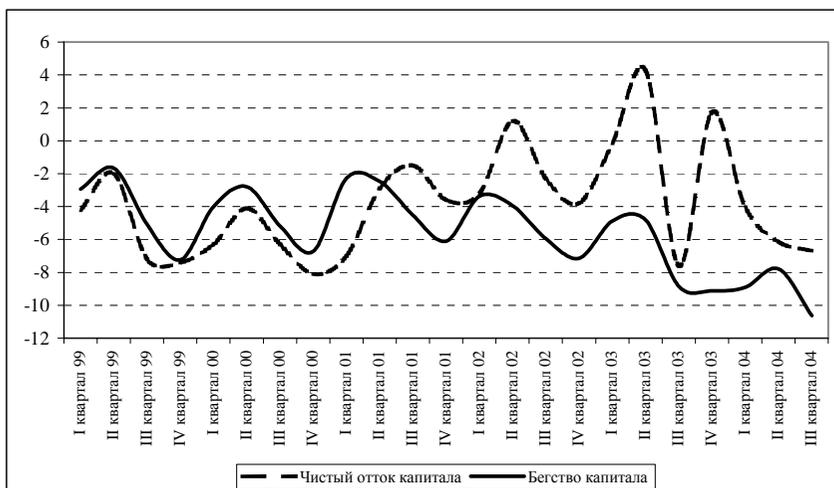


Рис. 4.6. Динамика оттока капитала из России (млрд долл. США)

6. Торговый баланс

Динамика торгового баланса определяет в России и динамику счета текущих операций в целом, так как основная часть валюты поступает в страну за счет экспорта энергоносителей. В этой связи изменение торгового баланса как нельзя лучше отражает устойчивость платежного баланса России. Снижение сальдо торгового баланса может свидетельствовать о повышении вероятности финансового кризиса.

На рис. 4.7 приведен график изменения торгового баланса России по отношению к предыдущему периоду. В связи с доминированием энергоносителей как основной статьи российского экспорта динамика торгового баланса определяется во многом изменением цен на нефть (см. рис. 4.4). В связи с этим более-менее продолжительное сокращение торгового баланса наблюдалось лишь в период сокращения мировых цен на энергоносители – со второй половины 2001 г. по начало 2002 г.

В целом на настоящий момент состояние торгового баланса не представляет угрозы для устойчивости финансовой системы страны.

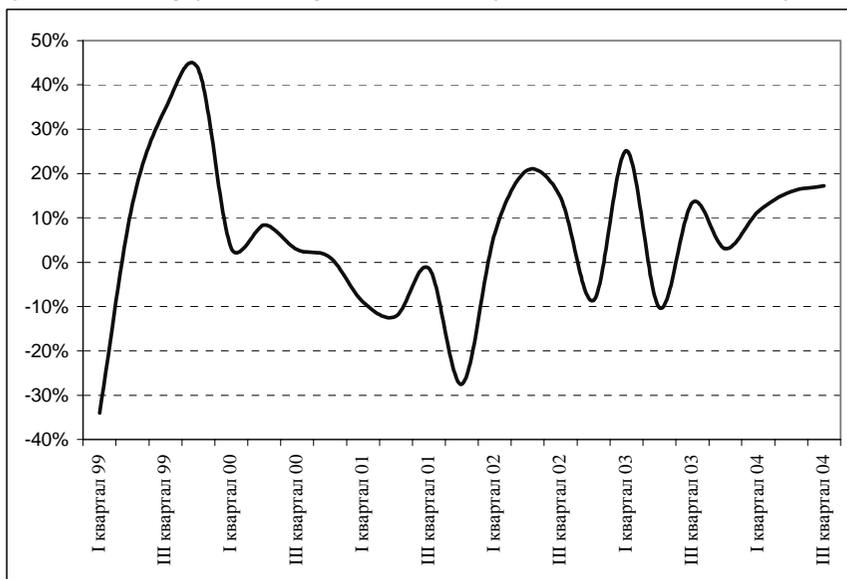


Рис. 4.7. Динамика торгового баланса России

Показатели финансовых рынков

1. Спред между внутренней и внешней ставками процента

Рассматривается разность между средневзвешенной ставкой по межбанковским кредитам и ставкой LIBOR³¹ (в месячном выражении). Как видно на рис. 4.8, после кризиса 1998 г. спред постепенно снижался. Разница в процентных ставках на рынке МБК и ставке LIBOR вновь выросла в конце 2001 г. – начале 2002 г., но затем опять плавно уменьшалась. Заметим, что рост спреда зачастую носит конъюнктурный характер и свидетельствует о недостаточной ликвидности рынка. Впрочем, большой спред на протяжении длительного промежутка времени может говорить и о возможном кризисе доверия в банковской системе, предупреждая о надвигающемся кризисе. Однако к концу 2004 г. данный показатель оставался достаточно небольшим и стабильным, что, по крайней мере, не указывает на высокую вероятность близкого финансового кризиса. В то же время предыдущее исследование ИЭПП показало, что указанный индикатор относится к успешным при предсказании кризиса.

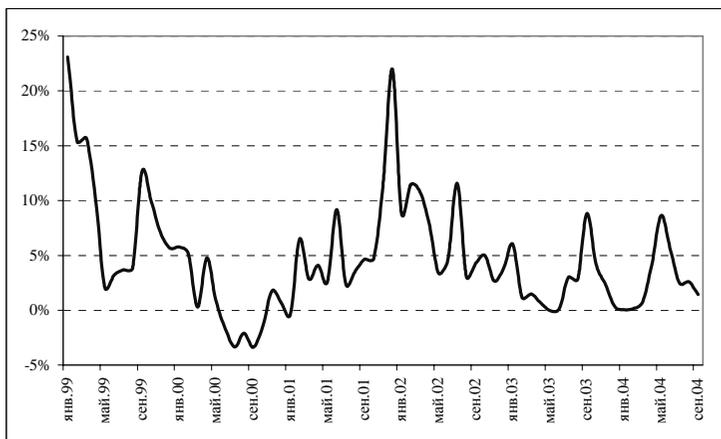


Рис. 4.8. Спред между доходностью МБК и ставкой LIBOR (% в месяц)

³¹ За 1999–2000 гг. для расчета берется 3-месячная ставка LIBOR, а с 2001 г. – ставка LIBOR overnight. Вторая ставка в большей степени соответствует ставке на московском рынке МБК, однако до 2001 г. данных по ней нет. Отметим, что указанные выше две ставки LIBOR различаются мало.

2. Реальная ставка процента на внутреннем рынке

На рис. 4.9 продемонстрирована динамика реальной ставки процента на рынке МБК. Как и следовало ожидать (в связи с относительно малой волатильностью ставки LIBOR), динамика реальной ставки процента практически полностью повторяет динамику спреда между ставкой на рынке МБК и ставкой LIBOR. Значительный рост ставок может являться свидетельством приближающегося кризиса. Во время кризиса ликвидности в банковском секторе летом 2004 г. ставка выросла, но затем опять уменьшилась. В конце 2004 г. она была низкой и достаточно стабильной. Заметим, что, как и спред между внутренней и внешней ставками процента, реальная ставка являлась «работающим» индикатором при оценке вероятности кризиса в 1998 г.

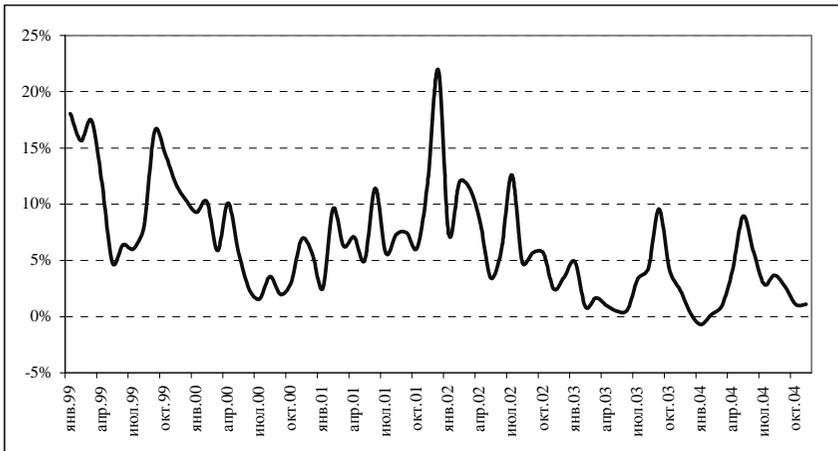


Рис. 4.9. Реальная ставка процента по МБК (% в месяц)

3. Отношение ставки по кредитам к ставке по депозитам

Для многих валютных кризисов характерно увеличение разрыва между ставками по кредитам и депозитам. Это объясняется предположением о том, что валютному кризису предшествует экспансия внутреннего кредита. В этой ситуации растет доля «плохих» кредитов, и банки поднимают ставки по кредитам, желая компенсировать возможные убытки от невозвращенных займов. Ставки по

депозитам также увеличиваются, но в меньшей степени. Однако предыдущее исследование ИЭПП продемонстрировало, что при предсказании кризиса 1998 г. данный индикатор «не работал».

На *рис. 4.10* показано, что начиная с 2001 г. отношение ставки по кредитам к ставке по депозитам начало снижаться и практически достигло к концу 2004 г. уровня начала 1999 г., что может свидетельствовать о постепенном снижении рисков для банковской системы.

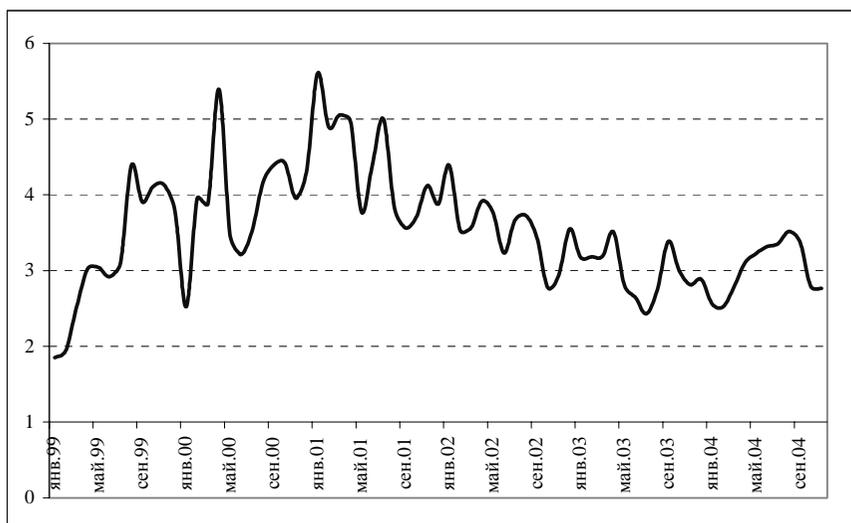


Рис. 4.10. Отношение ставки по кредитам к ставке по депозитам

4. Объем банковских депозитов

Как было показано в ряде работ, в преддверии финансового кризиса происходит отток депозитов из банковской системы. В то же время, как продемонстрировало наше предыдущее исследование, в России перед кризисом 1998 г. такой ситуации не наблюдалось. На *рис. 4.11* также можно наблюдать, что на протяжении 1999–2004 гг. депозиты в реальном выражении практически непрерывно росли. На наш взгляд, это объясняется естественным ростом объема депозитов по мере восстановления банковской

системы после кризиса 1998 г., ростом доходов населения и повышением доверия населения к банковской системе.

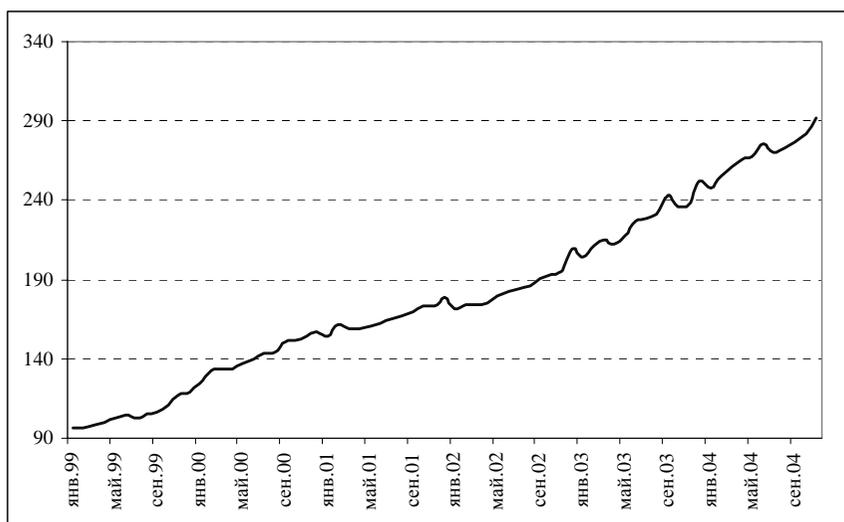


Рис. 4.11. Изменение банковских депозитов в реальном выражении (01.01.1999 = 100)

5. Индекс фондового рынка

На рис. 4.12 приведена динамика индекса РТС за 1999–2004 гг. Теоретические исследования предполагают, что бурный рост рынка приводит к образованию так называемого «спекулятивного пузыря», следствием чего является падение рынка. Впрочем, в 1998 г. поведение данного индикатора не соответствовало предполагаемому перед кризисом.

На протяжении анализируемого периода рынок практически постоянно рос. Но наибольшие темпы прироста наблюдались в 2003 г. Так, к началу 2004 г. индекс РТС вырос более чем в 12 раз по сравнению с началом 1999 г., причем только за 2003 г. произошло его удвоение. Как и следовало ожидать, в начале 2004 г. такой значительный рост сменился падением, и произошла достаточно глубокая коррекция рынка к понижению. К концу 2004 г. индекс практически находился на уровне начала года. Однако достаточно благо-

приятная макроэкономическая ситуация в России позволяет надеяться на дальнейший рост рынка.

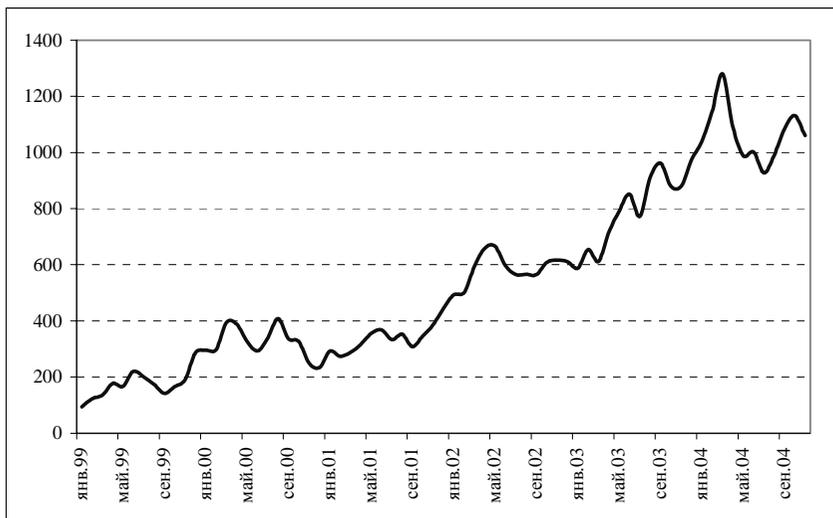


Рис. 4.12. Динамика индекса РТС (01.01.1999 = 100)

6. Отношение внутреннего кредита к ВВП

Как показали предыдущие исследования, финансовому кризису часто предшествует расширение внутреннего кредитования, в том числе за счет увеличения доли «плохих» кредитов. После российского кризиса 1998 г. наблюдалось сокращение доли внутреннего кредита в ВВП, однако к началу 2000 г. данный показатель стабилизировался на уровне около 90% ВВП и сохраняет такое значение до настоящего времени. Таким образом, значение указанного показателя является достаточно стабильным и не свидетельствует о высокой вероятности финансового кризиса.

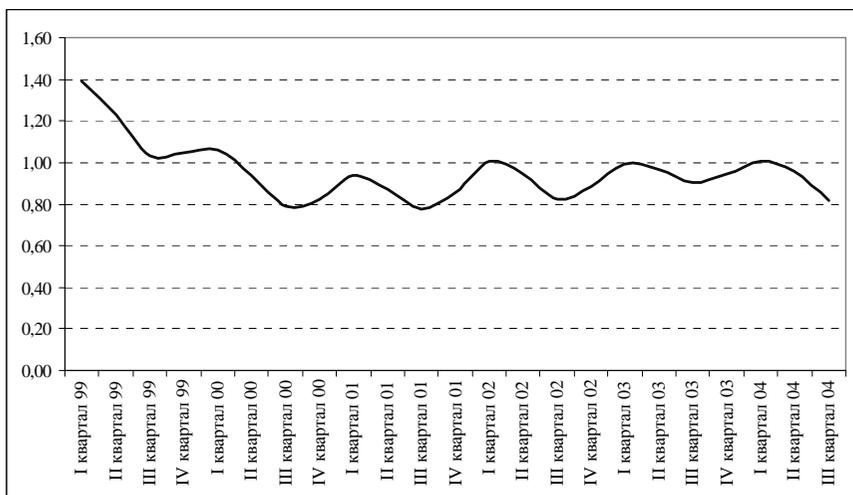


Рис. 4.13. Отношение внутреннего кредита к ВВП

7. Чистые кредиты органам государственного управления

Рост чистого кредитования органов государственного управления может говорить о негативных тенденциях в бюджетном секторе страны и при определенных условиях являться свидетельством приближающегося долгового кризиса органов государственной власти. В то же время на протяжении рассматриваемого периода чистое кредитование органов государственного управления постоянно снижалось, и во второй половине 2004 г. органы государственного управления стали чистым кредитором Банка России (рис. 4.14). Причем данный процесс происходил на фоне расширения кредитования частного сектора. Иначе говоря, в составе внутреннего кредита происходило замещение чистого кредитования органов государственного управления кредитованием частного сектора экономики. Это, безусловно, является положительной тенденцией, которая отчасти объясняется высокими доходами бюджета в условиях высоких цен на энергоносители (накоплением стабилизационного фонда), а также расширением доходов бюджетов всех уровней при росте налоговой базы вследствие увеличения ВВП РФ.

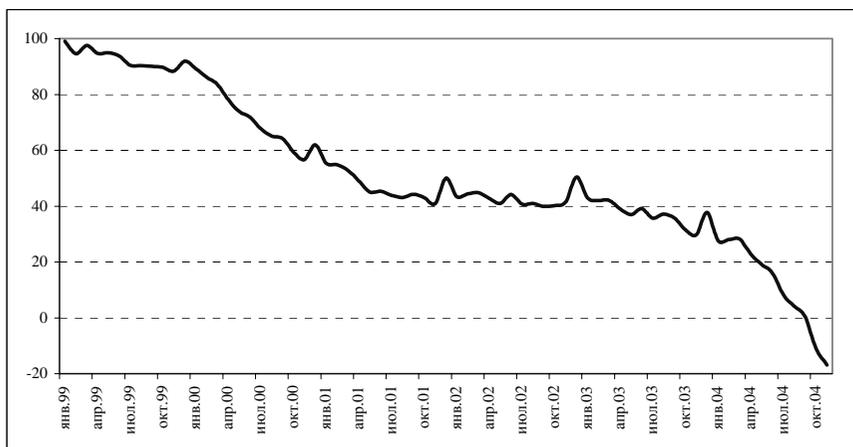


Рис. 4.14. Изменение чистых кредитов органам государственного управления (в реальном выражении, 01.01.1999 = 100)

Показатели денежно-кредитной сферы

1. «Избыточное» предложение денег в реальном выражении

В соответствии с методикой, изложенной в работе (Kaminsky, Lizondo, Reinhart, 1998), «избыточное» предложение реальных денег (значительная величина которого свидетельствует о повышении вероятности наступления финансового кризиса) определяется как отклонение оцененного спроса на деньги от наблюдаемого предложения денег (выраженного как доля денежной массы в ВВП), т.е. как остатки регрессионного уравнения следующего вида:

$$\frac{M_t}{GDP_t} = a_0 + a_1 Y_t + a_2 \Delta p_t + a_3 t + \varepsilon_t,$$

где M_t – денежная масса M_2 ; GDP_t – номинальный ВВП; Y_t – объем ВВП (в реальном выражении); Δp_t – индекс потребительских цен; t – время. Остатки ε_t интерпретируются как показатель «избыточно-го» кредитования экономики.

Как продемонстрировано на рис. 4.15, высокое значение «избыточного» предложения денег было характерно для начала 1998 г. Затем оно снижалось, но с середины 2000 г. стало опять расти и к

концу 2003 г. превысило уровень начала 1998 г. В 2004 г. «избыточное» предложение денег опять уменьшалось.

Наши предыдущие исследования показали, что перед кризисом 1998 г. в России не наблюдалось значительного «избыточного» кредитования экономики. Напротив, ЦБР проводил ограничительную денежную политику, что привело к уменьшению значений анализируемого показателя (рис. 4.15). Таким образом, «избыточное» предложение денег характеризует скорее рост кредитования экономики банками в ответ на снижение рисков, а также повышение уровня монетизации экономики, но не может считаться при этом «хорошим» индикатором – предвестником финансового кризиса.

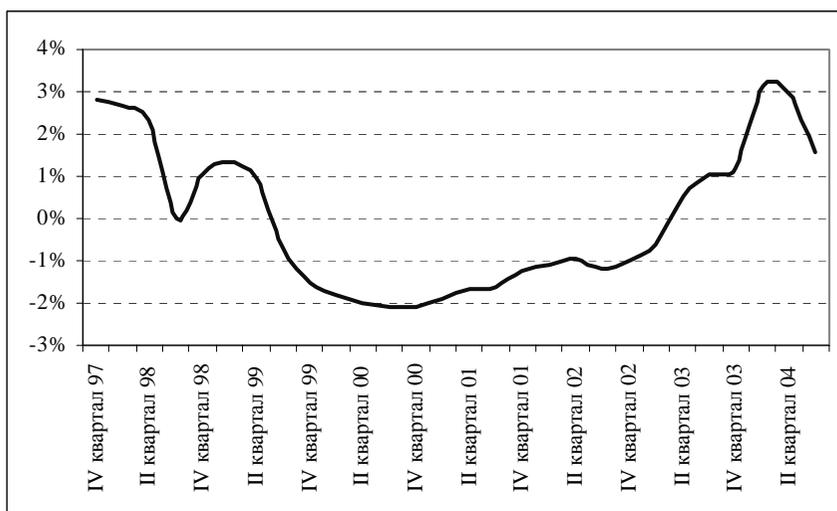


Рис. 4.15. «Избыточное» предложение денег в реальном выражении (% ВВП)

2. Денежный мультипликатор

С начала 1998 г. происходило снижение мультипликатора M_2 (отношение денежной массы M_2 к денежной базе (в узком определении)), что не соответствует предположениям о характере изменения индикатора перед кризисом (рис. 4.16). К концу 1999 г. – началу 2000 г. было достигнуто максимальное значение мультипли-

катора, затем возобновилось его снижение, сменившееся ростом в середине 2002 г. К концу 2004 г. значение мультипликатора находилось на максимальном уровне с января 1998 г.

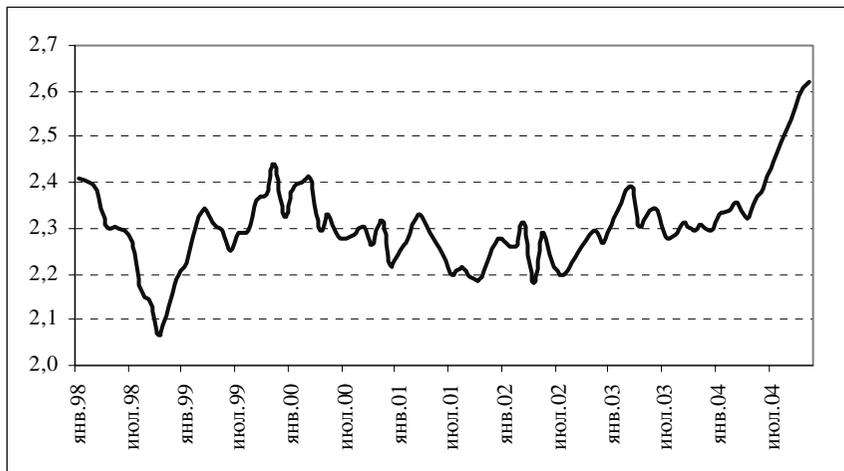


Рис. 4.16. Динамика денежного мультипликатора

3. Отношение денежной массы к ВВП

В результате жесткой денежно-кредитной политики ЦБ РФ коэффициент монетизации экономики (рассчитываемый как отношение денежной массы M_2 к ВВП) снижался перед кризисом 1998 г. (рис. 4.17), что, вообще говоря, не является типичным поведением данного показателя в преддверии кризиса.

К концу 1999 г. коэффициент монетизации экономики достиг своего минимума на анализируемом промежутке времени, а затем начался рост монетизации, к началу 2004 г. коэффициент практически достиг 23%. Отметим, что такой уровень монетизации не является высоким даже по сравнению с другими переходными экономиками, поэтому его плавный рост в нашем случае не является свидетельством надвигающегося кризиса.

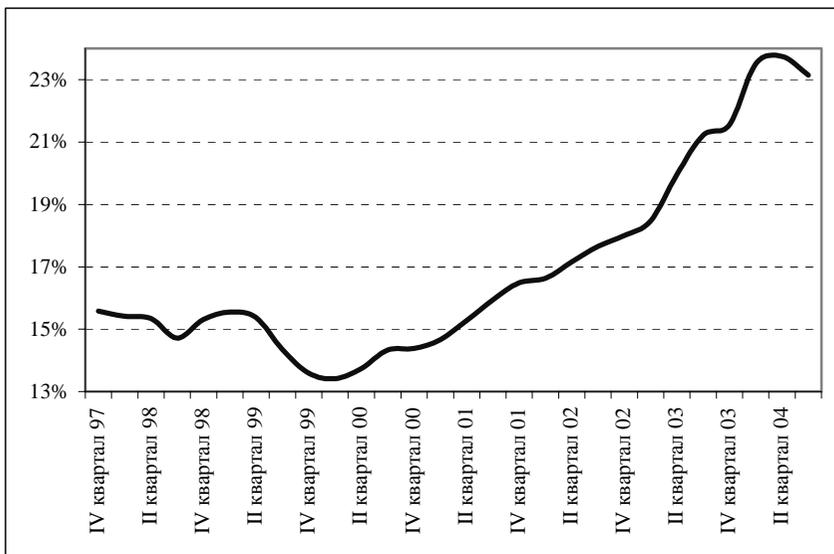


Рис. 4.17. Отношение денежной массы к ВВП

4. Отношение денежной массы к золотовалютным резервам

Рост этого показателя свидетельствует, как правило, о повышении вероятности наступления кризиса. В то же время он не относится к числу индикаторов, поведение которых соответствовало ожидаемому перед кризисом 1998 г. в России. На рис. 4.18 приведена динамика отношения денежной массы M_2 к золотовалютным резервам России. Как можно заметить, с конца 1999 г. наблюдается снижение данного показателя. К концу 2004 г. указанное отношение не превышало 1,2. Снижение показателя происходило в первую очередь за счет значительного роста золотовалютных резервов ЦБ.

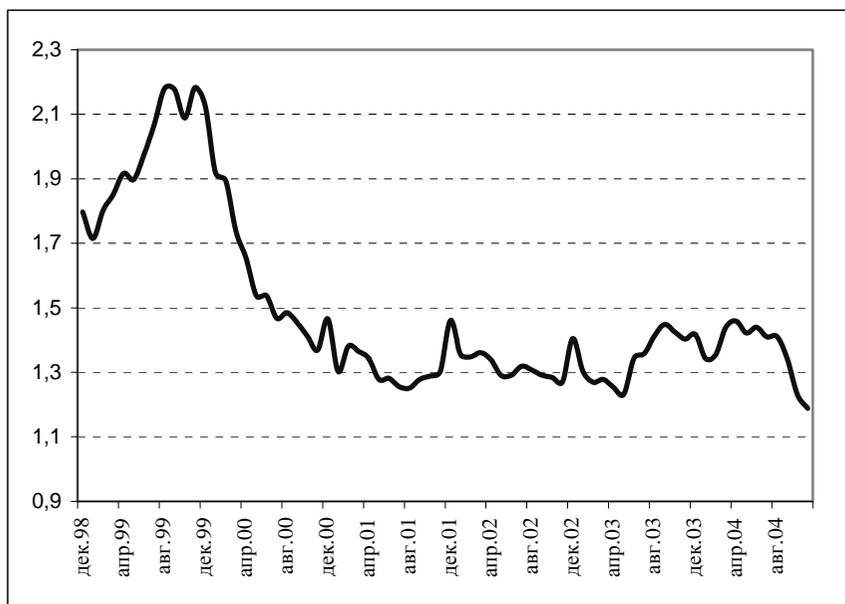


Рис. 4. 18. Отношение денежной массы к золотовалютным резервам

5. Изменение денежной массы

На рис. 4. 19 приведена динамика денежной массы M_2 и денежной базы за период с января 1999 г. по ноябрь 2004 г. Постоянное увеличение данных показателей отражает общее развитие экономики России, которое требует поддержания устойчиво высокого уровня монетизации. Как было сказано выше, в настоящее время монетизация экономики России находится на уровне 20%, что ниже соответствующих значений даже в других странах с переходной экономикой.

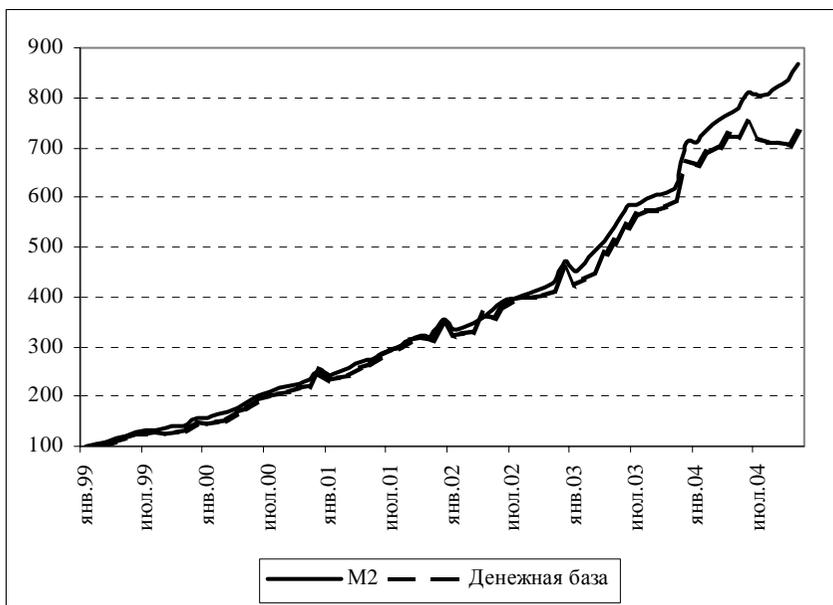


Рис. 4.19. Динамика денежной массы M_2 и денежной базы (01.01.1997 = 100)

6. Инфляция

На рис. 4.20 представлена динамика индекса потребительских цен с января 1999 г. по декабрь 2004 г. Зачастую перед кризисом происходит ускорение темпов роста цен. Однако можно заметить, что на протяжении анализируемого периода темпы инфляции в России постоянно снижались, т.е. поведение данного индикатора не свидетельствует о том, что в ближайшем будущем экономике России угрожает финансовый кризис. В то же время отметим, что темпы роста потребительских цен все еще остаются достаточно высокими.

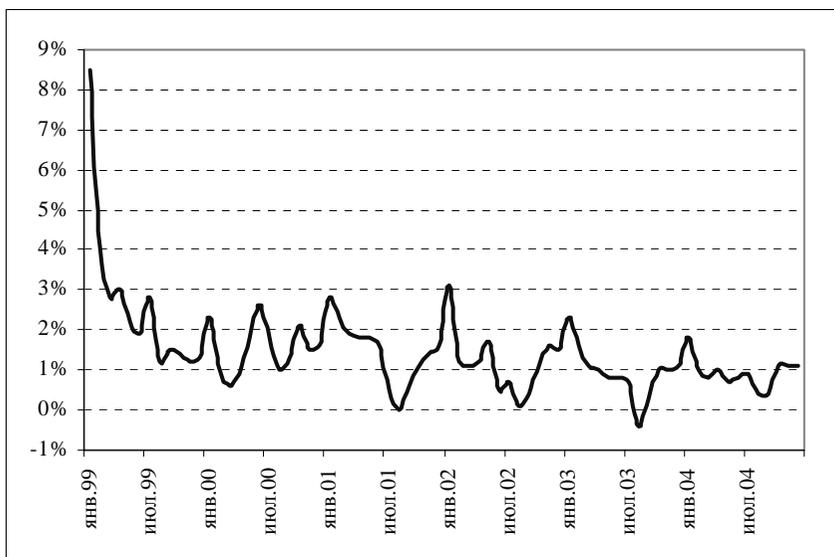


Рис. 4.20. Динамика потребительских цен (% в месяц)

Показатели реального сектора

1. Индекс промышленного производства

Предыдущие исследования ИЭПП показали, что динамика индекса промышленного производства в 1998 г. (его снижение) полностью соответствовала предполагаемой перед кризисом. Следовательно, данный показатель представляет особый интерес при определении вероятности наступления кризиса. Как продемонстрировано на рис. 4.21, с января 1999 г. по ноябрь 2004 г. промышленное производство в России характеризовалось восходящим трендом. Последние статистические данные также говорят о сохранении положительных тенденций в российской промышленности. Все это позволяет утверждать, что ситуация в реальном секторе экономики России не предвещает кризиса.

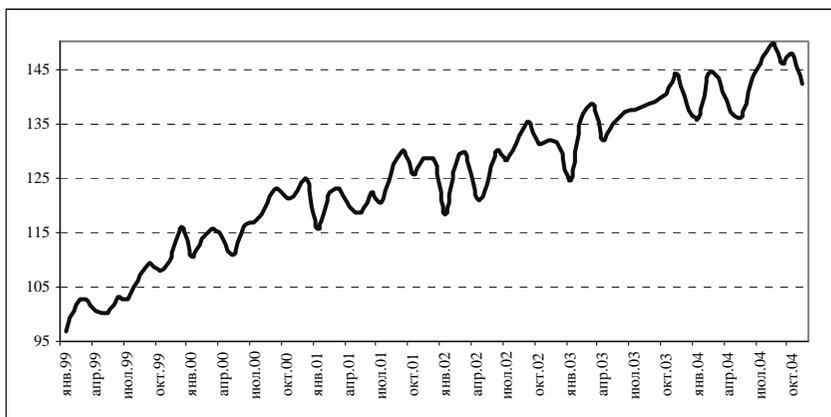


Рис. 4.21. Динамика промышленного производства (01.01.1999 = 100)

2. Валовой внутренний продукт

На рис. 4.22 показано изменение реального объема ВВП России с 1997 по 2003 г. Обычно кризису предшествует замедление темпов роста ВВП либо его снижение. Однако, как и промышленное производство (см. выше), валовой внутренний продукт страны демонстрирует с 1999 г. уверенный рост. Данные за 2004 г. также говорят о продолжающемся росте экономики.

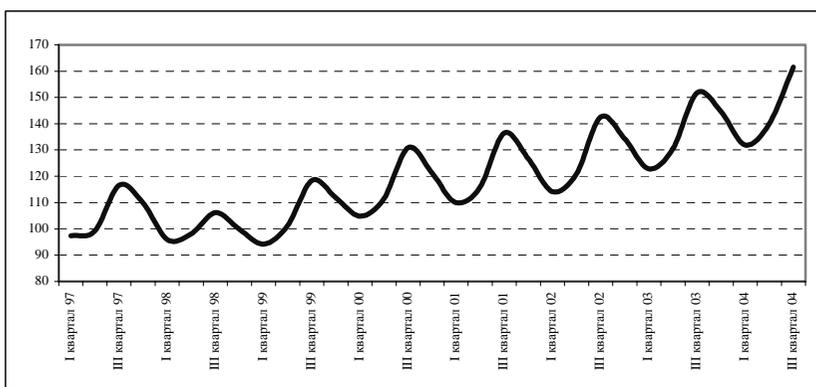


Рис. 4.22. Динамика физического объема ВВП (I кв. 1995 г. = 100)

3. Реальные располагаемые денежные доходы населения

Зачастую перед наступлением кризиса в результате замедления темпов роста экономики и высокой инфляции происходит снижение доходов населения в реальном выражении. На рис. 4.23 приведена динамика реальных располагаемых денежных доходов населения, которая подтверждает выводы о росте экономики России и благосостояния населения, сделанные выше. С 2000 г. наблюдается уверенный рост доходов населения, продолжающийся до настоящего времени.

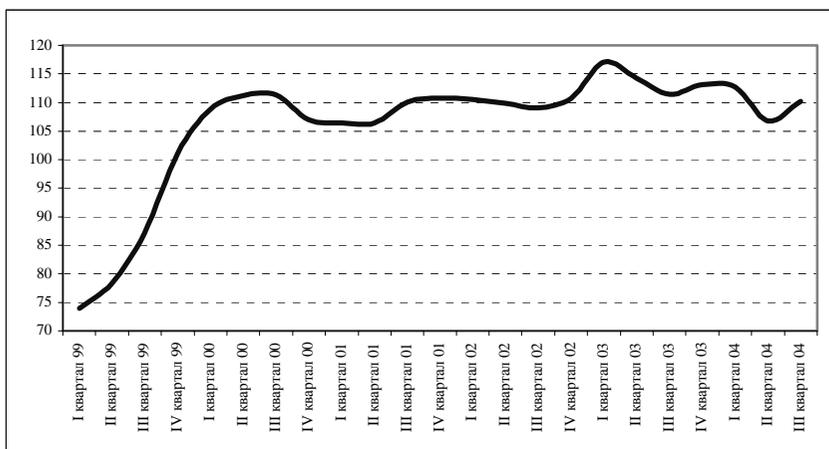


Рис. 4.23. Динамика реальных располагаемых денежных доходов населения (% к соответствующему периоду прошлого года)

* * *

Проведенный мониторинг основных макроэкономических индикаторов, выделяемых в качестве предвестников финансового кризиса в мировой экономической литературе, позволяет говорить о низкой вероятности кризиса в ближайшем будущем. В настоящее время экономика России характеризуется стабильно высокими темпами развития, спокойной ситуацией в денежно-кредитной и финансовых сферах. При этом общий платежный баланс страны остается положительным в условиях значительного увеличения сальдо торгового баланса в последние годы.

В то же время отметим, что ряд показателей все же свидетельствует о росте вероятности наступления финансового кризиса. К ним относятся: импорт, реальный курс рубля, размеры оттока капитала из России, индекс фондового рынка и объем «избыточного» предложения денег в реальном выражении. Впрочем, по данным предыдущего исследования ИЭПП, ни один из указанных индикаторов не относился к «хорошо работающим» при предсказании кризиса 1998 г., за исключением оттока капитала, который ранее не рассматривался. Значительный отток капитала является традиционной проблемой для России, а его ускорение в последнее время обусловлено в основном политическими причинами, что, однако, не уменьшает значимости этой проблемы. В целом проведенный анализ со сделанными выше оговорками свидетельствует в пользу устойчивого развития экономики России в ближайшее время.

Что касается напряженности в банковском секторе России, возникшей в начале лета 2004 г., то, как нам представляется, она была вызвана не фундаментальными причинами, а являлась результатом неуклюжих действий монетарных властей, прежде всего ЦБ РФ. В то же время возникшая ситуация еще раз продемонстрировала возможность стихийного возникновения кризисных явлений, которые практически не могут быть предсказаны в рамках рассматриваемой методологии. Кроме того, необходимо отметить, что рассмотренные нами индикаторы являются предвестниками в первую очередь валютного, а не банковского кризиса.

Литература к разделу 4

Dornbusch R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics // *Journal of Political Economy*. № 84. December. P. 1161–1176.

Dornbusch R. (1987). Collapsing Exchange Rate Regimes // *Journal of Development Economics*. Vol. 27. October. P. 71–83.

Eichengreen B., Rose A., Wyplosz Ch. (1995). Exchange market mayhem. The antecedents and aftermath of speculative attacks // *Economic Policy*. October 1995. P. 249–312.

Eichengreen B., Rose A., Wyplosz Ch. (1996). Contagious Currency Crises // *NBER Working Paper*. №. 5681. July.

Flood R., Garber P. (1984). Collapsing Exchange-Rate Regimes: Some Linear Examples // *Journal of International Economics*. Vol. 17. P. 1–13.

Flood R., Garber P. (1991). Linkages between Speculative Attack and Target Zone Models of Exchange Rates // *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, P. 1367–1372.

Flood R., Garber P., Kramer (1996). Collapsing Exchange Rate Regimes: Another Linear Example // *Journal of International Economics*. 41. No 3–4. November. P. 223–234.

Flood R. P., Hodrick R.J. (1986). Real Aspects of Exchange Rate Regime Choice with Collapsing Fixed Rates // *Journal of International Economics*. Vol. 21. November. P. 215–232.

Flood R.P., Marion N. (1996). Speculative Attacks: Fundamentals and Self-Fulfilling Prophecies // *NBER Working Paper*. 5789.

Flood R., Marion N. (1998). Perspectives of the Recent Currency Crisis Literature, // *NBER Working Paper*. № 6380 (Cambridge, Massachusetts, MIT Press).

Frankel J.A., Rose A.K. (1996). Currency Crashes in Emerging Markets: Empirical Indicators // *NBER Working Paper*. № 5437. Cambridge, Massachusetts, MIT Press.

Goldberg L.S. (1988). Collapsing Exchange Rate Regimes: Shocks and Biases // *NBER Working Paper*. № 2702. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Goldberg L.S. (1994). Predicting Exchange Rate Crises: Mexico Revisited // *Journal of International Economics*. № 36. P. 413–430.

Kaminsky G., Reinhart C. (1998). Financial Crises in Asia and Latin America: Then and Now // *AEA Papers and Proceedings*. № 98.

Kaminsky G., Lizondo Saul and Carmen Reinhart (1998). Leading Indicators of Currency Crises // *Staff Papers*. Washington: International Monetary Fund. Vol. 45 (March). P. 1–48.

Krugman P. (1979). A Model of Balance-of-Payments Crises, 1979 // *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 11 (August). P. 311–325.

Krugman P. (1991). Target Zones and Exchange Rate Dynamics // *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 106. August. P. 669–682.

Krugman P., Rotemberg J. (1990). Target Zones with Limited Reserves // *NBER Working Paper*. № 3418. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Obstfeld M. (1984). Balance-of-Payments Crises and Devaluation // Journal of Money, Credit and Banking. Vol. 16. May. P. 208–217.

Obstfeld M. (1994). The Logic of Currency Crises // NBER Working Paper. № 4640. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Obstfeld M. (1996). Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features // NBER Working Paper. № 5285. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Sachs J., Tornell A., Velasco A. (1996). Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995 // NBER Working Paper 5576. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Salant S., Henderson D. (1978). Market Anticipation of Government Policy and the Price of Gold // Journal of Political Economy. № 86. P. 627–648.

Sargent T., Wallace N. (1985). Some unpleasant monetarist arithmetic // Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review. № 9. P. 15–31.

Willman A. (1989). Devaluation Expectations and Speculative Attacks on the Currency // Scandinavian Journal of Economics. Vol. 91. March 1989. P. 96–116.

Экономика переходного периода: Сборник избранных работ. 1999–2002. М.: Дело, 2003.

ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА

**В серии «Научные труды» вышли в свет
(на русском языке) следующие работы:**

№ 88Р С. Четвериков, Г. Карасев. **Структурные модели обменных курсов рубля.** 2005.

№ 87Р И. Стародубровская, М Славгородская, С. Жаворонков. **Организация местного самоуправления в городах федерального значения.** 2004.

№ 86Р С. Гуриев, О. Лазарева, А. Рачинский, С. Цухло. **Корпоративное управление в российской промышленности.** 2004.

№ 83Р Пономаренко С. **Финансовый сектор и издержки инфляции в странах с переходной экономикой.** 2004.

№ 81Р Колл. авт. **Реформирование унитарных предприятий в российской экономике: отраслевой и региональный аспекты.** 2004.

№ 80Р Дробышевский С.М., Полевой Д.И. **Проблемы создания единой валютной зоны в странах СНГ.** 2004.

№ 79Р Колл. авт. **Сельская бедность и сельское развитие в России.** 2004.

№ 78Р Шишкин С.В., Заборовская А.С. **Формы участия населения в оплате социальных услуг в странах с переходной экономикой.** 2004.

№ 77Р Колл. авт. **Выбор денежно-кредитной политики в стране – экспортере нефти.** 2004.

№ 76Р Воскобойников И. Б. **Нерыночный капитал и его влияние на динамику инвестиций в российской экономике.** 2004.

№ 75Р Колл. авт. **Проблемы и практика перехода военной организации России на новую систему комплектования.** 2004.

№ 74Р Колл. авт. **Перспективы реформирования аграрной политики России.** 2004.

№ 73Р Колл. авт. **Экономико-правовые факторы и ограничения в становлении моделей корпоративного управления.** 2004.

№ 72Р Дежина И. Г., Салтыков Б. Г. **Механизмы стимулирования коммерциализации исследований и разработок.** 2004.

№ 71Р Колл. авт. **Проблемы интеграции России в единое европейское пространство.** 2003.

№ 70Р Колл. авт. **Факторы экономического роста российской экономики.** 2003.

№ 69Р Колл. авт. **Финансовые рынки в переходной экономике: некоторые проблемы развития.** 2003.

№ 68Р Колл. авт. **Импортированные институты в странах с переходной экономикой: эффективность и издержки.** 2003.

№ 67Р Колл. авт. **Налоговая реформа в России: проблемы и решения (в 2-х томах).** 2003.

№ 66Р Колл. авт. **Совершенствование системы закупки товаров, работ и услуг для государственных нужд.** 2003.

№ 65Р Колл. авт. **Инвестиционное поведение российских предприятий.** 2003.

№ 64Р В. Носко, А. Бузаев, П. Кадочников, С. Пономаренко. **Анализ прогнозных свойств структурных моделей и моделей с включением результатов опросов предприятий.** 2003.

№ 63Р Колл. авт. **Рынок покупных ресурсов в российском сельском хозяйстве.** 2003.

№ 62Р П. Кадочников, С. Синельников-Мурылев, С. Четвериков. **Импортозамещение в Российской Федерации в 1998–2002 гг.** 2003.

№ 61Р Денисенко М. Б., Хараева О. А., Чудиновских О. С. **Иммиграционная политика в Российской Федерации и странах Запада.** 2003.

№ 60Р Колл. авт. **Финансовые аспекты реформирования отраслей социальной сферы.** 2003.

№ 59Р Колл. авт. **Пенсионная реформа: социальные и экономические аспекты.** 2003.

№ 58Р Колл. авт. **Сравнительный анализ денежно-кредитной политики в переходных экономиках.** 2003.

№ 57Р Цухло С. В. **Конкуренция в российской промышленности (1995–2002 гг.).** 2003.

№ 56Р Дежина И. Г. **Проблемы прав на интеллектуальную собственность.** 2003.

№ 55Р Радыгин А. Д., Энтов Р. М., Межераупс И.В. **Особенности формирования национальной модели корпоративного управления.** 2003.

№ 54Р Колл. авт. **Анализ бюджетной задолженности в Российской Федерации. Способы погашения и методы профилактики ее возникновения.** 2003.

№ 53Р А. Г. Вишневский, Е. М. Андреев, А. И. Трейвиш. **Перспективы развития России: роль демографического фактора.** 2003.

№ 52Р С. Синельников-Мурылев, С. Баткибеков, П. Кадочников, Д. Непелов. **Оценка результатов реформы подоходного налога в Российской Федерации.** 2003.

№ 51Р П. Казначеев. **Прагматизм и либеральное мировоззрение.** 2002.

№ 50Р Колл. авт. **Налоговая реформа в России: анализ первых результатов и перспективы развития.** 2002.

№ 49Р П. Кадочников. **Внешние факторы денежно-кредитной политики РФ.** 2002.

№ 48Р Колл. авт. **Дерегулирование российской экономики: механизм воспроизводства избыточного регулирования и институциональная поддержка конкуренции на товарных рынках.** 2002.

№ 47Р Колл. авт. **Проблемы агропродовольственного сектора.** 2002.

№ 46Р Р.М. Энтов, В.П. Носко, А.Д. Юдин, П.А. Кадочников, С.С. Пономаренко. **Проблемы прогнозирования некоторых макроэкономических показателей.** 2002.

№ 45Р С. Дробышевский, А. Козловская. **Внутренние аспекты денежно-кредитной политики России.** 2002.

№ 44Р С.Н. Смирнов, Н.И. Исаев, А.А. Гудков, Л.Д. Попович, С.В. Шишкин. **Социальное обеспечение экономических реформ.** 2002.

№ 43Р А. Радыгин, Р. Энтов, Н. Шмелева. **Проблемы слияний и поглощений в корпоративном секторе.** 2002.

№ 42Р В.А. Бессонов, С.В. Цухло. **Анализ динамики российской переходной экономики.** 2002.

№ 41Р А. Радыгин, Р. Энтов, И. Межераупс. **Проблемы правоприменения (инфорсmenta) в сфере защиты прав акционеров.** 2002.

№ 40Р **Экономический рост: после коммунизма** (Материалы международной конференции). 2002.

№ 39Р Э. Ватолкин, Е. Любошиц, Е. Хрусталева, В. Цымбал. **Реформа системы комплектования военной организации России рядовым и младшим командным составом.** Под редакцией Е. Гайдара и В. Цымбала, 2002.

№ 38Р **Инвестиционная привлекательность регионов: причины различий и экономическая политика государства.** Сборник статей под редакцией В.А. Мау, О.В. Кузнецовой, 2002.

№ 37Р Н. Карлова, И. Кобута, М. Прокопьев, Е. Серова, И. Храмова, О. Шик. **Агропродовольственная политика и международная торговля: российский аспект.** 2001.

№ 36Р А.Д. Радыгин, Р.М. Энтов. **Корпоративное управление и защита прав собственности: эмпирический анализ и актуальные направления реформ.** 2001.

№ 35Р Ю.Н. Бобылев. **Реформирование налогообложения минерально-сырьевого сектора.** 2001.

№ 34Р **Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей.** 2001.

№ 33Р С. Цухло. **Анализ факторов, определяющих реальное финансово-экономическое состояние российских промышленных предприятий.** 2001.

№ 32Р С. Жаворонков, В. Мау, Д. Черный, К. Яновский. **Дерегулирование российской экономики.** 2001.

№ 31Р **Проблемы становления новой институциональной структуры в переходных странах.** Сборник статей, 2001.

№ 30Р В.А. Бессонов. **Трансформационный спад и структурные изменения в российском промышленном производстве.** 2001.

№ 29Р Е.Г. Потапчик, С.К. Салахутдинова, С.В. Шишкин. **Бюджетное финансирование федеральных учреждений здравоохранения.** 2001.

№ 28Р **Некоторые проблемы денежно-кредитной политики в переходной экономике.** Сборник статей, 2001.

№ 27Р С. Дробышевский, А. Золотарева, П. Кадочников, С. Синельников. **Перспективы создания стабилизационного фонда в РФ.** 2001.

№ 26Р **Посткоммунистическая Россия в контексте мирового социально-экономического развития. Материалы международной конференции.** 2001.

№ 25Р С. Шишкин. **Реформа финансирования российского здравоохранения.** 2000.

№ 24Р **Совершенствование межбюджетных отношений в России.** 2000.

№ 23Р М. Матовников. **Функционирование банковской системы России в условиях макроэкономической нестабильности.** 2000.

№ 22Р Эндрю Добсон. **Долг и инвестиции для субъектов Российской Федерации.** 2000.

№ 21Р Л. Михайлов, Л. Сычева, Е. Тимофеев. **Банковский кризис 1998 года в России и его последствия.** 2000.

№ 20Р **Некоторые актуальные вопросы аграрной политики в России.** 2000.

№ 19Р **Проблемы налоговой системы России: теория, опыт, реформа** (в 2-х томах). 2000.

№ 18Р Материалы научной конференции «**Финансовый кризис: причины и последствия**». 2000.

№ 17Р С. Дробышевский. **Анализ рынка ГКО на основе изучения временной структуры процентных ставок.** 1999.

№ 16Р **Государственное регулирование экономики: опыт пяти стран.** 1999.

№ 15Р **Некоторые политэкономические проблемы современной России.** 1999.

№ 14Р С. Дробышевский. **Обзор современной теории временной структуры процентных ставок. Основные гипотезы и модели.** 1999.

№ 13Р Е. Гайдар. **Наследие социалистической экономики: макро- и микроэкономические последствия мягких бюджетных ограничений.** 1999.

№ 12Р А. Радыгин, Р. Энтов. **Институциональные проблемы развития корпоративного сектора: собственность, контроль, рынок ценных бумаг.** 1999.

№ 11Р **Реформирование некоторых отраслей социальной сферы России.** 1999.

№ 10Р **Коммунистическое правительство в посткоммунистической России: первые итоги и возможные перспективы.** 1999.

№ 9-1Р В. Мау. **Экономика и право. Конституционные проблемы экономической реформы посткоммунистической России.** 1998.

№ 9Р **Средний класс в России.** Сборник докладов, 1998.

№ 8Р **Политические проблемы экономических реформ: сравнительный анализ.** Сборник докладов, 1998.

№ 7Р С.Г. Синельников-Мурылев, А.Б. Золотарева. **Роль Правительства и Парламента в проводимой бюджетной политике в постсоветской России.** 1998.

№ 6Р **Финансово-экономические проблемы военного строительства и пути их решения** (Материалы научно-практической конференции). 1998.

№ 5Р А.П. Вавилов, Г.Ю. Трофимов. **Стабилизация и управление государственным долгом России.** 1997.

№ 4Р **Либерализация и стабилизация – пять лет спустя.** Сборник докладов, 1997.

№ 3Р **Пять лет реформ.** Сборник статей, 1997.

№ 2Р **Посткоммунистическая трансформация: опыт пяти лет.** Сборник докладов, 1996.

№ 1Р В. Мау, С. Синельников-Мурылев, Г. Трофимов. **Макроэкономическая стабилизация, тенденции и альтернативы экономической политики России.** 1996.

Турунцева Марина Юрьевна
Юдин Александр Давидович
Дробышевский Сергей Михайлович
Кадочников Павел Анатольевич
Пономаренко Станислав Сергеевич
Трунин Павел Вячеславович

НЕКОТОРЫЕ ПОДХОДЫ К ПРОГНОЗИРОВАНИЮ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Редакторы: Н. Главацкая, С. Серьянова
Корректор: Н. Андрианова
Компьютерный дизайн: В. Юдичев

Подписано в печать 15. 06.05
Тираж 400 экз.

125993, Москва, Газетный пер., 5
Тел. (095) 229–6736,
FAX (095) 203–8816
E-MAIL – info@iet.ru,
WEB Site – <http://www.iet.ru>