

# ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ЕМКОСТИ ПЕРВИЧНОГО РЫНКА ГКО

Павел Швайко\*

## *Резюме*

Статья посвящена разработке эконометрических моделей рынка государственных ценных бумаг с целью определения потенциальных возможностей покрытия дефицита государственного бюджета путем размещения гособлигаций.

В рамках разработанных эконометрических моделей выявлены направления причинно-следственных связей основных конъюнктурообразующих факторов рынка ГКО, получены соотношения в виде коинтеграционных уравнений регрессии, позволяющие определить количественные характеристики воздействия основных факторов, влияющих на емкость рынка. Применение векторных авторегрессионных моделей и механизма коррекции ошибок позволяет оценить реакцию емкости первичного рынка ГКО на шоковые изменения каждого из факторов, а также сделать выводы об ошибках, вносимых в прогноз каждым из них. Разработанная ARMA модель емкости первичного рынка ГКО описывает и объясняет динамику данного показателя на протяжении периода с января 1995 г. по декабрь 2001 г. На ее основе получен прогноз емкости первичного рынка ГКО на 2002 г.

*Классификация JEL:* C10, C12, C13, C22, C32, C52, C53, E44, G18, H62

*Ключевые слова:* эконометрические модели, государственные краткосрочные облигации (ГКО), емкость первичного рынка ГКО

## **ВВЕДЕНИЕ**

Емкость первичного рынка ГКО является показателем, отражающим количество реально размещенных ценных бумаг на этом рынке. С точки зрения интересов государства, она зависит от размера дефицита государственного бюджета и долговых обязательств правительства. Кроме того, ГКО являются инструментом оперативного регулирования кассовых разрывов государственного бюджета, и их использование для покрытия бюджетного дефицита имеет некоторый предел. Согласно мировой практике доля краткосрочных обязательств в суммарном объеме внутреннего государственного долга не превышает обычно 20–25%. Основная сумма внутреннего долга (до 80%) покрывается за счет средне- и долгосрочных облигаций. В Беларуси покрытие дефицита бюджета за счет краткосрочных и долгосрочных облигаций находится в среднем на уровне 40%. С помощью объемов первичной эмиссии производится регулирование рынка. В частности, эмитент уменьшает стоимость заимствованных средств, занижая предложение по отношению к спросу, а это, в свою очередь, создает благоприят-

---

\* Ассистент кафедры банковской и финансовой экономики экономического факультета Белорусского государственного университета, e-mail: [P\\_Shvaiko@flashmail.com](mailto:P_Shvaiko@flashmail.com).

ную атмосферу для спекулятивных операций. Данная ситуация опасна тем, что малейшие конъюнктурные подвижки в других сегментах финансового рынка способны значительно дестабилизировать рынок ГКО. Увеличение объемов эмиссии до уровня спроса снижает спекулятивные возможности и привлекательность рынка, однако оценить соотношение спекулятивных и инвестиционных капиталов, как правило, невозможно (Ковалев, Швайко (2000)).

## 1. ДАННЫЕ

Отправным пунктом выбора факторов для эконометрического анализа емкости первичного рынка ГКО является денежно-кредитная сфера и обращение государственных ценных бумаг. В данном случае выбраны девять следующих показателей (см. табл. 1):

- емкость первичного рынка ГКО;
- средневзвешенная номинальная доходность первичного рынка ГКО;
- средние номинальные ставки по краткосрочным межбанковским кредитам;
- средневзвешенная цена гособлигаций;
- средний срок обращения ГКО;
- динамика официального курса рубля к доллару США;
- чистый внутренний рублевый кредит;
- рублевая денежная масса М3;
- индекс потребительских цен.

Важным моментом анализа является наличие достоверных и точных данных, а также форма их представления. В исследовании используются данные по месяцам за 7 полных лет (1995:1–2001:12) – всего 84 месяца. Информационной основой являются статистические материалы Национального банка Республики Беларусь, информационно-аналитических агентств АФН и Экспресс.

Таблица 1

### Условные обозначения показателей

Показатель	Условное обозначение	Логарифм	Первые разности
Емкость первичного рынка ГКО	$cap$	$Lcap$	$DLcap$
Средневзвешенная номинальная доходность первичного рынка ГКО	$y_n$	$Ly$	$DLy_n$
Средневзвешенная реальная доходность первичного рынка ГКО	$y_r$	–	$Dy_r$
Средние номинальные ставки по краткосрочным межбанковским кредитам	$o/n$	$Lo/n$	$DLo/n$
Средние реальные ставки по краткосрочным межбанковским кредитам	$ro/n$	–	$Dro/n$
Средневзвешенная цена гособлигаций	$p$	$Lp$	$DLp$
Средний срок обращения ГКО	$dtm$	$Ldtm$	$DLdtm$
Динамика официального курса рубля к доллару США	$fx$	$Lfx$	$DLfx$
Чистый внутренний рублевый кредит	$ndc$	$Lndc$	$DLndc$
Рублевая денежная масса, М3	$m3$	$Lm3$	$DLm3$
Индекс потребительских цен	$spi$	$Lspi$	$DLspi$

Все временные ряды, кроме тех, которые представлены реальными процентными ставками, были трансформированы в логарифмические. Такая трансформация позволяет более наглядно представить связь между рассматриваемыми показателями, так как логарифмические ряды обладают одним средним значением, а все они расположены в пределах единого диапазона. Первые разности логарифмов являются аппроксимацией темпов прироста соответствующих переменных.

Введем обозначения для исследуемых показателей, логарифмов и первых разностей логарифмов. В случае временных рядов, представленных реальными процентными ставками, рассматриваются обычные начальные разности. Первая буква  $L$  в обозначении говорит о том, что взят натуральный логарифм показателя,  $DL$  – первая разность логарифмов показателя,  $D$  – обычная первая разность значений показателя (см. табл. 1).

## 2. АНАЛИЗ КОНЪЮНКТУРООБРАЗУЮЩИХ ФАКТОРОВ РЫНКА ГКО

### 2.1. Корреляционный анализ

Корреляционный анализ, по существу, является первым, после постановки задачи и сбора необходимых статистических данных, этапом любого эконометрического исследования (Доугерти (1997)). Он необходим для того, чтобы определить, существует ли линейная зависимость между рассматриваемыми индикаторами. Результаты анализа, как правило, используются в качестве базовой информации для дальнейшего выявления вида и математической формы существующих связей.

В качестве характеристики степени тесноты связи между показателями будем использовать парный коэффициент корреляции. Он позволяет измерять степень тесноты статистической связи между парой переменных без учета опосредованного или совместного влияния других показателей и вычисляется только по результатам наблюдений анализируемой пары показателей. Положительное значение коэффициента корреляции свидетельствует о возрастающем характере парной связи факторов, а отрицательное значение – об убывающем характере этой связи (Айвазян, Мхитарян (1998)).

Рассмотрим первоначально влияние чистого внутреннего рублевого кредита ( $ndc$ ), рублевой денежной массы ( $m3$ ) и инфляции ( $сpi$ ) на емкость первичного рынка ГКО ( $cap$ ). На рис. 1 представлена динамика логарифмов данных показателей, в табл. 2 – корреляционная матрица.

Рис. 1 показывает, что всем рассматриваемым показателям присущи временные тренды, причем их траектории весьма сходны; табл. 2 отражает наличие сильной линейной зависимости между показателями.

Высокое значение парного коэффициента корреляции переменных может быть обусловлено тесной связью исследуемых величин, присутствием третьей переменной, которая оказывает сильное влияние на первые две, или наличием повышающего тренда, что и служит в конечном счете причиной высокой коррелированности (Granger, Newbold (1974)). Таким образом, результаты

классического корреляционного анализа, представленные в табл. 2, являются ложными. Со статистической точки зрения этот факт объясняется нестационарностью исходных временных рядов<sup>1</sup>. Обычно стационарность достигается посредством одного из методов устранения тренда, например метода первых разностей (Hamilton (1994)). Поэтому перейдем к рассмотрению первых логарифмических разностей данных показателей. На рис. 2 представлена динамика первых логарифмических разностей емкости первичного рынка ГКО ( $DLcap$ ), чистого внутреннего рублевого кредита ( $DLndc$ ), рублевой денежной массы ( $DLm3$ ) и инфляции ( $DLcpi$ ); в табл. 3 – корреляционная матрица.

логарифмическая шкала

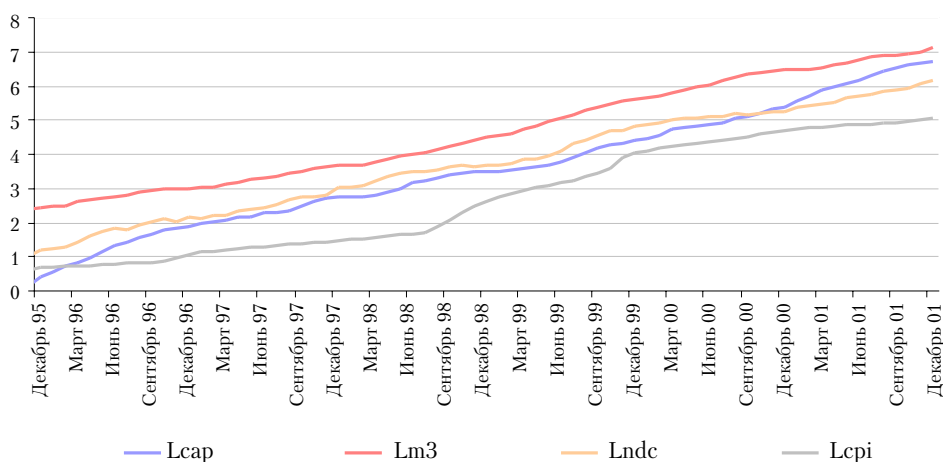


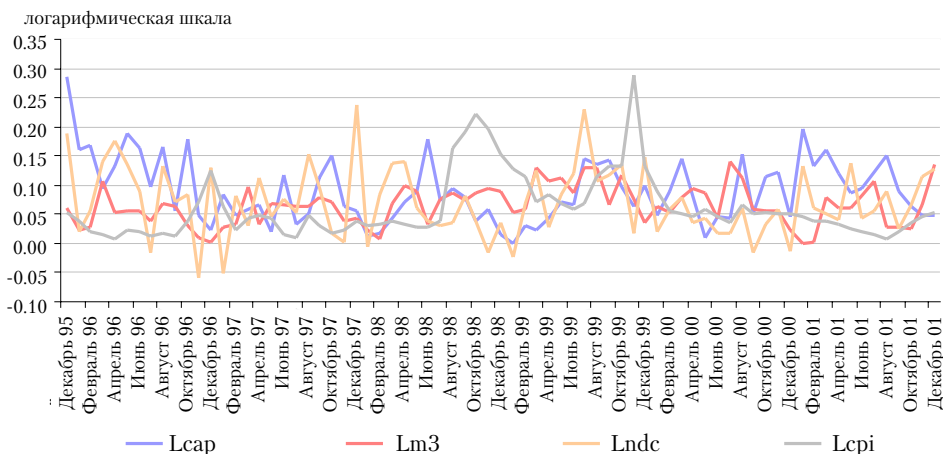
Рис. 1. Динамика емкости первичного рынка ГКО, МЗ, ЧВРК и инфляции

Таблица 2

Корреляционная матрица емкости  
первичного рынка ГКО, МЗ, ЧВРК и инфляции

	$Lcap$	$Lm3$	$Lndc$	$Lcpi$
$Lcap$	1.00	0.95	0.98	0.92
$Lm3$	0.95	1.00	0.99	0.99
$Lndc$	0.98	0.99	1.00	0.96
$Lcpi$	0.92	0.99	0.96	1.00

<sup>1</sup> Ряд  $x(t)$  называется строго стационарным (или стационарным в узком смысле), если совместное распределение вероятностей  $m$  наблюдений  $x(t_1), x(t_2), \dots, x(t_m)$  такое же, как и для  $m$  наблюдений  $x(t_{1+t}), x(t_{2+t}), \dots, x(t_{m+t})$  при любых  $m, t_1, t_2, \dots, t_m$  и  $t$ . Другими словами, свойства строго стационарного ряда не должны меняться с течением времени. Однако на практике нас, как правило, интересует не все распределение, а только средние значения, дисперсии и ковариации. Поэтому в прикладном эконометрическом анализе используется понятие слабой стационарности (или стационарности в широком смысле), которое и предполагает неизменность во времени среднего значения, дисперсии и ковариации временного ряда (Айвазян, Мхитарян (1998)). Конкретные методы проверки ряда на стационарность, а также способы приведения нестационарных временных рядов к стационарным будут рассмотрены далее в разделе, посвященном коинтеграционному анализу.



**Рис. 2. Динамика первых логарифмических разностей емкости первичного рынка ГКО, МЗ, ЧВРК и инфляции**

Рис. 2 показывает, что после трансформации динамика анализируемых индикаторов характеризуется постоянным колебанием относительно среднего, что позволяет предположить стационарность данных рядов. Поэтому теперь результаты корреляционного анализа должны отражать реальную ситуацию на рынке.

Из табл. 3 видно, что статистически значимы только зависимости между приростом емкости первичного рынка, ЧВРК и инфляции. Полученные результаты логично увязываются с экономической теорией, в частности рост внутренних кредитов и снижение темпов инфляции приводят к росту емкости первичного рынка ГКО. Небольшое значение коэффициента корреляции между емкостью и инфляцией говорит о том, что ГКО еще не стали финансовым инструментом, оказывающим существенное влияние на экономическую ситуацию в стране. Статистическая незначимость связи инфляции с ЧВРК и МЗ экономически объясняется тем, что инфляционные последствия увеличения внутренних кредитов и расширения денежной массы имеют лаг больший, чем один месяц. Аналогичные выводы можно сделать о связи емкости первичного рынка ГКО и МЗ, а также ЧВРК и МЗ.

Таблица 3

**Корреляционная матрица первых логарифмических разностей емкости первичного рынка ГКО, МЗ, ЧВРК и инфляции<sup>2</sup>**

	<i>DLcap</i>	<i>DLm3</i>	<i>DLndc</i>	<i>DLcpi</i>
<i>DLcap</i>	1.00	-0.10	<b>0.30</b>	<b>-0.25</b>
<i>DLm3</i>	-0.10	1.00	0.18	0.21
<i>DLndc</i>	<b>0.30</b>	0.18	1.00	-0.12
<i>DLcpi</i>	<b>-0.25</b>	0.21	-0.12	1.00

<sup>2</sup> Статистически значимые коэффициенты выделены жирным шрифтом. Уровень значимости – 5%.

Таким образом, в рамках классического корреляционного анализа было выявлено непосредственное влияние ЧВРК и инфляции на емкость первичного рынка ГКО.

Финансовый рынок любой страны помимо сегмента государственных ценных бумаг содержит валютный, фондовый и сегмент межбанковских кредитов. Ввиду относительной неразвитости и малой инвестиционной привлекательности фондового рынка в стране остановимся на рассмотрении финансового треугольника: ГКО – валютный сектор – рынок межбанковских кредитов. В табл. 4 представлена корреляционная матрица первых логарифмических разностей емкости первичного рынка ГКО ( $DLcap$ ), номинальной доходности первичного рынка ГКО ( $DLy_n$ ), ставок по краткосрочным межбанковским кредитам ( $DLo/n$ ) и официального обменного курса ( $DLfx$ ).

Таблица 4

**Корреляционная матрица первых логарифмических разностей емкости, доходности первичного рынка ГКО, ставок МБК и обменного курса<sup>3</sup>**

	$DLcap$	$DL_n$	$DLo/n$	$DLfx$
$DLcap$	1.00	<b>-0.34</b>	<b>-0.22</b>	-0.21
$DLy_n$	<b>-0.34</b>	1.00	<b>0.25</b>	0.10
$DLo/n$	<b>-0.22</b>	<b>0.25</b>	1.00	-0.03
$DLfx$	-0.21	0.10	-0.03	1.00

Сегмент МБК находится в динамическом взаимодействии с рынком ГКО (коэффициент корреляции 0.25) и валютным сектором (коэффициент корреляции статистически незначим). Перед проведением аукционов по ГКО на рынке МБК часто возрастает спрос на денежные ресурсы, а дефицит предложения свидетельствует о направлении последних на очередные аукционы ГКО. Данный факт имел место, начиная со второй половины 1995 г. до середины 1999 г. Ответной реакцией на ситуацию стало повышение ставок по краткосрочным кредитам в преддверии аукционов и их последующее снижение.

Важное место на денежном рынке занимает ставка рефинансирования. Ее уровень определяет Национальный банк. От нее зависит доходность ГКО и ставки по МБК (Маманович (2001)). Определение доходности ГКО на первичном рынке является деликатным вопросом, при решении которого сталкиваются разнонаправленные интересы эмитента и инвесторов. Минфин заинтересован в минимизации расходов по обслуживанию своего долга, а инвесторы – в получении максимального дохода от своих вложений. Поэтому, решая данный вопрос, каждая из сторон вынуждена идти на определенный компромисс. Так как ГКО обладают практически нулевым риском, инвесторы должны быть готовы к тому, что доходность таких инвестиций на некоторых временных отрезках может быть ниже эффективности операций на кредитном и валютном рынках. В свою очередь Минфин должен быть готов обес-

<sup>3</sup> Статистически значимые коэффициенты выделены жирным шрифтом. Уровень значимости – 5%.

печить доходность, сопоставимую с процентными ставками на рынке краткосрочных кредитов (Ковалев, Швайко (2000)).

Если на некотором временном отрезке валютный и кредитный рынки являются более динамичными, то происходит быстрое изъятие и перераспределение средств, первоначально предназначенных для операций с ГКО. Национальный банк должен показывать умение управлять подобными ситуациями и вселять в инвесторов уверенность в том, что стабильность рынка он сознательно и активно поддерживает (Швайко (2000)). Статистическая незначимость коэффициента корреляции между официальным обменным курсом и остальными индикаторами рынка свидетельствует как о нерыночных механизмах формирования и существенном государственном регулировании этого показателя, так и о наличии возможных связей в долгосрочном периоде.

При снижении уровня инфляции и стабилизации валютного курса можно будет уменьшить доходность (коэффициент корреляции между доходностью и емкостью рынка равен  $-0.34$ ), следовательно, снизить стоимость обслуживания государственного долга и увеличить ликвидность первичного рынка.

Подведем некоторые итоги. Классический корреляционный анализ дает лишь самые общие представления о связях емкости первичного рынка ГКО с рассмотренными показателями. Он не позволяет, во-первых, определить направление причинно-следственных связей, во-вторых, затрагивает лишь краткосрочный аспект взаимодействия.

## 2.2. Каузальный анализ

Одним из базовых подходов к анализу причинно-следственных связей в современной эконометрике является тест Грэйнджера на каузальность. Его сущность заключается в следующем: переменная  $x$  является каузальной по отношению к переменной  $y$ , обозначается  $x \rightarrow y$ , если при прочих равных условиях значения  $y$  могут быть лучше предсказаны с использованием прошлых значений  $x$ , чем без них (Granger (1969)). Иначе говоря, должны выполняться одновременно два условия: во-первых, переменная  $x$  должна вносить значимый вклад в прогноз  $y$ ; во-вторых,  $y$  не должна вносить значимый вклад в прогноз  $x$ . Если же каждая из этих двух переменных дает значимый вклад в прогноз другой, то, скорее всего, существует третья переменная  $z$ , влияющая на обе переменные.

В основе теста Грэйнджера лежит следующая регрессия:

$$y_t = \bar{\sigma}_0 + \sum_{j=1}^m \bar{\sigma}_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \sigma_j x_{t-j} + e_t. \quad (1)$$

Нулевая гипотеза « $x$  не влияет на  $y$ » заключается в одновременном равенстве нулю всех коэффициентов  $\beta$ . Для ее тестирования применяется обычный  $F$ -тест. Альтернативная гипотеза « $y$  не влияет на  $x$ » тестируется аналогично, только необходимо поменять местами  $x$  и  $y$ . Для того чтобы прийти к заключению, что « $x$  влияет на  $y$ », необходимо, чтобы гипотеза « $x$  не влияет на  $y$ » была отвергнута, а гипотеза « $y$  не влияет на  $x$ » – принята. Если обе гипотезы

зы отвергаются, то между рассматриваемыми переменными существует взаимосвязь, то есть  $x \leftrightarrow y$ . Если же нулевые гипотезы не отвергаются, то каузальная связь между переменными отсутствует. Кроме того, необходимо отметить, что тест Грэйнджера является очень чувствительным к количеству лагов  $m$  в уравнении регрессии, поэтому целесообразно проделать данный тест для разных значений параметра  $m$ .

В табл. 5 представлены результаты теста Грэйнджера по основным показателям, влияющим в соответствии с экономической теорией на емкость первичного рынка ГКО. Количество лагов изменяется от 2 до 6.

Таблица 5

## Тест Грэйнджера на причинно-следственную зависимость

Нулевая гипотеза	$m = 2$		$m = 3$		$m = 4$	
	<i>F</i> -статистика	<i>p</i> -значение	<i>F</i> -статистика	<i>p</i> -значение	<i>F</i> -статистика	<i>p</i> -значение
$Lm3$ не влияет на $Lcap$	30.48	0.00	9.38	0.00	6.00	0.00
$Lcap$ не влияет на $Lm3$	2.01	0.14	2.67	0.06	1.92	0.12
$Lndc$ не влияет на $Lcap$	10.33	0.00	5.40	0.00	4.21	0.00
$Lcap$ не влияет на $Lndc$	3.55	0.03	4.64	0.01	0.70	0.60
$Lcpi$ не влияет на $Lcap$	21.02	0.00	6.25	0.00	4.33	0.00
$Lcap$ не влияет на $Lcpi$	0.76	0.47	3.27	0.03	2.18	0.04
$Lfx$ не влияет на $Lcap$	9.70	0.00	5.78	0.00	4.59	0.00
$Lcap$ не влияет на $Lfx$	2.40	0.10	2.02	0.12	2.32	0.07
$Lo/n$ не влияет на $Lcap$	3.25	0.04	4.37	0.01	4.20	0.01
$Lcap$ не влияет на $Lo/n$	1.06	0.35	0.77	0.52	0.62	0.65
$Ly_n$ не влияет на $Lcap$	18.56	0.00	8.15	0.00	5.44	0.00
$Lcap$ не влияет на $Ly_n$	2.07	0.13	0.98	0.41	1.13	0.35
$Ly_n$ не влияет на $Lcpi$	0.29	0.75	0.13	0.94	0.23	0.92
$Lcpi$ не влияет на $Ly_n$	6.18	0.00	4.60	0.01	3.71	0.01

Нулевая гипотеза	$m = 5$		$m = 6$	
	<i>F</i> -статистика	<i>p</i> -значение	<i>F</i> -статистика	<i>p</i> -значение
$Lm3$ не влияет на $Lcap$	2.50	0.04	1.85	0.10
$Lcap$ не влияет на $Lm3$	2.21	0.06	1.77	0.12
$Lndc$ не влияет на $Lcap$	2.37	0.05	1.24	0.30
$Lcap$ не влияет на $Lndc$	1.70	0.15	1.12	0.36
$Lcpi$ не влияет на $Lcap$	2.28	0.06	2.03	0.07
$Lcap$ не влияет на $Lcpi$	2.05	0.08	1.74	0.13
$Lfx$ не влияет на $Lcap$	1.29	0.28	0.47	0.83
$Lcap$ не влияет на $Lfx$	2.14	0.07	1.97	0.08
$Lo/n$ не влияет на $Lcap$	2.53	0.04	3.06	0.02
$Lcap$ не влияет на $Lo/n$	0.68	0.64	0.69	0.66
$Ly_n$ не влияет на $Lcap$	3.35	0.01	2.26	0.04
$Lcap$ не влияет на $Ly_n$	0.20	0.96	0.40	0.88
$Ly_n$ не влияет на $Lcpi$	0.22	0.95	0.54	0.78
$Lcpi$ не влияет на $Ly_n$	3.22	0.01	3.73	0.00

В табл. 5 представлены значения *F*-статистики и соответствующая вероятность *p*. Для отклонения нулевой гипотезы на 5%-м уровне значимости необходимо, чтобы *p*-значение для соответствующей пары показателей находилось в пределах до 0.05. Интерпретация теста Грэйнджера с точки зрения направления причинно-следственных связей показана в табл. 6.



Таблица 6

## Интерпретация результатов теста Грэйнджера

$m = 2$	$m = 3$	$m = 4$	$m = 5$	$m = 6$
$Lm3 \rightarrow Lcap$	$Lm3 \rightarrow Lcap$	$Lm3 \rightarrow Lcap$	$Lm3 \rightarrow Lcap$	связи нет
$Lndc \leftrightarrow Lcap$	$Lndc \leftrightarrow Lcap$	$Lndc \rightarrow Lcap$	связи нет	связи нет
$Lcpi \rightarrow Lcap$	$Lcpi \leftrightarrow Lcap$	$Lcpi \leftrightarrow Lcap$	связи нет	связи нет
$Lfx \rightarrow Lcap$	$Lfx \rightarrow Lcap$	$Lfx \rightarrow Lcap$	связи нет	связи нет
$Lo/n \rightarrow Lcap$	$Lo/n \rightarrow Lcap$	$Lo/n \rightarrow Lcap$	$Lo/n \rightarrow Lcap$	$Lo/n \rightarrow Lcap$
$Ly_n \rightarrow Lcap$	$Ly_n \rightarrow Lcap$	$Ly_n \rightarrow Lcap$	$Ly_n \rightarrow Lcap$	$Ly_n \rightarrow Lcap$
$Lcpi \rightarrow Ly_n$	$Lcpi \rightarrow Ly_n$	$Lcpi \rightarrow Ly_n$	$Lcpi \rightarrow Ly_n$	$Lcpi \rightarrow Ly_n$

Согласно табл. 6 можно сделать следующие выводы. Тест Грэйнджера проводился по всем переменным, представленным в уровнях, что отражает долгосрочный аспект взаимодействия рассматриваемых индикаторов.

Изменение рублевой денежной массы в момент времени  $t$  оказывает влияние на емкость первичного рынка ГКО в течение последующих  $t + 5$  отсчетов или, в соответствии с исходными данными, 5 месяцев.

ЧВРК и емкость первичного рынка ГКО находятся в динамическом взаимодействии на протяжении 3 месяцев. Это говорит о том, что, с одной стороны, изменения ЧВРК влияют на емкость первичного рынка ГКО, с другой стороны, ситуация на рынке ГКО обуславливает динамику ЧВРК, что практически выражается в скупке гособлигаций на первичном рынке Национальным банком. Односторонняя направленность связи в четвертом месяце говорит о том, что в данный момент средства внутренних кредитов, скорее всего, используются коммерческими банками для операций с ГКО.

Аналогичные тенденции преобладают в связях между инфляцией и емкостью первичного рынка ГКО, в частности инфляционные ожидания обуславливают динамику емкости первичного рынка в течение двух месяцев, после чего рынок ГКО вступает в динамическое взаимодействие с инфляционными процессами, что говорит об увеличивающемся антиинфляционном потенциале.

Флуктуации обменного курса оказывают воздействие на рынок ГКО с лагом до четырех месяцев.

Перманентные связи емкости первичного рынка ГКО, доходности ГКО и ставок по краткосрочным межбанковским кредитам в целом соответствуют реальной ситуации на финансовом рынке.

Динамика доходности первичного рынка ГКО формируется под воздействием инфляционных процессов, протекающих в стране, что говорит об участии элементов рыночных механизмов в ее определении.

Таким образом, каузальный анализ позволил однозначно определить динамику взаимодействия, в частности направиле причинно-следственных связей – основных конъюнктурообразующих факторов рынка ГКО.

До сих пор без внимания оставались количественные характеристики факторов, влияющих на рынок ГКО. Корреляционно-регрессионный анализ 70-х гг. позволяет это сделать, однако для получения несмещенных оценок коэф-

фициентов в моделях необходимо использовать в качестве входных данных стационарные временные ряды. Стационарность может быть достигнута, как уже говорилось, взятием первых разностей. Однако здесь возникает другая серьезная проблема: при переходе к первым разностям (то есть темпам прироста), характеризующим краткосрочную динамику, теряется информация долгосрочного характера, содержащаяся в уровнях соответствующих переменных (Charemza, Deadman (1992)). Поэтому необходимо рассматривать коинтеграционные модели, позволяющие анализировать нестационарные временные ряды как в краткосрочном, так и долгосрочном периодах.

### 2.3. Коинтеграционный анализ

В основе понятия коинтеграции лежит идея о том, что в некоторых случаях отсутствие стационарности у многомерного процесса вызывается общим стохастическим трендом, который может быть устранен определенной линейной комбинацией компонентов процесса, в результате чего эта линейная комбинация будет стационарной (Verbeek (2000)). Рассмотрим данную интерпретацию коинтеграции подробнее.

Предположим, временной ряд  $x_t$  является нестационарным. Если после взятия первых разностей  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$  ряд  $\Delta x_t$  становится стационарным, то  $x_t$  называется интегрированным порядка 1 и обозначается  $I(1)$ . Соответственно, стационарный ряд  $\Delta x_t$  является интегрированным порядка 0,  $I(0)$ .

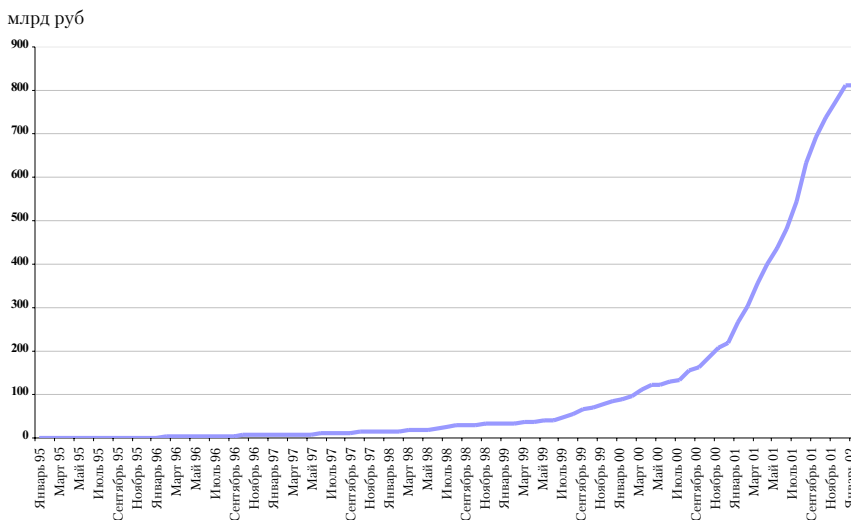
Пусть ряды  $x_t$  и  $y_t$  являются  $I(1)$ . Кроме того, линейная комбинация  $x_t - \beta y_t$  является стационарной,  $I(0)$ . В этом случае ряды  $x_t$  и  $y_t$  называются коинтегрированными, а вектор  $(1 - \beta)$  – коинтеграционным. Случай с двумя переменными может быть обобщен для любого количества переменных и различных порядков интегрированности.

Коинтеграция является статистическим выражением концепции долгосрочной связи между экономическими переменными. В случае наличия коинтегрированности всегда существует соответствующая модель корректировки ошибки, которая одновременно отражает краткосрочные и долгосрочные аспекты динамики исследуемых переменных (Engle, Granger (1987)). В основу модели корректировки ошибки положена идея о том, что между уровнями определенных переменных может существовать долгосрочная связь. Иными словами, предполагается существование некой равновесной траектории движения этих переменных, от которой они могут отклоняться и, как правило, отклоняются, но экономические механизмы действуют в направлении восстановления равновесия, осуществляя корректировку соответствующих отклонений (Пелипась (2000)).

Начальным этапом коинтеграционного анализа является определение порядка интегрированности исследуемых переменных. Для этого необходимо проверить каждый временной ряд на стационарность. Рассмотрим подробно процесс проверки ряда на стационарность на примере емкости первичного рынка ГКО.

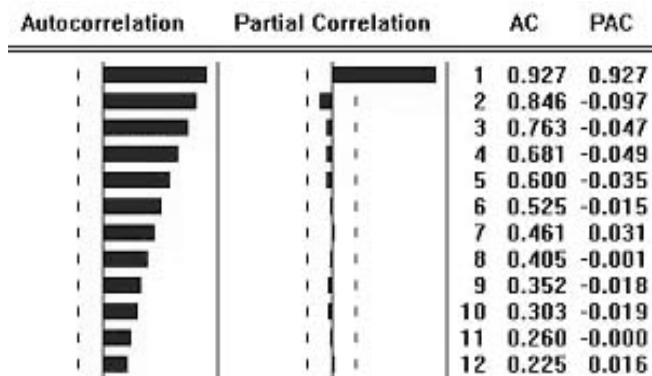
Первый шаг при проверке временного ряда на стационарность заключается в его визуализации. График временного ряда очень часто делает очевид-

ным наличие тренда или сезонной компоненты. Если это действительно так, то проводится операция их выделения, после чего временной ряд, как правило, становится стационарным. На рис. 3 приведен график емкости первичного рынка ГКО за период с 1994 по 2001 гг. Из него видно, что данные обладают повышающим трендом экспоненциального характера, причем переход от линейной фазы роста в экспоненциальную произошел во втором-третьем квартале 2000 г. Таким образом, уже визуальный анализ позволяет сделать вывод о нестационарности исходного временного ряда.



**Рис. 3. Динамика емкости первичного рынка ГКО**

Проверим данное предположение, применив ряд формальных эконометрических методик. Во-первых, построим графики автокорреляционной (коррелограмма) и частной автокорреляционной функций данного временного ряда (см. рис. 4).



**Рис. 4. Автокорреляционная (AC) и частная автокорреляционная (PAC) функции переменной  $L_{cap}$**

Автокорреляционная функция показывает степень тесноты статистической связи между наблюдениями временного ряда, разнесенными по времени на  $t$  отсчетов (Айвзян, Мхитарян (1998)). Она вычисляется по аналогии с парным коэффициентом корреляции по следующей формуле:

$$r_t = \frac{\sum_{i=\tau+1}^n [(x_i - \bar{x}_i)(x_{i-\tau} - \bar{x}_{i-\tau})]}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_i)^2}, \tau = 1, 2, \dots \quad (2)$$

Частная автокорреляционная функция – это корреляция между  $x_t$  и  $x_{t-t}$  при исключении влияния промежуточных значений  $x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-t+1}$  и вычисляется по аналогии с частным коэффициентом корреляции.

Коррелограмма и график частной автокорреляционной функции в случае стационарного ряда должны быстро убывать с ростом  $t$  после нескольких первых значений. Рис. 4 показывает, что исследуемый ряд не является стационарным.

Вторым формальным способом проверки временного ряда на стационарность является тест на наличие единичных корней – тест Дики-Фуллера ( $DF$ ) или расширенный тест Дики-Фуллера ( $ADF$ ) (Dickey, Fuller (1979; 1981)). В основу указанных тестов положена следующая регрессия:

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta y_{t-i} + e_t, \quad (3)$$

где  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ,  $\mu, \delta, \alpha, \beta_i$  – коэффициенты регрессии;  $t$  – временной тренд;  $e_t$  – остаточный член регрессии.

Если  $\sum \beta_i = 0$ , то это  $DF$ -тест, если же  $\sum \beta_i \neq 0$ , то –  $ADF$ -тест. В прикладных исследованиях используется  $ADF$ -тест, так как он позволяет тестировать гипотезу о наличии единичного корня в моделях, где количество лагов может быть больше одного. В  $ADF$ -тесте нулевая гипотеза заключается в наличии единичного корня, что на языке модели (3) интерпретируется как  $\alpha = 0$ . Проверка гипотезы осуществляется путем сравнения фактической величины  $t$ -статистики при  $\alpha$  с соответствующим табличным значением. Если абсолютное значение фактического значения  $t$  превысит табличное на установленном уровне значимости, нулевая гипотеза должна быть отвергнута и принята альтернативная гипотеза, заключающаяся в отсутствии единичных корней и стационарности временного ряда.

При проведении расширенного теста Дики-Фуллера важным моментом является вопрос о включении в уравнение регрессии (3) свободного члена  $m$  и тренда  $t$ , а также детерминации длины лага. Для этого существует метод «от общего к частному», сущность которого заключается в последовательном тестировании, при необходимости, простых и сложных гипотез о равенстве нулю или совместном равенстве нулю коэффициентов  $\alpha, \delta$  и  $\mu$  (Mitchell (1993)). Величина лага выбирается таким образом, чтобы устранить автокорреляцию остатков. Результаты расширенного теста Дики-Фуллера по емкости первичного рынка ГКО представлены в табл. 7, количество лагов равно шести.

Таблица 7

Результаты расширенного теста Дики-Фуллера, переменная  $Lcap$ 

Статистика $ADF$ -теста	Критические значения по Мак-Киннону	
	1%	–3.52
–2.35	5%	–2.90
	10%	–2.58

Таким образом, как графики автокорреляционной и частной автокорреляционной функций, так и расширенный тест Дики-Фуллера свидетельствуют о нестационарности рассматриваемого временного ряда.

Классическим способом приведения нестационарных рядов к стационарным является процесс взятия последовательных разностей. Как уже говорилось, первые разности логарифмов являются аппроксимациями темпов прироста. Применим рассмотренную выше методику проверки ряда на стационарность к первым разностям логарифмов емкости первичного рынка ГКО. В целях экономии места приведем только результаты расширенного теста Дики-Фуллера, табл. 8.

Таблица 8

Результаты расширенного теста Дики-Фуллера, переменная  $Dlcap$ 

Статистика $ADF$ -теста	Критические значения по Мак-Киннону	
	1%	–3.52
–4.47	5%	–2.90
	10%	–2.58

Таким образом, гипотеза о наличии единичного корня должна быть отвергнута на всех рассмотренных уровнях значимости, и, следовательно, трансформированный ряд является стационарным, а исходный ряд – интегрированным первого порядка.

Аналогичный анализ был проведен и по остальным временным рядам. Результаты говорят о том, что все ряды, используемые в исследовании, являются интегрированными первого порядка, то есть  $I(1)$ . Как уже отмечалось, такие переменные могут быть коинтегрированными. Для проверки коинтегрированности переменных рассмотрим тест Йохансена.

В основу теста Йохансена положена следующая регрессионная модель (Johansen, Juselius (1990); Johansen (1991)):

$$A_0 y_t = A_1 y_{t-1} + A_p y_{t-p} + \psi x_t + u D_t + e_t, \quad (4)$$

где  $y_t = [y_{1t}, \dots, y_{kt}]^T$  –  $k$ -размерный вектор эндогенных переменных;  $A_i$  ( $i=0, 1, \dots, p$ ) – матрица коэффициентов размерности  $(k \times k)$ ;  $x_t$  – вектор экзогенных переменных;  $D_t$  – детерминистическая компонента (свободный член, тренд и др.);  $\psi, \theta$  – матрицы коэффициентов, соответствующие  $x_t$  и  $D_t$ ;  $e_t = [\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt}]^T$  – вектор серийно некоррелированных стохастических ошибок.

Модель (4) представляет собой векторную авторегрессионную модель, которая может быть репараметризована в следующее уравнение:

$$\Gamma_0 \Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \psi x_t + u D_t + e_t, \quad (5)$$

где  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ;  $\Gamma_i = -(I_k - A_1 - \dots - A_i)$ ,  $i = 0, 1, \dots, p-1$  – матрица краткосрочных параметров;  $\Pi$  – матрица долгосрочных параметров  $n \times n$ ;  $I_k$  – единичная матрица.

Модель (5) называется векторной авторегрессионной моделью с механизмом корректировки ошибки. Ранг матрицы  $\Pi$  соответствует количеству коинтеграционных векторов, характеризующих долгосрочные зависимости между переменными. Если ранг матрицы  $\Pi$  меньше  $n$ , то существует матрица  $\Pi = \alpha \beta^T$ . Матрица  $\beta$  называется коинтеграционной матрицей, а ее строки представляют собой отдельные коинтеграционные векторы. Матрица  $\alpha$  содержит так называемые коэффициенты обратной связи, характеризующие скорость приспособления зависимой переменной к долгосрочному равновесию при отклонении от равновесной траектории.

В рамках теста Йохансена осуществляется два вспомогательных теста. Первоначально рассчитывается  $\lambda_{\max}$  по следующей формуле:

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \mu_{y+1}), \quad (6)$$

где  $T$  – величина выборки;  $\mu_{y+1} - (r+1)$  наибольший расчетный характеристический корень квадратной матрицы.

Нулевая гипотеза заключается в существовании  $r$  коинтеграционных векторов, альтернативная – в том, что их  $r+1$ . Если величина теста оказывается статистически значимой, нулевая гипотеза отвергается.

Далее проводится «тест следа», для этого рассчитывается  $\lambda_{\text{trace}}$ :

$$\lambda_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \mu_i), \quad (7)$$

где  $\mu_i - (p-r-1)$  – наименьший расчетный характеристический корень квадратной матрицы.

В данном случае нулевая гипотеза состоит в том, что существует максимум  $r$  коинтеграционных векторов, альтернативная в том, что их больше, чем  $r$ . Если величина теста оказывается статистически значимой, то нулевая гипотеза отвергается.

В обоих случаях применяется корректировка тестов для малых выборок на величину  $T - nm$ , где  $n$  – длина лага;  $m$  – количество уравнений в ВЕСМ. Такая корректировка позволяет избежать ошибочных результатов, обусловленных небольшим объемом выборки.

Коинтеграционный тест Йохансена выполним с применением эконометрического пакета *PcFiml* 9.3. При наличии нескольких коинтеграционных векторов выбирался наиболее адекватный исходным данным. В табл. 9–13 представлены результаты теста Йохансена для емкости первичного рынка ГКО с показателями МЗ, ЧВРК, инфляция и официальный обменный курс, а также для реальной доходности первичного рынка ГКО и реальной ставки по краткосрочным межбанковским кредитам. Рассмотрение коинтеграционных связей с каждым из показателей в отдельности обусловлено различной динамикой

кой лаговых структур. Оптимальная длина лага определялась посредством информационного критерия Акаике.

Таблица 9

**Тест Йохансена: переменные  $Lcap$  и  $Lm3$**

Нулевая гипотеза, $H_0: r = p$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{max}$ для малой выборки	Критические значения, 95%	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{trace}$ для малой выборки	Критические значения, 95%
$r = 0$	98.14	93.29	14.1	98.74	93.87	15.4
$r \leq 1$	0.60	0.57	3.8	0.60	0.57	3.8
Стандартизированные коэффициенты коинтеграционного уравнения						
	$\beta'$			$\alpha$		
$Lcap$	1.00		-1.12		-0.15	
$Lm3$	-0.47		1.00		-0.02	

Таблица 10

**Тест Йохансена: переменные  $Lcap$  и  $Lndc$**

Нулевая гипотеза, $H_0: r = p$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{max}$ для малой выборки	Критические значения, 95%	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{trace}$ для малой выборки	Критические значения, 95%
$r = 0$	47.81	45.48	11.4	48.84	46.46	12.5
$r \leq 1$	1.03	0.98	3.8	1.03	0.98	3.8
Стандартизированные коэффициенты коинтеграционного уравнения						
	$\beta'$			$\alpha$		
$Lcap$	1.00		-1.17		-0.24	
$Lndc$	-1.39		1.00		-0.06	

Таблица 11

**Тест Йохансена: переменные  $Lcap$  и  $Lcpi$**

Нулевая гипотеза, $H_0: r = p$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{max}$ для малой выборки	Критические значения, 95%	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{trace}$ для малой выборки	Критические значения, 95%
$r = 0$	15.16	14.39	11.4	17.65	16.75	12.5
$r \leq 1$	2.49	2.36	3.8	2.49	2.36	3.8
Стандартизированные коэффициенты коинтеграционного уравнения						
	$\beta'$			$\alpha$		
$Lcap$	1.00		-1.30		-0.05	
$Lcpi$	-0.43		1.00		-0.01	

Таблица 12

**Тест Йохансена: переменные  $Lcap$  и  $Lfx$**

Нулевая гипотеза, $H_0: r = p$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{max}$ для малой выборки	Критические значения, 95%	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{trace}$ для малой выборки	Критические значения, 95%
$r = 0$	33.14	31.46	11.4	53.84	51.11	12.5
$r \leq 1$	20.7	19.65	3.8	20.7	19.65	3.8
Стандартизированные коэффициенты коинтеграционного уравнения						
	$\beta'$			$\alpha$		
$Lcap$	1.00		-1.37		-0.01	
$Lfx$	-1.14		1.00		-0.01	

Таблица 13

Тест Йохансена: переменные  $y_t$  и  $ro/n$ 

Нулевая гипотеза, $H_0: r = p$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{max}$ для малой выборки	Критические значения, 95%	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{trace}$ для малой выборки	Критические значения, 95%
$r = 0$	13.04	11.47	11.4	16.98	14.94	12.5
$r \leq 1$	3.94	3.47	3.8	3.94	3.47	3.8
Стандартизированные коэффициенты коинтеграционного уравнения						
	$\beta'$			$\alpha$		
$y_t$	1.00		-0.69		-0.84	
$ro/n$	-0.73		1.00		-0.49	

Во всех проведенных тестах, кроме табл. 12, гипотеза о существовании одного коинтеграционного вектора не может быть отвергнута на 5%-м уровне значимости как для стандартных выборок, так и с учетом поправки на малый объем выборки. Коэффициенты обратной связи  $\alpha$  также являются статистически значимыми на 5%-м уровне.

Проведенный анализ свидетельствует о наличии статистически значимых долгосрочных связей между рассмотренными показателями. Полученные коинтеграционные векторы характеризуют параметры этой связи (см. табл. 14).

Таблица 14

## Коинтеграционные векторы

Переменные и направление связи	Коинтеграционный вектор	Коэффициент обратной связи
$Lm3 \rightarrow Lcap$	$ECM_{m3} = Lcap_t - 1.12Lm3_t$	-0.15
$Lndc \rightarrow Lcap$	$ECM_{ndc} = Lcap_t - 1.17Lndc_t$	-0.24
$Lcpi \rightarrow Lcap$	$ECM_{cpi} = Lcap_t - 1.3Lcpi_t$	-0.05
$ro/n \rightarrow y_t$	$ECM_{ro/n} = y_{rt} - 0.69ro/n_t$	-0.84

Таким образом, в рассмотренном периоде рост рублевой денежной массы на 1% приводил к увеличению емкости первичного рынка ГКО в среднем на 1.12%. Коэффициент обратной связи  $\alpha$  имеет правильный знак (-) и характеризует скорость корректировки емкости первичного рынка ГКО при отклонении от долгосрочной траектории, обусловленной динамикой денежной массы. Его величина равна 0.15. Это означает, что для возвращения емкости рынка ГКО на равновесную траекторию при соответствующем отклонении требуется примерно 6–7 месяцев (см. табл. 14).

Однопроцентный рост ЧВРК соответствует увеличению емкости на 1.17%, для возвращения емкости рынка ГКО на равновесную траекторию требуется 4 месяца.

Изменение инфляции на 1% обуславливает перемены в динамике емкости на 1.3%. Отсутствие коинтеграции между официальным обменным курсом и емкостью первичного рынка ГКО говорит о том, что динамика официального обменного курса в долгосрочном периоде не влияет на емкость первичного рынка ГКО.

Ставки по МБК оказывают незначительное влияние на динамику доходности ГКО, в частности однопроцентное изменение влечет перемены в доход-



ности на 0.69%, а для возвращения последней на равновесную траекторию требуется 1 месяц.

Рассмотренные тесты характеризуют уже сложившиеся связи между переменными и не дают информации об их поведении в будущем. Поэтому вопросы прогностических возможностей заслуживают отдельного изучения.

### 3. ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ЕМКОСТИ ПЕРВИЧНОГО РЫНКА ГКО

#### 3.1. Модели векторной авторегрессии (VAR)

Векторные авторегрессионные модели – это динамические линейные модели, которые связывают текущие и прошлые значения одной переменной с текущими и прошлыми значениями других переменных в модели (Hamilton (1994)).

С математической точки зрения простейшая форма VAR-модели – это система  $n$  уравнений, которые можно записать в матричном виде следующим образом:

$$Y_t = \alpha + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t, \quad (8)$$

где  $\alpha$  – вектор констант;  $A_1, A_2, \dots, A_p$  – матрицы коэффициентов;  $e_t$  – вектор серийно некоррелированных ошибок с нулевым средним значением и матрицей ковариаций  $\Sigma_e$ .

Оценить параметры данной модели можно с помощью обычного метода наименьших квадратов (МНК), примененного к каждому из уравнений\*. Матрицу ковариаций ошибок  $\Sigma_e$  можно состоятельно оценить выборочной ковариационной матрицей полученных из МНК остатков.

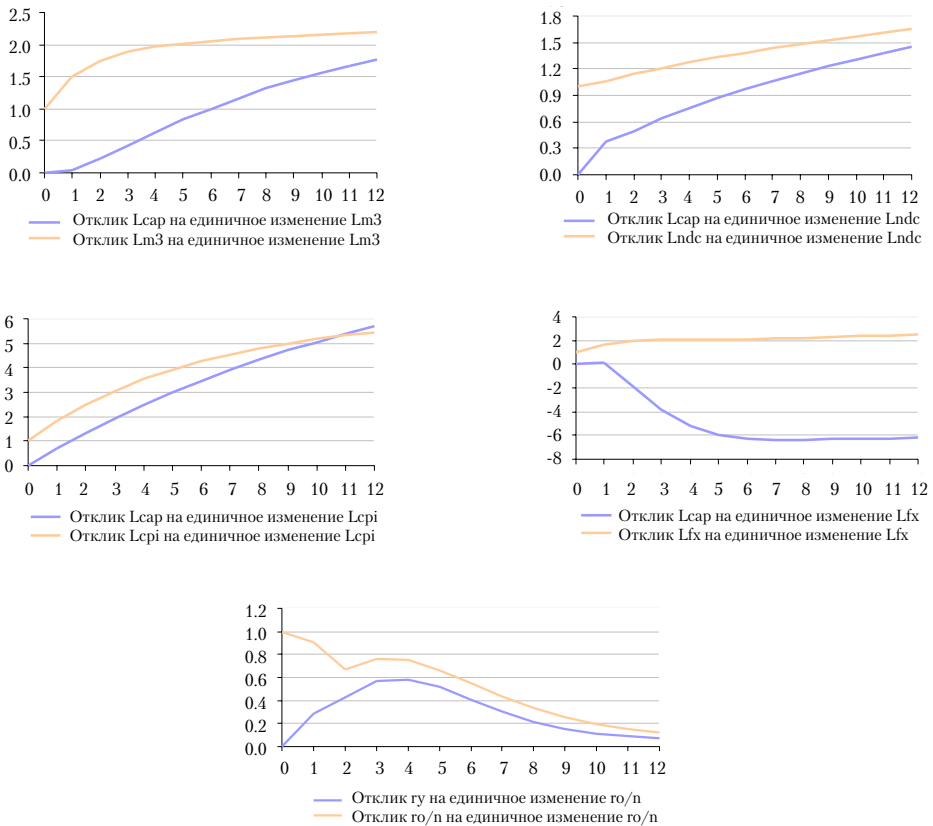
Поскольку матрицы оцененных коэффициентов VAR затруднительно интерпретировать непосредственно, результаты оценивания VAR обычно представляются некоторыми функциями этих матриц, в частности с практической точки зрения целесообразно использовать функции реакции на импульсы, а также разложения дисперсии ошибки прогноза (Hansen, Sargent (1991)).

Функция реакции на импульсы – это частная производная  $Y_{j,t+k}$  с временным горизонтом  $k$  по отдельному шоку, то есть импульсному изменению одной переменной в момент  $t$  по отношению к другим переменным. Функции реакции на импульсы связывают текущее значение ошибки с будущими значениями  $Y_t$ . Таким образом осуществляется динамическая имитация внешнего шока (импульса) в отношении каждой из эндогенных переменных, а затем рассматривается реакция системы на этот импульс.

Разложение дисперсии ошибки прогноза показывает, насколько ошибка в  $j$ -м уравнении важна для объяснения неожиданных изменений  $i$ -й переменной.

\* Данный случай представляет собой систему так называемых внешне несвязанных регрессий (seemingly unrelated regressions или SUR).

ной. Когда ошибки VAR не коррелированы по уравнениям, дисперсию ошибки прогноза на  $k$  периодов вперед можно записать как сумму компонентов, являющихся результатом каждой из этих ошибок. Рассмотрим функции реакции на импульсы. Исследуем эффекты единичных импульсов или шоков денежной массы, ЧВРК, инфляции и обменного курса на емкость первичного рынка ГКО, а также единичного импульса реальных ставок по краткосрочным межбанковским кредитам на реальную доходность первичного рынка ГКО. Пусть в период времени  $t = 0$  все переменные равны 0, после чего поочередно  $Lm3$ ,  $Lndc$ ,  $Lcpi$ ,  $Lfx$  и  $ro/n$  возрастают на одну единицу. Оценивается реакция  $Lcap$  и  $y$ , на данные шоки в периоды времени  $t = 1, 2, \dots, 12$ . Значения переменных в эти периоды времени и будут представлять собой соответствующие функции импульсного отклика ( см. рис. 5).



**Рис. 5. Функции импульсных откликов**

На рис. 5 представлены графики, характеризующие функции импульсного отклика с временным горизонтом, равным 12 месяцам. Единичные импульсы в  $Lm3$  и  $Lndc$  оказывают устойчивое воздействие на  $Lcap$  – примерно 7–8

месяцев, что согласуется с результатами соответствующих коинтеграционных моделей, в которых примерно столько же времени требуется для корректировки отклонения емкости первичного рынка ГКО при отклонении от равновесной траектории.

Таблица 15

## Разложение дисперсии ошибки прогноза емкости первичного рынка ГКО

Горизонт прогноза	Стандартная ошибка прогноза	Разложение дисперсии $Lm3, \%$	Стандартная ошибка прогноза	Разложение дисперсии $Lndc, \%$
1	0.04	0	0.05	0
2	0.07	2	0.07	1
3	0.09	5	0.10	4
4	0.12	7	0.12	7
5	0.14	9	0.15	10
6	0.16	10	0.17	13
7	0.18	10	0.20	17
8	0.19	11	0.22	20
9	0.20	11	0.24	23
10	0.22	12	0.26	26
11	0.23	12	0.28	29
12	0.24	12	0.30	32

Горизонт прогноза	Стандартная ошибка прогноза	Разложение дисперсии $Lcpi, \%$	Стандартная ошибка прогноза	Разложение дисперсии $Lfx, \%$
1	0.04	0	0.05	0
2	0.06	3	0.07	0
3	0.08	3	0.11	0
4	0.10	4	0.14	0
5	0.10	5	0.17	0
6	0.11	7	0.20	0
7	0.12	9	0.23	0
8	0.12	11	0.25	0
9	0.12	15	0.28	1
10	0.13	20	0.30	1
11	0.13	25	0.32	1
12	0.14	32	0.34	1

Реакция  $Lcap$  на единичный импульс со стороны инфляции оказывает более длительное влияние, чем в предыдущих случаях, что свидетельствует о существенной роли инфляционных ожиданий у первичных инвесторов и низком доверии к экономической стабильности финансового рынка. Рост емкости первичного рынка на фоне инфляционных процессов свидетельствует об использовании эмиссионных денежных средств для покупки ГКО.

Шок со стороны обменного курса приводит к значительному сужению емкости первичного рынка ГКО.

Единичный импульс со стороны реальных ставок МБК оказывает краткосрочное влияние на реальную доходность первичного рынка ГКО. Данная модель показывает, что переменная  $y_t$  характеризуется наличием некоторой инерции при возвращении к равновесному состоянию в сравнении с соответствующей коинтеграционной моделью.

Исследуем разложение дисперсии ошибок в прогнозе емкости первичного рынка ГКО. Для этого воспользуемся уже созданными в процессе коинтеграционного анализа векторными авторегрессионными моделями. Результаты разложения дисперсии представлены в табл. 15.

Из табл. 15 видно, что ошибки в годовом прогнозе емкости первичного рынка ГКО приходятся на шоки денежной массы, ЧВРК, инфляции и официального обменного курса соответственно в размере 12%, 32%, 32% и 1%. Данные цифры говорят о том, что наибольшую неопределенность в прогноз вносит внутреннее кредитование экономики и инфляционные процессы.

Рассмотрим вопросы применимости VAR-моделей для целей непосредственного прогнозирования емкости первичного рынка ГКО. Существенной проблемой при прогнозировании макроэкономических индикаторов с использованием VAR-модели является количество переменных, требуемых для описания экономической системы. Добавление переменных к VAR создает существенные трудности, поскольку количество параметров VAR увеличивается пропорционально квадрату количества переменных: в случае девяти переменных и четырех лагов VAR имеет 333 неизвестных коэффициента, включая константы. Количество степеней свободы быстро сокращается, что приводит к оценкам с высокой дисперсией и неточным прогнозам. Один из способов контроля количества параметров в больших VAR-моделях состоит в том, чтобы наложить общую структуру на коэффициенты, используя байесовские методы (Litterman (1986)); Sims (1993)).

Для прогнозирования динамики макроэкономических показателей, как правило, используются структурные VAR модели, где есть возможность задания порядка одновременных связей между переменными посредством ограничений, введенных на основе экономических законов функционирования рассматриваемой системы (Blanchard, Watson (1986); Sims (1986)). В основе структурных VAR лежит следующая регрессия:

$$Y_t = \beta + B_0 Y_t + B_1 Y_{t-1} + \dots + B_p Y_{t-p} + u_t, \quad (9)$$

где  $\beta$  – вектор констант;  $B_0, \dots, B_p$  – матрицы коэффициентов;  $u_t$  – ошибки.

Наличие в уравнении матрицы  $B_0$  означает возможность одновременного взаимодействия между  $n$  переменными, то есть  $B_0$  позволяет сделать так, чтобы переменные, относящиеся к одному моменту времени, определялись совместно. Из теории идентификации одновременных уравнений известно, что для идентифицируемости элементов  $B_0$  необходимо иметь некоторые идентифицирующие ограничения. В структурных моделях ограничения вводятся на основании экономических процессов, лежащих в основе данных моделей.

Как и в более общем случае структурных моделей – системах одновременных уравнений, в моделях векторной авторегрессии можно использовать либо подход с частичной информацией, либо подход с полной информацией. Подход с частичной информацией сосредотачивается на идентификации коэффициентов при значениях  $Y_t$ , относящихся к одному моменту времени, в отдельном уравнении. Подход с полной информацией сосредотачивается на иденти-

фикации коэффициентов во всех уравнениях, то есть всех параметров системы. Если используется подход с полной информацией, то мы должны иметь по крайней мере  $n(n - 1)/2$  ограничений, чтобы идентифицировать все элементы.

Так, при прогнозировании емкости первичного рынка ГКО было бы полезно для идентификации коэффициентов в матрице  $B_0$  связать уравнением доходность первичного рынка ГКО и темпы инфляции.

Доходность первичного рынка ГКО привязана к ставке рефинансирования. Последняя, в свою очередь, устанавливается директивными методами Национального банка. Жесткого математического правила для определения ставки не существует, известны лишь ее допустимые значения. Например, в 2002 г. ставка рефинансирования в реальном выражении должна флуктуировать в пределах (+1.5–2.0)% в месяц.

В США аналогом ставки рефинансирования является федеральная ставка процента, которая устанавливается на основании правила Тейлора (Taylor (1993)) по следующей формуле:

$$R_t = r^* + 1.5(\bar{p}_t - p_t^*) + 0.5\bar{x}_t, \quad (10)$$

где  $r^*$  – равновесная ставка процента;  $\pi^*$  – запланированный темп инфляции;  $x_t$  – расхождение в объеме производства;  $\bar{\pi}_t, \bar{x}_t$  – среднегодовые значения  $\pi_t$  и  $x_t$ .

Таким образом, коэффициенты в (10) являются элементами матрицы  $B_0$  в уравнении для ставки процента в структурном VAR.

Поэтому в случае рынка государственных ценных бумаг Республики Беларусь разработать структурную VAR-модель для прогнозирования довольно сложно ввиду сохранения административно-командных принципов определения базовых макроэкономических показателей страны.

Кроме того, при прогнозировании чрезвычайно важно гарантировать, чтобы модель продолжала описывать данные и в будущем, то есть чтобы она оставалась устойчивой за пределами выборки. Опыт использования малых систем показывает, что двумерные и трехмерные VAR очень часто оказываются неустойчивыми, а прогнозирование экономических индикаторов с их применением показывает результаты не лучше, чем модели авторегрессии и скользящего среднего (Stock, James, and Watson (1996)). Поэтому построим прогнозные модели емкости первичного рынка ГКО, используя как модели авторегрессии и скользящего среднего, так и векторные авторегрессионные модели.

### 3.1.1. Обобщенная векторная авторегрессионная модель емкости первичного рынка ГКО

В качестве экзогенных переменных для построения обобщенной векторной авторегрессионной модели емкости первичного рынка ГКО возьмем основные индикаторы денежно-кредитной сферы:  $DLndc$ ,  $DLm3$ ,  $DLcpi$  и  $DLfx$ . Кроме того, логично предположить, что лаговые значения переменной  $DLcap$  также оказывают на нее влияние.

Вследствие того что доходность первичного рынка ГКО в значительной мере обуславливает динамику емкости, необходимо рассмотреть вопрос о включении в модель данного индикатора, а также показателей, необходимых для определения. Так как основной характеристикой эффективности операций покупки гособлигаций при первичном размещении является доходность к погашению, то рассмотрим процесс ее формирования.

Пусть  $\bar{P}$  – средневзвешенная цена продажи облигаций, по которой удовлетворяются неконкурентные заявки участников аукциона. Цена задается в процентах от номинальной стоимости, номинальная стоимость облигаций равна 100%. Тогда годовая ставка доходности к погашению для облигаций, купленных по средневзвешенной цене, определяется по следующей формуле (Малюгин (2001)):

$$Y = \frac{100 - \bar{P}}{\bar{P}} * \frac{365}{dtm}, \quad (11)$$

где  $dtm$  – срок обращения гособлигаций.

Для избежания возникновения мультиколлинеарности экзогенных переменных, кроме доходности первичного рынка ГКО, в VAR-модель необходимо включить либо средневзвешенную цену продажи облигаций, либо их срок обращения.

Таким образом, оценим следующую модель:

$$DLcap = C(1) + C(2) * DLcap(-1) + C(3) * DLcap(-2) + C(4) * DLndc + C(5) * DLm3 + C(6) * DLfx + C(7) * DLcpi + C(8) * DLY_n + C(9) * DLp. \quad (12)$$

Следует отметить, что все переменные, использованные в модели, являются стационарными, и появления ложной регрессии быть не должно. МНК-оценки модели (12) представлены в табл. 16.

Таблица 16

## МНК-оценки модели (12)

Переменные	Коэффициенты	Стандартные ошибки	t-статистика	p-значения
C(1)	0.015914	0.018772	0.847746	0.3996
DLcap(-1)	0.367215	0.111645	3.289113	0.0016
DLcap(-2)	0.279027	0.108610	2.569073	0.0125
DLndc	0.265091	0.104473	2.537410	0.0135
DLm3	-0.014886	0.187028	-0.079592	0.9368
DLfx	0.107641	0.363517	0.296111	0.7681
DLcpi	-0.112102	0.115752	-0.968468	0.3363
DLY_n	0.056176	0.059113	0.950317	0.3454
DLp	0.158616	0.095780	1.656055	0.1025
R <sup>2</sup>			0.585564	
R <sup>2</sup> скорректированный			0.535329	
Стандартная ошибка регрессии			0.047285	
Статистика Дарбина-Ватсона			2.147650	
Критерий Акаике			-5.990970	
Критерий Шварца			-5.712871	
F-статистика			11.65656	
p-значение (F-статистики)			0.000000	

Согласно табл. 16, статистически значимыми являются коэффициенты  $C(2)$ ,  $C(3)$  и  $C(4)$ , что говорит о существенном влиянии первых двух лаговых значений емкости первичного рынка ГКО и динамики ЧВРК на емкость первичного рынка ГКО. Статистическая незначимость остальных коэффициентов может быть объяснена как наличием мультиколлинеарности регрессоров, так и недостаточностью количества наблюдений.

Значение коэффициента детерминации  $R^2$  ненастоять высоко, чтобы быть уверенным в высоком общем качестве уравнения регрессии. Однако  $p$ -значение для  $F$ -статистики позволяет утверждать, что коэффициент детерминации статистически значим, следовательно, в уравнении есть несколько статистически значимых регрессоров. Данный вывод также подтверждается высокими значениями  $t$ -статистик при переменных  $DLcap(-1)$ ,  $DLcap(-2)$  и  $DLndc$ .

Пересмотрим модель. Ввиду того что рост рублевой денежной массы, как правило, происходит за счет увеличения внутренних кредитов, исключим из уравнения переменную  $DLm3$ , добавим лаговые переменные показателя  $DLndc$  и оценим следующую регрессию:

$$DLcap = C(1) + C(2) * DLcap(-1) + C(3) * DLcap(-2) + C(4) * DLndc + C(5) * DLndc(-1) + C(6) * DLndc(-2) + C(7) * DLfx + C(8) * DLcpi + C(9) * DLY_n + C(10) * DLp. \quad (13)$$

МНК-оценки модели (13) представлены в табл. 17.

Таблица 17

**МНК-оценки модели (13)**

Переменные	Коэффициенты	Стандартные ошибки	$t$ -статистика	$p$ -значения
$C(1)$	-0.010719	0.013220	-0.810781	0.4202
$DLcap(-1)$	0.351153	0.103400	3.396051	0.0011
$DLcap(-2)$	0.232757	0.098884	2.353834	0.0214
$DLndc$	0.212213	0.079266	2.677239	0.0092
$DLndc(-1)$	0.095304	0.081927	1.163272	0.2486
$DLndc(-2)$	0.266447	0.077586	3.434198	0.0010
$DLfx$	0.467634	0.193181	2.420705	0.0181
$DLcpi$	-0.099829	0.101997	-0.978750	0.3310
$DLY_n$	0.082732	0.050301	1.644744	0.1044
$DLp$	0.204369	0.087448	2.337044	0.0223
$R^2$			0.834339	
$R^2$ скорректированный			0.813340	
Стандартная ошибка регрессии			0.044524	
Статистика Дарбина-Ватсона			2.067821	
Критерий Акаике			-6.108321	
Критерий Шварца			-5.812710	
$F$ -статистика			39.73178	
$p$ -значение ( $F$ -статистики)			0.000000	

Результаты, представленные в табл. 17, говорят о том, что исключение переменной  $DLm3$  и добавление лаговых значений переменной  $DLndc$  значительно повысило качество рассматриваемой модели. Данный факт также подтвер-

ждается ростом скорректированного коэффициента детерминации и снижением значений информационных критериев Акаике и Шварца\*.

Статистически значимыми стали коэффициенты при обменном курсе и средней цене гособлигаций, а при темпе инфляции и средневзвешенной номинальной доходности гособлигаций остались по-прежнему незначимыми. Поэтому для последних двух показателей введем один общий индикатор – реальную средневзвешенную доходность первичного рынка ГКО – и исключим из модели (13) переменные  $DLcpi$  и  $DLY_n$ .

Введение лаговой переменной  $DLndc(-2)$  оказалось оправданным, коэффициент при переменной  $DLndc(-1)$  статистически незначим, поэтому исключим ее при дальнейшем модифицировании модели.

В итоге оценим следующую регрессию:

$$DLcap = C(1) + C(2) * DLcap(-1) + C(3) * DLcap(-2) + C(4) * DLndc + C(5) * DLndc(-2) + C(6) * DLfx + C(7) * Y_r + C(8) * DLp \quad (14)$$

МНК-оценки модели (14) представлены в табл. 18.

Таблица 18

МНК-оценки модели (14)

Переменные	Коэффициенты	Стандартные ошибки	t-статистика	p-значения
$C(1)$	-0.009139	0.009338	-0.978666	0.3310
$DLcap(-1)$	0.358192	0.095346	3.756751	0.0003
$DLcap(-2)$	0.165344	0.092787	1.781970	0.0509
$DLndc$	0.207505	0.076488	2.712927	0.0083
$DLndc(-2)$	0.333055	0.079971	4.164690	0.0001
$DLfx$	0.530456	0.189994	2.791963	0.0067
$Y_r$	-0.001072	0.000376	-2.056196	0.0433
$DLp$	0.130503	0.068361	1.909020	0.0502
$R^2$			0.834519	
$R^2$ скорректированный			0.818651	
Стандартная ошибка регрессии			0.043886	
Статистика Дарбина-Ватсона			2.075741	
Критерий Акаике			-6.158789	
Критерий Шварца			-5.922300	
F-статистика			52.59106	
p-значение (F-статистики)			0.000000	

Согласно оценкам регрессии (14) все коэффициенты в модели, кроме свободного члена, являются статистически значимыми.

Свободный член  $C(1)$  из уравнения исключать не будем, так как в нем содержатся значения тех переменных, которые не включены в модель. Исключение переменной  $DLndc(-1)$ , а также преобразование переменных  $DLcpi$  и  $DLY_n$  в

\* Информационный критерий Акаике (AIC) и критерий Шварца (SC) являются эвристической попыткой свести в один показатель два требования: уменьшение числа параметров модели и ее качество. Согласно вышеупомянутым критериям, из двух моделей следует выбрать модель с наименьшим значением AIC и SC (Schwarz (1978)).



$Y_t$ , улучшило общее качество уравнения регрессии, о чем свидетельствует тот факт, что коэффициент детерминации и скорректированный коэффициент детерминации при снижении количества регрессоров в модели (14) по сравнению с моделью (13) остались на прежнем уровне, хотя при исключении переменных сокращается число степеней свободы, и коэффициент детерминации должен уменьшаться. Улучшение качества модели (14) также подтверждается снижением значений информационных критериев Акаике и Шварца.

Поскольку все коэффициенты в модели статистически значимы, а коэффициент детерминации достаточно высок, проверим выполнимость предположений метода наименьших квадратов, в частности нормальность ошибок, отсутствие автокорреляции и гетероскедастичности остатков.

Результаты теста на нормальность ошибок модели (14) представлены на рис. 6.

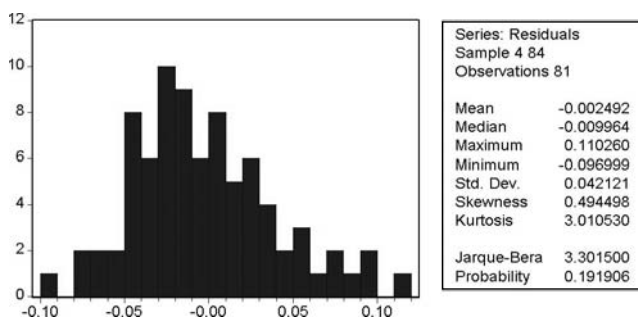


Рис. 6. Гистограмма ошибок модели (14)

Значения коэффициентов асимметрии (Skewness), эксцесса (Kurtosis), а также статистика Жарка-Беры и соответствующее  $p$ -значение говорят о нормальности ошибок рассматриваемой модели.

Статистика Дарбина-Ватсона близка к двум (см. табл. 18), что говорит об отсутствии автокорреляции первого порядка (Durbin, Watson (1951)). Для проверки наличия автокорреляции высших порядков выполним  $LM$ -тест Бреуша-Годфрея (Breusch (1979)) (см. табл. 19).

Для проверки наличия гетероскедастичности в остатках выполним тест Уайта (White (1980)) (см. табл. 19).

Таблица 19  
Тесты на автокорреляцию и гетероскедастичность, модель (14)

Тест	$F$ -статистика	Вероятность
$LM$ -тест Бреуша-Годфрея	1.62	0.16
Тест Уайта на гетероскедастичность	0.88	0.58

Результаты  $LM$ -теста Бреуша-Годфрея говорят об отсутствии автокорреляции остатков 1–6 порядков. Результаты теста Уайта свидетельствуют об отсутствии гетероскедастичности.

Таким образом, все предпосылки метода наименьших квадратов выполнены, поэтому можно считать, что МНК-оценки коэффициентов модели (14) являются наиболее эффективными (в смысле наименьшей дисперсии) оценками в классе линейных несмещенных оценок или BLUE оценками (Бородич (2001)).

Проведем ряд диагностических тестов на проверку стабильности модели и устойчивость ее прогностических возможностей.

Выполним тест Рамсея RESET на функциональную линейность модели (Ramsey (1969)). Его результаты:  $F(1.84) = 7.88(0.006)$ . В скобках указана вероятность, соответствующая  $F$ -статистике. Таким образом, согласно тесту Рамсея, на 5%-м уровне значимости гипотеза о линейной спецификации модели должна быть отвергнута.

Проанализируем стабильность данной модели на исследуемом промежутке времени при помощи серии рекурсивных тестов. На рис. 7 и 8 представлены рекурсивные оценки коэффициентов регрессии и остатки регрессии с 95%-ми расчетными доверительными интервалами.

Рекурсивные оценки коэффициентов регрессии позволяют проследить динамику изменения коэффициентов в регрессионной модели при увеличении количества наблюдений в выборке. Если по мере добавления новых данных динамика поведения коэффициентов существенно изменяется, то этот факт свидетельствует о нестабильности модели.

Рекурсивные оценки остатков регрессии представляют собой диаграмму остатков и 95%-й доверительный интервал для них. Если остатки существенно выходят за пределы доверительного интервала, то это говорит о нестабильности параметров анализируемой модели.

Ось абсцисс на рис. 7 и 8 представлена отсчетами от 1 до 84, что соответствует временному интервалу 1995:1–2001:12, то есть один отсчет равен одному месяцу.

Представленные графики рекурсивных оценок коэффициентов и остатков регрессии в целом говорят о стабильности полученной модели. Следовательно, модель (14) является стабильной и может использоваться при прогнозировании.

Для оценки прогностических возможностей данной модели емкости первичного рынка ГКО был осуществлен прогнозный тест Чоу на 12 месяцев (Greene (1997)). Его суть заключается в следующем: в рамках исследуемой выборки резервируется 12 месяцев, затем модель рассчитывается вновь и осуществляется прогноз на зарезервированные месяцы. Результаты прогнозного теста Чоу,  $F(12.72) = 0.35(0.91)$ , свидетельствуют о хороших прогностических свойствах полученной модели, в частности, при прогнозировании емкости первичного рынка ГКО в 2001 г. по данным за 1995–2000 гг. на основании модели (14) возможная ошибка составляет 9%.

Рассмотрим другие прогностические характеристики модели на основе тестов CUSUM. Данные тесты основаны на расчете накопленных (кумулятивных) сумм рекурсивных остатков или накопленных сумм квадратов рекурсивных остатков и оценке соответствующих регрессионных уравнений. Результатом тестов являются диаграммы динамики рекурсивных оценок остатков или квадратов рекурсивных оценок остатков и 95%-е доверительные интервалы для них. Если рекурсивные оценки остатков выходят за критические границы, то это говорит о нестабильности параметров модели.

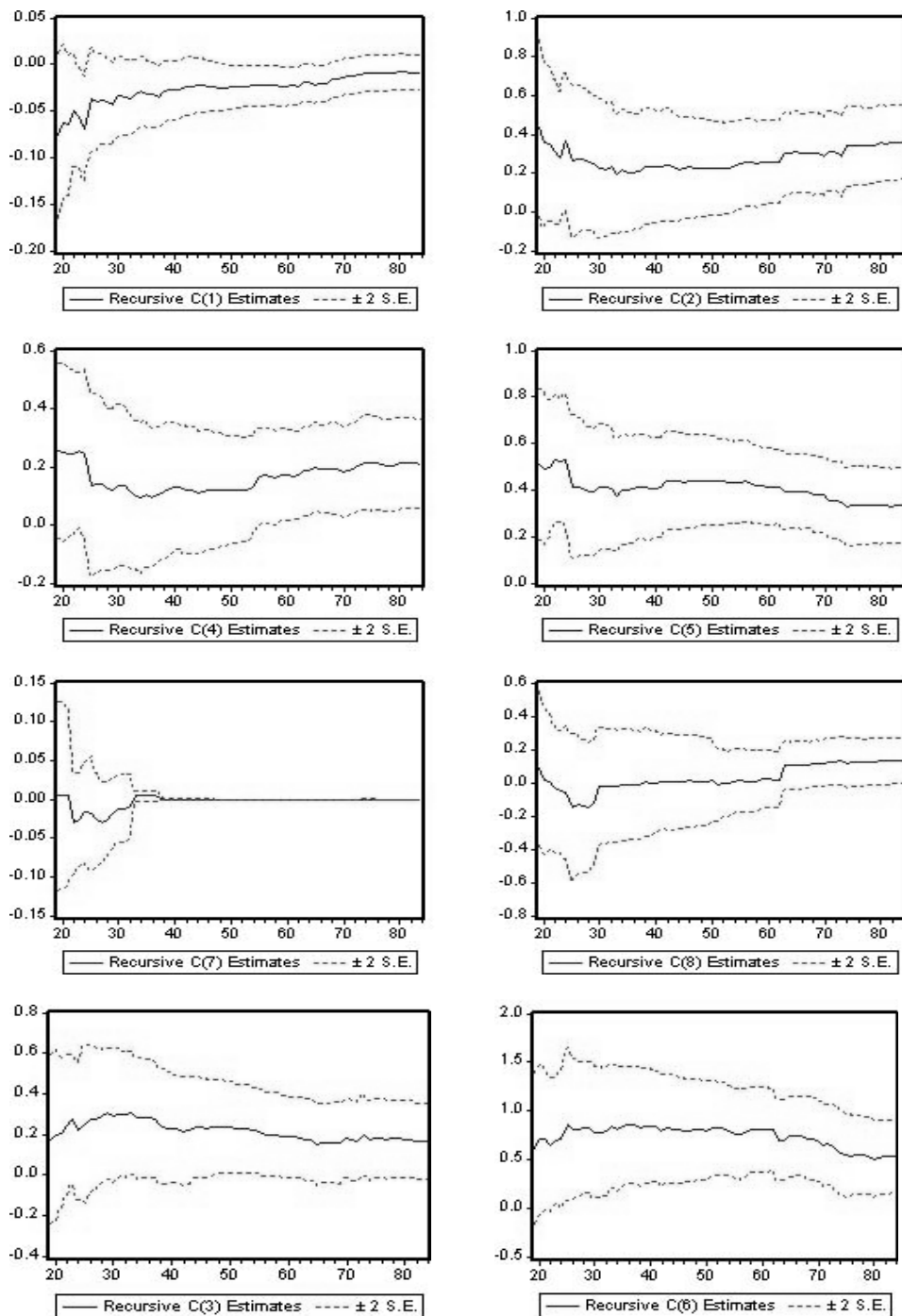
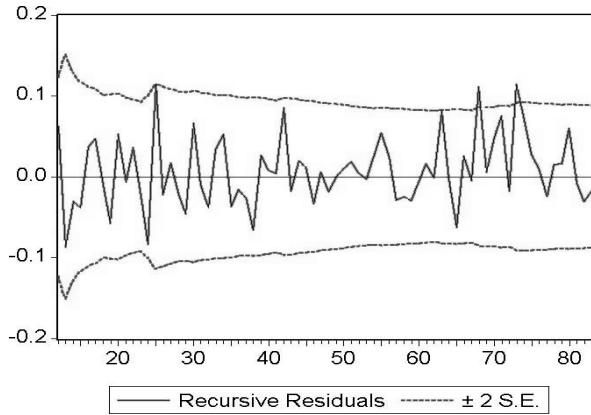
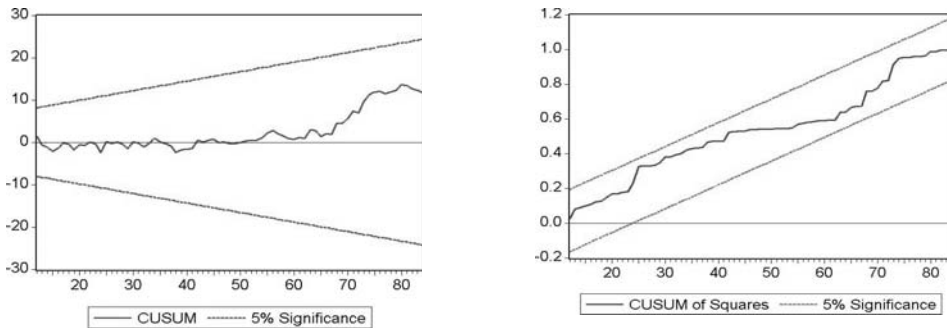


Рис. 7. Рекурсивные оценки коэффициентов регрессии



**Рис. 8. Рекурсивные оценки остатков регрессии**

Рис. 9 показывает, что рекурсивные оценки остатков (CUSUM) и квадраты рекурсивных оценок остатков (CUSUM of Squares) не выходят за 95%-е доверительные интервалы, что еще раз подтверждает высокие прогностические возможности разработанной модели.



**Рис. 9. Прогностические возможности модели: тест CUSUM и CUSUMsq**

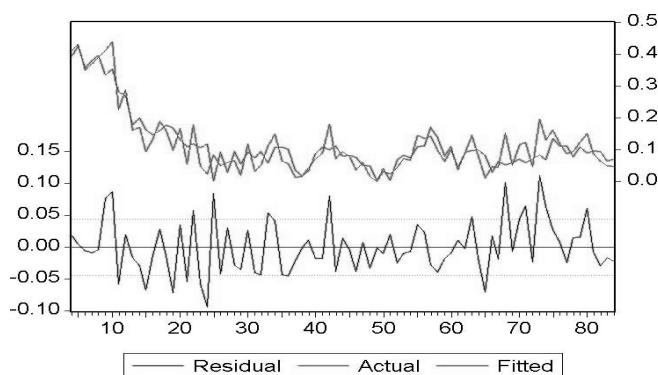
Таким образом, проведенные диагностические тесты показали, что модель (14) является стабильной, правильно специфицированной и обладает устойчивыми прогностическими характеристиками.

Подставим вместо  $C_i$  в модели (14) соответствующие значения коэффициентов, полученных на основании метода наименьших квадратов:

$$DLcap = -0.009 + 0.358 * DLcap(-1) + 0.165 * DLcap(-2) + 0.208 * DLndc + 0.333 * DLndc(-2) + 0.530 * DLfx - 0.001 * Y_r + 0.131 * DLp. \quad (15)$$

Данная модель, несмотря на относительную простоту, достаточно хорошо описывает фактические данные, о чем свидетельствуют приведенные на рис. 10 графики, характеризующие степень соответствия фактических и расчет-

ных значений емкости первичного рынка ГКО. Остатки находятся в пределах 9%, что соответствует результатам вневыборочного прогнозного теста Чоу.



**Рис. 10. Соответствие фактических и расчетных значений модели (15)**

Проинтерпретируем коэффициенты модели (15).

Лаговая структура емкости первичного рынка во многом обуславливает дальнейшую динамику, в частности значение емкости в предыдущий месяц вносит вдвое больший вклад в текущее значение, чем значение емкости два месяца назад. Противоположная картина наблюдается во взаимодействии емкости первичного рынка ГКО и ЧВРК. Прирост этого показателя на 1% два месяца назад и в данный месяц приводит к увеличению текущей емкости первичного рынка ГКО на 0.33% и 0.21% соответственно.

Девальвация белорусского рубля на 1% сужает емкость на 0.53%.

Реальная доходность не оказывает существенного влияния на динамику емкости первичного рынка ГКО. Данный факт можно объяснить недавним выходом процентных ставок денежного рынка Республики Беларусь на положительный уровень. Знак (–) перед данным коэффициентом говорит о том, что при снижении реальной доходности (на фоне стабильного валютного курса и низкой инфляции) должно произойти увеличение емкости первичного рынка ГКО.

### **3.1.2. Оценка долгосрочных аспектов каузальности на основе VAR моделей с механизмом корректировки ошибки**

Добавим к модели (14) механизм корректировки ошибки, полученный в рамках коинтеграционного анализа на основе векторных авторегрессионных моделей. Это позволит, с одной стороны, учесть долгосрочные аспекты взаимодействия емкости первичного рынка ГКО с основными конъюнктурообразующими факторами рынка ГКО, с другой стороны, проверить результаты каузального анализа, полученные в разделе 2.2, так как, согласно теореме Грэнджера «о представлении» (Granger (1988)), если изучаемые переменные коинтегрированы, отсутствие каузальной связи в долгосрочном периоде между

ними исключается, то есть связь должна существовать хотя бы в одном направлении.

Проверим наличие каузальных связей в долгосрочном периоде между емкостью первичного рынка ГКО и основными индикаторами, влияющими на рынок гособлигаций. Данная ситуация анализируется при помощи стандартной  $t$ -статистики при коэффициенте  $\alpha$  в коинтеграционных уравнениях с механизмом корректировки ошибки. Статистически значимый и отрицательный коэффициент при переменной, характеризующей механизм корректировки ошибки, свидетельствует в пользу существования долгосрочной связи между рассматриваемыми индикаторами (см. табл. 20).

Таблица 20

 **$t$ -тест на каузальность**

Переменные	Коэффициенты	$t$ -статистика	Вероятность
$ECMm3(-1)$	-0.04	-3.72	0.00
$ECMndc(-1)$	-0.05	-3.60	0.00
$ECMspi(-1)$	-0.03	-3.08	0.00

Результаты каузального  $t$ -теста говорят как о наличии долгосрочных связей между рассмотренными показателями, так и о корректности результатов, полученных на основании теста Грэйнджера в уровнях по данным переменным.

Таблица 21

**МНК-оценки модели (16)**

Переменные	Коэффициенты	Стандартные ошибки	$t$ -статистика	$p$ -значения
$C(1)$	-0.026576	0.027563	-0.964182	0.3383
$DLcap(-1)$	0.285102	0.096786	2.945695	0.0044
$DLcap(-2)$	0.150584	0.095396	1.578521	0.1190
$DLndc$	0.153660	0.082694	1.858178	0.0674
$DLndc(-2)$	0.328523	0.081783	4.017013	0.0001
$DLfx$	-0.087887	0.490449	-0.179197	0.8583
$Y_t$	-0.000702	0.000368	-1.908731	0.0605
$DLp$	0.098912	0.068104	1.452378	0.1509
$ECMm3(-1)$	-0.036530	0.033576	-1.087993	0.2804
$ECMndc(-1)$	-0.008557	0.029235	0.292707	0.7706
$ECMspi(-1)$	-0.018689	0.010906	-1.713738	0.0911
$R^2$			0.831870	
$R^2$ скорректированный			0.807504	
Стандартная ошибка регрессии			0.042789	
Статистика Дарбина-Ватсона			2.202103	
$F$ -статистика			34.13974	
$p$ -значение ( $F$ -статистики)			0.000000	

Рассмотрим модель (14) с учетом механизма корректировки ошибки по переменным  $ECMm3$ ,  $ECMndc$  и  $ECMspi$ .

Оценим следующую регрессию:

$$DLcap = C(1) + C(2) * DLcap(-1) + C(3) * DLcap(-2) + C(4) * DLndc + C(5) * DLndc(-2) + C(6) * DLfx + C(7) * Y_r + C(8) * DLp + C(9) * ECMm3(-1) + C(10) * ECMndc(-1) + C(11) * ECMcpi(-1), \tag{16}$$

МНК-оценки модели (16) представлены в табл. 21.

Согласно оценкам регрессии (16) введение в модель механизма корректировки ошибки по переменным *m3*, *ndc* и *cpi* – *ECMm3*, *ECMndc*, *ECMcpi*, полученным на основе коинтеграционного анализа, привело к ухудшению ее характеристик.

Данный факт объясняется возникновением мультиколлинеарности: коэффициент корреляции между *DLfx* и *ECMm3(-1)* равен -0.96. На основании коинтеграционного анализа был сделан вывод об отсутствии коинтеграции между емкостью первичного рынка ГКО и официальным обменным курсом. Поэтому при дальнейшей модификации модели (16) исключим из рассмотрения переменную *DLfx*. Коэффициент корреляции между *ECMm3(-1)* и *ECMndc(-1)* равен 0.86. В этой связи для устранения мультиколлинеарности необходимо исключить одну из этих переменных. Поскольку динамика ЧВРК уже представлена в модели регрессорами *DLndc* и *DLndc(-2)*, а динамика совокупной денежной массы отсутствует, то исключим переменную *ECMndc(-1)* и оценим следующую модель:

$$DLcap = C(1) + C(2) * DLcap(-1) + C(3) * DLcap(-2) + C(4) * DLndc + C(5) * DLndc(-2) + C(6) * Y_r + C(7) * DLp + C(8) * ECMm3(-1) + C(9) * ECMcpi(-1), \tag{17}$$

Таблица 22

МНК-оценки модели (17)

Переменные	Коэффициенты	Стандартные ошибки	t-статистика	p-значения
C(1)	-0.024552	0.014592	-1.682577	0.0969
DLcap(-1)	0.287147	0.095192	3.016515	0.0035
DLcap(-2)	0.155043	0.088493	1.952024	0.0501
DLndc	0.162619	0.075358	2.157946	0.0343
DLndc(-2)	0.326022	0.077530	4.205102	0.0001
Y <sub>r</sub>	-0.000703	0.000363	-1.935934	0.0509
DLp	0.097627	0.066773	1.462080	0.1481
ECMm3(-1)	-0.028005	0.011360	-2.465285	0.0161
ECMcpi(-1)	-0.016796	0.007857	-2.137866	0.0360
R <sup>2</sup>			0.831628	
R <sup>2</sup> скорректированный			0.812657	
Стандартная ошибка регрессии			0.042213	
Статистика Дарбина-Ватсона			2.099337	
F-статистика			43.83568	
p-значение (F-статистики)			0.000000	

Табл. 22 показывает, что все коэффициенты при переменных в модели (17), кроме *DLp* и свободного члена, статистически значимы. Из рассмотрения данные переменные исключать не будем, исходя из экономического смысла анализируемых процессов. Статистическая незначимость *DLp* может быть объяснена недостаточностью наблюдений в выборке. Основываясь на этом предпо-

ложении, допустим, что с увеличением количества наблюдений коэффициент при регрессоре  $DLp$  станет статистически значимым.

Рассмотрим статистические характеристики данной модели. Результаты соответствующих тестов представлены в табл. 23.

Таблица 23

### Статистические характеристики модели (17)

Тест	Статистика теста	Вероятность
Тест на нормальность Жарка-Беры	5.24	0.07
LM-тест Бреуша-Годфрея, 5 лагов	1.60	0.17
Тест Уайта на гетероскедастичность	0.72	0.76
Тест Рамсея на линейность	2.06	0.15

Табл. 23 свидетельствует, что на 5%-м уровне значимости в модели (17) отсутствуют какие-либо проблемы спецификации. Диагностические тесты на устойчивость прогностических характеристик данной модели также показывают удовлетворительные результаты. В целях экономии места их результаты не приводятся. Поэтому можно сделать вывод об адекватности модели (17) исходным данным.

Подставим вместо  $C_i$  в модели (17) соответствующие значения коэффициентов, вычисленных на основании метода наименьших квадратов:

$$DLcap = -0.025 + 0.287 * DLcap(-1) + 0.155 * DLcap(-2) + 0.163 * DLndc + 0.326 * DLndc(-2) - 0.001 * Y_t + 0.09 * DLp - 0.028 * ECMm3(-1) - 0.017 * ECMspi(-1). \quad (18)$$

Экономическая интерпретация полученных результатов во многом аналогична интерпретации коэффициентов модели (15). Новшеством является введение механизма корректировки ошибки в модель (18). Знак (-) и статистическая значимость коэффициентов при регрессорах  $ECMm3(-1)$  и  $ECMspi(-1)$  свидетельствуют о наличии долгосрочных связей емкости первичного рынка ГКО с индикаторами рублевой денежной массы и инфляции.

Статистические характеристики модели (18) схожи с аналогичными показателями модели (15), поэтому данные модели с точки зрения качества подгонки уравнения регрессии являются эквивалентными и при дальнейшем эконометрическом анализе динамики емкости первичного рынка ГКО их использование целесообразно.

Таким образом, результаты, полученные в рамках моделей (15) и (18), во многом согласуются с выводами, сделанными на основе корреляционного, каузального и коинтеграционного анализа, что свидетельствует о выявлении верных и статистически корректных закономерностей в динамике емкости первичного рынка ГКО.

### 3.2. ARMA-модели

ARMA-модели представляют собой модели авторегрессии (AR) и скользящего среднего (MA). Данный класс моделей был разработан Боксом и Дженкинсом в 1976 г. для анализа стационарных временных рядов (Box, Jenkins (1976)).



Анализ и прогнозирование временных рядов в соответствии с методологией Бокса-Дженкинса проводится в четыре этапа. Первый этап заключается в проверке временного ряда на стационарность; второй этап – идентификация модели, то есть выбор ее параметров; третий этап – оценка модели и проверка на адекватность исходным данным; четвертый этап – прогнозирование. Рассмотрим каждый из этапов более подробно и построим прогноз емкости первичного рынка ГКО на 2002 г.

### 3.2.1. Проверка временного ряда на стационарность

Данный этап был проделан в рамках коинтеграционного анализа (см. раздел 2.3), где было проверено, что первая разность логарифмов емкости первичного рынка ГКО является стационарным рядом.

### 3.2.2. Идентификация модели

После того как получен стационарный временной ряд, необходимо определить параметры ARMA( $p, q$ ) модели. Традиционно, для того чтобы сформулировать гипотезы о возможных порядках авторегрессии AR( $p$ ) и скользящего среднего MA( $q$ ), строят автокорреляционную и частную автокорреляционную функцию стационарного временного ряда (Kennedy (1992)) (см. рис. 11).

Согласно теоретико-вероятностному аппарату процессов авторегрессии и скользящего среднего логично предположить, что рассматриваемые данные представляют собой авторегрессионный процесс второго порядка или смешанный процесс авторегрессии и скользящего среднего первого порядка.

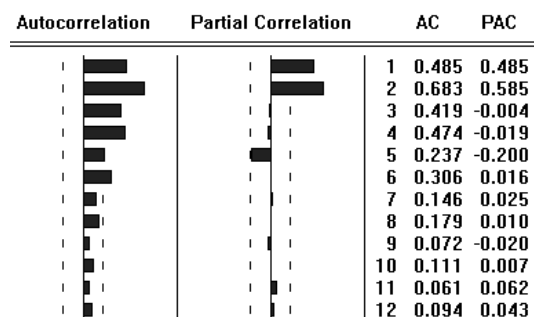


Рис. 11. Автокорреляционная (AC) и частная автокорреляционная (PAC) функции переменной DLcap

### 3.2.3. Проверка адекватности модели

Каждая из моделей, выбранных на предыдущем этапе, проверяется на соответствие исходным данным, причем выбирается модель с наименьшим количеством параметров. Существует несколько критериев, анализ которых позволит оце-

нить, насколько модель соответствует данным. Во-первых, оценки коэффициентов модели должны быть статистически значимы, то есть соответствующие  $p$ -значения  $t$ -статистик должны быть меньше выбранного порогового значения. Во-вторых, остатки в модели должны иметь нулевую автокорреляцию: для этого целесообразно рассмотреть статистику Бокса-Пирса, где для отклонения нулевой гипотезы о наличии автокорреляции необходимо, чтобы полученное значение  $Q$  было больше соответствующего критического значения; или провести  $LM$ -тест Бреуша-Годфрея на основе  $F$ -статистики. В-третьих, ошибки в модели должны быть распределены по нормальному закону.

Если возникает ситуация, когда несколько ARMA-моделей являются адекватными данным, то выбирается модель с наименьшим количеством параметров; в случае равенства количества параметров рассматриваются информационный критерий Акаике (AIC) и критерий Шварца (SC). Рассмотрим модель ARMA(1.1) (см. табл. 24).

Таблица 24

## Модель ARMA(1.1)

Переменная	Коэффициенты	Стандартная ошибка	$t$ -статистика	Вероятность, $p$ -значение
Свободный член	0.08	0.01	9.09	0.00
AR(1)	0.86	0.02	44.65	0.00
MA(1)	-0.87	0.05	-18.26	0.00
<b>Информационный критерий Акаике (AIC)</b>				-5.31
<b>Критерий Шварца (SC)</b>				-5.22

Табл. 24 показывает, что коэффициенты в модели статистически значимы.

Проанализируем статистику Бокса-Пирса и  $LM$ -тест Бреуша-Годфрея. На рис. 12 представлены: коррелогограмма, частная автокорреляционная функция, статистика Бокса-Пирса и соответствующее ей  $p$ -значение.

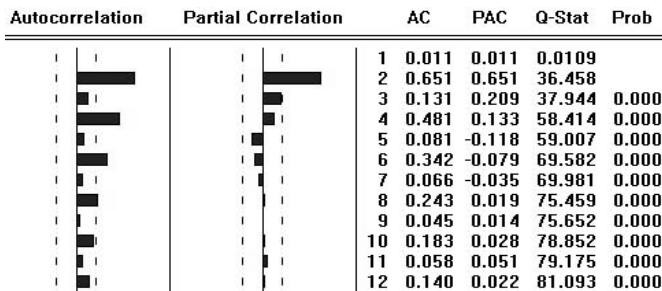


Рис. 12. Модель ARMA(1.1)

В рамках  $LM$ -теста Бреуша-Годфрея модели ARMA(1.1) были получены следующие результаты:  $F$ -статистика равна 5.33; соответствующее ей значение вероятности – 0.00.

Рис. 12 и табл. 25 однозначно свидетельствуют в пользу наличия автокорреляции в остатках модели. Следовательно, модель ARMA(1.1) не является адекватной исходным данным, поэтому перейдем к анализу альтернативной модели.

Рассмотрим модель AR(2) (см. табл. 25).

Таблица 25

**Модель ARMA(2.0)**

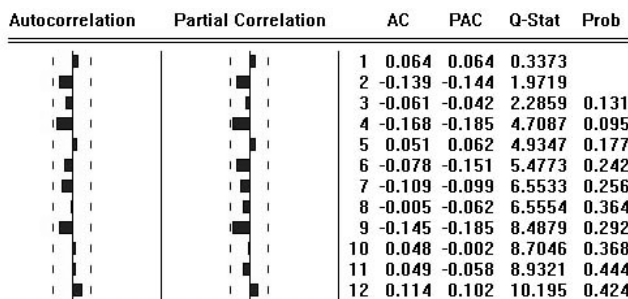
Переменная	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	Вероятность, p-значение
Свободный член	0.07	0.04	1.95	0.05
AR(1)	0.23	0.07	3.35	0.00
AR(2)	0.58	0.06	10.13	0.00
Информационный критерий Акаике (AIC)				-5.76
Критерий Шварца (SC)				-5.66

Табл. 25 показывает, что коэффициенты в модели ARMA(2.0) являются статистически значимыми.

На рис. 13 представлены коррелограмма, частная автокорреляционная функция, статистика Бокса-Пирса и соответствующее ей p-значение.

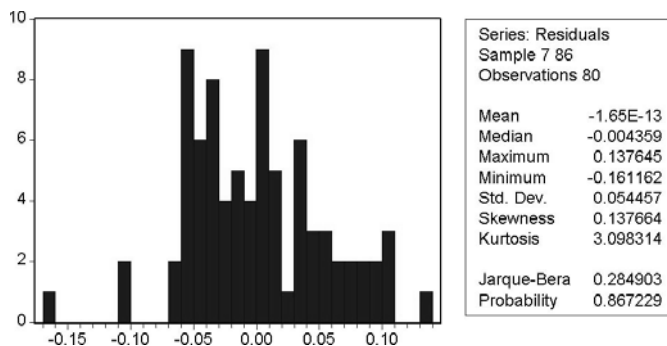
Результаты LM-теста Бреуша-Годфрея для модели ARMA(2.0) следующие: F-статистика равна 1.27; соответствующее ей значение вероятности – 0.26.

В модели ARMA(2.0) согласно статистике Бокса-Пирса и LM-теста Бреуша-Годфрея отсутствует автокорреляция остатков. Для полной адекватности исходных данных модели ARMA(2.0) осталось проверить, являются ли ошибки распределенными по нормальному закону. Рис. 14 представляет гистограмму ошибок модели ARMA(2.0) с соответствующими численными характеристиками.



**Рис. 13. Модель AR(2)**

Значения асимметрии (Skewness), эксцесса (Kurtosis), а также статистика Жарка-Беры и соответствующее ей p-значение говорят о нормальности ошибок рассматриваемой модели.



**Рис. 14. Гистограмма ошибок модели ARMA(2.0)**

Исходя из того что коэффициенты в модели ARMA(2.0) статистически значимы, автокорреляция остатков отсутствует, а ошибки нормально распределены, можно сделать вывод: модель хорошо специфицирована и полностью адекватна исходным данным. Таким образом, можно переходить к заключительному этапу в методологии Бокса-Дженкинса – прогнозированию в ARMA моделях.

### 3.2.4. Прогнозирование

Прогнозирование является конечной целью построения ARMA-моделей. На практике, как правило, мы не знаем точных значений коэффициентов модели и работаем с их оценками, что добавляет дополнительную неопределенность в прогноз. Ряд эконометрических компьютерных пакетов корректно рассчитывает дисперсии ошибок прогноза, учитывая и неопределенность в коэффициентах. Поэтому прогноз емкости рынка ГКО на 2002 г., в основе которого лежит авторегрессионный процесс второго порядка, осуществлялся с применением эконометрического пакета *E-Views*. Результатом прогноза стали ежемесячные значения логарифмических темпов прироста емкости первичного рынка ГКО, поэтому далее данные величины путем соответствующих математических преобразований были трансформированы в абсолютные значения с нарастающим итогом. На рис. 15 представлен график прогнозных значений емкости первичного рынка ГКО в 2002 г.

Прогнозирование с применением ARMA-моделей представляет собой глубоко функциональный анализ тенденций поведения объема рынка ГКО. Ее прогностические возможности высоки в случае выполнения условия «при прочих равных», то есть при неизменности денежно-кредитной политики и отсутствии структурных изменений в сфере обращения ГКО. Таким образом, если в 2002 г. экономика Республики Беларусь будет развиваться, повторяя основные тенденции прошлых лет, особенно 2001 г., то емкость первичного рынка ГКО должна варьироваться в пределах от 487 млрд руб. до 768 млрд руб. на 5%-м уровне значимости, что в среднем составляет 622 млрд руб.

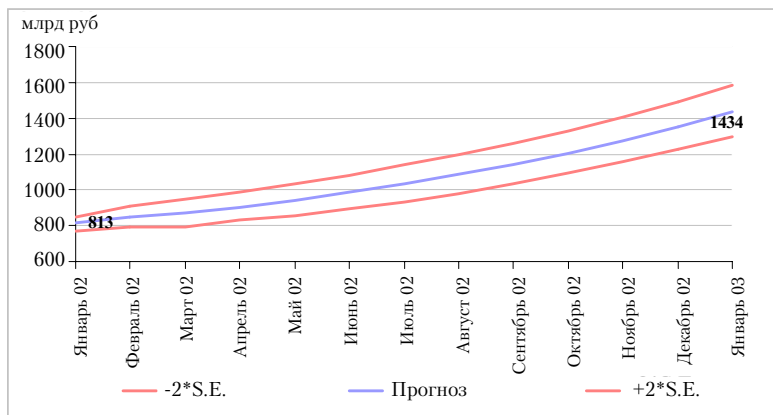


Рис. 15. Прогноз емкости первичного рынка ГКО на 2002 г.

#### 4. РЕКОМЕНДАЦИИ ПО ИСПОЛЬЗОВАНИЮ РАЗРАБОТАННЫХ МОДЕЛЕЙ

Гособлигации приобретают все большее макроэкономическое значение. В этой связи необходимо дальнейшее развитие и совершенствование рынка ГКО как с качественной, так и с количественной стороны.

Идеал, на первый взгляд, состоит в полной замене использования кредитов в финансировании дефицита бюджета эмиссией ГЦБ. Однако вопрос о целесообразности массивной эмиссии государственных облигаций на белорусском рынке весьма сложен. В условиях слабой привлекательности прямых инвестиций в производственную сферу перераспределение средств через бюджет может быть альтернативой прямому проектному финансированию. С другой стороны, сохранение высокой доли средств, перераспределяемых через бюджет, способствует консервации застойных явлений в производстве и нарастанию иждивенческих настроений у товаропроизводителей. Анализ белорусского рынка ГКО показал, что на современном этапе развития правительство не может отказаться от использования кредитов Национального банка при финансировании бюджетного дефицита и перейти полностью на использование для этих целей средств от размещения гособлигаций. Однако увеличение доли ГЦБ в финансировании дефицита государственного бюджета является одной из приоритетных задач в экономике Республики Беларусь, поэтому оценка рыночных возможностей поглощения гособлигаций или расчет емкости рынка ГКО являются весьма актуальной проблемой на современном этапе экономического развития страны.

Отбор проблематики и селекция экономико-математических подходов к моделированию экономических процессов в проведенном исследовании продиктованы во многом приоритетными направлениями исследования эконо-

мики переходного периода, а использование методов эконометрического моделирования связано в первую очередь с построением комплекса моделей для анализа и прогнозирования емкости первичного рынка ГКО, поскольку эффективность управления дефицитом бюджета и источниками его финансирования в существенной степени зависит от степени использования прогностических свойств экономической информации.

Прогноз является неотъемлемой составной частью любых макроэкономических программ и основывается на хорошо проверенной и отлаженной методологии, позволяющей избегать технических ошибок. Поэтому в качестве основного подхода к прогнозированию емкости первичного рынка ГКО были использованы модели авторегрессии и скользящего среднего, которые получили мировое признание в сфере прогнозирования экономических показателей.

Результатом проведенного исследования явились новые научные данные о закономерностях динамики емкости первичного рынка ГКО в условиях Республики Беларусь, а также обоснованные прогнозные оценки данного индикатора, учитывающие статистические свойства исследуемого процесса и обеспечивающие высокий уровень его формализации, что позволяет на объективной основе планировать размеры покрытия дефицита государственного бюджета за счет гособлигаций. Кроме того, разработанные эконометрические модели объективно и достаточно точно отражают основные тенденции функционирования финансового рынка Республики Беларусь, связи и ограничения, налагаемые внешней средой, а также потребности внутреннего развития.

Использование на практике разработанных в исследовании эконометрических моделей анализа и прогнозирования емкости первичного рынка ГКО на ближайшую перспективу дает специалистам научно обоснованный инструмент для расчетов прогнозного значения данного показателя и принятия соответствующих управленческих решений.

Полученные результаты могут использоваться в Национальном банке Республики Беларусь при разработке «Основных направлений денежно-кредитной политики» на ближайшую перспективу, а также для анализа влияния инструментов экономической политики на ход социально-экономических процессов в республике, для выбора и обоснования конкретных управляющих решений, обеспечивающих максимально возможный уровень достижения поставленных целей и определения наиболее предпочтительных траекторий социально-экономического развития страны.

Прогноз емкости рынка ГКО – это этап подготовки основных предпосылок при выработке проекта бюджета и определении доли гособлигаций в финансировании дефицита. Поэтому результаты исследования могут быть применены при решении вышеупомянутых задач в Министерстве финансов.

Разработанные эконометрические модели могут послужить основой для дальнейших исследований взаимосвязи макроэкономических показателей и емкости первичного рынка ГКО с целью анализа вариантных прогнозов реализации экономической политики.

Теоретические положения и подходы к построению моделей также могут быть использованы экономическими вузами и факультетами в учебном про-

цессе, научными организациями и коммерческими структурами – для анализа и прогнозирования основных тенденций развития рынка государственных ценных бумаг.

Методология анализа и прогнозирования емкости первичного рынка ГКО может оказаться полезной при дальнейшем исследовании других секторов рынка долговых обязательств: корпоративных облигаций, банковских векселей, закладных, а также в случае формирования рынка долгосрочных капиталов. В целом разработанные эконометрические модели позволяют значительно усовершенствовать систему анализа, прогнозирования и программирования развития экономики.

## 5. ВЫВОДЫ

Проведенный анализ и прогнозирование емкости первичного рынка ГКО показали, что современные эконометрические методы могут эффективно применяться в исследованиях финансовых рынков стран с переходной экономикой. В частности, в рамках проведенного исследования были получены следующие результаты.

1. На основании анализа основных тенденций денежно-кредитной политики Республики Беларусь и сферы обращения государственных ценных бумаг были выделены одиннадцать показателей для анализа и прогнозирования емкости первичного рынка ГКО, а также собрана статистическая база по данным показателям за 7 полных лет (1995:1–2001:12).

2. Классический корреляционный анализ позволил выявить самые общие представления о связях емкости первичного рынка ГКО с рассматриваемыми показателями. Полученные результаты логично увязываются с экономической теорией. Например, рост внутренних кредитов и снижение темпов инфляции приводят к росту емкости первичного рынка ГКО. Небольшое значение коэффициента корреляции между емкостью и инфляцией говорит о том, что ГКО еще не стали финансовым инструментом, оказывающим существенное влияние на экономическую ситуацию в стране.

Статистическая незначимость связи инфляции с ЧВРК и МЗ экономически объясняется тем, что инфляционные последствия увеличения внутренних кредитов и расширения денежной массы имеют лаг больший, чем один месяц. Аналогичные выводы можно сделать о связи между емкостью первичного рынка ГКО и МЗ, а также ЧВРК и МЗ.

При снижении уровня инфляции и стабилизации валютного курса можно будет уменьшить доходность (коэффициент корреляции между доходностью и емкостью равен  $-0.34$ ), следовательно, снизить стоимость обслуживания государственного долга и увеличить ликвидность первичного рынка.

3. Статистический аппарат корреляционного анализа не позволяет определить направление причинно-следственных связей между рассматриваемыми величинами. Кроме того, ввиду необходимости использования стационарных временных рядов для получения правильных коэффициентов корреляции приходится переходить к первым разностям исследуемых индикаторов,

что позволяет делать выводы только о краткосрочной динамике анализируемых показателей.

4. В рамках каузального анализа были выявлены направления причинно-следственных связей, основных конъюнктурообразующих факторов рынка ГКО. Так, изменение рублевой денежной массы в момент времени  $t$  оказывает влияние на емкость первичного рынка ГКО в течение последующих  $t + 5$  отчетов или, в соответствии с исходными данными, 5 месяцев.

ЧВРК и емкость первичного рынка ГКО находятся в динамическом взаимодействии на протяжении 3 месяцев. Это говорит о том, что, с одной стороны, изменения ЧВРК влияют на емкость первичного рынка ГКО, с другой стороны, ситуация на рынке ГКО обуславливает динамику ЧВРК, что практически выражается в скупке гособлигаций на первичном рынке Национальным банком. Односторонняя направленность связи в четвертом месяце говорит о том, что в данный момент средства внутренних кредитов, скорее всего, используются коммерческими банками для операций с ГКО.

Аналогичные тенденции преобладают в связях между инфляцией и емкостью первичного рынка ГКО: инфляционные ожидания обуславливают динамику емкости первичного рынка в течение двух месяцев, после чего рынок ГКО вступает в динамическое взаимодействие с инфляционными процессами, что говорит об увеличении антиинфляционного потенциала.

Флуктуации обменного курса оказывают воздействие на рынок ГКО с лагом до четырех месяцев.

Перманентные связи емкости первичного рынка ГКО имеют место с доходностью ГКО и ставками по краткосрочным межбанковским кредитам, что в целом соответствует реальной ситуации на финансовом рынке.

Динамика доходности первичного рынка ГКО формируется под воздействием инфляционных процессов, протекающих в стране, что говорит об участии элементов рыночных механизмов в ее определении.

5. Для анализа количественных характеристик факторов, влияющих на рынок ГКО в долгосрочной перспективе, был проведен коинтеграционный анализ. На основании теста Йохансена были получены следующие результаты: рост рублевой денежной массы на 1% приводил к увеличению емкости первичного рынка ГКО в среднем на 1.12%. Все параметры долгосрочной связи согласно соответствующему тесту являются статистически значимыми на 5%-м уровне. Коэффициент обратной связи  $\alpha$  имеет правильный знак (-) и характеризует скорость корректировки емкости первичного рынка ГКО при отклонении от долгосрочной траектории, обусловленной динамикой денежной массы. Его величина равна 0.15. Это означает, что для возвращения емкости рынка ГКО на равновесную траекторию при соответствующем отклонении требуется примерно 6–7 месяцев.

Однопроцентный рост ЧВРК соответствует увеличению емкости на 1.17%, для возвращения емкости рынка ГКО на равновесную траекторию требуется 4 месяца.

Изменение инфляции на 1% обуславливает перемены в динамике емкости на 1.3%. Отсутствие коинтеграции между официальным обменным курсом



и емкостью первичного рынка ГКО говорит о том, что динамика официально-обменного курса в долгосрочном периоде не влияет на емкость первичного рынка ГКО.

Ставки по МБК оказывают несущественное влияние на динамику доходности ГКО, в частности однопроцентное изменение влечет перемены в доходности на 0.69%, а для возвращения последней на равновесную траекторию требуется 1 месяц.

6. Анализ векторных авторегрессионных моделей позволил сделать следующие выводы. Единичные импульсы в  $Lm3$  и  $Lndc$  оказывают устойчивое воздействие на  $Lcap$  примерно 7–8 месяцев, что согласуется с результатами соответствующих коинтеграционных моделей, в которых примерно столько же времени требуется для корректировки отклонения емкости первичного рынка ГКО от равновесной траектории.

Реакция  $Lcap$  на единичный импульс со стороны инфляции оказывает более длительное влияние, чем в предыдущих случаях, что свидетельствует о существенной роли инфляционных ожиданий у первичных инвесторов, низком доверии к экономической стабильности финансового рынка. Рост емкости первичного рынка на фоне инфляционных процессов свидетельствует об использовании эмиссионных денежных средств для покупки ГКО.

Шок со стороны обменного курса приводит к значительному сужению емкости первичного рынка ГКО.

Единичный импульс со стороны реальных ставок МБК оказывает краткосрочное влияние на реальную доходность первичного рынка ГКО. Данная модель показывает, что переменная  $y_t$  характеризуется некоторой инерцией при возвращении к равновесному состоянию в сравнении с соответствующей коинтеграционной моделью.

Разложение дисперсии показало, что ошибки в годовом прогнозе емкости первичного рынка ГКО приходятся на шоки денежной массы, ЧВРК, инфляцию и официальный обменный курс – соответственно в размере 12%, 32%, 32% и 1%.

Анализ обобщенной векторной авторегрессионной модели показал, что результаты, полученные на ее основе, во многом согласуются с выводами, сделанными на основе корреляционного, каузального и коинтеграционного анализа, что свидетельствует о выявлении верных и статистически корректных закономерностей в динамике емкости первичного рынка ГКО.

Лаговая структура емкости первичного рынка во многом обуславливает ее дальнейшую динамику, в частности значение емкости в предыдущий месяц вносит вдвое больший вклад в текущее значение, чем значение емкости два месяца назад. Противоположная картина наблюдается во взаимодействии емкости первичного рынка ГКО и ЧВРК. Прирост этого показателя на 1% два месяца назад и в данный месяц приводит к увеличению текущей емкости первичного рынка ГКО на 0.33% и 0.21% соответственно.

Девальвация белорусского рубля на 1% сужает емкость на 0.53%.

Реальная доходность не оказывает существенного влияния на динамику емкости первичного рынка ГКО. Данный факт можно объяснить недавним

выходом процентных ставок денежного рынка Республики Беларусь на положительный уровень. Знак (–) перед данным коэффициентом говорит о том, что при снижении реальной доходности (на фоне стабильного валютного курса и низкой инфляции) должно произойти увеличение емкости первичного рынка ГКО.

8. На основании методологии Бокса-Дженкинса была построена авторегрессионная модель прогнозирования емкости первичного рынка ГКО. Ее прогностические возможности высоки только в случае выполнения «прочих равных» условий, то есть при неизменности денежно-кредитной политики и отсутствии структурных изменений в сфере обращения ГКО. Таким образом, если в 2002 г. экономика Республики Беларусь будет развиваться, повторяя основные тенденции прошлых лет, особенно 2001 года, то емкость первичного рынка ГКО составит в среднем 622 млрд руб.

## ЛИТЕРАТУРА

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

Бородич С.А. (2001) *Эконометрика*, Минск, Новое знание.

Доугерти К. (1997) *Введение в эконометрику*, Москва, ИНФРА-М.

Ковалев М.М., Швайко П.Л. (2000) Анализ конъюнктурообразующих факторов рынка государственных краткосрочных облигаций, *Белорусский банковский бюллетень*, 3, 51–55.

Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А. (2000) *Эконометрика. Начальный курс*, Москва, Дело.

Малюгин В.И. (2001) *Рынок ценных бумаг: количественные методы анализа*, Минск, БГУ.

Маманович П. (2001) Национальный банк – организатор рынка ценных бумаг Беларуси, *Банковский вестник*, 1.

Пелипась И.В. (2000) Денежная масса и цены в Беларуси: результаты эконометрического анализа, *Квартальный бюллетень Клуба экономистов*, 3.

Швайко П.Л. (2000) Проблемы наращивания эмиссии и стагнации рынка ГКО, *Вестник Ассоциации белорусских банков*, 35, 16–20.

Blanchard, O.J., Watson, M.W. (1986) Are Business Cycles All Alike? *The American Business Cycle*, R.J. Gordon (ed.), Chicago, University of Chicago Press.

Vox, G., Pierce, D. (1970) Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models, *Journal of the American Statistical Association*, 65, 1509–1526.

Vox, G., Jenkins, G. (1976) *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco, Holden-Day.

Breusch, T.S. (1979) Conflict Among Criteria for Testing Hypotheses: Extensions and Comments, *Econometrica*, 47, 203–207.

Charemza, W.W., Deadman, D.F. (1992) *New Directions in Econometric Practice*, Edward Elgar.

Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057–1072.

Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1979) Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74.

- Durbin, J., Watson, G.S. (1951) Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression, *Biometrika*, 38, 159–177.
- Engle, R.F., Granger, C.W. (1987) Co-integration: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 251–276.
- Fuller, W.A. (1976) *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley.
- Goldberger, A. (1990) *A Course in Econometrics*, Cambridge, Harvard University Press.
- Granger, C.W.J., Newbold, P. (1974) Spurious Regression in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 35.
- Granger, C.W.J. (1969) Investigating Casual Relations by Econometric Methods and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37, 424–438.
- Granger, C.W.J. (1988) Some Recent Developments in a Concept of Causality, *Journal of Econometrics*, 39, 199–211.
- Greene, W.H. (1997) *Econometric Analysis*, Prentice-Hall.
- Hamilton, J.D. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hansen, L.P., Sargent, T.J. (1991) Two Problems in Interpreting Vector Autoregressions, *Rational Expectations Econometrics*, Boulder, Westview.
- Johansen, S. (1991) Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59, 1551–1580.
- Johansen, S., Juselius, K. (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.
- Johnston, J., Di Nardo, J. (1997) *Econometric Methods*, McGraw-Hill.
- Kennedy, P. (1992) *A Guide to Econometrics*, Cambridge, MIT Press.
- Litterman, R.B. (1986) Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions – Five Years of Experience, *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, 25–38.
- Mitchell, W.F. (1993) Testing for Unit Roots and Persistence in OECD Unemployment Rates, *Applied Economics*, 25, 1489–1501.
- Ramsey, J.B. (1969) Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis, *Journal of the Royal Statistical Society*, 31, 350–371.
- Schwarz, G. (1978) Estimating the Dimension of a Model, *Annals of Statistics*, 6, 461–464.
- Sims, C.A. (1986) Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 2–16.
- Sims, C.A. (1993) A Nine Variable Probabilistic Macroeconomic Forecasting Model in NBER Studies in Business Cycles, *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, J.H. Stock, M.W. Watson (eds.), Chicago, University of Chicago Press, 179–214.
- Stock, J.H., Watson, M.W. (1996) Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations, *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 11–29.
- Taylor, J.B. (1993) Discretion Versus Policy Rules in Practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
- Verbeek, M. (2000) *A Guide to Modern Econometrics*, New York, Wiley.
- White, H. (1980) A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity, *Econometrica*, 48, 4, 817–838.