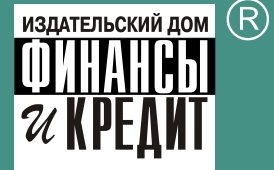


ISSN 2071-4688

НАУЧНО-ПРАКТИЧЕСКИЙ И ТЕОРЕТИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ
Журнал выходит 4 раза в месяц



ФИНАНСЫ [®]

и КРЕДИТ

Степень влияния цен нефти и золота
на индекс ММВБ

Каналы российского трансмиссионного механизма
денежно-кредитной политики

Контроль за бюджетными показателями

О создании в России мегарегулятора
финансового рынка

Прибыль Банка Англии с 1998 по 2012 г.

17 (545) – 2013
МАЙ

ФИНАНСЫ и КРЕДИТ [®] – является зарегистрированным товарным знаком

<http://www.fin-izdat.ru> e-mail: post@fin-izdat.ru

НАУЧНО-ПРАКТИЧЕСКИЙ И ТЕОРЕТИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ

Журнал выходит 4 раза в месяц
17 (545) – 2013 май

ПОДПИСКА ВО ВСЕХ ОТДЕЛЕНИЯХ СВЯЗИ

- индекс 71222 – каталог агентства «Роспечать»
- индекс 45029 – каталог УФПС РФ «Пресса России»
- индекс 34131 – каталог российской прессы «Почта России»

Доступ и подписка на электронную версию журнала
www.elibrary.ru, www.dilib.ru

Журнал зарегистрирован в Комитете Российской Федерации по печати.

Свидетельство о регистрации № 013007

Учредители:

АООТ «Фининнова»
ООО НПП «Ареал»

Издатель:

ООО «ИЦ «Финансы и Кредит»

Главный редактор:

В.А. Горохова

Зам. главного редактора:

В.В. Гаврилов, А.Ю. Садкус

Редакционный совет:

А.П. Балакина, доктор экономических наук, профессор
В.П. Белянский, доктор экономических наук, профессор
А.Я. Быстряков, доктор экономических наук, профессор
Л.И. Гончаренко, доктор экономических наук, профессор
М.В. Грязев, доктор технических наук, профессор
А.З. Дадашев, доктор экономических наук, профессор
В.Н. Едронина, доктор экономических наук, профессор
Г.Б. Клейнер, доктор экономических наук, профессор, член-корреспондент РАН
О.И. Лаврушин, доктор экономических наук, профессор
Т.В. Парамонова, кандидат экономических наук, почетный доктор РЭА им. Г.В. Плеханова
Г.Б. Поляк, доктор экономических наук, профессор
В.М. Родионова, доктор экономических наук, профессор
Л.А. Чалдаева, доктор экономических наук, профессор
И.В. Шевченко, доктор экономических наук, профессор
Н.Г. Щеголева, доктор экономических наук, профессор
С.Н. Яшин, доктор экономических наук, профессор

Верстка: М.С. Гранильщикова

Корректор: А. М. Лейбович

Редакция журнала «Финансы и кредит»: 111401, Москва, а/я 10
Телефон/факс: (495) 721-85-75. Адрес в Internet: <http://www.fin-izdat.ru>
E-mail: post@fin-izdat.ru

© АООТ «Фининнова»

© ООО «ИЦ «Финансы и Кредит»

Подписано в печать 18.04.2013. Формат 60x90 1/8. Цена договорная.

Объем 10,0 п.л. Тираж 10 200 экз. Отпечатано в ООО «КТК», г. Красноармейск Московской обл. Тел. (495) 993-16-23.

Журнал рекомендован ВАК Минобрнауки России для публикации научных работ, отражающих основное научное содержание кандидатских и докторских диссертаций.

Журнал реферирован в ВИНТИ РАН.

Журнал включен в Российский индекс научного цитирования (РИНЦ).

Статьи рецензируются.

Перепечатка материалов и использование их в любой форме, в том числе и в электронных СМИ, возможны только с письменного разрешения редакции.

СОДЕРЖАНИЕ

МОДЕЛИРОВАНИЕ В ЭКОНОМИКЕ

Федорова Е.А., Афанасьев Д.О. Определение степени влияния цен нефти и золота на индекс ММВБ и ее структурных сдвигов с применением модели Markov-switching autoregressive model (MS-ARX)..... 2

Семитуркин О.Н. Моделирование работы каналов российского трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики 12

ФИНАНСОВАЯ СФЕРА

Гамукин В.В. Риск дискретности контроля за бюджетными показателями 22

Зотов А.Н. Институциональная среда как необходимое условие обеспечения устойчивости банковской системы. 32

Галин Т.Ф. Апробация методики оценки экономической эффективности рекламной кампании по привлечению вкладов населения..... 39

ФИНАНСОВЫЙ РЫНОК

Вавулин Д.А. К вопросу о создании в России мегарегулятора финансового рынка 46

Котова А.А., Малхасян А.М. Денежно-кредитная политика как фактор сдерживания роста спекулятивной составляющей финансового рынка Российской Федерации..... 54

ЗАРУБЕЖНЫЕ ФИНАНСЫ

Смирнова О.В. Формирование и использование прибыли Банка Англии (1998–2012 гг.) 60

РИСК-МЕНЕДЖМЕНТ

Галеева Л.Е. Технологии ситуационных центров в системе менеджмента и контроллинга рисков ликвидности в кредитной организации 67

ФОНДОВЫЙ РЫНОК

Щербель М.Р. Влияние алгоритмической торговли на торговые системы фондового рынка России в посткризисный период 73

Точка зрения редакции не всегда совпадает с точкой зрения авторов публикуемых статей.

Ответственность за достоверность информации в рекламных объявлениях несут рекламодатели.

Моделирование в экономике

УДК 336.76

ОПРЕДЕЛЕНИЕ СТЕПЕНИ ВЛИЯНИЯ ЦЕН НЕФТИ И ЗОЛОТА НА ИНДЕКС ММВБ И ЕЕ СТРУКТУРНЫХ СДВИГОВ С ПРИМЕНЕНИЕМ МОДЕЛИ MARKOV-SWITCHING AUTOREGRESSIVE MODEL (MS-ARX)

Е. А. ФЕДОРОВА,
доктор экономических наук,
доцент кафедры
финансового и инвестиционного менеджмента
E-mail: ecolena@mail.ru
Финансовый университет при Правительстве РФ

Д. О. АФАНАСЬЕВ,
руководитель направления SAP NetWeaver
дирекции информационных технологий
E-mail: dmafanasyev@gmail.com
М.видео Менеджмент

В статье с помощью эконометрического моделирования было проведено исследование зависимости индекса ММВБ (MICEX) от цены на сырую нефть марки Brent (ICE. BRN) и цены на золото (comex. GC) с помощью авторегрессионной модели временных рядов с Марковскими переключениями (MS-ARX). Выявлена зависимость между величиной индекса ММВБ и ценами на сырую нефть марки Brent и золота, и определен уровень влияния каждой из них на данный индекс. Показано и обосновано, что для российского фондового рынка индекс ММВБ и цены на нефть и золото положительно коррелирует в стабильном и кризисном режимах функционирования рынка, но при этом в предкризисные периоды (или в периоды повышенной волатильности) корреляция индекса с золотом меняется на отрицательную.

Ключевые слова: индекс ММВБ, цена на нефть, цена на золото, модель Маркова, MS-AR-модель, MS-GARCH-модель, кризисный период.

Между ценой на нефть, ценой на золото и фондовыми рынками развитых стран за последние

10 лет прослеживается все более прочная связь. Колебания на одном рынке с той или иной силой отражаются на другом, привлекая повышенное внимание аналитиков. С появлением на рынке новых участников мировая финансовая система значительно усложнилась, как усложнились и процессы, происходящие в ней.

В исследовании рассматривается взаимосвязь индекса ММВБ с ценами на нефть и золото. Изучению этого вопроса посвящено довольно много работ отечественных и зарубежных исследователей. Представленное исследование базируется на некоторых из них, позволяя авторам на широкой теоретической базе рассмотреть практическое применение различных методов на российском рынке. В исследовании была использована модель Markov-switching autoregressive model (MS-ARX) – авторегрессионная модель зависимости между результативной и факторными переменными с возможностью переключения режимов.

Индекс ММВБ представляет собой ценовой, взвешенный по рыночной капитализации композитный индекс российского фондового рынка, включающий 30 наиболее ликвидных акций крупнейших и динамично развивающихся российских эмитентов, виды экономической деятельности которых относятся к основным секторам экономики, представленным в ЗАО «Фондовая биржа ММВБ». Индекс ММВБ рассчитывается с 22.09.1997, расчет индекса производится в режиме реального времени в рублях. Такой механизм формирования индекса позволяет утверждать, что поведение величины данного индекса во многом отражает общие настроения инвесторов и динамику развития фондового рынка РФ. В секторальной структуре индекса ММВБ на 01.12.2012 можно выделить 3 сектора с наибольшим удельным весом: нефтяной и нефтегазовый сектор (52%), металлургия (16%) и финансовый сектор (15%). Данная структура свидетельствует о том, что основными факторами, которые оказывают влияние на величину индекса, являются стоимость акций нефтегазодобывающих и металлургических компаний. В свою очередь это позволяет утверждать, что цены на нефть и на металлы являются во многом определяющими для формирования величины индекса ММВБ.

Нефть отличается от прочей торговой продукции как своей уникальностью, так и невозобновляемой природой. Из-за небольшого количества нефтедобывающих стран большинству государств приходится полагаться только на ее импорт. Российская экономика, являясь одной из крупнейших экономик – экспортеров нефти, во многом зависит от ситуации на мировом рынке нефти, вследствие чего и российский фондовый рынок оказывается зависимым от цен на нефть. Что касается металлургического сектора, то в этом случае предлагается рассматривать в качестве основного фактора цену на золото. Для этого существует несколько причин.

Во-первых, золото выделяется среди прочих сырьевых товаров тем, что оно не портится с годами, а также имеет очень большую ценность.

Во-вторых, золото является уникальным ресурсом, в том смысле, что производственный спрос на данный металл удовлетворен в полном объеме, и золото выступает на рынке как актив прежде всего для долгосрочного инвестирования.

В-третьих, всем известно, что золото в кризисный период имеет тенденцию к значительному

повышению цен из-за увеличения инвестиционного спроса. Также цена на золото оказывает существенное влияние на значение выручки и прибыли таких крупных российских компаний, как «Полюс Золото» и «Полиметалл». Эти компании являются системообразующими, т.е. оказывают непосредственное влияние на российскую экономику. Акции этих компаний входят в набор, используемый для расчета индекса ММВБ.

Исследователи N. Apergis и S. Miller [3], используя модель SVAR, проанализировали зависимость между структурными изменениями нефтяного рынка и ценой на акции в развитых странах (Австралия, Канада, Франция, Германия, Италия, Япония, Великобритания, США). Они считают, что потрясения на рынке нефти не имеют существенного влияния на цены акций в исследуемых странах. Исследователи S. Hammoudeh и L. Eleisa [5] изучили взаимосвязь между ценой на нефть и ценой на акции в пяти странах (Бахрейн, Кувейт, Оман, Саудовская Аравия и Объединенные Арабские Эмираты) в Персидском заливе. В результате они пришли к выводу, что только фондовый рынок Саудовской Аравии имеет двунаправленную связь между ценой на нефть и ценой на акции. Исследователь Е. А. Федорова [2] рассматривает подходы к определению внешних факторов (ВВП, курс доллара США, отношение курсов евро/доллар, сальдо движения капитала, мировая цена на нефть марки Brent), влияющих на развитие фондового рынка России (в работе была использована эконометрическая модель EGARCH). Полученные результаты показали, что имеется сильная зависимость динамики индекса российской биржи ММВБ в первую очередь от цены на нефть).

Необходимо отметить, что многие исследователи проводят параллель между рынком золота и рынком нефти, так как эти рынки являются основными представителями крупных товарных рынков всех стран. Очень важными являются последние исследования, касающиеся мирового финансового кризиса. Исследователь Lucna Morales [6] проанализировала поведение рынка драгоценных металлов, в частности, рынка золота в кризисные периоды (с 1995 по 2010г.) и показала, что в отличие от фондового рынка рынок золота остался практически «невредим». Исследователи D. Baur и T. McDermott [4] в 2010г. доказали, что золото является активом – убежищем в период турбулентности на финансовых рынках, что в очередной раз подтвердило значение

золота в мировой финансовой системе. В исследовании Е. А. Федоровой и Ю. Г. Черепенниковой [1] с помощью модели Markov-switch GARCH был проведен анализ изменений индекса RTS и цены на золото, выявлена их взаимосвязь, а также их особое поведение во время кризисных периодов.

Таким образом, проведенные на данный момент исследования зависимости фондовых рынков от динамики цен на нефть показывают, что корреляция этих факторов различна для разных стран. Для России большинство исследователей доказывают их высокую положительную корреляцию. Динамика цен на золото также по-разному сказывается на фондовых рынках в различных странах, однако общим является тот факт, что величина и направление корреляции золота с фондовым рынком зависят от общей волатильности рынка, т. е. имеет место несколько режимов взаимодействия фондового рынка с ценами на золото (в зависимости от текущего состояния общей волатильности рынка). Все это позволяет сделать предположение о нелинейной зависимости исследуемых показателей и о необходимости применения нелинейной регрессионной модели с возможностью переключения режимов Markov-switching dynamic regression model.

Методология исследования

Для моделирования временных рядов при наличии в них ненаблюдаемых процессов, ведущих к ненулевой вероятности перехода временного ряда из одного состояния в другое (переключение режимов), предлагается использовать общий класс динамических регрессионных моделей с марковскими переключениями, обозначаемый как MS(k)-DR. Данный класс моделей (в применении к фондовым рынкам) позволяет учесть ряд ненаблюдаемых и неизмеримых факторов, таких как психологические и социологические аспекты поведения инвесторов, наличие неявных вмешательств в функционирование фондового рынка, побочный новостной фон, локальные природные катаклизмы и т. п., объединив влияние таких факторов в отдельные режимы. Модели с марковскими переключениями «ухватывают» феномены, связанные со стихийными рыночными изменениями и с другими непредвиденными случаями, приводящими к значительным структурным изменениям.

В общем случае спецификация модели MS(k)-DR с нормальным распределением инноваций

$N(0, \sigma^2(S_t))$, где k – число состояний модели, может быть записана следующим образом:

$$y_t = \mu(S_t) + \sum_{i=1}^n \beta_i(S_t) x_{i,t} + \varepsilon_t(S_t),$$

$$\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2(S_t)),$$

$$S_t = \{1, \dots, k\},$$

$$t \in (1, T)_N,$$

где y_t – зависимая переменная;
 $\mu(S_t)$ – константа модели;
 $x_{i,t}$ – i -я объясняющая (факторная) переменная;
 $\beta_i(S_t)$ – коэффициент модели при i -й объясняющей (факторной) переменной;
 n – число объясняющих (факторных) переменных;
 S_t – текущее состояние (режим) развития ненаблюдаемых процессов;
 t – момент времени, изменяющийся в пределах от 1 до T .

В матричной форме уравнение модели может быть переписано следующим образом:

$$Y(S_t) = \mu(S_t) + \beta(S_t)X + \varepsilon(S_t),$$

где $Y(S_t) = (y_0, y_1, \dots, y_T)$ – вектор зависимой переменной;
 $\mu(S_t) = (\mu(S_0), \mu(S_1), \dots, \mu(S_T))$ – вектор-констант модели;

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & \dots & x_{1T} \\ \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & \dots & x_{nT} \end{bmatrix} \text{ – матрица объясняющих}$$

переменных;
 $\beta(S_t) = (\beta(S_0), \beta(S_1), \dots, \beta(S_T))$ – вектор коэффициентов модели;
 $\varepsilon(S_t) = (\varepsilon(S_0), \varepsilon(S_1), \dots, \varepsilon(S_T))$ – вектор инноваций.

Одним из главных моментов в модели MS(k)-DR является тот факт, что состояние модели в момент времени t является стохастической величиной, и в общем случае нельзя утверждать, что временной ряд находится в том или ином состоянии, а можно лишь говорить о вероятности того или иного режима. Вероятность перехода между состояниями для последовательных моментов времени $t-1$ и t определяется матрицей перехода:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{1k} \\ \dots & \dots & \dots \\ p_{k1} & \dots & p_{kk} \end{bmatrix},$$

где элемент в строке i и столбце j (p_{ij}) определяет

вероятность перехода из состояния j в момент времени $t-1$ в состояние i в момент времени t :

$$p_{ij} = \text{Pr}[S_t = i | S_{t-1} = j].$$

Вероятность перехода между состояниями p_{ij} предполагается считать не зависящей от объясняющих переменных. Сумма элементов каждого столбца в матрице равна единице, так как она представляет собой полную вероятность для каждого состояния системы j :

$$\sum_{i=1}^k p_{ij} = 1.$$

Исследователь J. D. Hamilton показал, что в случае марковского процесса вероятность пребывания временного ряда в состоянии i в момент времени t является функцией только состояния j в момент времени $t-1$. Таким образом, это процесс, в котором текущий режим системы зависит только от режима в предыдущий момент времени.

Так как состояния в модели MS(k)-DR являются величинами ненаблюдаемыми, то модель позволяет только лишь рассчитать аппроксимацию временного ряда, а интерпретация самих состояний (в зависимости от полученных для каждого из них моделей) остается на усмотрение исследователя.

В случае наличия во временном ряду автокорреляций порядка r , класс моделей MS(k)-DR может рассматриваться как общий для класса авторегрессионных моделей с марковскими переключениями, в котором в качестве части объясняющих переменных выступают значения исследуемой величины в предыдущие моменты времени. Данный класс моделей обозначается как MS(k)-ARX(r), где r – порядок авторегрессионной модели, определяющий величину лага, которая учтена в модели ARX(r). При этом «X» используется для обозначения экзогенных факторов. В общем случае спецификация модели MS(k) ARX(r) с нормальным распределением инноваций $N(0, \sigma^2(S_t))$ может быть записана следующим образом:

$$y_t = \mu(S_t) + \sum_{j=1}^r \alpha_j(S_t) y_{t-j} + \sum_{i=1}^n \beta_i(S_t) x_{i,t} + \varepsilon_t(S_t),$$

$$\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2(S_t)),$$

$$S_t = \{1, \dots, k\},$$

где $\alpha_j(S_t)$ – коэффициент при j -м лаге зависимой переменной y_{t-j} .

Для выбора конкретной модели из рассмотренных ранее классов, т.е. для определения параметров k и r необходимо провести предварительный анализ данных временных рядов результирующей

и факторных величин, проверить ряд y_t на наличие автокорреляций, а также задать интерпретацию состояний модели, тем самым определив количество режимов.

Предварительный анализ данных и выбор порядков модели

В представленном исследовании были использованы ежедневные значения индекса ММВБ (тикер MICEX), цены на сырую нефть марки Brent (тикер ICE. BRN) и цены на золото (тикер comex. GC)¹ за период с 01.10.2007 по 01.12.2012. Ежедневная цена была предварительно пересчитана на средние цены за день, периоды без торгов были сглажены линейной регрессией. По суточному изменению цены активов были рассчитаны соответствующие доходности. Всего для исследования использовалась выборка из 1 239 измерений.

Динамика исследуемых величин в соответствующий период представлена на рис. 1 (для наглядности данные по цене нефти марки Brent приведены с коэффициентом 10, так как имеют отличный порядок от остальных показателей).

На первом этапе исследования авторами были рассчитаны основные статистические показатели рассматриваемых временных рядов (описательная статистика и корреляционная матрица) (табл. 1 и 2).

Показатели асимметрии исследуемых рядов отличны от нуля: в распределении индекса ММВБ наблюдается существенное смещение влево; распределение цены на нефть Brent также смещено влево, но не так сильно как индекс ММВБ; распределение цены на золото смещено вправо (см. табл. 1). Показатель эксцесса индекса ММВБ положителен, что свидетельствует о наличии в его распределении острого пика в районе математического ожидания. Распределения цен на нефть и золото имеют отрицательный эксцесс, и, следовательно, они более гладкие в районе математического ожидания.

Данные, представленные в табл. 2, свидетельствуют о том, что существует достаточно высокая положительная корреляция между индексом ММВБ и ценой на нефть Brent, при этом корреляция с ценой на золото оказывается примерно в 2 раза слабее, однако все равно является достаточно сильной.

На следующем этапе авторами было проверено наличие автокорреляций во временном ряду

¹ Данные сайта. URL: <http://finam.ru>.

$$\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2(S_t)),$$

$$S_t = \{1, 2, 3\},$$

$$t \in (1, 1293)_N,$$

где $r_{MICEX,t}$ – доходность по индексу ММВБ в момент времени t ;

$r_{MICEX,t-1}$ – доходность по индексу ММВБ в момент времени $t-1$, т. е. с лагом в 1 день;

$r_{Oil,t}$ – доходность по сырой нефти марки Brent;

$r_{Gold,t}$ – доходность по золоту (в качестве доходности авторы непосредственно использовали относительное изменение цены соответствующего актива).

Расчет и анализ коэффициентов модели MS(3)-ARX(1)

Для определения значений коэффициентов и вероятностей переходов выбранной авторами модели MS(3)-ARX(1) была использована рекурсивная процедура определения наилучшего их приближения, которое максимизирует функцию правдоподобия $\ln L(\theta)$, где $\theta = (\mu(S_t), \alpha_{MICEX}(S_t), \beta_{Oil}(S_t), \beta_{Gold}(S_t), \sigma^2(S_t), p_{11}, p_{12}, p_{13}, p_{21}, p_{22}, p_{23}, p_{31}, p_{32}, p_{33})$ – вектор коэффициентов модели, а $S_t = \{1, 2, 3\}$. Данный метод носит название метода максимального правдоподобия.

Подобная процедура для более общей модели MS(k)-DR была реализована в программной среде Matlab 2012a посредством библиотеки MS Regress, разработанной Marcelo Perlin для случая постоянных во времени и не зависящих от объясняющих переменных вероятностей переходов между режимами [7]. В представленном исследовании авторами была использована данная библиотека для оценки значений коэффициентов модели, и на ее основе был написан программный код, который реализовал

аппроксимацию временного ряда модели со спецификацией MS(3)-ARX(1).

Значения полученных методом максимального правдоподобия наилучших приближений коэффициентов модели, параметры для оценки ее качества, а также вероятности переходов между состояниями модели представлены в табл. 3, 4 и в матрице переходов. Для коэффициентов и вероятностей приведены их стандартные ошибки и p -значения.

На основании данных, представленных в табл. 3 и 4, можно сделать вывод, что построенная модель обладает хорошим качеством, так как коэффициент детерминации $R^2 = 0,3532$, что для данного класса моделей (в применении к экономическим процессам) является достаточно хорошим показателем.

Среднеквадратичная ошибка $\sqrt{S^2}$ составляет 0,0162, что также является хорошим показателем для исследуемого процесса.

Проанализируем полученные коэффициенты модели.

Во-первых, для всех трех режимов константа модели может считаться равной нулю, так как полученные для нее оценки статистически незначимы ввиду высокой величины p -значения.

Во-вторых, можно наблюдать, что при переходе от 1-го состояния к 3-му состоянию происходит рост волатильности, что согласуется с предложенной авторами интерпретацией режимов модели. При этом при переходе из спокойного состояния в состояние повышенной волатильности происходит рост волатильности на порядок, а при дальнейшей смене режима на кризисный волатильность возрастает уже не так сильно. Ввиду этого можно рассматривать состояние повышенной волатильности в контексте данной модели как индикатор приближающегося шока на российском фондовом рынке, т. е. как своеобразную «лакмусовую бумажку» для предсказания кризисных состояний.

Таблица 3

Оценка коэффициентов модели MS(3)-ARX(1)

| Параметр | Расчетные значения коэффициентов модели | | | | | | | | |
|------------------|---|--------------------|---------------|--|--------------------|---------------|-----------------------------------|--------------------|---------------|
| | Спокойное состояние (1-е состояние) | | | Состояние повышенной волатильности (2-е состояние) | | | Состояние кризиса (3-е состояние) | | |
| | Значение | Стандартная ошибка | p -значение | Значение | Стандартная ошибка | p -значение | Значение | Стандартная ошибка | p -значение |
| μ | 0,0001 | 0,0003 | 0,79 | -0,0002 | 0,0008 | 0,82 | 0,0003 | 0,0016 | 0,85 |
| α_{MICEX} | 0,3097 | 0,0355 | 0 | 0,3032 | 0,0397 | 0 | 0,3835 | 0,0829 | 0 |
| β_{Oil} | 0,2513 | 0,0305 | 0 | 0,5433 | 0,0448 | 0 | 0,6541 | 0,1303 | 0 |
| β_{Gold} | 0,1830 | 0,0479 | 0 | -0,1793 | 0,0737 | 0,02 | 0,1750 | 0,2152 | 0,42 |
| σ^2 | 0,000055 | 0 | 0 | 0,000234 | 0 | 0 | 0,001772 | 0,0003 | 0 |

Таблица 4
Оценка качества модели MS (3) -ARX (1)

| Параметр | Значение |
|---|-------------|
| Максимальное значение $\ln L(\theta)$ | 3 747,4449 |
| Коэффициент детерминации R^2 | 0,3532 |
| Среднеквадратичная ошибка $\sqrt{S^2}$ | 0,0162 |
| Информационный критерий Акаике AIC | -7 446,8898 |
| Байесовский информационный критерий BIC | -7 323,9798 |

В-третьих, коэффициент при авторегрессионном факторе первого порядка используемой модели с учетом ошибки практически не зависит от состояния рынка, что свидетельствует об устойчивой зависимости значения индекса ММВБ от его предыдущего значения для любого режима волатильности на рынке.

В-четвертых, влияние на индекс ММВБ экзогенных объясняющих факторов в форме цены на нефть и цены на золото существенно зависит от текущего состояния рынка. Так, для спокойного режима можно наблюдать, что оба эти фактора оказывают примерно равное влияние на формирование индекса ММВБ. При переходе рынка в состояние повышенной волатильности влияние цены на нефть возрастает более чем в 2 раза, и при этом корреляция с ценой на золото приобретает отрицательный характер. Противоположность направления движения индекса ММВБ и цены на золото в состоянии повышенной волатильности рынка может быть объяснена спекулятивными настроениями существенной доли инвесторов, которые возрастают в данном режиме. Это в свою очередь приводит к оттоку инвестиций из золота, которое традиционно рассматривается как долгосрочный актив в периоды нестабильности рынка, в меньшей степени подверженный волатильности, но и не привлекательный для спекулятивных операций в такие моменты. При переходе рынка в состояние кризиса влияние нефти на индекс ММВБ продолжает возрастать, а корреляция с ценой на золото снова становится положительной. Такие структурные сдвиги можно объяснить тем, что экономика России существенно зависит от экспортных цен на сырую нефть, и при общей рецессии мировой экономики эта зависимость может только усиливаться. Что же касается золота, то смена знака корреляции его доходности с доходностью по индексу ММВБ обратно на положительный также объясняется общей рецессией экономики (при которой спекулятивные настроения инвесторов уже не играют существенной роли).

| | | Состояние в момент времени t | | |
|------------------------------------|---------------|--------------------------------|----------------------|----------------------|
| | | 1-е состояние | 2-е состояние | 3-е состояние |
| Состояние в момент времени $t + 1$ | 1-е состояние | 0,99 (0,03; 0,00) | 0,02 (0,01; 0,02) | 0,00 (0,00; 1,00) |
| | 2-е состояние | 0,01 (0,00; 0,03) | 0,98 (0,02; 0,00) | 0,02 (0,02; 0,16) |
| | 3-е состояние | 0,00 (0,00; 0,46) | 0,00 (0,00; 0,33) | 0,98 (0,16; 0,00) |

Матрица переходов (оценка вероятностей переходов между состояниями модели MS (3) -ARX (1): оценки (стандартные ошибки, p -значения)

В матрице переходов отражены вероятности перехода в тот или иной режим в следующий момент времени $t + 1$ относительно момента t . Можно наблюдать, что все три режима являются достаточно устойчивыми, так как диагональные элементы стремятся к 1. Вероятность перехода из спокойного состояния в режим повышенной волатильности не превышает $p_{21} = 0,04$. Для вероятности сохранения кризисного состояния авторами была получена достаточно большая стандартная ошибка, и с учетом логичного ограничения на величину вероятности (1) истинное значение p_{33} лежит в диапазоне $[0,82; 1,00]$. На основании этого можно сделать вывод, что суммарная вероятность выхода фондового рынка из кризисного состояния оценивается на уровне $p_{13} + p_{23} = 1 - p_{33} = 0,18$. Также стоит отметить, что найденные значения для некоторых недиагональных элементов матрицы переходов имеют недостаточно хорошую точность и не могут быть признаны статистически значимыми. Предположительно, это может быть связано с тем, что для оценки была применена модель MS (k)-DR, в которой вероятность перехода между состояниями p_{ij} предполагается считать не зависящей от экзогенных объясняющих переменных, что в свою очередь может не совпадать с реальным поведением фондового рынка. Данный вопрос требует отдельной проработки и не рассматривался в исследовании.

Далее представим графически основные (полученные) временные ряды для доходности и условной волатильности индекса ММВБ, а также динамику сглаженной вероятности переключения состояний рынка и проанализируем их (рис. 3).

Можно наблюдать, что практически все кризисные состояния пришлись на период с середины 2008 г. до середины II квартала 2009 г. Кризисному периоду предшествовал кратковременный шок на рынке в феврале 2008 г., который, однако, доста-