

Новые ориентиры для действий на рынке акций

М. Г. Завельский, А. В. Пекарский

Цель и этапы разработки

Рынок акций — сложная динамичная открытая система. Она изменяется под воздействиями внешней среды, вызывающими те сдвиги спроса и предложения на фондовые инструменты, которые преобразуются в ценовые и объемные тенденции торгов ими. Операторы этого рынка выступают проводниками импульсов, генерируемых за его пределами — в том числе участниками рынков долговых и производных ценных бумаг, денежных ссуд, сырья, готовой продукции и т. д., а также — физическими лицами и корпорациями как производителями, потребителями, владельцами сбережений и претендентами на финансовые ресурсы, государственными органами и пр. В зависимости от преследуемых ими целей, такие импульсы могут иметь хозяйственный, регулирующий или информационный характер.

Хозяйственные импульсы проистекают от деловой активности их источников. Помимо затрат и результатов производственной деятельности, это проявляется в решениях компаний о выпуске ценных бумаг, чтобы привлечь денежные средства или в крупных объемах на длительную перспективу (для реализации масштабных долгосрочных инвестиционных проектов), или в меньших количествах на короткое время (для создания запасов, покрытия задолженности и т. п.), а при избытке денежной ликвидности наоборот — о вложениях в ценные бумаги других эмитентов. Государство тоже участвует как в спросе на деньги (выпуская ценные бумаги, чтобы покрыть бюджетный дефицит, профинансировать выполнение целевых программ и т. д.), так и в их предложении (покупая ценные бумаги с целями коррекции макроэкономических параметров, поддержки производителей и т. д.). Финансовые институты через свои обязательства аккумулируют денежные средства, которые затем вкладывают в доходные фондовые инструменты, а домохозяйства, напрямую и через посредников, выступают преимущественно в роли поставщиков этих средств.

Источники регулирующих импульсов — государственные органы, законодательно регламентирующее функционирование рынка акций, и его

профессиональные участники, которые, добровольно объединяясь, осуществляют самоорганизацию биржевой торговли ими. Распространение сведений, способных повлиять на поведение операторов этого рынка, изменяет соотношение спроса и предложения на нем, а тем самым его конъюнктуру. Возможности отдельных субъектов влиять на рынок через такие, информационные импульсы различны. Наиболее велики они у властных структур: им доступна самая обширная информация. Эмитенты располагают подробными сведениями о функционировании соответствующих корпораций, а профессионалы рынка — возможностями использовать статистические сведения о текущих операциях на нем. Информация, достоящаяся индивидуальным инвесторам, ограничена приемлемыми для них затратами на это (обычно они ограничиваются публичными рыночными сведениями, новостной информацией СМИ и результатами анализа рынка акций его профессиональными участниками в форме инвестиционных рекомендаций).

Такие импульсы, достигая рынка, вызывают изменения его системобразующих отношений — доходности и рисков вложений в различные активы. Это отображается движением фондовых индексов, наглядно характеризующих его динамику [1]. Со времен Ч. Доу, предложившего первый подобный индикатор, известный как индекс Доу-Джонса, разработано множество методов построения таких ориентиров. Биржи и рейтинговые компании постоянно занимаются их оперативным расчетом и доведением до пользователей, которые применяют эти фондовые индексы при решении различных задач. Важнейшая из них — анализ и прогнозирование конъюнктуры рынка акций с целью выбора наилучшей стратегии и тактики инвестиционного поведения.

Главный критерий включения акций в список тех из них, на основе цен которых рассчитывается значение фондового индекса в текущий момент, — репрезентативность: курсовые колебания акций выпуска должны следовать колебаниям их рынка в целом. Другим критерием бывает, например, надежность эмитента, а в России акции часто отбираются в такой список, исходя из их ликвидности, определяемой как количество сделок с ними за определенный период. Эта выборка может и должна пересматриваться соответственно изменениям самого рынка, причем либо только с замещением каких-то выпусков из списка иными, либо с коррекцией числа акций, входящих в него, либо с тем и другим. Необходимо избегать «скачков» значений индекса, связанных именно с такими уточнениями. Для этого при них применяются различные демпферы, закладываемые в формулу его построения [1].

Далее описывается проверка гипотезы о возможности построить индикаторы рынка акций, опирающиеся на информацию о динамике цен тех из них, сдвиги которых в некий период времени оказывают на конъюнктуру всего этого рынка наибольшее влияние, причем вследствие повышенной чувствительности к происходящим на нем изменениям и потому более

точного отражения его тенденций способные надежнее известных фондовых индексов ориентировать выбор самого эффективного инвестиционно-го поведения. Проверка такой гипотезы потребовала следующего:

- а) вычислить для некоторого периода с применением принятых алгоритмов всевозможные исходные индексы рынка акций на основе полного списка каждого;
- б) регрессионным анализом выявить для каждого индекса те акции («ведущие» в данном периоде), с динамикой цен которых наиболее тесно связаны его изменения;
- в) рассчитать по уравнению регрессии значения подобного индекса, которые базировались бы на информации о ценовой конъюнктуре только «ведущих» акций¹;
- г) пользуясь ретроспективной информацией о динамике рынка, испытать дееспособность всякого такого нового индикатора, оценив доходность самых эффективных торговых решений, ориентированных на его сигналы;
- д) сопоставив итоги тестирования разных индикаторов, найти наилучший.

Разработка базировалась на отчетных сведениях рынка акций США за период с 5 сентября 1997 г. по 22 декабря 2000 г., причем начальную статистическую выборку составила информация по 87 выпускам акций, входящим в список индекса «Standard&Poor's-100», дни торговли которыми на протяжении этого времени совпадали.

Акции, охватываемые новыми индикаторами («теоретическими квазииндексами») как независимые переменные, выявлялись методом пошаговой регрессии с ними оригинального индекса. Этим методом в уравнение добавлялись наиболее значимые переменные, пока не достигалось удовлетворительное описание исходных данных: момент остановки процедуры отбора акций, цены которых входят в регрессионное уравнение как независимые переменные, определялся «порогом толерантности». Ее уровень измерялся как $1 - R^2$, где R — коэффициент множественной корреляции. Следовательно, чем меньше толерантность переменной, тем больше избыточность ее вклада в регрессию совместно с вкладом остальных переменных (практически она оказывается идентичной тем, которые уже введены в уравнение).

¹ Ранее [2] нами из акций, отобранных посредством регрессионного анализа, составились новые выборки для фондовых индексов, а сами они рассчитывались по общепринятым методикам с применением различных методов усреднения и типов весов, что дало не вполне удовлетворительные результаты. В данном исследовании новые индексы конструировались не на основе стандартных методик «выборка-взвешивание-усреднение» из акций, отобранных методами регрессии, а значение индекса на конкретный период получалось как результат вычисления по уравнению регрессии с использованием оцененных коэффициентов.

Определение и испытания новых арифметически усредненных ценовых индикаторов

Согласно стандартным методикам фондовые индексы рассчитываются с использованием качественно различных взвешивающих коэффициентов и способов усреднения цен акций отдельных выпусков. Одним из популярных видов взвешивания является ценовое. А самые распространенные способы усреднения — арифметическое и геометрическое. С арифметическим усреднением ценовой взвешивание применяется в индексе Доу—Джонса, который изначально рассчитывается как

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n P_i}{n}, \quad (1)$$

где I — значение индекса, P_i — цена акций i -го выпуска, n — размер выборки или количество выпусков акций в списке индекса. Но в связи с время от времени происходящими изменениями такого списка, чтобы обеспечить сопоставимость получаемых после них значений индекса, используется формула

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n P_i}{D}, \quad (2)$$

где D — поправочный коэффициент, рассчитываемый как частное от деления индекса с измененной выборкой на индекс этого же периода, но без изменения списка².

Пошаговая линейная регрессия с минимальным коэффициентом толерантности (tol) равным 0,2, при выявлении тех акций, динамика цен которых оказывает наибольшее влияние на исходный индекс, построенный по методу арифметического усреднения и ценового взвешивания, дала результаты, представленные в табл. 1.

Таблица 1

Результаты регрессии для арифметического ценового индекса ($tol = 0,2$)

| | Бета | Станд. ош. | Коэффициент регрессии | Станд. ош. | t(831) |
|-----|----------|------------|-----------------------|------------|----------|
| | | | 13,85805 | 0,318404 | 43,52345 |
| AXP | 1,135297 | 0,009811 | 0,593885 | 0,005132 | 115,7214 |
| XRX | 0,257029 | 0,009811 | 0,092588 | 0,003534 | 26,19913 |

² При ценовом взвешивании проблема поправочного делителя возникает и при дроблении или консолидации эмитентом своих акций.

Таблица 2

Результаты регрессии для арифметического ценового индекса (tol = 0,01)

| | Бета | Станд. ош. | Коэффициент регрессии | Станд. ош. | t(810) |
|------|----------|------------|-----------------------|------------|----------|
| | | | 4,38142 | 0,192546 | 22,75519 |
| AXP | 0,097918 | 0,008547 | 0,051222 | 0,004471 | 11,45619 |
| XRX | 0,15653 | 0,005026 | 0,056386 | 0,00181 | 31,14562 |
| CSCO | 0,244079 | 0,010824 | 0,066065 | 0,00293 | 22,55058 |
| MMM | 0,042678 | 0,003191 | 0,027049 | 0,002023 | 13,37285 |
| AIG | 0,141675 | 0,008651 | 0,045485 | 0,002777 | 16,37756 |
| ROK | 0,029652 | 0,003665 | 0,021302 | 0,002633 | 8,090093 |
| BDK | 0,006914 | 0,004515 | 0,004639 | 0,003029 | 1,531262 |
| MWD | 0,128304 | 0,008326 | 0,033554 | 0,002178 | 15,40935 |
| JNJ | 0,070069 | 0,004647 | 0,030583 | 0,002028 | 15,07942 |
| SLB | 0,065902 | 0,004016 | 0,02933 | 0,001788 | 16,40811 |
| HON | 0,057277 | 0,003627 | 0,034195 | 0,002165 | 15,7922 |
| RAL | 0,020441 | 0,002821 | 0,049717 | 0,006861 | 7,246693 |
| CCU | 0,106066 | 0,005078 | 0,037524 | 0,001796 | 20,88745 |
| HWP | 0,086936 | 0,006366 | 0,037478 | 0,002744 | 13,65619 |
| ONE | 0,077249 | 0,004785 | 0,04716 | 0,002921 | 16,14294 |
| GE | 0,097575 | 0,010378 | 0,049711 | 0,005287 | 9,402533 |
| EPG | 0,062286 | 0,006452 | 0,034741 | 0,003599 | 9,654388 |
| BMV | 0,050078 | 0,003839 | 0,031759 | 0,002435 | 13,04522 |
| KO | 0,046921 | 0,003167 | 0,031286 | 0,002112 | 14,81345 |
| BCC | 0,024449 | 0,003181 | 0,028231 | 0,003673 | 7,686114 |
| MEDI | 0,071638 | 0,007942 | 0,017409 | 0,00193 | 9,02045 |
| SO | 0,030404 | 0,003016 | 0,103253 | 0,010241 | 10,08238 |
| AOL | 0,047532 | 0,00555 | 0,010867 | 0,001269 | 8,563924 |

Таким образом, арифметический ценовой индекс, выборка которого состоит из 87 акций, отображается двумя из них в виде $13,85 + 0,59\text{AXP} + 0,09\text{XRX}$ при скорректированном коэффициенте детерминации 0,957, $F(2,831) = 9286$, стандартной ошибке 1,1638. Анализ остатков показывает коэффициент серийной корреляции 0,909, d-критерий 0,184, что не позволяет говорить о статистической адекватности модели.

Ослабление ограничения по корреляции между допускаемыми в модель акциями до толерантности в 0,01 приводит к включению в уравнение 23-х акций (табл. 2).

Коэффициент детерминации здесь 0,999, $F(23,810) = 30\ 194$, стандартная ошибка — 0,194. В остатках наблюдается серийная корреляция величиной 0,710, d-критерий — 0,581, т. е. остатки и в этой модели не являются независимыми.

Другой способ построения модели — использовать однопериодные приросты цен акций и оригинального индекса. Для этого вычисляются ряды значений для всех акций и индекса, состоящие из $P_{i,t}/P_{i,t-1}$ и I_t/I_{t-1} , где P_i — цена акции i , I — значение индекса, t — текущий, $t-1$ — предыдущий период. Эти значения используются для оценки параметров регрессии, после чего теоретически рассчитанные приросты применяются при восстановлении индекса в его исходном масштабе. Это достигается через произведение прироста по регрессии и значения индекса в предыдущий период.

Построение регрессионного уравнения по приростам арифметического ценового индекса при минимальной толерантности 0,5 дало результаты, представленные в табл. 3.

Таблица 3

Результаты регрессии для приростов
арифметического ценового индекса ($\text{tol} = 0,5$)

| | Бета | Станд. ош. | Коэффициент регрессии | Станд. ош. | t(826) |
|-----|----------|------------|-----------------------|------------|----------|
| | | | 0,316554 | 0,012421 | 25,48473 |
| C | 0,309634 | 0,018136 | 0,135226 | 0,007921 | 17,07264 |
| GE | 0,284457 | 0,018562 | 0,169963 | 0,011091 | 15,32477 |
| ROK | 0,189022 | 0,015537 | 0,091467 | 0,007518 | 12,16578 |
| EMC | 0,23153 | 0,016746 | 0,076059 | 0,005501 | 13,82573 |
| MRK | 0,203851 | 0,016173 | 0,116222 | 0,009221 | 12,60463 |
| GM | 0,178687 | 0,016303 | 0,094213 | 0,008596 | 10,96059 |

Теоретические приросты индекса получаются из приростов цен шести акций, коэффициент детерминации равен 0,816, $F(6,826) = 617,82$, стандартная ошибка 0,005. Ситуация с остатками здесь значительно лучше, чем при использовании непосредственно цен акций. Серийная корреляция 0,014, d-критерий 1,973.

Однако, при важности показателей статистической адекватности основным критерием оценки информативности рассчитанных индикаторов была их ценность для участника рынка в качестве инструментов, способных повысить эффективность его деятельности по сравнению с индексом, рассчитанным по классической методике.

Инвестор, имея дело с акциями, может приобрести некоторое их количество, не совершая с ними операций определенное время, а затем продать их (стратегия «купи и держи»). Другой подход — используя сигналы предпочитаемой торговой системы, постоянно совершать сделки с акциями в надежде, что это позволит превзойти прибыль от пассивной стратегии. Возможна также стратегия индексирования, т. е. покупка ценных бумаг, входящих в выборку некоторого фондового индекса, в количестве, пропорциональном их весам в нем, и удержание этого индексированного портфеля определенное время. А можно применить некоторый набор индикаторов и правил, чтобы с помощью фондового индекса реализовать активную торговлю.

Торговой системой для оценки информативности новых индексов в данной разработке был избран применяемый в техническом анализе метод пересечения скользящего среднего (рис. 1). Для этого по индексу рассчитывалось скользящее среднее:

$$SMA(n) = (P_1 + P_2 + \dots + P_n)/n, \quad (3)$$

где SMA — простое скользящее среднее, n — порядок среднего (число периодов, для которого вычисляется среднее), P_n — цена закрытия периода n . Позиции по акциям открываются в момент пересечения индексом своего скользящего среднего в направлении этого пересечения (тот же метод использовался в [2], что делает результаты этих исследований сопоставимыми). Пересечение индексом среднего снизу вверх — это сигнал к покупке (открытие длинной позиции по всем акциям), при обратном пересечении — сигнал к продаже (открытие короткой позиции по всем акциям).

Была рассчитана по каждому индексу наибольшая доходность от операций со всеми акциями, полученная при оптимальном для всякой из них периоде усреднения при переборе n от 2 до 100. Получились следующие средние доходностей по всем акциям: для исходного арифметического ценового индекса 54,44 %, для теоретического индикатора с минимальной толерантностью 0,2 — 32,51 %, с толерантностью 0,01 — 63,5 %, для ин-

декса, построенного по приростам, — 53,54 %. Как видно, результаты использования «теоретического квазииндекса», состоящего из 23-х акций, весомо превысили результаты применения оригинала, а приростной индекс со списком из шести акций дал практически совпавшую с исходным доходность.



Рис. 1. График индекса и его скользящего среднего.
Стрелка вверх — момент покупки, вниз — продажи

Прогнозные ценовые индикаторы рынка акций и их тестирование

Поскольку новые индикаторы рынка акций здесь рассчитывались не по стандартным методикам, а как результат вычислений регрессионных уравнений, появилась возможность «отвязать» теоретический квазииндекс от фиксированного момента времени и строить его как прогнозный, используя в качестве зависимой переменной в уравнении ее регрессии исходный индекс, смещенный на некоторое число периодов назад. Параметры уравнения регрессии для арифметического ценового индекса при горизонте прогнозирования в один период и минимальной толерантности к корреляции между переменными в 0,2 представлены в табл. 4.

Индикатор на один период в будущее определяется из уравнения, включающего три выпуска акций, с коэффициентом детерминации 0,963, $F(3,830) = 7160,5$, стандартной ошибкой в 1,084 (близкой к ошибке в уравнении для индикатора без временного сдвига с той же толерантностью). Остатки в этой модели оказались зависимыми — серийная корреляция равна 0,779, d-критерий — 0,444. Снижение фильтра толерантности до 0,01 пропускает в уравнение прогнозного индикатора на один период 23 выпуска акции, как и без сдвига во времени, но список этих акций оказывается иным (табл. 5), а $R = 0,993$ и $F(23,810) = 4854,6$. Стандартная ошибка здесь по сравнению с аналогичным уравнением для текущего индекса выше в полтора раза (0,482), но анализ остатков показывает лучшие значения серийной корреляции (0,11) и d-критерия (1,779).

Таблица 4

Результаты регрессии для прогнозного арифметического ценового индекса (tol = 0,2)

| | Бета | Станд. ош. | Коэффициент регрессии | Станд. ош. | t(830) |
|-----|----------|------------|-----------------------|------------|----------|
| | | | 14,61892 | 0,394195 | 37,08551 |
| AXP | 0,781637 | 0,01255 | 0,408429 | 0,006558 | 62,28379 |
| IBM | 0,336457 | 0,011606 | 0,069174 | 0,002386 | 28,99027 |
| G | 0,152629 | 0,00884 | 0,096134 | 0,005568 | 17,26494 |

Каждому значению приростов цен акций P_t/P_{t-1} для оценивания прогнозного уравнения приростного индекса ставилось в соответствие значение прироста индекса I_{t+1}/I_t , вычислялось уравнение регрессии, и значение прогнозного индекса в абсолютном масштабе восстанавливалось как $I_t \times (I_{t+1}/I_t)$. При минимальной толерантности 0,5 пошаговый отбор переменных ввел в уравнение прогнозного приростного арифметически усредненного ценового индекса акции, представленные в табл. 6. Для этого уравнения $F(25,807) = 3,6491$, а стандартная ошибка, равная 0,012, в два раза выше, чем для аналогичного «статического» уравнения. Серийная корреляция остатков здесь 0,005, а d-критерий 2,009. Тестирование прогнозных индикаторов с помощью той же торговой системы продемонстрировало следующее. Средняя доходность при использовании индикатора с минимальной толерантностью 0,2 — 27,88 %, индикатора с толерантностью 0,01 — 59,55 %, а при применении приростного индекса — 147,93 %.

Таблица 5

Результаты регрессии для прогнозного
арифметического ценового индекса (tol = 0,01)

| | Бета | Станд. ош. | Коэффициент регрессии | Станд. ош. | t(810) |
|------|----------|------------|--------------------------|------------|----------|
| | | | 8,014116 | 0,391649 | 20,46248 |
| AXP | -0,00555 | 0,023537 | -0,0029 | 0,012299 | -0,23592 |
| IBM | 0,062958 | 0,016734 | 0,012944 | 0,00344 | 3,762239 |
| G | 0,057905 | 0,009821 | 0,036472 | 0,006186 | 5,896053 |
| C | 0,138888 | 0,026519 | 0,077125 | 0,014726 | 5,237254 |
| MCD | 0,074035 | 0,011121 | 0,063013 | 0,009465 | 6,657318 |
| CL | 0,047802 | 0,010904 | 0,03276 | 0,007473 | 4,38391 |
| ONE | 0,064302 | 0,012457 | 0,039213 | 0,007597 | 5,161925 |
| ORCL | 0,139868 | 0,026969 | 0,057027 | 0,010996 | 5,186151 |
| ROK | 0,024132 | 0,00971 | 0,017318 | 0,006968 | 2,485413 |
| JNJ | 0,167593 | 0,01122 | 0,073069 | 0,004892 | 14,93741 |
| MER | 0,005893 | 0,015513 | 0,002851 | 0,007505 | 0,379872 |
| DD | 0,03407 | 0,008082 | 0,022538 | 0,005346 | 4,215448 |
| CSCO | 0,175745 | 0,02907 | 0,047516 | 0,00786 | 6,045614 |
| AES | 0,083626 | 0,016491 | 0,035498 | 0,007 | 5,071044 |
| HON | 0,031234 | 0,009809 | 0,018626 | 0,00585 | 3,18401 |
| MWD | 0,171562 | 0,025725 | 0,044818 | 0,00672 | 6,669013 |
| BCC | 0,044253 | 0,008244 | 0,05104 | 0,009509 | 5,367731 |
| UIS | 0,069689 | 0,011192 | 0,041262 | 0,006627 | 6,226685 |
| HIG | 0,064908 | 0,010757 | 0,037288 | 0,00618 | 6,033818 |
| HET | 0,019178 | 0,00782 | 0,026917 | 0,010975 | 2,452472 |
| FDX | 0,03457 | 0,00801 | 0,025567 | 0,005924 | 4,316065 |
| TXN | 0,093157 | 0,02149 | 0,023324 | 0,005381 | 4,334813 |
| RAL | 0,024175 | 0,006296 | 0,058736 | 0,015297 | 3,839751 |

Таблица 6

Результаты регрессии для прогнозного
арифметического ценового индекса по приростам (tol = 0,5)

| | Бета | Станд. ош. | Коэффициент регрессии | Станд. ош. | t(807) |
|------|----------|------------|--------------------------|------------|----------|
| | | | 0,933505 | 0,04028 | 23,17518 |
| JNJ | 0,103838 | 0,041051 | 0,067992 | 0,02688 | 2,529486 |
| IBM | -0,119 | 0,038579 | -0,05545 | 0,017976 | -3,08449 |
| DAL | 0,082686 | 0,038297 | 0,038322 | 0,017749 | 2,159084 |
| ORCL | 0,109666 | 0,038408 | 0,029903 | 0,010473 | 2,85527 |
| AVP | -0,1437 | 0,037893 | -0,05566 | 0,014678 | -3,79213 |
| CL | 0,041144 | 0,042207 | 0,020429 | 0,020957 | 0,974803 |
| T | -0,07695 | 0,037203 | -0,03373 | 0,016307 | -2,06825 |
| SLE | 0,036908 | 0,037183 | 0,02126 | 0,021418 | 0,992624 |
| BMJ | -0,08542 | 0,040681 | -0,04064 | 0,019356 | -2,09966 |
| HIG | 0,073074 | 0,040537 | 0,033607 | 0,018643 | 1,802661 |
| G | 0,076257 | 0,039501 | 0,036064 | 0,018681 | 1,930488 |
| MWD | 0,097897 | 0,046524 | 0,03492 | 0,016595 | 2,104239 |
| NT | -0,05699 | 0,039961 | -0,01789 | 0,012542 | -1,42624 |
| BAC | -0,06927 | 0,04492 | -0,03145 | 0,020397 | -1,54205 |
| BDK | 0,045976 | 0,038191 | 0,021521 | 0,017877 | 1,203845 |
| HON | -0,0635 | 0,038894 | -0,02719 | 0,016654 | -1,63271 |
| BCC | 0,069338 | 0,038143 | 0,029189 | 0,016057 | 1,817815 |
| AA | -0,06828 | 0,038078 | -0,03084 | 0,017201 | -1,79311 |
| GD | 0,060109 | 0,036523 | 0,034326 | 0,020857 | 1,645784 |
| GM | -0,06832 | 0,038912 | -0,03602 | 0,020517 | -1,75581 |
| KO | 0,058956 | 0,039114 | 0,032043 | 0,021258 | 1,507314 |
| FDX | 0,058354 | 0,038906 | 0,025934 | 0,017291 | 1,49987 |
| EXC | -0,04444 | 0,034885 | -0,02881 | 0,022616 | -1,27382 |
| CSC | -0,04718 | 0,036321 | -0,02016 | 0,015524 | -1,29884 |
| SLB | 0,045898 | 0,036091 | 0,019295 | 0,015172 | 1,271721 |

Сводная таблица результатов тестирования оригинального фондового индекса и новых индикаторов, построенных на основе арифметического усреднения и ценового взвешивания (табл. 7), показывает превышение результативности тех из них, которые соответствуют уравнениям регрессии при толерантности 0,01, над оригинальным и ухудшение результатов с усилением пропускного фильтра в такое уравнение. Вместе с тем, если прогнозные индикаторы, соответствующие уравнениям регрессии, которые построены по абсолютным ценам, с точки зрения информативности уступают «статическим», то применение природного прогнозного индикатора повышает доходность ориентированных на его показания инвестиционных сделок почти в три раза против ситуации использования аналогичного «статического» индекса.

Таблица 7

Результаты тестирования торговой системы
для арифметических ценовых индексов³

| Индекс | A_P_F | A_P_Rt0,01 | A_P_Rt0,2 | A_PG_R |
|--------------------|--------------|-------------|-----------|--------|
| Средняя доходность | 54,44 | 63,49 | 32,51 | 53,54 |
| Индекс | A_P_Rt0,01_P | A_P_Rt0,2_P | A_PG_R_P | |
| Средняя доходность | 59,55 | 27,88 | 147,93 | |

Определено ли последнее именно «динамичностью» индикатора, а не количеством выпусков акций, входящих в его список (25 против 6 независимых переменных в уравнении, соответствующем «статическому» природному индексу)? Чтобы проверить это, был рассчитан и протестирован «динамический» индикатор на основе регрессии по приростам, но с фильтром толерантности, ослабленным до 0,4. В отвечающее ему уравнение вошло 28 выпусков акций, но доходность операций, ориентированных на его показания, составила 51,66 %, т. е. ниже, чем при использовании природного «статического» индекса со списком из шести акций. Поэтому

³ Здесь и далее используются следующие обозначения способа расчета индекса: на первой позиции А — арифметическое усреднение, G — геометрическое; на второй позиции P — ценовое взвешивание, E — равное, M — рыночное, MF — то же, но с учетом акций, изъятых из свободного обращения, VE — равное с учетом объема торгов, добавление G означает приросты; на третьей позиции F — исходный (полный) индекс, R — построенный по линейной регрессии, SR — по степенной, PR — по показательной, tx — величина минимальной толерантности для ввода переменной в уравнение; P на последней позиции — прогноз на один период.

нельзя однозначно утверждать ни то, что чем больше акций включается в выборку индекса, тем он более информативен, ни то, что «динамический» индикатор лучше «статического».

Определение и тестирование новых геометрически усредненных ценовых индикаторов

Часто для вычисления фондовых индексов используется геометрическая средняя, методом которой был рассчитан исходный (оригинальный) индекс для следующего эксперимента, при испытаниях в торговой системе показавший доходность 62,84 %. Регрессионный анализ с использованием геометрической ценовой средней по входящим в список такого индекса акциям при минимальном значении толерантности для вхождения в 0,2 позволил построить уравнение, включающее четыре их выпуска в качестве независимых переменных. Его коэффициент детерминации оказался равным 0,98 при $F(4,829) = 10\,221$, стандартной ошибке 0,785, серийной корреляции остатков 0,927, d -критерии 0,15. Таким образом, эту модель, как и в случае с аналогичным арифметически усредненным индексом, нельзя признать статистически адекватной. Торговые испытания этого индикатора, подобные уже описанным, показали среднюю по всем акциям максимально достижимую доходность в 26,12 %.

Снижение уровня толерантности до 0,01 пропускает в такое уравнение 31 выпуск акций. При этом его коэффициент детерминации увеличивается до 0,999, $F(31,802) = 29\,027$, стандартная ошибка 0,169, серийная корреляция остатков 0,705, d -критерий 0,589. Тестирование соответствующего «теоретического квазииндекса» в торговой системе засвидетельствовало достижимую доходность в 47,96 %. Это лучше, чем при пороге толерантности в 0,2, но тоже не дотягивает до показанного испытаниями оригинального индекса. А использование для построения модели геометрического ценового индекса приростов вместо абсолютных значений переменных при толерантности 0,5 дает уравнение с девятью выпусками акций, коэффициентом детерминации 0,863 при $F(9,823) = 584,46$, стандартной ошибке 0,005, серийной корреляции остатков 0,016, d -критерии 2,029, причем испытания такого квазииндекса торговой системой демонстрируют доходность в 67,8 %.

Конструирование модели геометрически усредненного прогнозного индекса по абсолютным значениям цен при толерантности 0,2 приводит к уравнению с четырьмя независимыми переменными. Его коэффициент детерминации 0,974, $F(4,829) = 7736,6$, стандартная ошибка 0,898, серий-

ная корреляции остатков 0,741, d-критерий 0,518, а обещаемая доходность использования его показаний для принятия инвестиционных решений, по результатам испытаний торговой системой, 27 %. Но снижение порога толерантности до 0,01 позволяет построить уравнение с более значительным числом независимых переменных и коэффициентом детерминации 0,993, $F(25,808)$ равным 5032,7, стандартной ошибкой 0,45, серийной корреляцией остатков 0,117, d-критерием 1,765. Его тестирование демонстрирует доходность в 73,79 %. При повышении этого порога до 0,5, но использовании вместе абсолютных значений цен их приростов получается уравнение, охватывающее 25 выпусков акций и имеющее $F(25,807) = 3,7602$, стандартную ошибку 0,012, серийную корреляцию остатков 0,003, d-критерий 1,993. Согласно испытаниям ориентация на такой индекс обещает доходность в 153,26 %.

Сведение результатов тестов всех «теоретических квазииндексов» с геометрическим усреднением ценовых показателей (табл. 8) дает возможность убедиться, что ситуация здесь подобна случаю арифметического усреднения. Наилучшим и здесь оказывается «динамичный» индикатор, построенный по приростам цен, далее — подобный «статичный», при котором результат испытаний тоже превышает обещаемый использованием исходного индекса. Что касается новых индексов, рассчитываемых по абсолютным значениям цен, то увеличение числа выпусков акций в выборке каждого из них приводит к росту возможной доходности при их применении в торговой системе. Но это происходит не бесконечно, а до некоторого предельного количества независимых переменных в модели, превышение которого оборачивается ухудшением результатов использования такого индикатора. Например, снижение порога толерантности до 0,003 позволяет пройти в его регрессионное уравнение 57 выпускам акций при ожидаемой средней максимальной доходности в 59,92 %. Однако, дальнейшее снижение порога толерантности до 0,001 «пропускает» в уравнение уже 84 выпуска акций, что обещает уже доходность на 9 % меньшую.

Таблица 8

Результаты тестирования торговой системы
для геометрических ценовых индексов

| Индекс | G_P_F | G_P_Rt0,01 | G_P_Rt0,2 | G_PG_R |
|--------------------|--------------|-------------|-----------|--------|
| Средняя доходность | 62,84 | 47,96 | 26,12 | 67,8 |
| Индекс | G_P_Rt0,01_P | G_P_Rt0,2_P | G_PG_R_P | |
| Средняя доходность | 73,79 | 27,01 | 153,26 | |

Определение и испытания индикаторов с рыночным взвешиванием

Другой часто используемый метод построения фондовых индексов — рыночное взвешивание ценовых показателей. При этом индекс вычисляется по формуле:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n SO_{i,t} \cdot P_{i,t}}{\sum_{i=1}^n SO_{i,0} \cdot P_{i,0}} \cdot I_0, \quad (4)$$

где I — текущее значение индекса, n — размер выборки, $P_{i,t}$ — цена i -й акции в текущем периоде, $SO_{i,t}$ — количество выпущенных акций i -й компании в текущем периоде, $P_{i,0}$ и $SO_{i,0}$ — соответственно цена и количество акций i -й компании в базовом периоде, I_0 — базовое значение индекса. По такой методике определяются, например, индексы Standard&Poor's и РТС (Россия). Сильнее всего на значение индекса в этом случае влияют изменения цен акций с наибольшей рыночной капитализацией.

Проверка выдвинутой гипотезы применительно к индикаторам, основанным на таком взвешивании, потребовала из полного набора акций рассчитать исходный индекс, а затем, пользуясь тем же методом сформировать новые «теоретические квазииндексы». При этом удалось на основе абсолютных значений цен построить «статическую» модель с порогом толерантности 0,2, включающую два выпуска акций. Она оказалась уравнением с коэффициентом детерминации 0,977, $F(2,831)$, равным 17 366, стандартной ошибкой 1,372, серийной корреляцией остатков 0,947, d -критерием 0,107. Испытания торговой системой вычисляемого по нему индикатора показали достижимую доходность в 68,2 %, против 46,9 % при использовании исходного (оригинального) индекса. Снижение порога толерантности до 0,01 преобразовало модель в статистически более качественное уравнение из 13 независимых переменных с коэффициентом детерминации 0,999, $F(13,820) = 51 765$, стандартной ошибкой 0,315, серийной корреляцией остатков 0,811, d -критерием 0,378. Однако, максимально достижимая средняя по всем акциям доходность в торговле при использовании индикатора, вычисляемого по такой модели, сократилась на 9 пунктов.

Применение в «статичной» модели рыночно-взвешенного индекса вместо абсолютных значений цен их приростов при толерантности 0,5 дало уравнение, охватывающее 5 выпусков акций с коэффициентом детерминации 0,834, $F(5,827) = 1151,1$, стандартной ошибкой 0,005, серий-

ной корреляцией остатков 0,025, d-критерием 2,047. Упомянутая доходность при тестировании определяемого по этому уравнению индикатора торговой системой — 51,29 %. А «динамичная» модель такого индекса при толерантности 0,2 предстала как охватывающее те же акции уравнение с коэффициентом детерминации 0,973, $F(2,831) = 14\,892$, стандартной ошибкой 1,476, корреляцией остатков 0,829, d-критерием 0,342. Испытания индикатора показали максимальную доходность в 65 %. Хуже (достижимая доходность 55,12 %) проявил себя индекс, исчисляемый по «динамичной» модели, в основе которой абсолютные значения цен (при коэффициенте толерантности 0,01 это — уравнение с более значительным числом независимых переменных, коэффициентом детерминации 0,995, $F(16,817) = 11\,070$, стандартной ошибкой 0,612, серийной корреляцией остатков 0,085, d-критерием 1,83).

Иное дело индикатор, определяемый по «динамичной» модели (на один период) на основе приростов цен и индекса-оригинала с порогом толерантности 0,5. Модель оказалась уравнением из 25 выпусков акций с $F(25,807) = 3,0301$, стандартной ошибкой 0,014, отсутствующей серийной корреляцией остатков (–0,005) и d-критерием 2,01. Испытания торговой системой обнаружили, что ориентация на его показания способна повысить достижимую доходность до 227,58 %.

Результаты тестов всех «теоретических квазииндексов», построенных на основе рыночного взвешивания, представлены в табл. 9. Как видно, все они эффективней оригинала, причем особенно выделяется «прогнозный», который вычислялся по «динамичной» модели, построенной на основе приростных показателей. Одновременно, в данном случае доходность при использовании индексов, которые рассчитывались по «статичным» моделям, основанным на абсолютных значениях цен, оказалась тем значительнее, чем меньше число независимых переменных в уравнении, и «динамизация» моделей не способствовала повышению этой доходности.

Таблица 9

Результаты тестирования торговой системы
для рыночно взвешенных индексов

| Индекс | A_M_F | A_M_Rt0,01 | A_M_Rt0,2 | A_MG_R |
|--------------------|--------------|-------------|-----------|---------|
| Средняя доходность | 46,9194 | 59,2188 | 68,1979 | 51,2939 |
| Индекс | A_M_Rt0,01_P | A_M_Rt0,2_P | A_MG_R_P | |
| Средняя доходность | 55,1180 | 65,0068 | 227,5753 | |

Некоторое количество акций каких-то выпусков, иногда существенное, в тот или иной период может не участвовать в обороте, отчего нарушается справедливость их представления индексом, взвешенным по капитализации. Во избежание этого при его расчете число акций каждого выпуска корректируется, принимая во внимание изъятые из свободного обращения. После подобной операции нами был получен иной исходный индекс с таким взвешиванием. Обеспечиваемая им при испытаниях в торговой системе максимальная доходность оказалась 47,84 % против прежних 46,9 %.

Пошаговая множественная регрессия этого индекса по входящим в его выборку акциям при коэффициенте толерантности 0,2 привела к уравнению с двумя независимыми переменными (выпусками акций), коэффициентом детерминации 0,977, $F(2,831) = 17\,999$, стандартной ошибкой 1,365, серийной корреляцией остатков 0,946 и *d*-критерием 0,109. По результатам тестирования в торговле полученный «квазииндекс» превзошел оригинал (доходность 64,28 %). Снижение толерантности до 0,01 увеличило число таких переменных в уравнении до 18 акций и улучшило другие его статистические характеристики (коэффициент детерминации 0,999, $F(18,815) = 93\,614$, стандартная ошибка 0,202, серийная корреляция остатков 0,752, *d*-критерий 0,495). Но вместе с тем до 49,55 % упала доходность при ориентации торговой системы на показания исчисляемого по нему индикатора.

Использование для построения такого «квазииндекса» приростных значений оригинала и цен охватываемых им акций привело к уравнению с пятью выпусками, коэффициентом детерминации 0,878, $F(5,827) = 1196,9$, стандартной ошибкой 0,005 и независимыми остатками (их серийная корреляция $-0,03$, *d*-критерий $-2,058$). Однако, торговые тесты показали среднюю максимальную доходность лишь 49,66 %.

«Динамизация» модели с использованием абсолютных значений цен при пороге толерантности 0,2, дала уравнение, охватывающее те же выпуски акций, что и в «статичном» случае, с коэффициентом детерминации 0,973, $F(2,831) = 15\,344$, стандартной ошибкой 1,473, серийной корреляцией остатков 0,824, *d*-критерием 0,353. Результатом испытаний в торговле определяемого по нему «квазииндекса» стало достижение средней максимальной доходности в 63,5 %. А снижение уровня толерантности до 0,01 и добавление в модель выпусков акций, корреляция ценовой динамики которых с ценовой динамикой уже входивших наименьшая, обернулось уравнением с 19 независимыми переменными, коэффициентом детерминации 0,995, $F(19,814) = 9612,3$, стандартной ошибкой 0,61, серийной корреляцией в остатках 0,09 и *d*-критерием 1,81. Определяемый по нему индикатор при испытаниях обеспечил доходность в 72,13 %. Наконец, «динамичная» модель на основе приростов

цен и взвешивания по капитализации с учетом акций, изъятых из свободного обращения, оказалась уравнением, охватывающим 25 выпусков, с $F(25,807) = 3,0119$, стандартной ошибкой 0,014, серийной корреляцией остатков $-0,011$, d -критерием 2,023 и опять самой высокой (234,4 %) доходностью при проверке соответствующего «квазииндекса» торговой системой.

Результаты всех торговых экспериментов с новыми индикаторами, которые сконструированы на основе исходного индекса взвешенного по капитализации, но с учетом акций, изъятых из свободного обращения, представлены в табл. 10. Как видно из нее, сам исходный индекс оказался немного эффективнее случая, когда временно изъятые из обращения акции не учитываются, при том, что новые индикаторы улучшают результаты, приносимые его применением в торговле, а особенно это касается «квазииндекса», определяемого по «динамичной» модели, которая построена на основе приростных показателей. Кроме того, повысилась и доходность торговли, обеспечиваемая использованием индикаторов, которые вычисляются по базирующимся на абсолютных значениях цен «динамичным» моделям с большим количеством выпусков акций в выборке.

Таблица 10

Результаты тестирования торговой системы для рыночно взвешенных индексов с учетом акций, изъятых из свободного обращения

| Индекс | A_MF_F | A_MF_Rt0,01 | A_MF_Rt0,2 | A_MFG_R |
|--------------------|---------------|--------------|------------|---------|
| Средняя доходность | 47,84 | 49,55 | 64,28 | 49,66 |
| Индекс | A_MF_Rt0,01_P | A_MF_Rt0,2_P | A_MFG_R_P | |
| Средняя доходность | 72,13 | 63,5 | 234,4 | |

Определение и тестирование индикаторов с равным взвешиванием

Существенное повышение эффективности торговли акциями при использовании «квазииндекса», определяемого по «динамичной» модели, которая базируется на приростах их цен, дает повод ожидать более весомых результатов от экспериментов с новыми индикаторами рынка,

основанными на методе равного взвешивания, поскольку он уже оперирует такими приростами, причем, в отличие от других методов, обеспечивает одинаковое влияние на динамику индекса всех включаемых в его список акций. При этом методе оригинальный индекс исчисляется по формуле

$$I_t = I_{t-1} \left[\sum_{i=1}^n (P_{i,t} / P_{i,t-1}) \right] / n, \quad (5)$$

где I_t — значение индекса в текущем периоде, I_{t-1} — значение индекса в предыдущем периоде, $P_{i,t}$ и $P_{i,t-1}$ — цена i -й акции в текущем и предыдущем периодах соответственно, n — размер выборки-списка. Так рассчитывается, например, Value Line Composite. Применение геометрического усреднения при таком взвешивании приводит к получению индекса, идентичного геометрическому с ценовым взвешиванием.

Испытания торговой системой подобного индекса как исходного позволили убедиться, что если на используемой нами информации следовать его показаниям, то средняя из максимальных по акциям доходностей, которая достижима, равна 57,08 %. «Статичная» модель, рассчитанная по абсолютным значениям этого индекса с толерантностью 0,2, представляет собой охватывающее два выпуска акций регрессионное уравнение⁴ с коэффициентом детерминации 0,972, $F(2,831) = 14\,315$, стандартной ошибкой 5,589, серийной корреляцией остатков 0,936, d -критерием 0,128. Средняя из максимальных доходностей, которую продемонстрировал в торговой системе «квазииндекс», вычисленный по этой модели, оказалась 30,51 %. Снижение порога толерантности до 0,01 увеличило число независимых переменных уравнения до 21. При этом его коэффициент детерминации составил 0,999, $F(21,812) = 48\,190$, стандартная ошибка 0,953, серийная корреляция остатков 0,712, d -критерий 0,576. В результате испытаний соответствующего «квазииндекса» достигнута доходность в 40,75 %.

Применение при равном взвешивании приростов цен и исходного индекса представляет собой по сути его «деиндексацию» с возвратом к средним значениям приростов. В результате пошаговой регрессии по ним была построена модель, в выборку которой вошло девять акций. Это — уравнение с коэффициентом детерминации 0,864, $F(9,823) = 590,04$, стандартной ошибкой 0,004 и некоррелированными остатками (коэффициент серийной корреляции $-0,022$, d -критерий 2,042). Неслучайно проверка на эффективность исчисляемого по нему «квазииндекса» позволила торговле выйти на

⁴ При его построении за базовое значение для исходного индекса принята величина 100.

доходность в размере 66,17 %, наконец, превзойдя обеспечиваемую оригиналом.

Настроенная на расчет прогнозных значений индекса на один период вперед «динамичная» модель, в основе которой абсолютные значения цен, при толерантности к множественной корреляции между независимыми переменными 0,2 оказалась уравнением, учитывающим те же два выпуска акций, что и подобная «статичная» модель, с коэффициентом детерминации 0,968 при $F(2,831) = 12\,579$, стандартной ошибке 5,949, серийной корреляции остатков 0,853, d-критерии 0,296. Испытания выявили, что при решениях о покупке и продаже акций, основанных на показаниях соответствующего «квазииндекса», достигается доходность в размере лишь 30,44 %. Если за счет снижения порога толерантности до 0,01 «пропустить» в подобную модель большее число акций, получается уравнение с 21 независимой переменной, коэффициентом детерминации 0,999, $F(21,812) = 48\,190$, стандартной ошибкой 0,953, серийной корреляцией остатков 0,712 и d-критерием 0,576. Доходность торгов, обеспечиваемая ориентацией на показания исчисляемого по этой модели «квазииндекса», повышается до 50,66 %.

Наконец, «динамичная» модель прогнозного индекса, основанная на приростах цен разных выпусков и получаемых в таком случае из самого исходного индекса средних приростах цен акций, предстает как охватывающее 25 их выпусков уравнение с $F(25,807) = 3,7922$, стандартной ошибкой 0,012, серийной корреляцией остатков 0,003 и d-критерием 1,993. «Квазииндекс», определяемый по такой модели, настраивает торговую систему на доходность в 167,68 %, и в данном случае большую, чем индикаторы, получаемые из других моделей с равным взвешиванием.

Сводная таблица итогов испытаний «квазииндексов» с равным взвешиванием (табл. 11) показывает, что ни один из них, если он определен

Таблица 11

Результаты тестирования торговой системы
для равновзвешенных индексов

| Индекс | A_E_F | A_E_Rt0,01 | A_E_Rt0,2 | A_EG_R |
|--------------------|--------------|-------------|-----------|--------|
| Средняя доходность | 57,08 | 40,75 | 30,51 | 66,17 |
| Индекс | A_E_Rt0,01_P | A_E_Rt0,2_P | A_EG_R_P | |
| Средняя доходность | 50,66 | 30,44 | 167,68 | |

по модели, которая базируется на абсолютных значениях цен, по эффективности применения в торговле не смог обойти индекс-оригинал. В то же время «деиндексация» с отбором в модель переменных по их приростам позволила получаемым индикаторам добиться этого и фактор «динамичности» модели сыграл в этом смысле положительную роль во всех случаях.

Новые индикаторы при других методах взвешивания

Иногда для формирования фондовых индексов применяются и другие методы взвешивания, кроме рассмотренных. Обычно, анализируя рынок, чтобы выявить, насколько глубока ценовая тенденция, отмечаемая на нем, обращаются к показателю рыночного оборота за период: чем тот выше, тем она считается более надежной. Опирируя стандартными методиками расчета индексов, этот показатель, как правило, отслеживают отдельно, но объемы торгов акциями разных выпусков можно использовать в качестве весов при конструировании индекса. Тогда на его динамику большее влияние станут оказывать акции, объем торгов которыми за период был значительнее.

Эффективность еще одной серии новых индикаторов рынка была исследована при использовании в качестве исходного именно такого индекса — взвешенного по объему торгов. Доходность его применения в торговой системе составила 48,49 %. Для выстраиваемого на его основе нового индикатора при ограничении множественной корреляции уровнем толерантности 0,2 была получена модель, включающая три выпуска акций. Это — уравнение с коэффициентом детерминации 0,974, $F(3,830) = 10260$, стандартной ошибкой 10,62 (исходный индекс здесь также имел базовое значение, равное 100). Остатки оказались зависимы (серийная корреляция 0,944, d-критерий 0,126). При исследовании эффективности соответствующего индикатора в торговой системе достигнута средняя максимальная доходность 32,31 %.

Снижение порога толерантности до 0,01 приводит к модели из 29 выпусков акций, которая представляет собой уравнение с коэффициентом детерминации 0,997. При этом $F(29,804) = 11184$, стандартная ошибка 3,311, серийная корреляция в остатках 0,738, d-критерий 0,532, а тестирование в торговой системе исчисляемого по такой модели индикатора показало среднюю максимальную доходность в 29,63 %.

Регрессионное уравнение для модели на основе приростов цен и индекса-оригинала получилось охватывающим 4 выпуска акций с коэффициентом детерминации 0,733, $F(4,828) = 571,40$, стандартной ошибкой 0,01, серийной корреляцией остатков 0,078, d-критерием 1,843. Доход-

ность при использовании в торговой системе сигналов определяемого по нему индикатора достигла 37,69 %.

«Динамичная» модель, построенная по абсолютным значениям цен и исходного индекса при пороге толерантности 0,2, оказалась уравнением с тремя выпусками акций в качестве независимых переменных. Его коэффициент детерминации 0,971, $F(3,830) = 9401,3$, стандартная ошибка 11,071. При нем серийная корреляция остатков 0,844, d-критерий 0,322. Проверка в торговой системе эффективности показаний вычисляемого по нему индикатора засвидетельствовала среднюю максимальную доходность в 36,36 %. Ослабление толерантности до 0,01 увеличило число этих переменных до 28. Коэффициент детерминации уравнения возрос до 0,994 и при $F(28,805) = 5232,3$ стандартная ошибка снизилась до 4,915, серийная корреляция в остатках составила 0,367, d-критерий 1,266, но упомянутая доходность тоже упала до 28,04 %.

Использование приростных значений независимых переменных вместо их абсолютных величин при построении «динамичной» модели на основе исходного индекса, взвешенного по обороту, привело к уравнению, охватывающему 20 выпусков акций, с $F(20,812) = 2,8586$, стандартной ошибкой 0,02, серийной корреляцией остатков 0,03, d-критерием 1,94. И снова определяемый такой моделью «теоретический квазииндекс» по результатам тестирования в торговой системе оказался самым эффективным из серии: при нем достижима доходность в 157,63 %.

Сводная таблица результатов испытаний новых индикаторов, получаемых, когда объемы торгов выступают в качестве взвешивающих коэффициентов (табл. 12), показывает, что только «теоретический квазииндекс», который исчислялся по «динамичной» модели, основанной на приростных значениях независимых переменных, по эффективности смог превзойти оригинал. Все остальные оказались не в состоянии соперничать с ним.

Таблица 12

Результаты тестирования торговой системы
для индексов, взвешенных с учетом объема торгов

| Индекс | A_VE_F | A_VE_Rt0,01 | A_VE_Rt0,2 | A_VEG_R |
|--------------------|---------------|--------------|------------|---------|
| Средняя доходность | 48,49 | 29,63 | 32,31 | 37,69 |
| Индекс | A_VE_Rt0,01_P | A_VE_Rt0,2_P | A_VEG_R_P | |
| Средняя доходность | 28,04 | 36,36 | 157,63 | |

Таблица 13

Результаты тестирования индексов в торговой системе

| Метод отбора акций | F | Rt0,01 | Rt0,2 | G_R | Rt0,01_P | Rt0,2_P | G_R_P | Средняя доходность |
|---|-------|---------|--------|-------|-----------|----------|--------|--------------------|
| Метод взвешивания и усреднения | | | | | | | | |
| A_P | 54,44 | 63,50 | 32,51 | 53,54 | 59,55 | 27,88 | 147,93 | 62,76 |
| G_P | 62,84 | 47,96 | 26,12 | 67,80 | 73,79 | 27,01 | 153,26 | 65,54 |
| A_E | 57,08 | 40,75 | 30,51 | 66,17 | 50,66 | 30,44 | 167,68 | 63,33 |
| A_M | 46,92 | 59,22 | 68,20 | 51,29 | 55,12 | 65,01 | 227,58 | 81,90 |
| A_MF | 47,84 | 49,55 | 64,28 | 49,66 | 72,13 | 63,50 | 234,40 | 83,05 |
| A_VE | 48,49 | 29,63 | 32,31 | 37,69 | 28,04 | 36,36 | 157,63 | 52,88 |
| Средняя доходность | 52,93 | 48,43 | 42,32 | 54,36 | 56,55 | 41,70 | 181,41 | 70,80 |
| | | SRt0,01 | SRt0,2 | G_SR | SRt0,01_P | SRt0,2_P | G_SR_P | |
| A_P | | 37,17 | 29,09 | 60,12 | 61,33 | 39,14 | 165,12 | 65,33 |
| G_P | | 42,51 | 31,90 | 60,33 | 58,84 | 40,98 | 149,76 | 64,05 |
| A_E | | 76,28 | 36,63 | 68,46 | 75,82 | 36,55 | 163,70 | 76,24 |
| A_M | | 109,21 | 28,59 | 46,36 | 58,04 | 27,91 | 199,00 | 78,18 |
| A_MF | | 68,08 | 28,45 | 45,83 | 63,02 | 27,21 | 186,94 | 69,92 |
| A_VE | | 37,13 | 43,32 | 40,47 | 43,56 | 44,29 | 146,49 | 59,21 |
| Средняя доходность | | 61,73 | 33,00 | 53,59 | 60,10 | 36,01 | 168,50 | 68,82 |
| | | PRt0,01 | PRt0,2 | G_PR | PRt0,01_P | PRt0,2_P | G_PR_P | |
| A_P | | 42,32 | 31,62 | 57,42 | 42,64 | 31,23 | 124,29 | 54,92 |
| G_P | | 35,45 | 27,42 | 65,56 | 42,81 | 21,76 | 155,51 | 58,08 |
| A_E | | 38,02 | 29,51 | 56,66 | 53,45 | 30,03 | 166,11 | 62,30 |
| A_M | | 32,86 | 59,94 | 50,60 | 72,12 | 60,41 | 192,82 | 78,13 |
| A_MF | | 32,36 | 61,66 | 49,33 | 45,32 | 59,13 | 192,80 | 73,43 |
| A_VE | | 23,53 | 13,65 | 36,02 | 28,22 | 14,01 | 145,75 | 43,53 |
| Средняя доходность | | 34,09 | 37,30 | 52,60 | 47,43 | 36,09 | 162,88 | 61,73 |
| Средняя доходность для всех рассмотренных форм связей | | 48,08 | 37,54 | 53,52 | 54,69 | 37,93 | 170,93 | |

Взаимосвязи в такой системе, как рынок акций, чаще всего являются нелинейными. Поэтому в дополнение к рассмотренным моделям были построены степенные и показательные уравнения для «теоретических квазииндексов». Это дало еще 72 новых индикатора, которые также были подвергнуты тестированию в торговой системе. В табл. 13 представлены результаты всех экспериментов (как с линейными, так и с нелинейными моделями), сгруппированные по методам взвешивания/усреднения и способам построения индексов. Исходя из ее содержания, можно сделать выводы о предпочтительных методах построения теоретических фондовых индексов для тех операторов рынка акций, которые используют их для оценки текущей рыночной конъюнктуры и принятия с их помощью торговых решений.

Среди индикаторов, рассчитанных по принятым методикам, для таких целей больше всего подходят индексы с геометрическим усреднением и равным взвешиванием (учитывая то, что при геометрическом усреднении равное и ценовое взвешивание дают идентичные результаты). Из исследованных форм уравнений результатами применения определяемых по ним «квазииндексов», как правило, выделяется линейная. Но при разных формах последствия использования однотипных индикаторов похожи: наилучшими во всех случаях оказались квазииндексы, исчисляемые по «динамичным» моделям, которые основаны на приростных значениях переменных. Такие индикаторы, даже рассчитанные по «статичным» моделям, часто лучше прочих, что соответствует и итогам ориентации на показателя равновзвешенных исходных индексов, которые изначально строятся на ценовых изменениях, содержащих больший объем информации о рынке, нежели абсолютные значения курсов акций.

Наихудшие результаты среди исходных индикаторов при тестировании в торговой системе показал индекс, рассчитанный с рыночным взвешиванием цен акций. Но те «теоретические квазииндексы», уравнения которых были определены на его основе, превзошли другие с точки зрения эффективности применения, особенно определявшиеся по «динамичным» приростным моделям. Вместе с тем, как правило, более высокую эффективность продемонстрировали и «теоретические квазииндексы», исчисленные по уравнениям с меньшим числом независимых переменных.

Итоги разработки свидетельствуют, что предложенный подход позволяет получать новые рыночные индикаторы, ориентироваться на сигналы которых для инвесторов экономически предпочтительнее, чем следовать показаниям известных фондовых индексов. Заметим, что эффективность применения такого индикатора напрямую не зависит от статистической адекватности определяющего его регрессионного уравнения и, хотя включение в это уравнение как независимых переменных дополнительных вы-

пусков акций при малом числе уже охватываемых им вызывает рост доходности торговых сделок, которой можно добиться, по достижении некоторого предела дальнейшее увеличение числа таких переменных приводит к ее падению. Наконец, модели «теоретических квазииндексов» необходимо периодически корректировать, повторяя регрессионный анализ рынка, поскольку со временем ситуация на нем меняется, и «ведущими» могут оказаться совсем другие акции.

Литература

1. *Ляшенко В. И.* Фондовые индексы и рейтинги. Донецк: Сталкер, 1998.
2. *Пекарский А. В.* Системный анализ рынка акций // Системный анализ актуальных проблем экономики. М.: УРСС, 2002.