



УДК 33(082)

JEL Classification: C58, C82, E60

Валентина Андриенко

Одеський національний політехнічний університет
проспект Шевченко, 1, м. Одеса, 65044, Україна

e-mail: andrienko_v@gmail.com

к.е.н., доц.

ОЦІНКА ВПЛИВУ МАКРОЕКОНОМІЧНИХ ПОКАЗНИКІВ НА ДИНАМІКУ ФОНДОВОГО ІНДЕКСУ ПФТС

Анотація. У статті аналізується вплив макроекономічних показників на Український фондовий індекс ПФТС на основі багатовимірного статистичного аналізу. Як початкові дані прийняті річні значення восьми показників за період 1997-2012 рр. Методом головних компонент виділені узагальнені чинники. Приведена статистична оцінка надійності рішень даним методом. В результаті регресійного аналізу отримана статистично значуща і адекватна лінійна модель, що відображає взаємозв'язок індексу ПФТС з головними чинниками. Оскільки чинники можна легко виразити через початкові макроекономічні показники, то цю модель можна використовувати для оцінки їх впливу на динаміку індексу ПФТС. Цей вплив відображають параметри регресійної моделі. Крім того, отримані результати дозволяють зробити висновки про стан економіки і фондового ринку. Модель призначена для підвищення ефективності методів ухвалення інвестиційних рішень і вдосконалення механізму взаємодії економіки з фондовим ринком.

Ключові слова: моделювання, фондовий ринок, аналіз чинника, метод головних компонент, регресійний аналіз.

Валентина Андриенко

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НА ДИНАМИКУ ФОНДОВОГО ИНДЕКСА ПФТС

Аннотация. В статье анализируется влияние макроэкономических показателей на Украинский фондовый индекс ПФТС на основе многомерного статистического анализа. В качестве исходных данных приняты годовые значения восьми показателей за период 1997-2012 г.г. Методом главных компонент выделены обобщенные факторы. Приведена статистическая оценка надежности решений данным методом. В результате регрессионного анализа получена статистически значимая и адекватная линейная модель, отражающая взаимосвязь индекса ПФТС с главными факторами. Поскольку факторы можно легко выразить через исходные макроэкономические показатели, то эту модель можно использовать для оценки их влияния на динамику индекса ПФТС. Это влияние отражают параметры регрессионной модели. Кроме того, полученные результаты позволяют сделать выводы о состоянии экономики и фондового рынка. Модель

предназначена для повышения эффективности методов принятия инвестиционных решений и совершенствования механизма взаимодействия экономики с фондовым рынком.

Ключевые слова: моделирование, фондовый рынок, факторный анализ, метод главных компонент, регрессионный анализ.

Valentina Andrienko

Odesa National Polytechnic University,
Shevchenko av., 1, Odesa, 65044, Ukraine
e-mail: andrienko_v@gmail.com
PhD, Associate Professor

ESTIMATION OF MACROECONOMIC INDICES EFFECT ON STOCK PFTS INDEX DYNAMICS

Abstract. *The article analyses macroeconomic indices effect on the Ukrainian stock PFTS index, on the basis of multidimensional statistical analysis. The annual values of eight indices for the period of 1997-2012 were taken as initial data. Generalized factors were selected by main components method. Statistical estimation of solution reliability of this method has been done. Statistically significant and adequate linear model representing interrelation of PFTS and main factors was obtained by the regressive analysis. As factors can be easily expressed by means of initial macroeconomic indices, this model can be used to estimate their effect upon PFTS index dynamics. Regressive model parameters reflect this effect. In addition, the results obtained enable to draw conclusions about the state of national economy and stock exchange. The model is designed to upgrade efficiency of investment decision making methods and perfection of the economy and stock market interaction mechanism.*

Keywords: *modeling stock market; factor analysis; main components method; regressive analysis.*

Постановка проблемы. Состояние фондового рынка играет важную роль для стабильного развития экономики. Сильное падение курсовой стоимости ценных бумаг за короткий промежуток времени, может вызвать спад и депрессию в экономике. В связи с этим, предъявляются повышенные требования к качеству инструментария, применяемого для анализа, моделирования и прогнозирования динамики рынка. Проблема построения адекватного инструментария является достаточно сложной, и ее нельзя назвать в настоящее время решенной. Всесторонний анализ и построение на его основе математических моделей, позволяющих лучше понять структуру и поведение фондового рынка, остаются весьма актуальными задачами.

Основными индикаторами фондового рынка являются индексы, рассчитываемые на основании котировок определенной группы ценных бумаг. Индекс фондового рынка является своего рода измерительным инструментом, позволяющим инвестору выносить суждение о состоянии рынка в целом.

Для изучения украинского рынка ценных бумаг в качестве наиболее информативного показателя выбран индекс ПФТС, рассчитываемый с 1997 года ежедневно по результатам торгов на фондовой бирже ПФТС (Первая Фондовая Торговая Система). Этот индекс признан Международной Финансовой Корпорацией (IFC) и используется при мониторинге внутреннего состояния украинского фондового рынка. Статистические данные взяты на официальном сайте Национальной комиссии по ценным бумагам и фондовому рынку (НКГБФР) [1].

В работе [2] сформулированы свойства фондового индекса, полученные с привлечением корреляционного, спектрального, фрактального анализа и методов теории хаоса:

- временной ряд значений индекса обладает эффектом долговременной памяти, то есть между членами ряда присутствует долгая положительная автокорреляционная связь (использовались ежедневные значения индекса на момент закрытия торгов);

- показатель Херста, что свидетельствует о том, что исследуемый ряд имеет фрактальные свойства, значени, близкое к единице указывает на то, что в нем практически отсутствуют шумы и он неустойчив к шоковым воздействиям, то есть имеет место вероятность резкого снижения или роста;

- характеристики аттрактора позволяют идентифицировать индекс ПФТС как сложную динамическую систему, при этом оценка размерности фазового пространства (размерность вложения) $n \leq 5$.

Такую систему невозможно эффективно моделировать авторегрессионными процессами типа AR , она описывается нелинейными дифференциальными уравнениями, которые остаются неизвестными.

Таким образом, динамика индекса определяется множеством совокупно действующих причин, то есть индекс имеет многопризнаковую природу. Надежное отображение его в экономико-математических моделях возможно при условии учета комплекса присущих ему наиболее существенных характеристик. Для построения такой модели целесообразно использовать методы многомерного статистического анализа. Сегодня эти методы называют интеллектуальным инструментарием исследователя. Накоплен некоторый опыт в этом направлении. Так, в [3] приведена динамическая регрессионная модель доходности российского фондового рынка, основанная на показателях банковской ликвидности, в [4] факторная модель применяется для отбора акций в инвестиционный портфель. В [5] методом главных компонент построена модель для индекса ПФТС. Для построения модели использовались макроэкономические и монетарные показатели. Однако, авторы весьма своеобразно интерпретируют модель главных компонент, что не позволяет полностью доверять построенной модели.

Основное исследование. В данной работе анализируется влияние макроэкономических показателей на индекс ПФТС на основе многомерной регрессионной и факторной моделей. В качестве факторов, влияющих на динамику фондового рынка, используются следующие показатели:

X_1 – гривны к 100 долларам;

X_2 – индекс роста промышленного производства в % к предыдущему периоду ;

X_3 – индекс потребительских цен в % к предыдущему периоду ;

X_4 – инвестиции в основной капитал в % к предыдущему периоду ;

X_5 – производство с/х продукции в % к предыдущему периоду;

X_6 – экспорт в % к предыдущему периоду;

X_7 – импорт в % к предыдущему периоду.

Учитывая тот факт, что значения индекса ПФТС и некоторых макроэкономических показателей (например, курс гривны) коррелируют между собой на продолжительном интервале времени, здесь взяты годовые значения всех показателей за 1997-2012 гг. В пользу такого решения выступает и тот факт, что для годовых значений выполняется основное требование к исходным данным для многомерного анализа, которое заключается в том, что эти данные должны подчиняться многомерному нормальному распределению. Исходные данные официального сайта Госстата Украины [6] приведены в табл. 1 (n – число данных, m – число показателей (признаков)).

Таблица 1

Исходная матрица $X(n, m)$

№	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7
1	186,17	99,70	116,00	91,00	91,00	99,5	100,5
2	244,95	99,00	120,00	106,00	98,00	86,50	87,00
3	413,04	104,20	119,20	100,40	90,00	88,00	80,00
4	544,02	112,90	125,80	111,20	93,00	129,5	117,5
5	537,21	114,20	106,10	121,00	110,20	114	114,3
6	532,66	107,00	99,40	109,00	101,00	107,9	105,9
7	533,27	115,80	108,20	131,00	89,00	127,8	133,6
8	531,92	112,50	112,30	128,00	119,90	142,7	128,2
9	512,47	103,10	110,30	102,00	99,90	111,4	105,6
10	505,00	106,20	111,60	119,00	100,40	113,5	124,5
11	505,00	110,20	116,60	130,00	93,50	128	134,2
12	526,72	96,90	122,30	97,00	117,00	141,7	149,4
13	779,12	78,10	112,30	59,00	98,00	54,05	52,2
14	793,56	111,20	109,10	99,00	99,00	131,5	133,95
15	796,76	107,63	104,60	122,00	120,00	134,4	138,1
16	799,10	98,20	99,83	117,01	95,50	101,9	102,9
\overline{X}_j	546,31	104,80	112,10	108,91	100,96	113,27	112,99
σ_j	174,26	9,02	7,38	17,62	9,99	23,61	25,14

Признаки, в таблице имеют разную размерность. Для того, чтобы привести их к одной размерности и обеспечить сопоставимость, исходные данные обычно нормируют, вводя единый масштаб. Самым распространенным способом нормировки является стандартизация:

от переменных x_{ij} переходят к переменным

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \overline{X}_j}{\sigma_j}, \quad (1)$$

где \overline{X}_j – среднее значение j признака,

σ_j – среднеквадратическое отклонение.

Стандартизованные значения представлены в табл. 2.

Основная модель факторного анализа имеет вид:

$$Z_j = a_{j1} \cdot F_1 + a_{j2} \cdot F_2 + \dots + a_{jp} \cdot F_p + d_j \cdot u_j, \quad (2)$$

где $j = \overline{1, m}$, Z_j – j -й признак (величина случайная);

F_1, F_2, \dots, F_p – общие факторы (величины случайные, нормально распределенные);

u_j – характерный фактор;

$\alpha_{j1}, \alpha_{j2}, \dots, \alpha_{jp}$ – факторные нагрузки, характеризующие существенность влияния каждого общего фактора; d_j – нагрузка характерного фактора.

Дисперсии $\sigma_{z_j}^2$ признаков Z_j в силу стандартизации равны единице, а средние значения равны нулю.

Таблиця 2

Стандартизована матриця $Z(n, m)$

№	Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	Z_5	Z_6	Z_7
1	-2,0667	-0,5658	0,5281	-1,0166	-0,9969	-0,5834	-0,4969
2	-1,7294	-0,6434	1,0699	-0,1653	-0,2964	-1,1341	-1,0340
3	-0,7648	-0,0667	0,9616	-0,4831	-1,0970	-1,0706	-1,3124
4	-0,0131	0,8981	1,8556	0,1298	-0,7968	0,6875	0,1794
5	-0,0522	1,0422	-0,8131	0,6859	0,9244	0,0308	0,0521
6	-0,0783	0,2438	-1,7207	0,0049	0,0038	-0,2276	-0,2821
7	-0,0748	1,2197	-0,5286	1,2535	-1,1970	0,6154	0,8199
8	-0,0826	0,8537	0,0268	1,0832	1,8950	1,2466	0,6051
9	-0,1942	-0,1887	-0,2441	-0,3923	-0,1063	-0,0793	-0,2940
10	-0,2371	0,1551	-0,0680	0,5724	-0,0563	0,0097	0,4579
11	-0,2371	0,5986	0,6093	1,1967	-0,7467	0,6239	0,8438
12	-0,1124	-0,8763	1,3815	-0,6761	1,6048	1,2043	1,4484
13	1,3360	-2,9612	0,0268	-2,8326	-0,2964	-2,5088	-2,4184
14	1,4189	0,7095	-0,4067	-0,5626	-0,1964	0,7722	0,8338
15	1,4372	0,3136	-1,0163	0,7427	1,9050	0,8950	0,9989
16	1,4507	-0,7321	-1,6624	0,4595	-0,5466	-0,4817	-0,4014
\bar{Z}_j	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
σ_{z_j}	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

Общие факторы имеют существенное значение для анализа всех признаков. Характерные факторы показывают, что он относится только к данному j -му признаку, это специфика признака, которая не может быть выражена через факторы F_k . Основная задача факторного анализа – определить факторные нагрузки. Дисперсию S_j^2 каждого признака, можно разделить на две составляющие: первая часть обуславливает действие общих факторов – общность h_j^2 ; вторая часть обуславливает действие характерного фактора – характерность – d_j^2 . Так как все переменные представлены в стандартизованном виде, то дисперсия j -го $S_j^2 = 1$. Если общие и характерные факторы не коррелируют между собой, то дисперсию j -го признака можно представить в виде:

$$S_j^2 = a_{j1}^2 + a_{j2}^2 + \dots + a_{jp}^2 + d_j^2 = 1, \quad (3)$$

где a_{ik}^2 – доля дисперсии признака

z_j , приходящаяся на k -ый фактор.

Полный вклад какого-либо фактора в суммарную дисперсию

$$Q_k = \sum_{j=1}^m a_{jk}^2, \quad (4)$$

вклад всех общих факторов в суммарную дисперсию

$$Q = \sum_{k=1}^p Q_k \quad (5)$$

Из числа методов, позволяющих обобщать значения элементарных признаков, алгоритмически наиболее простым является метод главных компонент [7].

Алгоритм метода главных компонент сводится к поэтапному преобразованию матрицы исходных данных X и состоит из следующих шагов:

1. Вычисление матрицы R парных корреляций.

2. Вычисление $A = \begin{pmatrix} \lambda_1 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & \lambda_m \end{pmatrix}$ – диагональной матрицы собственных чисел.

Множество значений λ_j находят решением характеристического уравнения $|R - \lambda E| = 0$, где E – единичная матрица. Фактически λ_j – это показатели дисперсии каждой главной компоненты. Сумма значений λ_j равняется сумме дисперсий элементарных признаков Z_j , то есть $\sum_{j=1}^m \lambda_j = \sum_{j=1}^m \sigma_{z_j}^2$. Поскольку $\sigma_{z_j}^2 = 1$, то $\sum_{j=1}^m \sigma_{z_j}^2 = \sum_{j=1}^m \lambda_j = m$.

4. Вычисление матрицы U собственных векторов, которые находят из уравнения:

$$(R - A \cdot E) \cdot U = 0 \quad (6)$$

Реально это означает решение m систем линейных уравнений для каждого λ_j , то есть каждому собственному числу соответствует система уравнений.

5. Вычисление матрицы V – нормированных собственных векторов

$$V_j = \frac{U_j}{\|U_j\|}, \quad \|U_j\| = \sqrt{U_{1j}^2 + U_{2j}^2 + \dots + U_{mj}^2} \quad (7)$$

6. Вычисление матрицы A факторного отображения по формуле:

$$A = V \cdot A^{1/2} \quad (8)$$

7. Вычисление значений главных компонент по одной из эквивалентных формул:

$$F = A^{-1} \cdot Z' = A^{-1} \cdot A' \cdot Z' = A^{-1/2} \cdot V' \cdot Z', \quad (9)$$

где Z', A', V' – транспонированные матрицы, $A^{-1}, A^{-1/2}$ – обратные матрицы.

Очевидно, что вычислительные процедуры метода главных компонент достаточно трудоемки, поэтому расчеты проводились в Microsoft Excel с использованием надстроек «Анализ данных» и Attestat [8,9]. Получены следующие результаты:

Таблица 3

Корреляционная матрица $R(m, m)$

	Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	Z_5	Z_6	Z_7
Z_1	1,0000	-0,0949	-0,5085	-0,0363	0,2880	0,1230	0,1366
Z_2	-0,0949	1,0000	-0,0971	0,8348	0,0705	0,7414	0,6726
Z_3	-0,5085	-0,0971	1,0000	-0,2282	-0,1634	0,0240	-0,0302
Z_4	-0,0363	0,8348	-0,2282	1,0000	0,1763	0,6851	0,6712
Z_5	0,2880	0,0705	-0,1634	0,1763	1,0000	0,4669	0,4316
Z_6	0,1230	0,7414	0,0240	0,6851	0,4669	1,0000	0,9608
Z_7	0,1366	0,6726	-0,0302	0,6712	0,4316	0,9608	1,0000

По матрице $R(m, m)$ вычислены собственные числа и матрица факторных нагрузок (табл. 4).

Таблица 4

Матрица факторных нагрузок $A(m, m)$

	F_1	F_2	F_3	F_4	F_5	F_6	F_7	$S_j^2 = \sum_{i=1}^m a_{ij}^2$
Z_1	0,1436	0,8635	-0,0019	0,4509	0,1735	0,0150	0,0079	1
Z_2	0,8443	-0,2846	-0,3339	0,0174	0,1433	-0,2693	0,0358	1
Z_3	-0,1749	-0,7418	0,5496	0,2707	0,2044	0,0427	0,0133	1
Z_4	0,8519	-0,1464	-0,3559	-0,1547	0,1902	0,2568	-0,0093	1
Z_5	0,4571	0,4542	0,6259	-0,4196	0,1212	-0,0456	0,0152	1
Z_6	0,9478	-0,0696	0,2231	0,1482	-0,1034	-0,0449	-0,1117	1
Z_7	0,9259	-0,0330	0,1987	0,1630	-0,2480	0,0835	0,0840	1
$\lambda_j = \sum_{i=1}^m a_{ij}^2$	3,4543	1,6107	1,0212	0,5253	0,2155	0,1516	0,0214	$\sum_{j=1}^m \lambda_j = 7$

По смыслу каждый элемент матрицы факторных нагрузок представляет частные коэффициенты корреляции между исходным признаком X_j и главными компонентами F_k , поэтому все элементы $|a_{ij}| \leq 1$. Из равенства $A'A = \Lambda$ следует, что $\sum_{i=1}^m a_{ij}^2 = \lambda_j$.

В соответствии с табл. 4 собственные числа корреляционной матрицы равны:

$$\lambda_1 = 3,4543, \lambda_2 = 1,6107, \lambda_3 = 1,0212, \lambda_4 = 0,5253, \lambda_5 = 0,2155, \lambda_6 = 0,1516, \lambda_7 = 0,0214.$$

Таким образом, первая главная компонента F_1 объясняет примерно $3,4543/7=49,3470 \approx 49\%$ всей вариации, вторая главная компонента F_2 объясняет $1,6107/7=23,0094 \approx 23\%$, $F_3 - 1,0212/7=14,5888 \approx 14\%$. Первые три главных компоненты учитывают примерно 87% суммарной дисперсии.

Статистическая оценка надежности решений методом главных компонент предполагает подтверждение значимости корреляционной матрицы и достаточности числа обобщенных факторов. Проверка значимости корреляционной матрицы осуществляется по критерию Уилкса [10]. Для этого вычисляется статистика:

$$X_n^2 = -\left(n - \frac{1}{6}(2m + 5)\right) \ln|R|, \quad (10)$$

где R - матрица парных корреляций; n, m , - соответственно число наблюдаемых объектов и число элементарных признаков в анализе;

$|R| = \lambda_1 \cdot \lambda_2 \cdot \dots \cdot \lambda_m$ - определитель корреляционной матрицы.

Вычисленное значение X_n^2 сравнивается с квантилью X^2 - распределения, $X_{\alpha}^2(1/2m(m-1))$, где α -уровень значимости. Корреляционная матрица считается значимой, если

$$X_n^2 > X_\alpha^2(1/2m(m-1)). \quad (11)$$

В данном случае $n = 16, m = 7, |R| = 0,002, \ln|R| = -6,215, X_n^2 = 79,76$.

При $\alpha = 0,05$ квантиль $X_\alpha^2(1/2m(m-1)) = X_{0,5}^2(21) = 11,6$.

Условие (11) выполняется, следовательно, корреляционная матрица значима.

Для оценки достаточности числа выделенных общих факторов используется критерий Бартлетта [10], выборочное значение которого вычисляется по формуле:

$$X_n^2 = -\left(n - \frac{1}{6}(2m+5) - \frac{2}{3}p\right) \ln R_{m-p}, \quad (12)$$

где p – число оставленных в анализе главных компонент;

$$R_{m-p} = \frac{|R|}{\lambda_1 \cdot \lambda_2 \cdot \dots \cdot \lambda_p \left(\frac{m - \lambda_1 - \lambda_2 - \dots - \lambda_p}{m-p}\right)^{m-p}} \quad (13)$$

Если выполняется соотношение (14)

$$X_n^2 < X_\alpha^2(1/2(m-p)(m-p-1)), \quad (14)$$

где $X_\alpha^2(1/2(m-p)(m-p-1))$ квантиль распределения X^2 , то выделенные p компонент достаточно полно представляют дисперсию признаков и остальные главные компоненты между собой практически не различаются. В рассматриваемой задаче следует оставить $p = 4$ главных компоненты.

Компоненты можно интерпретировать следующим образом. Рассмотрим матрицу факторных нагрузок. Первый столбец соответствует первой компоненте. Здесь достаточно высокими являются вклады показателей: Z_2 – индекс роста промышленного производства, Z_4 – инвестиции в основной капитал; Z_5, Z_6 – соответственно экспорт и импорт товаров. Первую компоненту F_1 можно считать обобщенным фактором экономического потенциала. Второй столбец соответствует второй компоненте F_2 , наибольший вклад дают показатели Z_7 – курс гривны к доллару и Z_3 – инфляция, следовательно F_2 – обобщенный фактор стабильности экономики. Третью компоненту F_3 можно интерпретировать как обобщенный фактор развития аграрного сектора и F_4 – стабильность гривны по отношению к доллару.

Теперь определим зависимость индекса ПФТС от выделенных факторов. Применим классический регрессионный анализ [11]. Данные для анализа приведены в табл. 5.

Второй и третий столбцы таблицы содержат исходные $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ и стандартизованные Y' значения индекса ПФТС. В остальных столбцах помещена матрица $F'(m, n)$ (транспонированная матрица $F(m, n)$). Связь между переменной Y' и главными компонентами выразим в виде линейной регрессионной модели

$$Y' = \beta_0 + \beta_1 F_1 + \beta_2 F_2 + \beta_3 F_3 + \beta_4 F_4 + \beta_5 F_5 + \beta_6 F_6 + \beta_7 F_7 + \varepsilon, \quad (15)$$

где $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$ – параметры регрессии, ε – случайная ошибка наблюдений, нормально распределенная с параметрами $M(\varepsilon) = 0, D(\varepsilon) = \sigma^2$.

Таблица 5

Исходные данные регрессионного анализа

№	Y	Y'	F_1	F_2	F_3	F_4	F_5	F_6	F_7
1	79,74	-0,9176	-0,9269	-1,4047	-0,0078	-0,7437	-2,1458	-0,5740	-0,5526
2	21,56	-1,1924	-0,9517	-1,3047	0,2163	-1,3098	0,6158	0,8487	0,6740
3	39,07	-1,1097	-1,0066	-1,0335	-0,4525	0,1458	1,2323	-0,5804	0,0692
4	55,53	-1,0320	0,2883	-1,2903	0,3565	1,8222	1,4768	-0,7191	-0,8528
5	42,65	-1,0928	0,6077	0,3583	-0,4339	-1,3445	0,9305	-1,1820	1,6208
6	54,1	-1,0387	0,0071	0,7237	-1,1096	-1,1018	-1,0928	-1,0063	-0,6154
7	85,43	-0,8907	0,8611	-0,5070	-1,5596	0,7188	-0,5564	0,4296	0,2935
8	260,13	-0,0655	1,2260	0,1622	0,9095	-1,3216	1,2544	-0,2881	-1,8421
9	352,97	0,3731	-0,2532	0,0568	-0,0723	-0,2119	-0,5431	-0,5238	-1,1868
10	498,86	1,0623	0,2906	-0,2009	-0,2296	-0,2121	-0,2103	0,9179	1,5901
11	400,14	0,5959	0,6993	-0,8771	-0,4416	0,8122	0,1510	1,6164	0,2997
12	301,42	0,1296	0,4754	-0,1094	2,7944	0,2930	-1,3014	0,7478	0,1950
13	572,91	1,4121	-2,7440	1,5588	0,7670	0,6749	0,4518	0,1020	0,1753
14	553,255	1,3192	0,5237	0,7680	-0,0468	1,8309	-0,7084	-1,8979	0,8071
15	534,43	1,2303	1,1364	1,5938	0,6465	-0,4572	0,5501	0,2691	0,7048
16	531,64	1,2171	-0,2332	1,5060	-1,3365	0,4050	-0,1046	1,8401	-1,3798

При построении регрессионной модели возникает вопрос об оптимальном составе главных компонент. На практике рекомендуется первоначально получить модель с учетом всех m главных компонент, затем последовательно исключать главные компоненты с наименьшим значением λ_j . Выводы о качестве регрессионных уравнений делают по данным статистических критериев: F – критерия Фишера о значимости модели, t -критерия Стьюдента о существенности параметров модели, R, R^2 – множественных коэффициентов корреляции и детерминации. Регрессию и параметры регрессии следует считать значимыми, если соответствующее значение статистики превышает критическое значение. Результаты регрессионного анализа сведены в табл. 6. По данным таблицы можно сделать заключение о том, что наиболее подходящей является регрессионная модель для шести факторов. В этой модели значимыми являются параметры β_2 и β_4 , следовательно в уравнение регрессии должны быть включены факторы F_2, F_4 .

В результате получим

$$Y' = 0,6805F_2 + 0,3651F_4 . \quad (16)$$

Умножив правую часть уравнения на σ_y и добавив \bar{y} , преобразуем Y' к исходной переменной Y ($\sigma_y = 273,99, \bar{y} = 211,69$):

$$Y = 186,45F_2 + 100,03F_4 + 211,69 \quad (17)$$

Таким образом, на динамику индекса ПФТС оказывают влияние фактор экономической стабильности и фактор стабильности гривны по отношению к доллару.

Модель может быть статистически значима, но не адекватна. Линейная регрессионная модель называется адекватной, если предсказанные по ней значения переменной Y согласуются с фактическими данными. Грубая оценка адекватности можно быть проведена по графику остатков (рис. 1), то есть по сумме квадратов разностей между фактическими

значениями Y и значениями, полученными по уравнению регрессии. Если модель адекватна, то остатки являются реализациями случайных ошибок наблюдений, которые в силу предположений независимы, имеют нормальное распределение с нулевым математическим ожиданием и одинаковыми дисперсиями σ^2 .

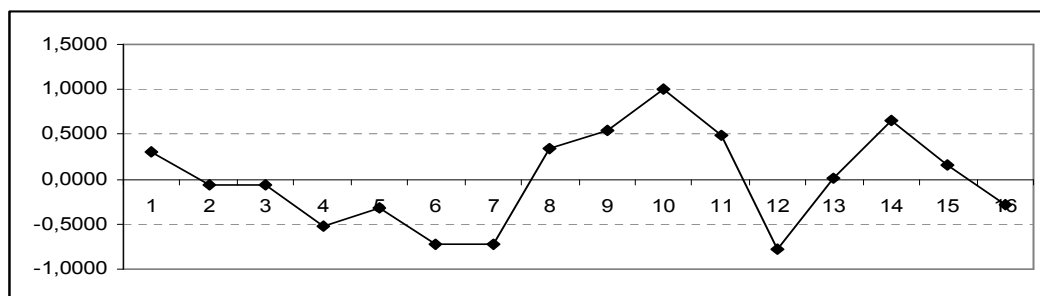


Рис. 1. График остатков

Остатки колеблются около нуля, математическое ожидание $M(\varepsilon) = 0$, а среднеквадратическое отклонение $\sigma = 0,69$. Эмпирическое распределение ошибок близко к нормальному. Это подтверждается критерием Пирсона – X^2 , статистика $X_{эм}^2 = 2,706$ меньше критического значения $X_{1-\alpha}^2(r-l-1) = 5,99$ на уровне значимости $\alpha = 0,05$. Эмпирическое и критическое значения вычислены программой Attestat. Следовательно можно считать модель адекватной.

Таблица 6

Результаты регрессионного анализа

Параметры уравнения	Число факторов											
	7		6		5		4		3		2	
	Оценка параметра	t-статистика	Оценка параметра	t-статистика	Оценка параметра	t-статистика	Оценка параметра	t-статистика	Оценка параметра	t-статистика	Оценка параметра	t-статистика
β_0	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
β_1	0,0063	0,0343	0,0100	0,0569	0,0075	0,0386	0,0026	0,0141	-0,0049	-0,0235	-0,0078	-0,0378
β_2	0,6812	3,7715	0,6805	3,9414	0,6805	3,5650	0,6808	3,6980	0,6812	3,3238	0,6814	3,3563
β_3	0,1816	1,0027	0,1827	1,0554	0,1822	0,9518	0,1810	0,9805	0,1788	0,8698	-	-
β_4	0,3647	2,0135	0,3651	2,1085	0,3645	1,9040	0,3634	1,9685	-	-	-	-
β_4	-0,0958	-0,5244	-0,0944	-0,5409	-0,0926	-0,4798	-	-	-	-	-	-
β_4	0,3123	1,7256	0,3105	1,7951	-	-	-	-	-	-	-	-
β_4	0,0882	0,4743	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
F-статистика	3,2375		4,0920		3,4902		4,6291		5,6329		5,6329	
$F_{крит}$	3,50		3,37		3,33		3,36		3,49		3,89	
$t_{крит}$	1,895		1,860		1,833		1,812		1,796		1,782	
R^2	0,8597		0,8554		0,7973		0,7920		0,7043		0,6814	
R	0,7391		0,7318		0,6357		0,6273		0,4960		0,4643	

$F_{крит}$ – это квантиль распределения Фишера $F_{1-\alpha}(m, n-m-1)$,

$t_{крит}$ – это квантиль распределения Стьюдента $t_{1-\alpha}(n-m-2)$,

где α – уровень значимости, m – число независимых переменных, n – число данных; уровень значимости принят равным $\alpha = 0,05$.

На рис. 2 представлен график фактических и предсказанных по уравнению (16) значений ПФТС. Черным цветом обозначены фактические значения, серым цветом – предсказанные.

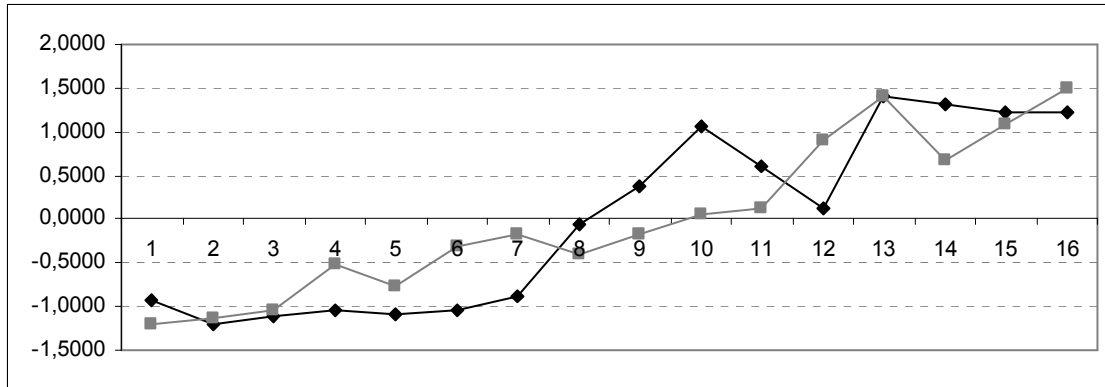


Рис. 2. Результат моделирования

Прогнозные значения достаточно близки к фактическим значениям и практически полностью отражают тенденцию динамики индекса. Таким образом, построенную регрессионную модель можно использовать для оценки влияния макроэкономических показателей на динамику индекса ПФТС. Для этого найдем выражение факторов через исходные переменные по формуле [6]:

$$F_r = \frac{1}{\lambda_r} (a_{1r}Z_1 + a_{2r}Z_2 + \dots + a_{mr}Z_m), \quad (18)$$

где $a_{1r}, a_{2r}, \dots, a_{mr}$ – элементы r -го столбца для r -ой главной компоненты матрицы факторных нагрузок A . Далее, учитывая вклад переменных Z_j в каждый фактор, получим следующую зависимость

$$Y = 185,92Z_1 - 34,32Z_3 + 211,69. \quad (19)$$

В итоге, в соответствии с (19) можно считать, что фондовый индекс ПФТС зависит в настоящее время от двух показателей: курса гривны по отношению к доллару и индекса потребительских цен.

Выводы и перспективы дальнейших исследований. В результате применения методов многофакторного анализа удалось выделить наиболее значимые макроэкономические показатели, влияющие на динамику рыночного индекса (индекс потребительских цен (инфляция) и курс гривны по отношению к доллару). Полученная регрессионная модель позволяет прогнозировать значения индекса ПФТС:

- 1) рост курса гривны к доллару на один пункт может привести ПФТС к увеличению на 185,92 пункта;
- 2) рост инфляции на 1% приводит к снижению индекса на 34,32 пункта.

Следует отметить, что ситуацию, которую отражает модель, нельзя считать экономически удовлетворительной. С точки зрения экономического роста, умеренная инфляция является скорее положительным эффектом, побуждая активней тратить деньги, а накопленные сбережения инвестировать. Это в долгосрочной перспективе способствует номинальному росту ВВП и фондового рынка. Таким образом, направления движения

фондового рынка и инфляции совпадают (кроме случаев неожиданной инфляции). Соответственно, при экономическом спаде наблюдаются дефляция и падение фондового рынка. В развитых странах наблюдается именно такое взаимодействие индексов. Рост фондового рынка только за счет роста курса гривны по отношению к иностранной валюте также является скорее негативным явлением. Более естественным положением было бы влияние индекса промышленного производства.

Данные обстоятельства свидетельствуют о нестабильности экономики и инертности фондового рынка. Поэтому первоочередной задачей на государственном уровне должна стать разработка комплексных мер по повышению экономического потенциала, привлечению на фондовый рынок частных инвесторов и усилению защиты прав акционеров.

Для повышения надежности модели желательно учитывать риски, и с учетом рисков приводить доверительный интервал прогноза.

Использованная литература:

1. Отчеты Национальной комиссии по ценным бумагам и фондовому рынку за 2000-2012 гг. / Интернет-ресурс. – Режим доступа: <http://ssmc.gov.ua>. – Загл. с экрана.
2. Отчеты Госстата Украины / Интернет-ресурс. – Режим доступа: <http://www.ukrstat.gov.ua>. – Загл. с экрана.
3. Андриенко В. М. Идентификация модели динамики Украинского фондового индекса ПФТС / В. М. Андриенко // Технологический аудит и резервы производства, №6/4 (8), 2012. – С. 7-8.
4. Никонов О.И. Применение факторного анализа для моделирования доходности российского фондового рынка / О.И. Никонов, А.А. Фирсов // Вестник УГТУ-УПИ, №3, 2009. – С. 111-114.
5. Кукушкина В. В. Проверка применимости факторной модели и модели АРТ для моделирования российского рынка акций / В. В. Кукушкина // Российская экономика: взгляд молодых исследователей (сборник рефератов). – Москва: ИЭПП, 2006. – С. 82-88.
6. Олейник А. Б. Построение прогнозной модели оценки состояния фондового рынка Украины / А. Б. Олейник // Бизнесинформ, №7, 2010. – С. 137-142.
7. Сошникова Л.А. Многомерный статистический анализ в экономике / Л.А. Сошникова, В.Н. Тамашевич, Г. Уебе, М. Шефер // Под ред. В.Н.Тамашевича. – М.:ЮНИТИ, 1999. – 598 с.
8. Пикуза В. Экономические и финансовые расчеты в EXCEL: Самоучитель / В. Пикуза, А. Геращенко. – СПб. : Издат. группа BHV, 2003. – 400 с.
9. Гайдышев И. П. Моделирование стохастических и детерминированных систем: Руководство пользователя программы *AtteStat* [Интернет-ресурс]/ И. П. Гайдышев. – Режим доступа: <http://attestatsoft.narod.ru>. – Загл. с экрана.
10. Иберла К. Факторный анализ / К. Иберла. – М.:Статистика, 1980. – 397 с.
11. Елисеева И. И. Эконометрика: учебник / И. И. Елисеева, С. В. Курышева, Т. В. Костеева. – М.: Финансы и статистика, 2007. – 456 с.

REFERENCES

1. Reports of the National Commission on Securities and Stock Market of 2000 to 2012 [*Otchety Natsional'noy komissii po tsennym bumagam i fondovomu rynku*], available at: <http://ssmc.gov.ua>.
2. Reports of the State Statistics of Ukraine [*Otchety Gosstata Ukrainy*], available at: <http://www.ukrstat.gov.ua>.
3. Andriyenko V.M. Identification of the dynamics model Ukrainian stock index PFTS [Identifikatsiya modeli dinamiki Ukrainського fondovogo indeksa PFTS]. *Tekhnologicheskyy audit i rezervy proizvodstva – Technology Audit production and reserves*, 2012, no. 6/4 (8), pp. 7-8.
4. Nikonov O.I., Firsov A.A. The use of factor analysis to model the profitability of the Russian stock market [Primenenie faktornogo analiza dlya modelirovaniya dokhodnosti rossiyskogo fondovogo rynku]. *Vestnik UGTU-UPI – Herald of Ural State Technical University*, 2009, no.3, pp. 111-114.
5. Kukushkin V.V. Checking the validity of the factor model and the model for simulation ART Russian stock market [Proverka primenimosti faktornoy modeli i modeli ART dlya modelirovaniya rossiyskogo rynku aktsiy]. *Rossiyskaya ekonomika: vzglyad molodykh issledovateley (sbornik referatov) – The Russian economy: a view of young researchers (the collection of essays)*, Moscow, IET, 2006, pp. 82-88.
6. Olejnik A.B. Building a predictive model assessment of the Ukrainian stock market [Postroenie prognoznoy modeli otsenki sostoyaniya fondovogo rynku Ukrainy]. *Businessinform – Biznesinform*, no. 7, 2010, pp. 1-9.
7. Soshnikov L .A., Tamashevich V.N., Uebe G., Schaefer M. Multivariate Statistical Analysis in Economics [*Mnogomernyy statisticheskiy analiz v ekonomike*]. Moscow, UNITY, 1999, 598 p.
8. Pikuza V., Gerashchenko A. Economic and financial calculations in EXCEL: Samouchitel [*Ekonomicheskie i finansovye raschety v EXCEL: Samouchitel*']. St. Petersburg, Izdat. Group BHV, 2003, 400 p.

9. Gaydyshev I.P. Modelirovanie stochastic and deterministic systems: User Manual AtteStat [*Modelirovanie stokhasticheskikh i determinirovannykh sistem: Rukovodstvo pol'zovatelya programmy AtteStat*], available at : <http://attestatsoft.narod.ru>.
10. Iberl K. Factor analiz [*Faktornyy analiz*]. Moscow, Statistics, 1980, 397 p.
11. Eliseeva I.I., Kuryшева S.V., Kosteeva T.V. Econometrics: A tutorial [*Ekonometrika: uchebnik*]. Moscow, Finance and Statistics Publ., 2007, 456 p.

Рецензія: д.е.н., проф. Кирич Н. Б.

Reviewed: Dr., Prof. Kyrych N. B.

Received: April, 2013

1st Revision: April, 2013

Accepted: May, 2013

