

Т.К.Блохина¹, Ш.У.Ниязбекова², И.Е. Греков³¹Российский университет дружбы народов, Москва, Россия;²Евразийский национальный университет им. Л.Н.Гумилева, Астана;³Приокский государственный университет, Орел, Россия

(E-mail: tk24@list.ru)

Воздействие макроэкономических факторов на динамику казахстанского фондового рынка

В статье описано влияние макроэкономических факторов на казахстанском фондовом рынке с помощью данных 2005–2014 гг. Энгл–Грейнджер тест показал, что индекс запаса связан с обменным курсом, процентной ставкой, знаком на дюйм и ценой на нефть. Векторная модель устранения ошибки подтвердила, что у макроэкономического индекса переменных и запаса есть долгосрочные отношения равновесия. Кроме того, эмпирические результаты показали, что индекс запаса может использоваться в качестве ведущего индикатора экономической ситуации в Казахстане.

Ключевые слова: фондовый рынок, индекс потребительских цен, инфляция, экономика, коэффициент, модель

Инфляция

Повышение уровня инфляции, с одной стороны, может повлиять отрицательно на фондовый рынок, так как ускорение инфляции понижает величину ожидаемых денежных потоков, повышает номинальную процентную ставку и, как следствие, дисконтирующий коэффициент. Это, в свою очередь, приводит к снижению стоимости акций. С другой стороны, рост цен увеличивает выручку компаний, что положительно сказывается на денежных потоках, связанных с акциями, и увеличивает их стоимость. Некоторые ранние статьи (Fama, 1981 [1; 3]; James и др., 1985 [2; 8]) различают эффекты влияния ожидаемой и неожиданной инфляции на доходность акций и показывают статистически значимую отрицательную связь между инфляцией и доходностью акций. Fama (1981) определил ожидаемую инфляцию как:

$$I_t = \alpha_{t-1} + \beta TB_{t-1} + \eta_t,$$

где α_{t-1} — случайное блуждание; βTB_{t-1} — непрерывно начисляемая инфляция и ставка по краткосрочным векселям.

Рассчитанные значения $\alpha_{t-1} + \beta TB_{t-1}$ представляют собой ожидаемую инфляцию, а остатки регрессии η_t — неожиданную инфляцию.

Фельдштайн (Feldstein, 1980) в своей работе рассматривает инфляцию как налог на доходы корпораций и как фактор, снижающий реальную амортизацию. Если рассмотреть ситуацию нулевой инфляции, а затем сравнить ее с ситуацией ненулевой инфляции, то, по мнению автора, можно сделать следующий вывод. Рост цен снижает величину реальной амортизации, что, соответственно, увеличивает реальную величину налогооблагаемой базы и снижает реальную прибыль, в том числе и на одну акцию. Более строго: влияние инфляции на спрос на акции, от которого в большей степени зависит их цена, зависит от налоговых ставок на индивидуальные и корпоративные доходы. Автор подробно описал, как инфляция сказывается на акциях и показал, что для периода гиперинфляции связь между ростом инфляции и ценами на акции отрицательна. При этом он подчеркивал, что для периода стабильного высокого уровня инфляции можно наблюдать рост цен [3; 6]. Саммерс (Summers, 1981) в своей работе также рассматривал описанный выше «налоговый эффект» применительно к американским данным. Анализ данных за 70-е годы показал значимость отрицательной связи между инфляцией и ценой акций, так как в эти годы в США наблюдалась двухзначная инфляция, вызванная политикой снижения уровня безработицы, ценой повышения уровня цен [4; 3]. Аналогично: Бонд и Вебб (Bond, et al., 1995) показали наличие отрицательной связи между инфляцией и ценой акций в периоды гиперинфляции [5, 1].

Помимо существования «налогового эффекта» следует выделить наличие другого эффекта — «иллюзии инфляции». Инфляция отрицательно влияет на ожидания касательно будущих денежных потоков, что связано как с уже упомянутым налоговым эффектом, так и с использованием при плани-

ровании номинальной процентной ставки. Это может привести к недооценке акций, т.е. получается, что инфляция отрицательно влияет на стоимость акций компаний, а через них и на сводные фондовые индексы. Модильяни и Коэн (Modigliani et al., 1979) высказали гипотезу о том, что в период инфляции инвесторы недооценивают акции примерно на 50 %. В основе такой недооценки лежат две главные причины. Первая заключается в том, что инвесторы при планировании своей деятельности используют не реальную, а номинальную процентную ставку, которая существенно выше, вторая — уже описанный налоговый эффект [6,4]. Риттер и Вэпп (Ritter, et al., 2002) показали, что подобный эффект действительно наблюдается, в частности с 1982 по 1999 гг. американские инвесторы стабильно недооценивали акции [7; 12].

Гесс и Ли в своей работе (Hess, et al., 1999) приводят краткое обобщение ранее сделанных выводов касательно взаимосвязи доходности акций и инфляции. Авторы, основываясь на выводах более ранних работ (Blanchard, et al., 1989), утверждают, что возможны две ситуации. Первая ситуация связана с шоками предложения, которые обычно имеют немонетарную природу (например, шоки выпуска, (см: Fama, 1981; Fama, 1990)). Возникающая в этом случае инфляция, как правило, отрицательно связана с доходностью акций. С другой стороны, шоки спроса, которые обычно вызываются монетарными шоками. В этом случае связь между инфляцией и доходностью акций положительная. Поэтому знак связи между инфляцией и доходностью акций зависит от того, какие шоки более сильны в данный момент времени [8,1].

Методология исследования. Проведение теста на наличие единичного корня

Для анализа временных рядов необходимо проверить их на стационарность, так как в случае, если ряды нестационарны, результаты моделей будут недостоверными. Так, чтобы избежать ложной регрессии будет использован тест на единичный корень. Существует множество тестов, однако мы будем использовать наиболее популярный (Dickey –Fullertest) для проверки рядов на стационарность. Нулевые и альтернативные гипотезы следующие:

$$H_0 : \begin{array}{l} \rho = 1 \text{ Единичный корень [Переменная не является стационарной]} \\ \rho < 1 \text{ Нет единичного корня [Переменная является стационарной]} \end{array}$$

Если коэффициент значительно отличается от 1, т.е. ниже 1, гипотеза, что у содержит единичный корень, отвергается. Отвержение нулевой гипотезы означает стационарность ряда. Если мы не отрицаем нулевую гипотезу, мы заключаем, что ряд имеет единичный корень. Если тест покажет нестационарность временных рядов, необходимо будет взять первую разницу.

Тест Грейнджера на причинность

Проведен тест Грейнджера на причинность. Данный статистический тест предназначен для определения причинно-следственной связи между переменными. В частности, тест основан на следующих двумерных регрессиях:

$$\begin{array}{l} V_{S,t} = \alpha_1 + \sum \beta_i V_{S,t-1} + \sum \lambda_i V_{M,t-1} + \varepsilon_{1t}; \\ V_{M,t} = \alpha_2 + \sum \theta_i V_{S,t-1} + \sum \phi_i V_{M,t-1} + \varepsilon_{2t}, \end{array}$$

где, ε_i — остатки стационарны.

Нулевая гипотеза V_M не является причиной изменения V_S отклоняется, если λ_i значительно отличается от нуля. Возможная связь от V_S для V_M может быть также протестирована с помощью совместной значимости θ_i s. Это может быть сделано с помощью стандартных F тестов. Могут быть получены следующие четыре результата: причинность V_M от V_S , причинность V_M от V_S , двунаправленная причинность, нет причинности, при $\lambda_i \neq 0$; $\theta_i \neq 0$; $\lambda_i \neq 0$, $\theta_i \neq 0$.

Тест Энгла–Грейнджера

Энгл и Грейнджер предложили простой тест на коинтеграцию, который подразумевает построение МНК регрессии двух интегрированных переменных и тестирование остатков регрессии на наличие единичного корня. Итак, пусть X_1, \dots, X_n — интегрированные переменные. X_1 — зависимая переменная. Построим МНК регрессию:

$$X_{1t} = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt} + \varepsilon_t.$$

Данная регрессия называется регрессией Энгла–Грейнджера и тест Энгла–Гренджера — это тест на наличие единичного корня у остатков регрессии. Если тест показывает наличие единичного корня в остатках, то переменные X_1, \dots, X_n коинтегрированы с вектором коинтеграции $(1, -\beta_2 - \dots - \beta_n)$. Другими словами,

$$Z = X_n - \beta_2 X_{2t} - \dots - \beta_n X_{nt}.$$

Стационарная линейная комбинация интегрированных переменных означает наличие долгосрочного равновесия. В случае, если остатки регрессии будут нестационарными, то переменные не коинтегрированы и МНК оценка не состоятельна.

Методика модели векторной коррекции ошибок VECM (Vector error correction model)

В нашем исследовании мы будем использовать процедуру Энгла–Грейнджера для построения модели коррекции ошибок. Модель коррекции ошибок — это динамическая модель, построенная на первых разностях интегрированных переменных. Итак, когда ряды $X_t, Y_t \sim I(1)$ коинтегрированы, мы имеем:

- модель долгосрочной (равновесной) связи $Y_t = a + \beta X_t$;
- модель краткосрочной динамики или модель коррекции ошибок (Error correction model). ЕСМ и эти модели имеют согласованность между собой.

Энгл и Грейнджер (Engle, Granger, 1987) предложили двухшаговую модель — процедуру построения ЕСМ для коинтегрированных рядов.

На первом этапе в рамках обычной модели регрессии y_t на x_t методом наименьших квадратов оцениваются неизвестные параметры α и β .

Далее, получив оцененные параметры, находим оцененные значения отклонений от положения долгосрочного равновесия, т.е. остатки оцененной регрессии:

$$\hat{Z} = Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_t.$$

На втором этапе мы снова методом наименьших квадратов, отдельно оцениваем следующую модель:

$$\Delta X_t = a_1 + \sum_{i=1}^m \beta_{11}^i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{12}^i \Delta Y_{t-i} + \gamma_1 Z_{t-1} + \varepsilon_{1t}; \quad \Delta Y_t = a_2 + \sum_{i=1}^m \beta_{21}^i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{22}^i \Delta Y_{t-i} + \gamma_2 Z_{t-1} + \varepsilon_{2t}.$$

Суть модели коррекции ошибок заключается в том, что модель показывает, как корректируются краткосрочные отклонения от долгосрочного равновесия. В приведенной выше модели Z — это корректирующий вектор.

Республика Казахстан. Описание данных

В работе использованы месячные данные основных макроэкономических данных, таких как инфляция, индекс промышленного производства, экспорт, импорт, процентная ставка, обменный курс, цены на нефть, денежная масса, резервы Центрального банка с января 2005 г. по декабрь 2014 г. Все данные были взяты с информационной платформы Bloomberg. Общее количество наблюдений 120, что является достаточным для проведения анализа временных рядов.

Анализ

Для проведения анализа необходимо провести тест на стационарность рядов выбранных переменных: фондовый индекс (Stock_index), цена на нефть марки Brent (Brent), индекс потребительских цен (CPI), обменный курс (EXCHRATE), ставка по 10-летним долгосрочным облигациям (YTRB), индекс промышленного производства (INDUSTRIAL), резервы Центрального банка (CBRESERVES), экспорт (EXPORT), импорт (IMPORT), денежная масса (M3), фондовый индекс S&P500 (табл. 1).

Т а б л и ц а 1

ADF-тест

p-value	Stock_index	Brent	CPI	EXCHRATE	YTRB	S&P500
At level	0,3865	0,4268	0,6699	0,9374	0,2343	0,9515
1 st difference	2,947e-012	9,492e-014	4,382e-011	3,517e-060	0,03476	1,52e-033
p-value	INDUSTRIAL	M3	EXPORT	IMPORT	CBRESERVES	
At level	0,8935	0,9968	0,666	0,7916	0,8564	
1 st difference	2,262e-007	0,0005066	4,584e-024	5,658e-013	1,796e-006	

Исходя из проведенного теста на наличие единичного корня было выяснено, что все ряды нестационарны, однако после взятия первой разницы нулевая гипотеза о наличии единичного корня отвергается. Так, все ряды являются интегрированными первого порядка, поэтому проведем тест на коинтеграцию с помощью метода Энгла–Грейнджера (табл. 2). Для определения лага будем использовать кубический корень из числа выборки.

Т а б л и ц а 2

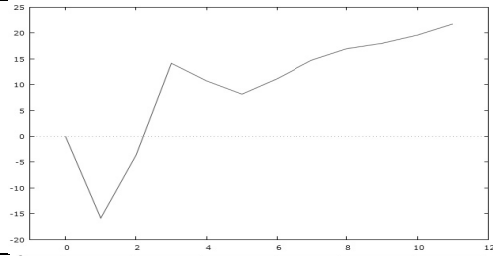
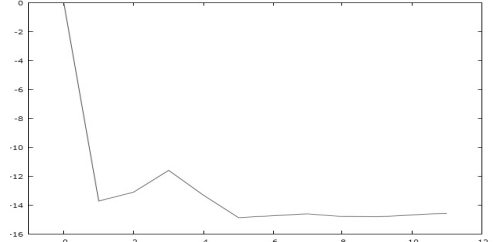
Тест Энгла–Грейнджера на коинтеграцию за 2005–2014 гг.

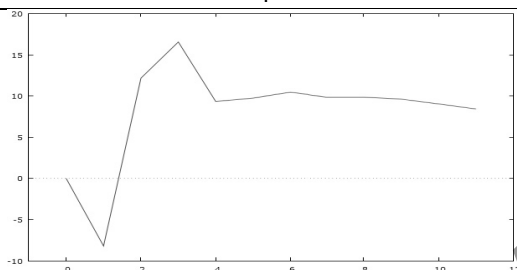
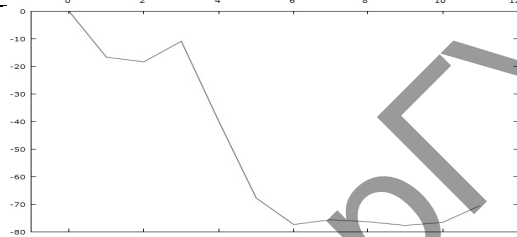
Тест на коинтеграцию методом Энгла–Грэнжера						
Алгоритм: уравнение: $STOCK_INDEX(t) = \alpha + \beta(i_factor)(t) + u(t)$.						
Получаем остатки для уравнения: $u_hat(t) = STOCK_INDEX(t) - \hat{\alpha} - \hat{\beta}(i_factor)(t)$						
Далее проверяем $\Delta u_hat(t) = \phi u_{t-1} + \theta u_{t-1} + \zeta_t$ на наличие единичного корня						
Без константы и без тренда						
Переменные			ϕ	T_statistics	P_value 10 %	Коинтегрированы. НЕ коинтегрированы
STOCK_INDEX	EXPORT	Отвергается	-0,0461627	-1,40723	0,1487	НЕ Коинтегрированы
	IMPORT	Отвергается	-0,0468207	-1,61178	0,1006	НЕ Коинтегрированы
	INDUSTRIAL	Отвергается	-0,0165552	-1,0556	0,2634	НЕ Коинтегрированы
	CB_RESERVES	Отвергается	-0,0235813	-1,35101	0,1642	НЕ Коинтегрированы
	EXCH_RATE	Отвергается	-0,0353227	-2,0923	0,03499	Коинтегрированы
	M3	Отвергается	-0,0154954	-1,19775	0,212	НЕ Коинтегрированы
	YTRB	Отвергается	-0,0559277	-2,82718	0,004568	Коинтегрированы
	CPI	Отвергается	-0,0502706	-2,55029	0,01043	Коинтегрированы
	SP500	Отвергается	-0,0247939	-1,504	0,1244	НЕ Коинтегрированы
Brent	Отвергается	-0,030785	-1,81683	0,06594	Коинтегрированы	

Результаты теста Энгла–Грейнджера на коинтеграцию показали, что следующие временные ряды коинтегрированы: обменный курс, ставка по 10-летним долгосрочным облигациям, индекс потребительских цен, цена на нефть марки Brent. Данные ряды соответственно имеют долгосрочную зависимость. Для выяснения краткосрочной взаимосвязи проведем модель коррекции ошибок. Знак и величина коэффициента коррекции ошибок показывают направление и скорость регулирования в направлении долгосрочного равновесия. Он должен быть отрицательным и значимым. Отрицательный знак означает, что в отсутствие изменения в независимых переменных, отклонение модели от долгосрочной зависимости корректируется путем увеличения зависимой переменной. Vannetje др. (1998) считает, что значительный коэффициент коррекции ошибок является еще одним доказательством существования стабильных долгосрочных отношения (табл. 3).

Т а б л и ц а 3

VECM модель

Переменные	Коинтегрирующий вектор	EC1 (p-value)	IRF
1	2	3	4
EXCH_RATE	-11,969	-0,0334173 (0,0588 *)	
YTRB	92,091	-0,0638173 (0,0023 ***)	

1	2	3	4
CPI	-14,795	-0,0515554 (0,0137 **)	
Brent	-16,895	-0,00928192 (0,6107)	

Расчетный коэффициент ЕС (-1) для EXCH_RATE, YTRB, CPI, Brent составил -0,033; -0,064; -0,05; -0,009. Так, в отсутствие изменений в других переменных — отклонения модели от долгосрочного равновесия для данных факторов уравниваются 3,3 %, 6,4 %, 5 % и 0,9 % увеличением фондового индекса за месяц. Это означает, что возвращение отклонения от долгосрочной зависимости занимает более 30, 16, 20, 3 и 111 месяцев соответственно. Проведем Тест Грейнджера на всех временных рядах (табл. 4).

Таблица 4

Тест Грейнджера на причинность

Переменные	Влияние	F-statistics	Prob.	Причинность НЕ Причинность на 10 % уровне значимости
INDUSTRIAL	Индастр на Индекс	1.38818	0.2348	НЕ Причинность
	Индекс на Индастр	2.33141	0.0474	Причинность
EXCH_RATE	Обмен. курс на Индекс	1.38770	0.2349	НЕ Причинность
	Индекс на Обмен. курс	2.99116	0.0146	Причинность
YTRB	YTRB на Индекс	0.43997	0.8197	НЕ Причинность
	Индекс на YTRB	0.43293	0.8247	НЕ Причинность
CPI	CPI на Индекс	0.93388	0.4623	НЕ Причинность
	Индекс на CPI	1.46636	0.2072	НЕ Причинность
BRENT	BRENT на Индекс	3.71492	0.0039	Причинность
	Индекс на BRENT	1.68034	0.1458	НЕ Причинность
CB RESERVES	Резервы на Индекс	2.73543	0.0231	Причинность
	Индекс на Резервы	2.90980	0.0169	Причинность
EXPORT	Экспорт на Индекс	1.98536	0.0869	Причинность
	Индекс на Экспорт	3.53581	0.0054	Причинность
IMPORT	Импорт на Индекс	1.16271	0.3326	НЕ Причинность
	Индекс на Импорт	1.10408	0.3628	НЕ Причинность
M3	M3 на Индекс	1.50976	0.1931	НЕ Причинность
	Индекс на M3	0.41749	0.8357	НЕ Причинность
S&P 500	S&P 500 на Индекс	0.85268	0.5157	НЕ Причинность
	Индекс на S&P 500	2.87970	0.1780	НЕ Причинность

Исходя из проведенного теста причинами изменения динамики фондового индекса Казахстана являются цена марки Brent, резервы Центрального банка, экспорт. Однако можно отметить, что фондовый индекс является индикатором изменения следующих переменных: индекс промышленного производства, обменный курс, резервы Центрального банка, экспорт.

Важнейшей на сегодня остается способность фондовых рынков РК освоить пенсионные накопления в качестве инвестиционного ресурса и избежать при этом негативных последствий [9; 17].

Вывод

Исследование воздействия различных факторов на динамику фондового рынка Республики Казахстан с помощью эконометрических моделей выделило следующие факторы: обменный курс, ставка по 10-летним долгосрочным облигациям, индекс потребительских цен, цена на нефть марки Brent (данные ряды имеют долгосрочную зависимость); также причинами изменения динамики фондового индекса Казахстана являются резервы Центрального банка, экспорт. Анализ показывает, что экономика Республики Казахстан (индекс отражает ситуацию в реальном секторе экономики) остается зависимой от мировых цен на нефть, объемов экспорта и курсом национальной валюты. Изменение данных факторов может привести к падению доходности на фондовом рынке.

Список литературы

- 1 Summers L.H. et al. Taxation and corporate investment: A q-theory approach // *Brookings Papers on Economic Activity*. — 1981. — P. 67–140.
- 2 Bond M.T., Webb J.R. Real Estate versus Financial Asset Returns and Inflation: Can a P* Trading Strategy Improve REIT Investment Performance? // *Journal of Real Estate Research*. — 1995. — Vol. 10. — No. 3. — P. 327–334.
- 3 Modigliani F., Cohn R.A. Inflation, rational valuation and the market // *Financial Analysts Journal*. — 1979. — Vol. 35. — No. 2. — P. 24–44.
- 4 Ritter J.R., Warr R.S. The decline of inflation and the bull market of 1982–1999 // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. — 2002. — Vol. 37. — No. 01. — P. 29–61.
- 5 Hess P.J., Lee B.S. Stock returns and inflation with supply and demand disturbances // *Review of Financial Studies*. — 1999. — Vol. 12. — No. 5. — P. 1203–1218.
- 6 Fama F. Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money // *The American Economic Review*. — 1981. — Vol. 71. — No. 4. — P. 545–565.
- 7 James C., Koreisha S., Partch M. A VARMA analysis of the causal relations among stock returns, real output, and nominal interest rates // *Journal of Finance*. — 1985. — No. 40. — P. 1375–1384.
- 8 Hess P.J., Lee B.S. Stock returns and inflation with supply and demand disturbances // *Review of Financial Studies*. — 1999. — Vol. 12. — No. 5. — P. 1203–1218
- 9 Л.Т.Жумагалиева. Параметры пенсионной системы Республики Казахстан // *Вестн. Караганд. ун-та. Сер. Экономика*. — 2014. — № 3 (75). — С. 183–191

Т.К.Блохина, Ш.У.Ниязбекова, И.Е.Греков

Қазақстан қор нарығының динамикасына макрэкономикалық факторлардың әсері

Мақала авторлары 2005–2014 жж. мәліметтерді қолдана отырып, Қазақстан Республикасының қор нарығына макроэкономикалық факторлардың әсер етуін көрсеткен. Энгл–Грейнджер тесті қор индексін мұнай бағасымен және проценттік мөлшерімен, айырбас курсымен байланыстырды. Қатені жоюдың векторлық моделі ауыспалы индекс пен қор индексі арасында ұзақ мерзімді қатынас бар екенін бекітті. Бұдан басқа, эмпирикалық нәтижелер қор индексі Қазақстандағы экономикалық жағдайдың жетекші индикаторы ретінде қолданылу мүмкіндігін айқындады.

T.K.Blokhina, Sh.U.Niyazbekova, I.Ye.Grekov

Impact of macroeconomic factors on dynamics of the Kazakhstan stock market

This paper describes the influence of macroeconomic factors on the Kazakhstan Stock Exchange Market by using data from 2005 to 2014. Engle–Granger co integration test showed that stock index is co integrated with exchange rate, interest rate, CPI and oil price. Vector error correction model is confirmed that macroeconomic variables and stock index has a long-term equilibrium relationship. Moreover, empirical results showed that stock index can be used as leading indicator of economic situation in Kazakhstan.

References

- 1 Summers L.H. et al. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981, p. 67–140.
- 2 Bond M.T., Webb J.R. *Journal of Real Estate Research*, 1995, 10, 3, p. 327–334.
- 3 Modigliani F., Cohn R.A. *Financial Analysts Journal*, 1979, 35, 2, p. 24–44.
- 4 Ritter J.R., Warr R.S. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2002, 37, 01, p. 29–61.
- 5 Hess P.J., Lee B.S. *Review of Financial Studies*, 1999, 12, 5, p. 1203–1218.
- 6 Fama F. *The American Economic Review*, 1981, 71, 4, p. 545–565.
- 7 James C., Koreisha S., Partch M. *Journal of Finance*, 1985, 40, p. 1375–1384.
- 8 Hess P.J., Lee B.S. *Review of Financial Studies*, 1999, 12, 5, p. 1203–1218.
- 9 Zhumagalieva L.T. *Bull. of the Karaganda University, Ser. Economy*, 2014, 3 (75), p. 183–191.

Репозиторий КАРГУ