

---

## ПОСТРОЕНИЕ МОДЕЛЕЙ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ИНВЕСТИЦИОННОЙ ПРИВЛЕКАТЕЛЬНОСТИ ОРГАНИЗАЦИЙ И ОТРАСЛЕЙ В УСЛОВИЯХ НЕСТАЦИОНАРНОСТИ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОЙ СРЕДЫ

---

**Одинцова Татьяна Михайловна**, канд. экон. наук

**Осипов Константин Николаевич**, канд. техн. наук, доц.

Севастопольский государственный университет, ул. Университетская, 33, Севастополь, Россия, 299053; e-mail: odincova@sevsu.ru; KNOsipov@sevsu.ru

*Цель:* целью исследования является формирование подхода к количественной оценке динамики развития организаций и отраслей для оценки их инвестиционной привлекательности в условиях нестабильности и риска социально-экономической среды на базе многомерного стохастического коинтегрального анализа. *Обсуждение:* в современной экономической системе одним из направлений оценки степени развития или деградации предприятий, а также отдельных отраслей с целью оценки инвестиционной целесообразности является методология отслеживания и прогнозирования структурных изменений в динамике финансово-экономических показателей, связанных, помимо результативности деятельности, с общими трендами научно-технического прогресса и факторами создания стоимости, циклическими экономическими процессами, глобализацией, политическими рисками, неконтролируемыми воздействиями, такими как возникновение пандемий и т.д. Однако обзор современной научной специализированной литературы показал, что, несмотря на актуальность вопроса, примеров решения поставленной задачи в количественном виде, особенно с учетом нестационарной природы изучаемых процессов, не так много. *Результаты:* предлагается универсальный эмпирический подход к оценке и прогнозированию динамики развития предприятий и отдельных отраслей экономики с целью оценки инвестиционного риска на базе современного многомерного стохастического коинтегрального анализа.

**Ключевые слова:** прогнозирование, временные ряды, риск, коинтеграция.

**DOI:** 10.17308/meps.2021.5/2589

## **Введение**

Риск инвестиционной деятельности современных организаций в условиях переходной институциональной экономики принято рассматривать как вполне объективное повторяющееся явление, заключающееся в наступлении некоторых негативных последствий для организаций и отвечающее требованиям статистической устойчивости, т.е. принято считать, что риск инвестиционной деятельности – это негативное событие недополучения запланированной прибыли или возникновения не предусмотренных бюджетом организации финансовых потерь [1, 3]. Однако опыт, накопленный в области контроллинга крупных предприятий, позволяет рассматривать риск инвестиционной деятельности не только как негативное событие, но и как процесс выбора новых направлений деятельности, оценки уровней рискованности и распределения ресурсов. В результате риск инвестиционной деятельности необходимо рассматривать как неотъемлемую часть бизнес-процесса обеспечения конкурентоспособности и прибыльности (доходности) современного предприятия (организации). Последние объясняет актуальность и необходимость построения моделей и методов поддержки принятия решений в ходе оценки, анализа, прогнозирования и при необходимости минимизации риска инвестиционной деятельности современных организаций.

Анализ научной и экономико-математической литературы [1, 3, 4, 5, 8, 9] показал, что к настоящему времени разработано достаточно большое количество подходов к оценке и управлению инвестиционными рисками в условиях переходной и рыночной экономики на базе прогнозирующих моделей, например, работы М.В. Грачевой, И.М. Волковой, А.Б. Секерина, В.Г. Шуметова и т.д. Так, например, по мнению авторов [4], в современных экономических расчетах для оценки прогнозных значений динамики развития предприятий все чаще используют показатели эффективности в виде некоторых финансовых коэффициентов, зависящих от времени и определяющих не только динамику показателей, но и пределы допустимых значений и соотношений между ними. Однако предлагаемые методы и критерии в большинстве случаев дают лишь качественную оценку финансовому состоянию организации, базируясь на интегральных балльных оценках [4], что снижает эффективность их практического применения. Так, в работах д.э.н., профессора В.С. Балабанова неоднократно отмечается недостаточность работ, направленных на количественную оценку рисков инвестиционной деятельности, особенно связанных с реальным инвестированием [1].

Целью данной работы является построение методологии оценки риска инвестиционной деятельности организаций на базе прогнозирующих моделей, учитывающих стационарную взаимосвязь между отдельными нестационарными процессами, характеризующими финансово-экономическое состояние организаций, потенциально представляющих интерес для инвестирования.

## **Методология исследования**

Принимая во внимание, что на сегодняшний день относительно понятия «финансовое состояние организации» существует многообразие методологических подходов к его определению [8], в рамках данной работы примем следующее понятие. Финансово-экономическое состояние организации – это совокупность признаков, по которым можно судить о качестве ее функционирования [2]. При этом количественно финансово-экономическое состояние организации, как правило, определяется путем сопоставления некоторых переменных во времени величин с некоторым конкретным значением, характеризующим уровень прибыльности и оборачиваемости капитала, финансовую устойчивость, способность платить по долговым обязательствам и т.д. Только на основании результатов сопоставления изучаемых (исследуемых) переменных финансово-экономического состояния организации с их априорно заданными значениями можно отнести это состояние к тому или иному виду (классу) [6, 7, 10, 11]. В результате приходится иметь дело с количественным анализом временных рядов (измерительных последовательностей), характеризующих эволюцию финансово-экономического состояния организации во времени. Результатом этого анализа, что, по сути, эквивалентно анализу финансово-экономического состояния является решение относительно наличия у организации требуемых свойств, обеспечивающих выполнение заданных функций с целью обеспечения заданной прибыльности (доходности) и т.д. Инструментом анализа является модель, позволяющая выполнить оценку текущего финансово-экономического состояния организации и прогнозирование будущего развития, исходя из гипотезы, что основные факторы и тенденции, имеющие место в прошлом отчетном периоде, сохраняются на период прогноза или что можно обосновать и учесть направление развития (изменение) финансово-экономического состояния в рассматриваемой перспективе [6, 11, 12]. Поэтому решение о целесообразности инвестирования активов в ту или иную организацию должно базироваться на наличии одной или нескольких моделей, которые должны зависеть от свойств организации, целевого содержания прогнозирования и условий оценивания.

Рассмотрение решения указанной задачи в терминах современной теории системного анализа и автоматизированного управления может быть формализовано как определение структуры, параметров и состояния объектов (организаций) по наблюдениям, т.е. как задача идентификации. Принципы формирования алгоритмов идентификации связаны с выбором уравнения, использующего наблюдаемые данные и аппроксимирующего уравнения организации, выбором функции потерь в результате этой аппроксимации (критерия качества идентификации) и выбором метода минимизации функции потерь (оптимизации критерия).

Методику предлагаемого анализа рассмотрим на примере эмпирического моделирования данных, отражающих динамику развития грузовой

транспортной системы, обеспечивающей транспортировку твердых и углеводородных видов топлива. Данные отражают месячные объемы перевозок в млн тонн, осуществляемых с января 2003 по январь 2010 – всего 88 месяцев – четырьмя основными видами транспорта: железнодорожным (RW), автомобильным (RT), водным (WT) и трубопроводным (PT), под трубопроводным транспортом понимают систему транспортировки углеводородного топлива. Отметим, что данная методика может быть использована не только для оценки глобальных показателей транспортной системы или отдельной отрасли, но и для оценки любых локальных показателей внутренней операционной деятельности компании (организации).

Последовательности изменения отдельных показателей представляют нестационарные случайные процессы, или временные ряды  $X_{1,t}, \dots, X_{n,t}$  (рис.1), где  $i = 1 \div n$  – номер показателя (вида транспорта),  $t = 1, \dots, T$  – последовательные моменты времени,  $\Delta t = 1$  месяцу. Значения всех  $n$  показателей в момент времени  $t$  образуют  $n \times 1$ -вектор  $x_t = (X_{1,t}, \dots, X_{n,t})^T = (RT_t \ PT_t \ WT_t \ RW_t)^T$ , сумма элементов которого равна общему объему грузов, перевезенных в данном месяце всей рассматриваемой грузовой транспортной системой. Изменение вектора  $x_t$  – многомерный нестационарный случайный процесс. Математическая задача, необходимая для решения экономической проблемы анализа и прогнозирования грузовой транспортной отрасли с целью определения основных тенденций глобальных изменений и факторов риска, сводится к поиску адекватного аналитического описания скалярных и многомерных случайных процессов изменения анализируемых показателей, а также в оценке стационарных линейных комбинаций, характеризующих их общую динамику.

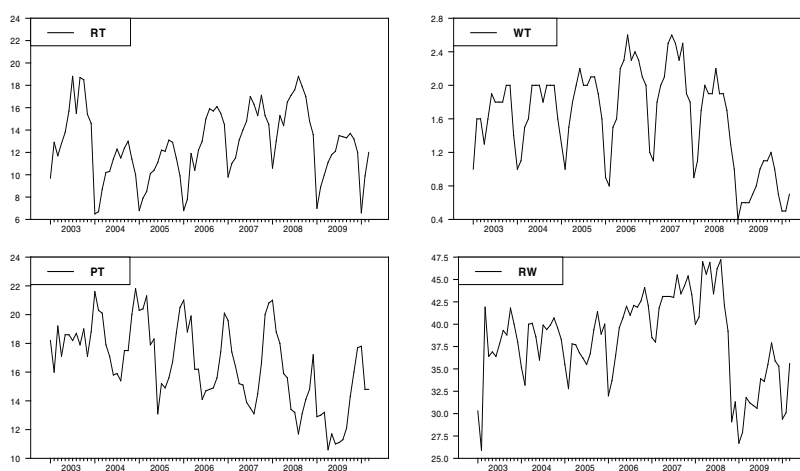


Рис. 1. Исследуемые процессы изменения объемов перевозимых грузов: RT – (road transport) автомобильным, PT – (pipeline transport) трубопроводным, WT – (water transport) водным, RW – (railway transport) железнодорожным транспортом

На начальном этапе анализа проведена оценка возможной статистической связи между каждыми двумя параметрами расчетом выборочных значений парных коэффициентов корреляции. Значения парных коэффициентов корреляции параметров, представленные в табл. 1, показывают сильную статистическую зависимость между грузовыми перевозками, осуществляемыми автомобильным и железнодорожным, автомобильным и водным, железнодорожным и водным транспортом соответственно.

Низкая корреляционная зависимость показателей трубопроводного транспорта со всеми остальными видами транспорта вполне объяснима, т.к. трубопроводный транспорт по всем своим характеристикам уникален и отличается от других видов грузового транспорта.

Таблица 1

Корреляционные зависимости между параметрами

	$RT_t$	$PT_t$	$WT_t$	$RW_t$
$RT_t$	1,000	-0,340	0,591	0,593
$PT_t$	-0,340	1,000	-0,025	0,081
$WT_t$	0,591	-0,025	1,000	0,753
$RW_t$	0,593	0,081	0,753	1,000

Текущее значение вектора  $X_t$ , что обосновано экономически, зависит от его прошлых значений. Зависимости коэффициентов корреляции последовательных значений каждого показателя от промежутка времени  $k$  между ними определяются по формуле:

$$\rho_k = \frac{E[(X_{i,t} - \mu)(X_{i,t+k} - \mu)]}{\sqrt{E[(X_{i,t} - \mu)^2]E[(X_{i,t+k} - \mu)^2]}}, \mu = E[X_{i,t}], i = 1 \dots n$$

и называются автокорреляционными функциями от  $k$  (рис. 2). Разложение  $j$ -го коэффициента автокорреляционной функции в виде

$$\rho_j = \phi_{k1}\rho_{j-1} + \dots + \phi_{k(k-1)}\rho_{j-k+1} + \phi_k \rho_{j-k}, j=1,2,\dots,k,$$

вводит понятие частной автокорреляционной функции  $\phi_{kk}$  от  $k$ .

Графики автокорреляционной и частной автокорреляционной функций процессов изменения всех анализируемых скалярных процессов (рис. 2) показывают постепенное убывание функции с ростом  $t$  после нескольких первых значений. Это подтверждает высокую линейную зависимость между ближайшими значениями показателей, т.е. нестационарность случайных процессов их изменения. Поэтому все процессы могут быть описаны моделями

$$X_t = \mu_0 + \mu t + \sum_{j=1}^p \phi_j X_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

содержащими постоянное слагаемое  $\mu_0$ , коэффициент  $\mu$ , характеризующий его устойчивое систематическое изменение в течение всего периода наблюдения; прошлые значения с постоянными коэффициентами  $\varphi_j$  ( $p$  – количество членов авторегрессии), а также нормально распределенные стационарные случайные процессы  $\varepsilon_t$ .

Количество членов авторегрессионной части модели (прошлых значений) рассчитано по информационному критерию Шварца-Байеса:

$$SBC = \ln\left(\frac{RSS}{T}\right) + \frac{(n+1)\ln T}{T}. \quad (2)$$

На первом шаге моделирования число членов авторегрессии выбрано достаточно большим  $p_{max}$  так, чтобы оно было не меньше истинного порядка модели. Затем это число понижено путем последовательного сравнения расширенной и редуцированных моделей с различными  $p \leq p_{max}$  по информационному критерию, где  $T$  – количество наблюдений,  $n$  – количество членов регрессии. Окончательная структура модели соответствует минимальному значению критерия (2).

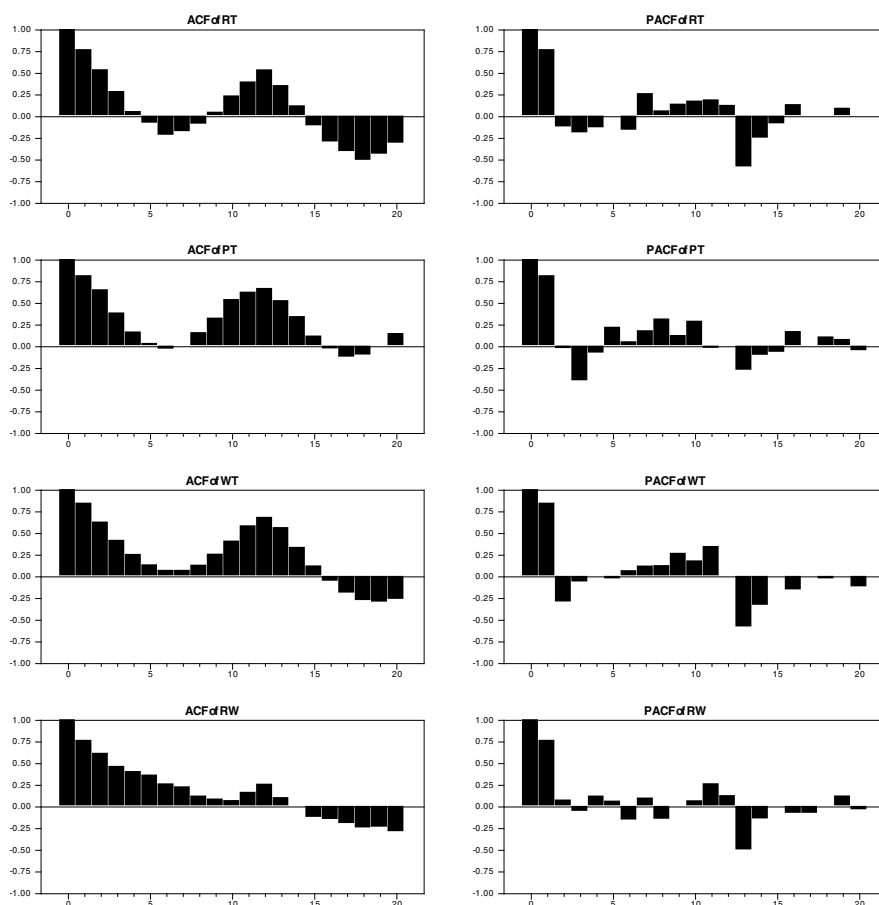


Рис. 2. Автокорреляционная (ACF) и частная автокорреляционная (PACF) функции изучаемых процессов

Темпы прироста, или первые разности, всех процессов  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  ( $\Delta$  – разностный оператор) стационарны. Такие процессы  $X_t$  называют интегрированными порядка 1. Математическое описание новых скалярных процессов

$$\Delta X_t = \mu_0 + \mu t + \alpha X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

соответствует известному расширенному критерию Дики-Фуллера, где  $\alpha$ ,  $\alpha_j$  – константы,  $\alpha = -(1 - \sum_{j=1}^p \phi_j)$ .

Одинаковая структура моделей процессов объемов грузовых перевозок отдельными видами транспорта позволяет выдвинуть гипотезу о существовании долгосрочной причинно-следственной зависимости между ними. Гипотеза проверяется построением модели векторной авторегрессии изменения вектора  $x_t$

$$x_t = A_0 + \sum_{j=1}^p A_j x_{t-j} + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T. \quad (4)$$

$x_t = (RT_t, PT_t, WT_t, RW_t)^T$  – вектор параметров,  $A_j$  –  $(n \times n)$ -матрицы коэффициентов,  $A_0$  –  $(n \times 1)$  – матрица постоянных членов,  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt})^T$  – вектор ошибок оценивания,  $n$  – число параметров,  $p$  – порядок модели. Алгоритм определения коэффициентов модели известен и реализован с помощью прикладного программного обеспечения RATS/CATS (ESTIMA). Уточненный вид модели:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + A_3 x_{t-3} + \varepsilon_t \quad (5)$$

где  $A_0 = \begin{pmatrix} 2.87 \\ 3.75 \\ -0.03 \\ 6.68 \end{pmatrix}$ ,  $A_1 = \begin{pmatrix} 0.59 & -0.58 & 1.31 & 0.05 \\ 0.14 & 0.83 & -0.05 & -0.01 \\ 0.03 & -0.08 & 0.66 & 0.01 \\ 0.33 & -0.43 & 1.49 & 0.71 \end{pmatrix}$ ,  $A_2 = \begin{pmatrix} 0.23 & 0.32 & -2.01 & 0.02 \\ -0.31 & 0.25 & 0.96 & 0.06 \\ -0.01 & 0.04 & -0.09 & 0.01 \\ -0.57 & 0.23 & -2.38 & 0.17 \end{pmatrix}$

$$A_3 = \begin{pmatrix} -0.13 & 0.13 & 0.64 & 0.01 \\ 0.23 & -0.33 & 0.63 & -0.13 \\ -0.04 & 0.05 & 0.24 & -0.01 \\ 0.18 & 0.23 & 1.94 & -0.10 \end{pmatrix}.$$

Анализ ошибки моделирования подтверждает выдвинутую ранее гипотезу (рис. 3).

Результаты моделирования показывают, что между объемами перевозок грузов различными видами грузовой системы существует однозначная долгосрочная зависимость, отражающая пропорции между ними. Коэффициенты зависимости говорят о том, что на долю, например, автомобильного транспорта в стране приходится около 0,45 всех грузов, перевозимых по железным дорогам.

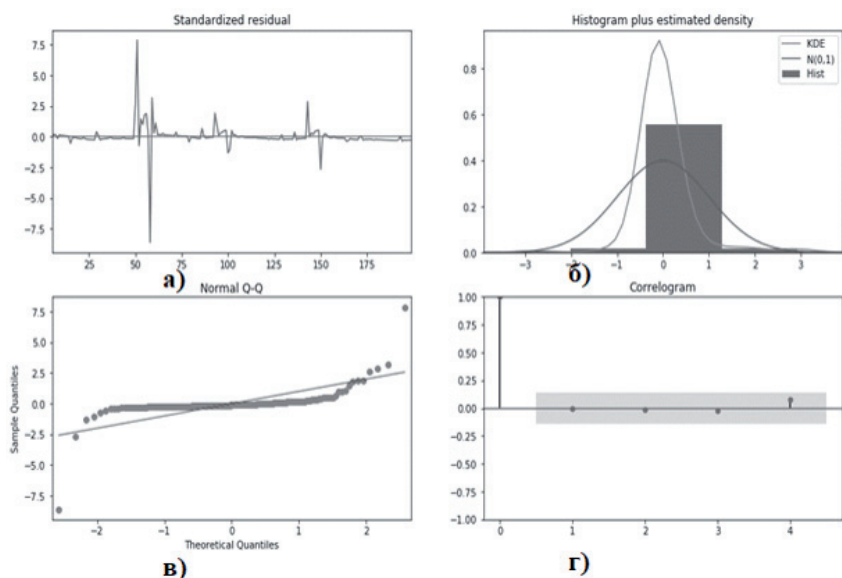


Рис. 3. Анализ ошибок моделирования: а) относительные ошибки моделирования, б) гистограмма ошибок моделирования, в) проверка нормальности распределения ошибок моделирования, г) автокорреляционная функция ошибок моделирования

Основным преимуществом предлагаемого подхода является то, что он позволяет не только отслеживать изменения в глобальной экономике и оценивать их влияние на операционную и финансовую деятельность организаций, но реализовывать процесс прогнозирования изменений в исследуемых переменных. Так, например, на рисунке ниже и в табличной форме представлен пример прогнозирования динамики исследуемых параметров.

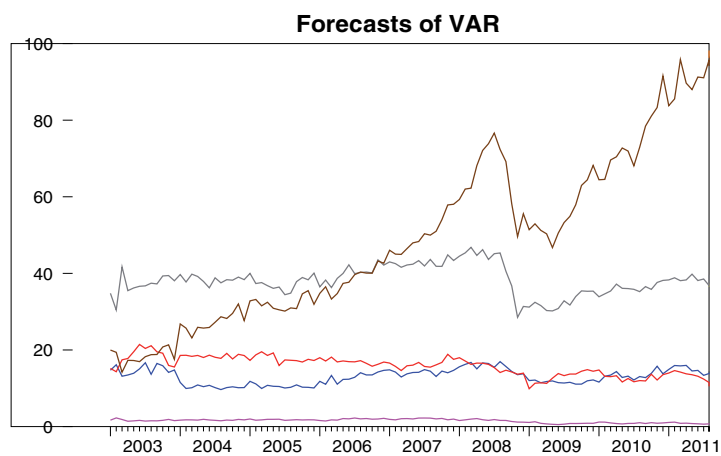


Рис. 4. Прогноз переменных  $VP, RT, PT, WT, RW$



Результаты прогнозирования содержат ошибки, которые в экономике обычно подразделяются на случайные и систематические. При анализе рисков правильно использовать термин «тенденциозных ошибок», возникающих из-за искажения и сокрытия статистической информации в качестве элемента рациональной стратегии экономического поведения.

Таблица 2

Результаты прогнозирования вектора  $x_t$

	2011:10			2011:11			2011:12		
	$\bar{y}_t$	Прогноз	Error, %	$\bar{y}_t$	Прогноз	Error, %	$\bar{y}_t$	Прогноз	Error, %
VP	96	96,02	0	96	96,94	0,9	101	98,53	2,4
RT	16,3	16,52	1,3	16	16,36	2,2	17	16,8	1,1
WT	0,9	1	10	1,1	0,99	9	0,9	0,98	8
RW	41	39,03	4,8	42	39,32	6	41	38,81	5,3

### Заключение

В работе был предложен и рассмотрен универсальный подход к моделированию, оценке и прогнозированию динамики показателей, характеризующих технико-экономические характеристики транспортной системы, реализующей транспортировку различных, в том числе углеводородных видов продукции. Показано преимущество использования многомерных стохастических эконометрических моделей в сочетании с методологией пространства состояний. Основным преимуществом метода является то, что он позволяет в реальном времени, основываясь на состоятельных и несмещенных прогнозных значениях финансово-экономического состояния, ранжировать различные организации с целью отыскания наиболее привлекательных инвестиционных проектов с точки зрения принятых критериев. Предлагаемый подход может быть использован специалистами для исследования и прогнозирования финансово-экономического состояния организаций и отдельных экономических отраслей для оценки целесообразности реализации в их отношении инвестиционных решений, что, как следствие, может быть использовано в виде инструмента управления инвестиционными рисками.

### Список источников

1. Балабанов В.С., Дмитриева Е.В. Оценки рисков инвестиционных проектов промышленных предприятий // *Научно-практический журнал*, 2013, no. 3, с. 29-29.
2. Гиляровская Л.Т. *Комплексный экономический анализ хозяйственной деятельности*: учебник. Москва, ТК Велби. Проспект, 2006.
3. Егорова А.А. Сущность финансового состояния и его характеристики // *Economics*, 2016, no. 1 (10), pp. 59-63. Доступно: <https://cyberleninka.ru/article/n/suschnost-finansovogo-sostoyaniya-i-ego-harakteristiki> (дата обращения: 05.04.2021).
4. Хрипливый Ф.П., Хрипливый А.Ф. Сравнительный анализ методов оценки

- финансового состояния организации // *Политематический сетевой электронный научный журнал Кубанского государственного аграрного университета*, 2012, no. 81, с. 901-922.
5. Harvey A.C. *Forecasting, structural time series models and Kalman filter*. Cambridge, Cambridge University Press, 1996.
6. Hendry D.F. *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press, 1995.
7. Kalman R.E. A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems // *Transaction of the ASME. Journal of Basic Engineering*, 1960, March, vol. 82D, pp. 35-45.
8. Pervukhina E., Emmenegger J.-F., Adaptive Time Series Filters to Smooth and Forecast Economic Variables // *PAMM*, vol. 7, Iss. 1 (Special Issue: Sixth International Congress on Industrial Applied Mathematics (ICIAM07) and GAMB Annual Meeting, Zürich 2007), December 2007, pp. 1081605-1081606. Доступно: <http://www3.interscience.wiley.com/journal/91016652/home>.
9. Pervukhina E., Emmenegger J.-F. Examples of Adaptive Time Series Filtering under Incomplete a priori Information // *Abstracts of Swiss Statistics Meeting*, Zurich, Switzerland, 9-11 November, 2005, p. 53.
10. Pervukhina E. Use of Information Measure in Procedures for Estimation of Discrete Stochastic Systems at Unknown Noises Covariance // *Transactions of Russian Academy of Natural Sciences, Series "Mathematics. Mathematical Modeling. Informatics and Control"*, 1999, Vol. 3, no. 3, pp. 100-106. (In Russ.)
11. Pervukhina, E., Emmenegger J.-F. Adaptive time series filters obtained by minimization of the Kullback-Leibler divergence criterion // *International Journal of Applied Mathematics*, 2005, Vol. 17, no. 1, pp. 69-89.
12. Pervukhina E., Emmenegger J.-F., Bardadym T., Serbinenko A. ARIMA, cointegration, Kalman-filter,  $\alpha$ -stable distributions // *PAMM*, Proc. Appl. Math. Mech. 7, pp. 1081601–1081602 (2007).
13. Pervukhina E. Adaptive Time Series Filters to Smooth and Forecast Economic Variables // *Abstracts of International Conference on Industrial and Applied Mathematics ICIAM2007*, Zurich, Switzerland, 16-20 July, 2007, Minisymposium Nr: IC/MP/008/J/77.
14. Pervukhina E., Emmenegger J.-F. Examples of Adaptive Time Series Filtering under Incomplete a priori Information // *Abstracts of Swiss Statistics Meeting*, Zurich, Switzerland, 9-11 November, 2005, p. 53.
15. Pervukhina E., Emmenegger J.-F., Adaptive Time Series Filters to Smooth and Forecast Economic Variables // *PAMM*, Vol. 7, Iss. 1 (Special Issue: Sixth International Congress on Industrial Applied Mathematics (ICIAM07) and GAMB Annual Meeting, Zürich 2007), December 2007, pp. 1081605-1081606. Доступно: <http://www3.interscience.wiley.com/journal/91016652/home>.

---

# CONSTRUCTION OF MODELS FOR FORECASTING THE INVESTMENT ATTRACTIVENESS OF ORGANIZATIONS AND INDUSTRIES IN A NON-STATIONARY SOCIO-ECONOMIC ENVIRONMENT

---

**Odintsova Tatiana Mikhailovna**, Assoc. Prof., Head of the department of Accounting, analysis and audit

**Osipov Konstantin Nikolaevich**, Assoc. Prof.

Sevastopol State University, st. Universitetskaya, 33, Sevastopol, Russia; e-mail: odincova@sevsu.ru; KNOsipov@sevsu.ru

*Purpose:* the aim of the study is to form an approach to the quantitative assessment of the dynamics of the development of organizations and industries to assess their investment attractiveness in the conditions of instability and risk of the socio-economic environment on the basis of multidimensional stochastic cointegral analysis. *Discussion:* in the modern economic system, one of the areas for assessing the degree of development or degradation of enterprises, as well as individual industries, in order to assess investment feasibility is the methodology for tracking and predicting structural changes in the dynamics of financial and economic indicators related, in addition to performance, to general trends in scientific and technological progress and value creation factors, cyclical economic processes, globalization, political risks, uncontrolled impacts, such as the occurrence of pandemics, etc. However, a review of modern scientific specialized literature has shown that, despite the relevance of the issue, there are not so many examples of solving the problem in quantitative form, especially taking into account the non-stationary nature of the studied processes. *Results:* we propose a universal empirical approach to assessing and predicting the dynamics of the development of enterprises and individual sectors of the economy in order to assess investment risk on the basis of modern multidimensional stochastic cointegral analysis.

**Keywords:** forecasting, time series, risk, cointegration.

## References

1. Balabanov V.S., Dmitrieva E.V. Ocenki riskov investicionnyh proektov promyshlennyh predpriyatij [Risk assessments of investment projects of industrial enterprises]. *Nauchno-prakticheskij zhurnal*, 2013 no. 3, pp. 29-29. (In Russ.)
2. Gilyarovskaya L.T. Kompleksnyj ekonomicheskij analiz hozyajstvennoj deyatelnosti. Uchebnik [Complex economic analysis of economic activity. Textbook]. Moscow, TK Velbi. Prospekt, 2006. (In Russ.)
3. Egorova A.A. Sushhnost' finansovogo sostoyaniya i ego kharakteristiki [The essence of the financial state and its characteristics]. *Economics*, 2016, no. 1 (10), pp. 59-63. (In Russ.)
4. Hriplivij F.P., Hriplivij A.F. Srav-

- nitel'nyj analiz metodov ocenki finansovogo sostoyaniya organizacii [Comparative analysis of methods for assessing the financial condition of an organization]. *Politematicheskij setevoy elektronnyj nauchnyj zhurnal Kubanskogo gosudarstvennogo agrarnogo universiteta*, 2012, no. 81, pp. 901-922. (In Russ.)
5. Harvey A.C. *Forecasting, structural time series models and Kalman filter*. Cambridge, Cambridge University Press, 1996.
  6. Hendry D.F. *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press, 1995.
  7. Kalman R.E. A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. *Transaction of the ASME. Journal of Basic Engineering*, 1960, March, Vol. 82D, pp. 35-45.
  8. Pervukhina E., Emmenegger J.-F., Adaptive Time Series Filters to Smooth and Forecast Economic Variables. *PAMM*, Vol. 7, Iss.1 (Special Issue: Sixth International Congress on Industrial Applied Mathematics (ICIAM07) and GMM Annual Meeting, Zürich 2007), December 2007, pp. 1081605-1081606. Available: <http://www3.interscience.wiley.com/journal/91016652/home>.
  9. Pervukhina E., Emmenegger J.-F. Examples of Adaptive Time Series Filtering under Incomplete a priori Information. *Abstracts of Swiss Statistics Meeting*, Zurich, Switzerland, 9-11 November, 2005, p. 53. (In Russ.)
  10. Pervukhina E. Use of Information Measure in Procedures for Estimation of Discrete Stochastic Systems at Unknown Noises Covariance. *Transactions of Russian Academy of Natural Sciences, Series "Mathematics. Mathematical Modeling. Informatics and Control"*, 1999, Vol. 3, no. 3, pp. 100-106.
  11. Pervukhina E., Emmenegger J.-F. Adaptive time series filters obtained by minimization of the Kullback-Leibler divergence criterion. *International Journal of Applied Mathematics*, 2005, Vol. 17, no. 1, pp. 69-89.
  12. Pervukhina E., Emmenegger J.-F., Bardadym T., Serbinenko A. ARIMA, cointegration, Kalman-filter,  $\alpha$ -stable distributions. *PAMM, Proc. Appl. Math. Mech.* 7, 2007, pp. 1081601-1081602.
  13. Pervukhina E. Adaptive Time Series Filters to Smooth and Forecast Economic Variables. Abstracts of International Conference on Industrial and Applied Mathematics ICIAM2007, Zurich, Switzerland, 16-20 July, 2007.
  14. Pervukhina E., Emmenegger J.-F. Examples of Adaptive Time Series Filtering under Incomplete a priori Information. Abstracts of Swiss Statistics Meeting, Zurich, Switzerland, 9-11 November, 2005, p. 53.
  15. Pervukhina E., Emmenegger J.-F., Adaptive Time Series Filters to Smooth and Forecast Economic Variables/ *PAMM*, Vol. 7, Iss. 1 (Special Issue: Sixth International Congress on Industrial Applied Mathematics (ICIAM07) and GMM Annual Meeting, Zürich 2007), December 2007, pp. 1081605-1081606. Available: <http://www3.interscience.wiley.com/journal/91016652/home>.