

Министерство образования и науки Российской Федерации
Федеральное агентство по образованию
Государственное образовательное учреждение
высшего профессионального образования
«Магнитогорский государственный технический университет
им. Г.И.Носова»

ПРИЛОЖЕНИЕ МАТЕМАТИКИ
В ЭКОНОМИЧЕСКИХ И ТЕХНИЧЕСКИХ
ИССЛЕДОВАНИЯХ

Сборник научных трудов
Под редакцией М.В. Бушмановой

Выпуск 2

Магнитогорск
2008

УДК 51:330.4:62:378(06)

Редакционная коллегия:

Профессор, кандидат физико-математических наук
М.В. Бушманова (главный редактор)

Профессор, доктор технических наук
Б.Н. Парсункин

Профессор, доктор экономических наук
В.С. Мхитарян

Приложение математики в экономических и технических исследованиях: Сборник науч. тр. / Под ред. Бушмановой М.В. Вып. 2. Магнитогорск: ГОУ ВПО «МГТУ», 2007. -146

УДК 51:330.4:62:378(06)

УДК 336.64

А.А.Еремин

ОАО «ММК»

М.В.Бушманова, А.С.Шеметова

ГОУ ВПО «МГТУ»

ИССЛЕДОВАНИЕ ФИНАНСОВОЙ УСТОЙЧИВОСТИ «ОАО «ММК» НА ОСНОВЕ СООТНОШЕНИЯ ФИНАНСОВЫХ И НЕФИНАНСОВЫХ АКТИВОВ

Одна из важнейших характеристик финансового состояния предприятия - стабильность его деятельности в долгосрочной перспективе. **Финансовая устойчивость** предприятия – это способность субъекта хозяйствования функционировать и развиваться, сохраняя равновесие своих активов и пассивов в изменяющейся внешней и внутренней среде, гарантирующее его постоянную платежеспособность и инвестиционную привлекательность в границах допустимого уровня риска [1]. Устойчивость характеризует степень соответствия структуры источников финансирования структуре активов.

В основе традиционного деления активов предприятия на внеоборотные и оборотные (представленного в бухгалтерском балансе) лежит принцип деления элементов имущества по времени их участия в обороте. Другим вариантом структуризации является выделение в составе имущества финансовых и нефинансовых активов. *Финансовые* активы в свою очередь делятся на немобильные (долгосрочные финансовые вложения, все виды дебиторской задолженности, срочные депозиты) и мобильные (денежные средства и легко-реализуемые краткосрочные финансовые вложения). *Нефинансовые* активы подразделяются на долгосрочные нефинансовые активы, (основные средства, нематериальные активы, незавершенное строительство) и оборотные нефинансовые активы (запасы и затраты) [1]. При составлении аналитического баланса к собственным средствам следует также отнести статью “Задолженность участникам (учредителям) по выплате доходов”, “Доходы будущих периодов”, “Резервы предстоящих расходов” раздела V пассива баланса.

С учетом данных рассуждений аналитический баланс в агрегированном виде представлен в таблице 1.

Таблица 1

Форма аналитического баланса в агрегированном виде

АКТИВ	Условное обозначение (строка баланса)	ПАССИВ	Условное обозначение (строка баланса)
1. Финансовые активы	ФА	1. Капитал и резервы	E (= с.490 + с.630 + с.640 + с.650)
1.1 Мобильные финансовые активы	ФАм (=с.250+с.260)		
1.2 Немобильные финансовые активы	ФАнм(=с.140+с.220+с.230+с.240+ с.270)	2. Заемный капитал	K (= K1+K2)
2. Нефинансовые активы	НФА		
2.1 Долгосрочные нефинансовые активы	НФАд (=с.190-с.140)	2.1 Долгосрочные пассивы	K1 (=с.590)
2.2 Оборотные нефинансовые активы	НФАо (=с.210)	2.2 Краткосрочные пассивы	K2 (=с.610+с.620 +с.660)
Баланс	В	Баланс	В

Финансовое равновесие и устойчивость финансового положения достигаются, если нефинансовые активы покрываются собственным капиталом, а финансовые – заемным. Запас устойчивости увеличивается по мере превышения собственного капитала над нефинансовыми активами или то же самое по мере превышения финансовых активов над заемным капиталом. Противоположное отклонение от параметров равновесия в сторону превышения нефинансовых активов над собственным капиталом свидетельствует о потере устойчивости [2].

В соответствии с этими отклонениями от параметров равновесия возможны несколько вариантов устойчивости (таблица 2).

Таблица 2

Варианты финансовой устойчивости

п/п	Наименование варианта	Признак варианта
1.	Суперустойчивость (абсолютная платежеспособность)	Мобильные финансовые активы больше всех обязательств (ФАм>K)
2.	Достаточная устойчивость (гарантированная платежеспособность)	Мобильные финансовые активы меньше всех обязательств, но сумма всех финансовых активов больше их (ФАм<K<ФА)
3.	Финансовое равновесие (гарантированная платежеспособность)	Собственный капитал равен нефинансовым активам, а финансовые активы равны всем обязательствам (E=НФА)
4.	Допустимая финансовая напряженность (потенциальная платежеспособность)	Собственный капитал больше долгосрочных финансовых активов, но меньше всей суммы нефинансовых активов (НФАд<E<НФА)
5.	Зона риска (потеря платежеспособности)	Собственный капитал меньше долгосрочных нефинансовых активов (E<НФАд)

Исследование финансовой устойчивости «ОАО «ММК» проведено на основе данных публичной бухгалтерской отчетности за период с 2002 по 2007 годы. При этом в целях корректного сравнения показателей в динамике произведена корректировка данных в соответствии с уровнем инфляции за данный период (таблица 3).

Таблица 3

Коэффициенты инфляции в Российской Федерации					
Год	2003	2004	2005	2006	2007
Коэффициент инфляции	1,12	1,117	1,109	1,09	1,119

Расчитанные значения основных элементов и вспомогательных величин приведены в таблице 4.

В соответствии с приведенной классификацией финансовой устойчивости можно сделать следующие выводы:

- по итогам 2002 года финансовую устойчивость «ОАО «ММК» можно классифицировать как «Допустимая финансовая напряженность»: собственный капитал покрывает только долгосрочные финансовые активы;
- по итогам деятельности в 2003 и 2004 годах «ОАО «ММК» приобретает финансовую суперустойчивость: за счет собственных средств финансируются не только нефинансовые активы, но также немобильные финансовые активы и часть мобильных;
- по итогам деятельности в 2005 и 2006 годах финансовая устойчивость «ОАО «ММК» вновь классифицируется как «Допустимая финансовая напряженность»;
- по итогам деятельности в 2007 году «ОАО «ММК» вновь приобретает финансовую суперустойчивость.

Таблица 4

Основные и вспомогательные параметры (тыс.руб.)

Показатель	Год					
	2002	2003	2004	2005	2006	2007
ФА:	25082160	54282733	105512480	68956643	54911853	103040109
ФАм	10572999	36081028	70622292	35786961	16324034	42135600
ФАНм	14509161	18201705	34890188	33169682	38587820	60904509
НФА:	56620637	58839280	68024743	75430483	82975899	100194864
НФАд	45174337	46519441	52383988	61798883	68892607	84906387
НФАо	11446300	12319839	15640755	13631600	14083292	15288477
Е	55543497	79099546	117533041	108333113	107198781	168110536
К	26159301	34022467	56004182	36054013	30688971	35124437
ФАм-К	-15586302	2058561	14618110	-267052	-14364938	7011163
ФА-К	-1077141	20260266	49508298	32902630	24222882	67915672
Е-НФА	-1077140	20260266	49508298	32902630	24222882	67915672
Е-НФАд	10369160	32580105	65149053	46534230	38306174	83204149

Таким образом, по итогам деятельности в течение 6 лет уровень финансовой устойчивости «ОАО «ММК» не опускается ниже уровня «Допустимая финансовая напряженность». Данный уровень характеризуется интенсификацией привлечения заемных средств, что оправдано с учетом использования положительного эффекта финансового рычага.

В целом, «ОАО «ММК» в силу своей стабильной устойчивости является привлекательным объектом инвестирования и не вступает в конфликт с государством и обществом, так как выплачивает своевременно налоги в бюджет, взносы в социальные фонды, заработную плату – рабочим и служащим, дивиденды – акционерам, а банкам гарантирует возврат кредитов и уплату процентов по ним.

Библиографический список

1. Савицкая Г.В. Анализ хозяйственной деятельности предприятия. – Минск.: Новое знание, 2002. – 704с.
2. Грачев А.В. Анализ и управление финансовой устойчивостью предприятия. – М.: Финпресс, 2002. – 208с.

О.С.Андросенко, Л.Д. Девятченко, Е.П. Маяченко
ГОУ ВПО «МГТУ»

ПРИЛОЖЕНИЕ ТЕОРИИ МАССОВОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ ДЛЯ ОЦЕНКИ СТОИМОСТИ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ СКЛАДСКОЙ ПЛОЩАДИ В ФОРМАТЕ ПРОГРАММЫ WinQSB

Предметом исследования теории массового обслуживания являются вероятностные модели реальных систем (объектов) обслуживания, в которых в случайные моменты времени возникают заявки на обслуживание и имеются устройства для исполнения этих заявок.

Задачи организации массового обслуживания возникают во многих областях практической деятельности. В частности, телефонные станции, ремонтные мастерские, парикмахерские, справочные бюро, сберегательные кассы, станции технического обслуживания, диспетчерские службы такси, аэропорта могут служить типичными примерами систем массового обслуживания (СМО).

Из перечисленных объектов исследования в теории массового обслуживания особо следует выделить производственные объекты. Примерами таких объектов может быть технологическое производство, производство товаров народного потребления, строительное производство и другие. Все они обладают характерными признаками, которые можно рассмотреть на примере организации складской площади приема горячекатаного металла для обеспечения непрерывной работы травильного отделения.

Исходные данные. Известен грузооборот склада (Q), который составляет 250 тыс. тонн. Период поступления груза (T_n) – 365 суток. Средний вес одной партии груза (q) – 7602 тонны, средний срок хранения на складе (T_{xp}) – 10 суток. Средняя нагрузка на 1 m^2 площади склада (f) – $1,3 \text{ т}/m^2$. Определить полезную складскую площадь, обеспечивающую пропуск данного грузооборота с вероятностью 0,95.

Постановка задачи. Пусть склад – это система массового обслуживания, состоящая из n обслуживающих ячеек-площадок (каналов). Каждая такая площадка обеспечивает одновременное обслуживание (хранение) отдельных партий груза. Вероятность

отказа в приемке новой партии материалов наступает в момент занятости всех ячеек.

Площадь каждой ячейки (s) принимаем равной величине, необходимой для складирования одной партии груза, т.е. $s = \frac{q}{f}$,

где q – средний вес одной партии груза;

f – средняя нагрузка на 1 м^2 площади склада.

Вычислим интенсивность поступления груза на склад:

$$\lambda = \frac{Q}{qT_n},$$

где Q – грузооборот склада;

q – средний вес одной партии груза;

T_n – период поступления груза.

Тогда $\lambda = \frac{250000}{760 \cdot 365} = 0,9$ партии в сутки.

Интенсивность обслуживания одной партии складом:

$$\mu = \frac{1}{T_{xp}},$$

где T_{xp} – средний срок хранения одной партии на складе.

Тогда $\mu = \frac{1}{10} = 0,1$.

Коэффициент загрузки: $\rho = \frac{\lambda}{\mu} = \frac{0,9}{0,1} = 9$.

Минимальное число ячеек на складе из условия $n \geq \rho$

$$n_{\min} = 9 \text{ ячеек } (n_{\min} \neq n_{\text{онм}}).$$

Решение задачи. Для решения задач теории массового обслуживания в программе WinQSB имеется специальный модуль Queuing Analysis (Анализ Очередей). Формат ввода исходных данных представлен в стартовой панели на рис. 1, где предусмотрены следующие параметры:

1. Number of servers - Число каналов обслуживания (n);

2. Service rate (per server per hour) - Интенсивность обслуживания заявок (каждый канал в час) (μ);
3. Customer arrival rate (per hour) – Интенсивность поступления заявок (в час) (λ);
4. Queue capacity (maximum waiting space) – Максимальная длина очереди (Q);
5. Customer population – Число потенциальных клиентов системы (N);
6. Busy server cost per hour – Стоимость использования канала в час (C_s);
7. Idle server cost per hour – Стоимость простоя канала в час (C_i);
8. Customer waiting cost per hour – Стоимость ожидания заявки в очереди в час (C_w);
9. Customer being served cost per hour – Стоимость обслуживания заявки в час (C_u);
10. Cost of customer being balked – Стоимость отказа в обслуживании заявки (C_b);
11. Unit queue capacity cost – Общая стоимость очереди (C_q).

Data Description	ENTRY
Number of servers	9
Service rate (per server per hour)	0.1
Customer arrival rate (per hour)	0.9
Queue capacity (maximum waiting space)	0
Customer population	M
Busy server cost per hour	100
Idle server cost per hour	50
Customer waiting cost per hour	
Customer being served cost per hour	150
Cost of customer being balked	150
Unit queue capacity cost	

Рис.1. Стартовая панель с исходными данными

Будем определять вероятность невозможности приема груза (P_w) при различном числе ячеек-площадок, начиная с количества площадок $n = 9$. Необходимость отказа от приема груза будут иметь место, когда все ячейки-площадки будут заняты. Тогда вероятность приема груза $P_n = 1 - P_w$.

В соответствии с введенными данными, представленными на рис.1, были получены следующие результаты (рис.2):

05-27-2008	Performance Measure	Result
1	System: M/M/9/9	From Formula
2	Customer arrival rate (λ) per hour =	0,9000
3	Service rate per server (μ) per hour =	0,1000
4	Overall system effective arrival rate per hour =	0,6981
5	Overall system effective service rate per hour =	0,6981
6	Overall system utilization =	77,5700 %
7	Average number of customers in the system (L) =	6,9813
8	Average number of customers in the queue (Lq) =	0
9	Average number of customers in the queue for a busy system (Lb) =	0
10	Average time customer spends in the system (W) =	10,0000 hours
11	Average time customer spends in the queue (Wq) =	0 hour
12	Average time customer spends in the queue for a busy system (Wb) =	0 hour
13	The probability that all servers are idle (Po) =	0,0210 %
14	The probability an arriving customer waits (Pw or Pb) =	22,4300 %
15	Average number of customers being balked per hour =	0,2019
16	Total cost of busy server per hour =	\$698,1300
17	Total cost of idle server per hour =	\$100,9350
18	Total cost of customer waiting per hour =	\$0
19	Total cost of customer being served per hour =	\$1047,1950
20	Total cost of customer being balked per hour =	\$30,2805
21	Total queue space cost per hour =	\$0
22	Total system cost per hour =	\$1876,5410

Рис. 2. Панель результатов для $n = 9$ каналов обслуживания

Из рис. 2 следует, что вероятность отказа в приеме груза $P_w = 0,2243$, при этом вероятность приема груза $P_n = 0,7757$, что не обеспечивает пропуск грузооборота с требуемой вероятностью (степенью надежности) 0,95.

На следующем этапе исследования поведения системы были получены результаты для числа каналов $n = 10, 11, 12, 13, 14$. Результаты приведены в сводной таблице 1.

Таблица 1

Сводная таблица основных результатов анализа системы

Число условных площадок (каналов) n	Вероятность отказа в приеме груза P_w	Вероятность приема хотя бы одной партии груза P_n	Полезная площадь склада $S, м^2$	Эффективность использования площади склада, %
9	0,2243	0,7757	52629	77,57%
10	0,1680	0,8320	58477	74,88%
11	0,1208	0,8792	64325	71,93%
12	0,0831	0,9169	70172	68,77%
13	0,0544	0,9456	76020	65,47%
14	0,0338	0,9662	81868	62,11%

Таким образом, при количестве условных ячеек-площадок (каналов) $n = 13$ (при полезной площади склада равной 76020 м^2) обеспечивается вероятность 0,95 приема груза на склад. Однако эффективность использования площадей при этом снижается.

На заключительном этапе исследования рассматривался вопрос о стоимости (издержках) содержания склада. Результаты расчетов издержек содержатся в строках с 16 по 22 панели результатов (см. рис. 2)

Для исходных данных (см. рис. 1) с учетом изменяющегося числа каналов n результаты расчетов издержек представлены в сводной таблице 2.

Таблица 2

Сводная таблица издержек системы

Число условных площадок (каналов) n	Общая стоимость использования канала в сутки	Общая стоимость простоя канала в сутки	Общая стоимость обслуживания заявки в сутки	Стоимость отказа в обслуживании заявки	Общая стоимость системы в сутки
9	698,13	100,94	1047,20	30,28	1876,54
10	748,83	125,58	1123,25	22,68	2020,34
11	791,26	154,37	1186,89	16,31	2148,83
12	825,22	187,39	1237,83	11,22	2261,66
13	851,05	224,48	1276,57	7,34	2359,44

Очевидно, что увеличение количества каналов в системе приводит к ее удорожанию, т.е. к увеличению издержек на ее обслуживание. С учетом анализа работы данной системы, для которой очень важным параметром является стоимость отказа в хранении груза, уменьшение количества отказов приводит к снижению темпов роста общих издержек.

Библиографический список

1. Андросенко О.С., Девятченко Л.Д., Маяченко Е.П. Постановка задач Марковских процессов в формате программы WinQSB// Математика. Приложение математики в экономических, технических и педагогических исследованиях: Сб. науч. тр./ Под ред. М.В. Бушмановой. Магнитогорск: ГОУ ВПО «МГТУ», 2006. С. 3 - 13.

2. Андросенко О.С., Девятченко Л.Д., Маяченко Е.П. Постановка и решение задач Марковских цепей с непрерывным временем на ЭВМ// Приложение математики в экономических и технических исследованиях: Сб. науч. тр./ Под ред. М.В. Бушмановой. Магнитогорск: ГОУ ВПО «МГТУ», 2007. С. 120 - 128.
3. Лабскер Л.Г., Бабешко Л.О. Теория массового обслуживания в экономической сфере. – М.: ЮНИТИ, 1998.
4. Таха Хемди А. Введение в исследование операций, 7-е изд.: пер. с англ. – М.: изд. дом «Вильямс», 2005.

УДК 502.15(470.55)

Т.В. Морозова
ГОУ ВПО «МГТУ»

АНАЛИЗ ЭКОЛОГИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ ЧЕЛЯБИНСКОЙ ОБЛАСТИ

В настоящее время в условиях научно-технической революции воздействие общества на природу достигло колоссальных размеров. В производственную деятельность вовлекаются различные виды веществ Земли и создаются материалы, не существующие в естественном состоянии. Изменяются рельеф, растительность, животный мир, динамика и химия природных вод, минералы и горные породы.

По мере вовлечения природных ресурсов в переработку многие из них истощаются, создается опасность исчезновения невозобновимых ресурсов. Сбрасываемые в окружающую среду отходы производства нарушают режим питания растений, животных, угрожают здоровью людей, причем выбросы промышленных предприятий и других источников загрязнения оказывают отрицательное воздействие не только на окружающую среду, но в ряде случаев на процесс эксплуатации технических средств.

Таким образом, общество встало перед угрозой экологического кризиса, сущность которого состоит в том, что биосфера под воздействием хозяйственной деятельности человека, стала утрачивать свои естественные компенсационные возможности и начала (в от-

дельных регионах) изменяться в неблагоприятном для общества направлении.[1]

Россия и ее регионы на протяжении более чем 15 лет переживают период социально-экономических трансформаций, который сопровождается обострением демографической ситуации, выраженной в следующем:

1. Депопуляция населения – превышение смертности над рождаемостью.
2. Ухудшение здоровья населения.
3. Формирование территориальных анклавов социального неблагополучия.

Проблемам изучения здоровья россиян и изменений его тенденций посвящено большое количество исследований. Более подробно и часто изучаются медико-демографические процессы, тогда как комплексная оценка общественного здоровья на территориальном уровне затруднена ввиду большого числа различных характеристик здоровья и отсутствия стандартизованных и общепринятых методик обобщения показателей.

Все подходы к анализу и прогнозированию экологической ситуации могут быть охарактеризованы, как путь «от хозяйства» и как путь «от природы». Суть первого подхода заключается в анализе связей «давление – состояние - реакция», и разработка на этой основе прогноза последствий при различных вариантах воздействия. Второй подход базируется на подробном анализе изменений природной среды и выявлении связей «первоначальное состояние природы – современное ее состояние», на основе которого составляется прогноз изменения природной среды. В региональном анализе и решении экологических проблем оба эти пути, видимо, должны сойтись в одной точке.

Анализ данных показателей традиционно положен в основу принятия решений в области здравоохранения. Систематическое отставание возможностей ЛПУ (лечебно-профилактических учреждений) от потребностей человека в получении необходимой медицинской помощи и поддержании здоровья, неэффективное использование финансовых ресурсов объективно привело к реформированию организации и управления в здравоохранении. Практика реформ показывает, что во многих случаях использование чужого опыта в организации медицинской помощи, а именно сокращение количества дней пребывания в стационаре, уменьшение затрат на одного пациента и т.д. оборачиваются серьезными проблемами. Количество больных не только уменьшается, но и растет с каждым

годом, увеличивается удельный вес пациентов, поступающих в ЛПУ с высокой степенью запущенности заболеваний.

Заболеваемость населения – это объективное массовое явление возникновения и распространения патологии среди населения в результате взаимодействия людей с окружающей средой, проявляющееся в различных формах и конкретных условиях существования общества.[2]

Помимо заболеваемости к основным медико-демографическим показателям здоровья относятся детская смертность, генетические нарушения, онкологические заболевания.

Согласно методическим разработкам, показатели здоровья населения следует анализировать за 10 лет в их динамике за этот период. Если антропогенной природы, например качеством питьевой воды, то допускается использовать данные по конкретной территории за предшествующие годы для оценки показателей заболеваемости и сравнения их с аналогичными оценками на момент проведения экспертизы.

Оценка социальных результатов может проводиться с помощью натуральных или условно-натуральных, стоимостных и относительных (баллов) измерителей. Социальные результаты в ряде случаев поддаются стоимостной оценке и должны включаться в состав общего экономического результата развития региона. Так, социальный результат, проявляющийся в изменении заболеваемости населения, отражает изменение (уменьшение) затрат в сфере здравоохранения на лечение по отдельным группам болезней и сумм выплат из фонда социального страхования.

С целью исключения влияния на оценку здоровья численности населения на различных территориях, возрастной структуры применяются удельные показатели заболеваемости – число случаев на 1000 человек. При этом следует дифференцировать их по возрастной структуре. Для повышения достоверности статистической информации о заболеваемости населения по возрастной структуре и нозологическим формам болезней должны использоваться средние показатели за ряд лет. [2]

Для количественной оценки здоровья используется обобщенная величина, учитывающая показатели заболеваемости. Этот метод комплексной оценки состояния здоровья базируется на сочетании показателей заболеваемости (с общей и временной утратой трудоспособности) и инвалидности, последовательном сравнении отдельных признаков с данными, принятыми за стандарт (средними). В основе методики лежит принцип оценки отклонения каждого

объекта от соответствующих средних значений изучаемых признаков с учетом среднего квадратического отклонения.

Все вероятные оценки для каждого признака складываются, и получают единую комплексную оценку, объединяющую все компоненты здоровья. Состояние здоровья коллектива, который имеет наибольший суммарный индекс, оценивается как неудовлетворительное.

Отечественные исследователи С.П. Ермаков и Ю.М. Комаров предложили методику построения индексов здоровья населения, основанную на нормативном методе классификации потерь здоровья населения на неустранимые и потенциально устранимые. Авторы считают, что обобщенный индекс здоровья можно рассчитать по формуле

$$W(\bar{x}) = \prod_{ijk} \left(\frac{x_{ijk}}{x_{ijk}^*} \right) \frac{S_{ijk} x_{ijk}^*}{R(\bar{x}^*)},$$

где x_{ijk} – набор показателей по региону ($i = \overline{1, I}$), выделенным возрастным группам ($j = \overline{1, J}$), проявлениям здоровья ($k = \overline{1, K}$) (смертность, заболеваемость, инвалидность и т.д.); x_{ijk}^* – желаемые (нормативные) значения этих показателей; S_{ijk} – соизмеримые единицы потерь от «нездоровья», выражаемые в человеко-годах «нездоровья» либо в денежном исчислении; $R(\bar{x}^*)$ – нормативные значения потерь от «нездоровья». [2]

В зарубежной литературе последнего времени указывается целесообразность оценки экономических потерь от ухудшения состояния здоровья населения не как потерь от заболеваемости, а как потерь, связанных с сокращением продолжительности жизни.

В характеристике здоровья населения весьма важное место отводится показателю смертности. На основе показателей смертности населения по его отдельным возрастным группам разрабатываются демографические показатели средней продолжительности жизни, которые комплексно характеризуют изменения в общественном здоровье. Именно поэтому изменение средней продолжительности жизни относят к числу основных комплексных показателей здоровья.

В соответствии с критериями оценки (Б.И.Марченко) показатели рождаемости в 2006г. оцениваются как очень низкие (менее 11), показатели общей смертности как высокие (>15).

Таблица 1

Естественное движение населения за 2002-2006 г.г.

Наименование показателей	Магнитогорск				Челябинская область			
	2003	2004	2005	2006	2003	2004	2005	2006
Рождаемость	10,2	10,6	10,6	10,8	10,4	10,7	10,4	9,2
Общая смертность	16,7	15,7	16,3	15,3	16,5	16,3	16,3	15,5
Естественный прирост, убыль	-6,5	-5,1	-5,7	-4,5	-6,1	-5,6	-5,9	-6,3

Таким образом, анализ экологической обстановки и здравоохранения, показателей смертности, естественного прироста и убыли, позволяет всесторонне охарактеризовать динамику уровня населения, показать влияние сложившихся социально-экономических условий на их величину, провести прогнозирование и разработать конкретные меры по охране здоровья населения и сохранения трудового потенциала в общегосударственном масштабе.

Библиографический список

1. Михнюк Т.Ф. Безопасность жизнедеятельности. – Мн.: Дизайн ПРО, 2004. –240 с.
2. Глушкова В.Г., Макар С.В. Экономика природопользования: Учеб. Пособие. – М.: Гардарики, 2003. – 448 с.
3. Теоретические и практические аспекты устойчивого природопользования: управление, принципы организации природно-хозяйственных систем, ландшафтное планирование / Под общ. ред. Ю.П. Демакова. Йошкар-Ола: МарГТУ, 2004.

Н.А. Реент

ГОУ ВПО «МГТУ»

ИССЛЕДОВАНИЕ ФОНДОВОГО РЫНКА С ПОМОЩЬЮ МОДЕЛЕЙ АВТОРЕГРЕССИИ С УСЛОВНОЙ ГЕТЕРОСКЕДАСТИЧНОСТЬЮ

Анализ временных рядов широко используется исследователями всего мира при изучении различных сегментов финансового рынка. Большинство статистических методов предполагает некоторую постоянную величину отклонения исследуемого показателя от среднего значения. В конце прошлого столетия был разработан класс авторегрессионных моделей с условной гетероскедастичностью (ARCH - модели), позволяющих при моделировании временных рядов учитывать изменение дисперсий и ковариаций во времени.

В соответствии с ARCH – моделью волатильности могут быть предсказаны по квадратам прошлых значений временного ряда.

Говорят, что случайный процесс $\{e_t\}$ описывается моделью ARCH(q) порядка $q \geq 1$, если:

1) распределение вероятностей случайных величин $\{e_t\}$ ($t=1, \dots, T$) является условно-гауссовским, т.е.:

$$L\{e_t | \Omega_{t-1}\} = N(\mu_t, \sigma_t^2),$$

где Ω_{t-1} доступная к моменту времени и относящаяся к делу информация, включающая все прошлые значения e_t .

2) условное математическое ожидание $\{e_t\}$ при условии, что имеется информация Ω_{t-1} , равно нулю:

$$\mu_t = E(e_t | \Omega_{t-1}) = 0$$

3) имеет место условная гетероскедастичность (непостоянство дисперсии) $\{e_t\}$ вида:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i e_{t-i}^2, \quad t=1, 2, \dots, T,$$

где $\{\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0\} (i=1, \dots, q)$ – параметры модели, обеспечивающие неотрицательность значений $\{\sigma_t^2\}$.

За последнее время были разработаны многочисленные модификации этой модели. Так называемые GARCH-модели учитывают корреляционную зависимость с помощью авторегрессии значений волатильности при условии ее гетероскедастичности.

GARCH(p,q)-модель имеет вид:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j r_{t-j}^2,$$

где $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$.

Существенным преимуществом GARCH-модели признается ее свойство быстрого реагирования на любые наблюдаемые изменения на рынке и быстрого восстановления после сильных колебаний рынка.

Целью исследования заключалась в изучении динамики волатильности такого индикатора фондового рынка России как индекс РТС. Исходные данные представляли собой ежедневные (на момент закрытия) значения индекса РТС за период с 11.01.05 по 9.03.07, данный временной ряд содержит 538 наблюдений.

Процентную доходность от прироста рыночной стоимости капитала (или доходность рыночного портфеля) в рассматриваемом периоде отражает временной ряд темпов прироста индекса РТС. Визуальный анализ графика позволил сделать вывод о стационарности данного ряда.

Была выдвинута гипотеза о существовании признаков условной гетероскедастичности в анализируемом временном ряду. Предположение о наличии условной гетероскедастичности было сделано на основе следующих наблюдений:

1. «эффекта кластерности (рис.1)



Рис.1. Обнаружение эффекта кластерности

На графике можно наблюдать периоды экстремально высокой волатильности:

- (1) с 30 сентября 2005 года по 19 октября 2005 года
 - (2) с 25 декабря 2005 года по 8 марта 2006 года
 - (3) с 11 мая 2006 года по 20 июня 2006 года
 - (4) с 9 января 2007 года по 12 января 2007 года
- и относительной стабилизации.

2. «островершинности» и «тяжелых хвостов» функции плотности распределения.

Проверка гипотезы о существовании признаков условной гетероскедастичности в анализируемом временном ряду $\{e_t\}$, $t=1,2,\dots,T$. осуществлялась с использованием теста множителей Лагранжа.

Для описания динамики квадратов уровней временного ряда $\{e_t^2\}$ использовалась модель авторегрессии AR(p) вида:

$$e_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 + \gamma_t$$

Признаками условной гетероскедастичности являются:

- Статистическая адекватность построенной модели, т.е. наличие статистически значимых коэффициентов регрессии α_p в модели.

- Выполнение условия: $T \cdot R^2 \geq \Delta(e)$, где R^2 – коэффициент детерминации построенной модели, $\Delta(e)$ – квантиль уровня 1-е распределение хи-квадрат с p степенями свободы, T – длина временного ряда остатков. Предполагается, что статистика ARCH LM теста имеет асимптотическое при $T \rightarrow \infty$ распределение хи-квадрат с p степенями свободы.

Анализ ВАКФ, ВЧАКФ и Q-статистик Льюнга-Бокса для квадратов $\{e_t^2\}$ позволил выбрать параметр модели AR.

Построено уравнение со значимыми коэффициентами.

$$e_t^2 = 2,91 + 0,14e_{t-1}^2 + 0,26e_{t-2}^2$$

После обнаружения признаков условной гетероскедастичности, выполнялся следующий этап: построение модели в форме ARCH или GARCH, т.е. оценивание параметров и тестирование адекватности построенной модели. Оценивание параметров ARCH и GARCH проводилось с помощью метода максимального правдоподобия для моделей с условной гетероскедастичностью. Была подобрана ARCH(1) – модель с параметрами $\alpha_0 = 2,29$, $\alpha_1 = 0,21$ (рис.2).

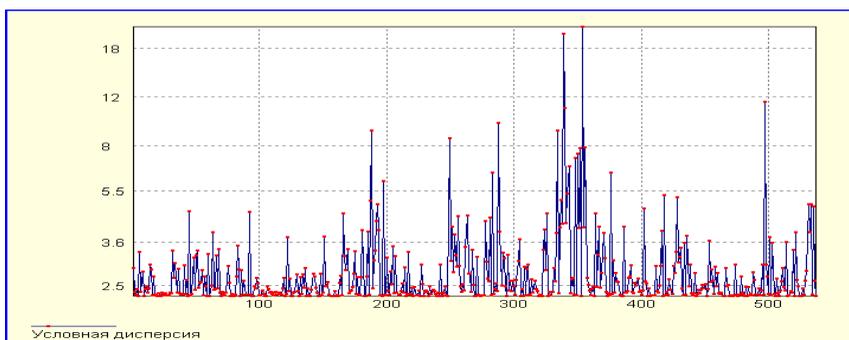


Рис. 2. График значений условной дисперсии, рассчитанных по модели ARCH (1).

ARCH(1) – модель позволила уловить эффект кластерности на графике доходностей индекса РТС. Периодам высокой волатильно-

сти соответствовали локальные максимумы условной дисперсии (см. рис1, рис.2).

Прогнозирование абсолютных величин темпов прироста индекса осуществлялось с помощью функции:

$$\tilde{e}_{T+l}^2 = \alpha_0 + \frac{1 - \alpha_1^{l-1}}{1 - \alpha_1} + \alpha_1^l e_T^2$$

Период упреждения	Прогноз
L=1	1,84
L=2	2,66
L=3	1,67
L=4	1,5

Библиографический список

1. Малюгин В.И. Рынок ценных бумаг: Количественные методы анализа: Уч. Пособие. – М.: Дело, 2003.
2. Энциклопедия финансового риск-менеджмента/ Под ред. А.А. Лобанова и А.В. Чугунова. – 2-е изд., перераб. И доп. – М.: Альпина Бизнес Букс, 2005.
3. www.rts.ru

УДК 330.12

Я.В. Матяш, Т.А. Иванова
ГОУ ВПО «МГТУ»

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ УРОВНЯ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ В СУБЪЕКТАХ РФ

Повышение благосостояния россиян должно сопровождаться активизацией процессов по сглаживанию межрегиональных различий в уровне жизни населения. Это позволит снизить остроту социальной напряженности, обеспечить более равномерное распределение трудовых миграционных ресурсов. Наличие инструментария,

позволяющего адекватно оценивать и сопоставлять уровень жизни населения в регионах, является одним из важных условий, способствующих повышению эффективности управленческих решений в этой области.

Целью данной работы является разработка интегрального показателя, позволяющего оценивать и сопоставлять уровень жизни в субъектах Российской Федерации.

Довольно часто под уровнем жизни подразумевают только экономическую сторону жизни населения, их доходы, сбережения, имущество, жилье. Однако крайне важно также рассматривать социальную политику, проводимую администрацией региона, в отношении населения: доступность образования и здравоохранения, безопасность существования, экологию и др. Учитывая такую сложную структуру исследуемой категории, целесообразным представляется исследовать в отдельности экономическую и социальную стороны жизни населения. Поэтому рассмотрим построение интегральных индикаторов (ИИ), оценивающих уровень жизни населения с экономической и социальной точки зрения.

Исследование экономического состояния жизни населения проводилось по 21 признаку, рассчитанному по данным 2006 года. С целью устранения различий в уровне региональных цен все доходные показатели были измерены в количестве фиксированных наборов товаров и услуг, которые гражданин может на данный доход приобрести.

С тем, чтобы в дальнейшем все показатели могли быть сведены к одному, они были унифицированы по 100-бальной шкале. На основе вычисления коэффициентов детерминации и парных коэффициентов корреляции были выявлены группы наиболее тесно связанных переменных, чтобы затем от каждой группы отобрать по одному представителю. Для отбора из нескольких удовлетворительных наборов слабокоррелированных показателей наиболее информативного использовался подход, при котором самым информативным считается набор, максимизирующий сумму

$$\sum_{l=1}^m R^2(x'_l; (x_{l1}, x_{l2}, \dots, x_{lp})),$$
 где R^2 - коэффициент детерминации регрессионного уравнения, построенного для показателя, не вошедшего в набор, от показателей отобранного набора; m – число критериев априорного набора; p – число критериев анализируемого набора.

В отобранном наборе показателей не выполняется условие, необходимое для построения ИИ на основе модифицированной главной компоненты, т.к. доля дисперсии, объясняемая первой глав-

ной компонентой, составляет 27,4 %, что меньше требуемых 55 %. Поэтому отобранные критерии были разбиты на 4 блока, по каждой из которых был построен блочный ИИ. Полученные блоки удовлетворяют необходимым требованиям:

$$k = \min_{2 \leq j \leq p-1} \left\{ j: \frac{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_j}{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p} \geq 0,55 \right\} \Rightarrow 4 = \min_{2 \leq j \leq p-1} \left\{ j: \frac{1,52 + 1,35 + 1,1 + 1,09}{9} = 0,567 \geq 0,55 \right\}.$$

Показатели в группах обладают относительно высокими уровнями взаимной коррелированности и характеризуют один аспект анализируемой синтетической категории. Группы выглядят следующим образом:

Блок 1 - Покупательная способность населения: среднедушевые денежные доходы; количество легковых автомобилей на 1000 чел.; индекс потребительских цен;

Блок 2 - Уровень жизни наиболее незащищенного и малообеспеченного населения: среднемесячные назначенные пенсии; уровень безработицы;

Блок 3 - Инвестиционная активность: сбережения населения в % от дохода; ввод в действие жилых домов;

Блок 4 - Благоустройство жилья: площадь жилых помещений на одного жителя; доля жилья, благоустроенного водопроводом.

Далее для каждой группы были рассчитаны значения блочных

ИИ по формуле $Y_i = N - \rho_i$, где $\rho_i = \sqrt{\sum_{j=1}^k q_j (y_i(j) - N)^2}$ - Евклидово

расстояние от i -го объекта до эталона $\Theta = (N, N, \dots, N)$, $y_i(j)$ - блочный ИИ, q_j - нормированные веса, которые определяются пропорционально выборочной дисперсии блочных индикаторов. Для блочных индикаторов экономического уровня жизни веса составили $q_1 = 0,28$, $q_2 = 0,2$, $q_3 = 0,24$, $q_4 = 0,28$.

Итоговую формулу для вычисления значений экономического ИИ можно записать так:

$$Y_i = 100 - \left(0,28((0,29X_1 + 0,47X_2 + 0,24X_3) - 100)^2 + 0,21((0,5X_4 + 0,5X_5) - 100)^2 + 0,24((0,5X_6 + 0,5X_7) - 100)^2 + 0,28((0,5X_8 + 0,5X_9) - 100)^2 \right)^{1/2}.$$

Аналогично был построен ИИ по признаковому пространству, характеризующему социальную сферу жизни. Итоговая формула для расчета социального индикатора имеет вид:

$$Y_i = 100 - \left(0,08((0,08X_1 + 0,46X_2 + 0,37X_3 + 0,09X_4) - 100)^2 + 0,18((0,36X_5 + 0,33X_6 + 0,31X_7) - 100)^2 + 0,17((0,5X_8 + 0,5X_9) - 100)^2 + 0,16((0,5X_{10} + 0,5X_{11}) - 100)^2 + 0,15X_{12} + 0,26X_{13}\right)^{1/2}$$

где *первый блок показателей – образование*: охват детей дошкольными учреждениями, в % (X_1); выпуск учащихся средними общеобразовательными учреждениями (X_2); выпуск специалистов средними специальными учебными заведениями (X_3); выпуск специалистов высшими учебными заведениями (X_4); *второй блок – транспорт и связь*: количество перевозок автобусами общего пользования на чел. (X_5); количество пассажиров отправленных ж/д транспортом на чел. (X_6); наличие квартирных телефонных аппаратов на 1000 чел. (X_7); *третий блок – культура*: численность зрителей театров на 1000 чел. (X_8); число посещений музеев на 1000 чел. (X_9); *четвертый блок – экология*: выбросы загрязняющих веществ в атмосферу, тонн на чел. (X_{10}); сброс загрязняющих сточных вод в поверхностные водные объекты на тыс. куб. м на чел. (X_{11}); *пятый блок – здравоохранение*: число больничных коек на 10000 чел. (X_{12}); безопасность число зарегистрированных преступлений на 100000 чел. (X_{13}).

Таким образом, каждому субъекту Российской Федерации были присвоены две балльные оценки, характеризующие экономический и социальный уровень жизни региона. Использование таких оценок позволяет провести ранжирование субъектов (табл. 1).

Таблица 1
Фрагменты таблицы рейтингов субъектов РФ

Субъект РФ	Значение экономического ИИ	Рейтинг эконом. уровня жизни	Значение социального ИИ	Рейтинг социал. уровня жизни
г. Санкт-Петербург	79,18	1	58,00	1
Ханты-Мансийский автономный округ	70,94	2	31,25	84
Белгородская область	69,13	3	44,93	25
Омская область	65,70	4	53,02	6
Краснодарский край	64,46	5	39,38	61
Калининградская область	64,43	6	43,39	36
Московская область	63,80	7	46,03	21
г. Москва	63,14	8	56,53	2
Республика Татарстан	62,94	9	43,93	31
Липецкая область	62,55	10	44,78	26
Челябинская область	62,25	11	39,92	57
...
Иркутская область	28,35	85	37,82	70
Усть-Ордынский Бурятский автономный округ	24,68	86	36,19	74
Республика Тыва	19,87	87	41,86	48

Стоит отметить, что далеко не всегда высокие значения экономического индикатора сопровождаются высокими социальными характеристиками и наоборот. На рисунке 1 приведен разброс субъектов РФ по значениям двух построенных индикаторов.

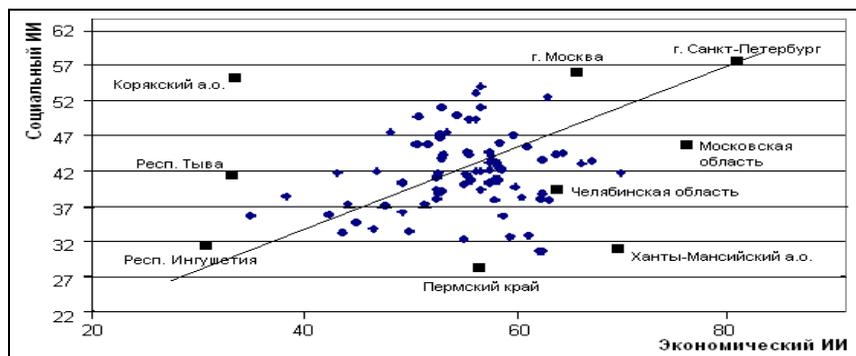


Рис. 1. Разброс субъектов РФ по значениям ИИ

Из приведенных данных можно увидеть субъекты РФ с высоким уровнем жизни по обоим индикаторам (Санкт-Петербург, Москва и Московская область), с самым низким - Республика Ингушетия, а также регионы, чьи рейтинги по двум ИИ сильно отличаются (Ханты-Мансийский, Корякский автономные округа).

Достоверность полученных индикаторов подтверждается наличием значимых статистических связей с так называемыми «показателями качества населения». Так, более высокий уровень жизни свойственен тем регионам, где выше степень урбанизации, больше трудоспособного населения. В этих регионах более высокие значения ожидаемой продолжительности жизни, меньше младенческая смертность, а также в регионах существенно больше миграционный прирост и численность населения.

Аналогичным образом строится интегральный показатель инвестиционного риска. В ходе анализа факторов инвестиционного риска выделено 5 частных показателей риска R1-R5: экономический, финансовый, социальный, криминальный, экологический. Каждый из них строится как взвешенная сумма специально отобранных и преобразованных показателей развития регионов в 2006 году. Общий

показатель риска рассчитывается как взвешенная сумма частных видов рисков R1 – R5. Значения весовых коэффициентов приведены в таблице 2.

Таблица 2

Весовые коэффициенты частных показателей риска в обобщающем показателе риска

Обобщающий показатель риска	Блочные индикаторы	Вес блочного индикатора	Вес показателя	Соответствует показателю
R	R ¹	0,2078736	0,4781929	R1
			0,0177957	R2
			0,5040115	R3
	R ²	0,7921264	0,9999674	R4
			0,000033	R5

Каждый регион получил количественные оценки инвестиционного риска и инвестиционного потенциала P и R, которые можно рассматривать как координаты в двумерном пространстве инвестиционного выбора (рисунок 1). Общие показатели инвестиционного потенциала и риска (P и R) измеряются в пределах [0;1]. С определенной долей условности можно выделить несколько зон в изменении данных показателей. В качестве возможного варианта предлагается разбиение следующего вида:

Потенциал:



Риск:



Декартово произведение множеств значений риска и потенциала дает соответственно 16 зон, характеризующихся разными уровнями потенциала и риска.

Распределение регионов РФ по зонам инвестиционной привлекательности приведено на рисунке 1.

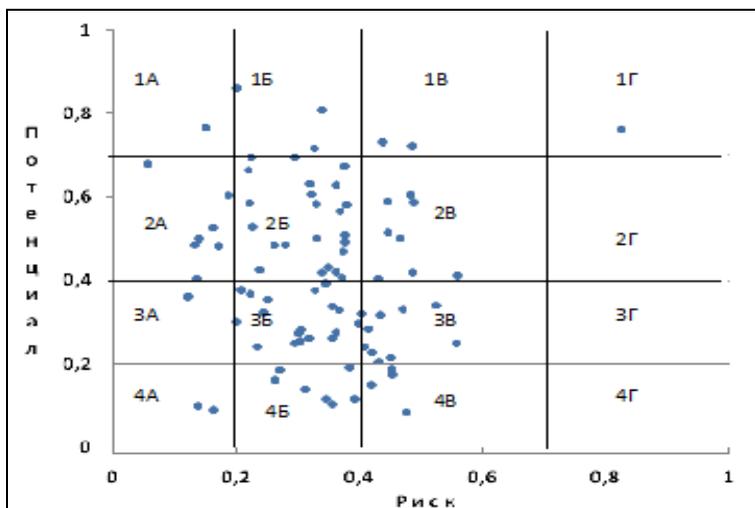


Рис. 1. Распределение регионов РФ по зонам инвестиционной привлекательности

В ходе определения рейтинга проанализировано 112 показателей развития регионов в 2006 году. В результате каждому региону можно присудить рейтинг инвестиционной привлекательности в соответствии с наименованием той зоны, куда он попал. Группировка регионов по значению рейтинга представлена в таблице 3.

Таблица 3
Группировка регионов по значению рейтинга

1А Высокий Р-минимальный R (1)	3А Пониженный Р - минимальный R (2)
Чукотский авт.округ	Краснодарский край
1Б Высокий Р - умеренный R (3)	Хабаровский край
Республика Калмыкия	3Б Пониженный Р - умеренный R (17)
Ростовская область	Смоленская область
Таймырский (Долгано-Ненецкий) авт.округ	Челябинская область
1В Высокий Р - высокий R (2)	Республика Алтай
Ставропольский край
Астраханская область	3В Пониженный Р- высокийR(10)
1Г Высокий Р-экстремальныйR(1)	Брянская область
Ненецкий авт.округ	Владимирская область

2А Средний Р - минимальный R(7)
Курская область	3Г Пониженный Р - экстремальный R (0)
Республика Ингушетия	-
Пензенская область	4А Низкий Р - минимальный R (2)
.....	Иркутская область
2Б Средний Р - умеренный R (23)	Приморский край
Тульская область	4Б Низкий Р - умеренный R (7)
г.Москва	Московская область
Архангельская область	Тверская область
г.Санкт-Петербург
.....	4В Низкий Р - высокий R (4)
2В Средний Р - высокий R (8)	Костромская область
Белгородская область	Ленинградская область
Воронежская область	Кировская область
.....	Томская область
2Г Средний Р-экстремальный R(0)	4Г Низкий Р-экстремальный R (0)
-	-

Библиографический список

1. Ф. М. Бородкин, С. А. Айвазян Социальные индикаторы. // Учебник для вузов. - М.: Юнити-Дана, 2006.

УДК 330.564.2

Е.О. Вечкилева, Т.А. Иванова
ГОУ ВПО «МГТУ»

ИССЛЕДОВАНИЕ ДИФФЕРЕНЦИАЦИИ РЕГИОНОВ РФ ПО УРОВНЮ ДОХОДОВ

Изучение социальной дифференциации населения составляет одну из актуальных задач статистики, тем более что становление рыночных отношений в экономике объективно углубляет социальное расслоение общества. В части доходов дифференциация населения представляет собой объективно обусловленное соотношение в доходах различных социально-демографических групп населения. Она есть результат комплексного взаимодействия экономических, демографических, социальных и географических факторов.

На рисунке 1 приведена диаграмма структуры денежных доходов населения в 2006 году. Видно, что важное место в совокупных доходах населения занимает оплата труда, следовательно, дифференциация доходов близка к дифференциации заработной платы и во многом зависит от нее. Дифференциация доходов фактически вызывает различия в потреблении населением товаров и услуг, т. е. в его уровне жизни.

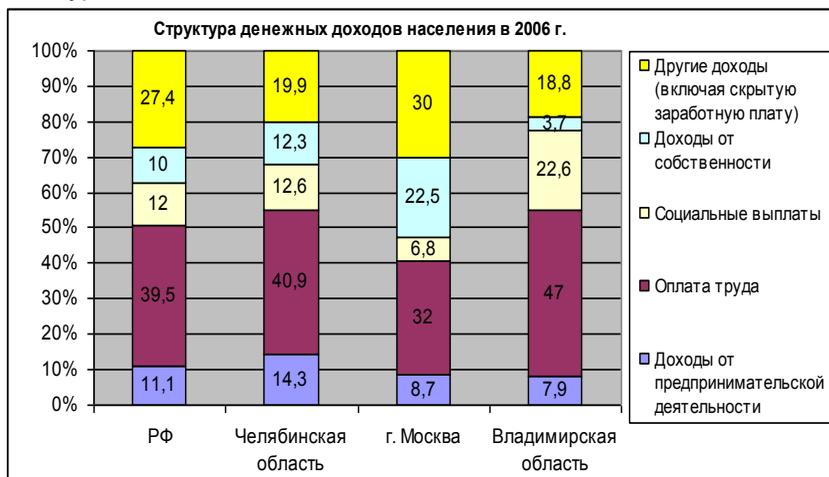


Рис.1. Структура денежных доходов населения

Так как оплата труда составляет большую часть денежных доходов населения, то существует очень тесная связь между этими значениями, о чем свидетельствует высокое значение коэффициента корреляции между этими величинами (0,917286).

Усиление социальной и экономической дифференциации в России ведет к значительному торможению развития промышленности и, в первую очередь, ее высокотехнологичных и в целом наукоемких отраслей. Негативные тенденции в российской экономике свидетельствуют не только об экономическом застое из-за отсутствия сбережений у большей части населения и, соответственно, невозможности привлечения инвестиций, но также об обострении проблем технологической безопасности России. В числе факторов усиления социальной дифференциации населения России можно выделить низкую заработную плату основной части населения.

Дифференциация доходов, как правило, рассматривается по размеру среднедушевого совокупного дохода населения в целом, отдельных регионов и групп домохозяйств (проживающих в город-

ской местности, в сельской местности, из них хозяйств пенсионеров, имеющих детей до 16 лет т.д.). В статистике бюджетов домашних хозяйств используются среднемесячный совокупный доход и средний доход на члена домохозяйства. Среди работающих за основу берется среднемесячная начисленная заработная плата рабочих и служащих по отраслям экономики (без работников, занятых неполные рабочий день или неделю, и учеников).

К показателям дифференциации денежных доходов относятся: децильный коэффициент дифференциации, коэффициент фондов, коэффициент Джини, кривая Лоренца, коэффициент Лоренца.

Для расчета децильного коэффициента дифференциации необходимо вычислить крайние (первый и девятый) децили. Под децилем понимается варианта, которая делит ранжированную по доходам совокупность на десять равных по объему групп. По сгруппированным данным рассчитываются децили. Распределение населения по величине среднедушевых денежных доходов характеризует дифференциацию населения по уровню материального достатка и представляет собой показатели численности (или долей) постоянного населения, сгруппированные в заданных интервалах по уровню среднедушевых денежных доходов. Децильный коэффициент дифференциации доходов рассчитывается по следующей формуле:

$$D_i = X_{D_{\min}} + L \cdot \frac{k_i - \text{Cum}F_{D-1}}{F_{D_i}},$$

где $X_{D_{\min}}$ – нижняя граница интервала, содержащая i -й дециль;

i – номер дециля, $i=1 \div 9$ (рассчитывается девять децилей);

L – разница между верхней и нижней границей интервала, содержащая i -й дециль;

k_i – коэффициент, соответствующий номеру дециля, для $i=1$, $k_i=10$;

для $i=9$, $k_i=90$;

$\text{Cum}F_{D-1}$ – накопленное значение численности населения в интервале, предшествующем интервалу, содержащему i -й дециль; F_{D_i} – численность населения, содержащаяся в i -ом дециле.

В результате расчета по всем регионам РФ получилось, что наименьшее значение данного показателя у Владимирской области (5,16), это значит, что в 5,16 раза минимальный доход 10% наиболее состоятельного населения превышает максимальный доход 10% наименее состоятельного населения. Последнее место с наихудшим

значением показателя занимает г.Москва (20,97). Челябинская область находится на 59 месте и значение коэффициента равно 7,6.

Был рассчитан коэффициент фондов (коэффициент дифференциации доходов), который характеризует степень социального расслоения и определяется как соотношение между средними уровнями денежных доходов 10% населения с самыми высокими доходами и 10% населения с самыми низкими доходами. Коэффициент фондов вычисляется по не сгруппированным данным. В итоге получилось, что наименьшее значение коэффициента дифференциации дохода приходится на Владимирскую область (8,1) и Алтайский край (8,1). Это означает, что в данных регионах средний доход богатого населения в 8,1 раза превышает средний доход бедного населения. В этих регионах существует расслоение населения по доходам, но оно существенно меньше по сравнению с г.Москва (41,4), который находится на последнем месте. Это говорит о том, что в столице России наиболее высокая дифференциация доходов среди населения. Почти в два раза меньше коэффициент фондов у Тюменской области (21,4), которая находится на предпоследнем месте по этому показателю. Челябинская область находится на 59 месте со значением коэффициента дифференциации равном 12,8.

Недостаток децильного коэффициента дифференциации и коэффициента фондов заключается в частичном использовании информации распределении населения по доходам только в рамках крайних децильных групп (бедных и богатых слоев населения). Для изучения дифференциации доходов по всему населению проводится перегруппировка по квинтильным группам, объединяющим по 20% населения. По каждой выделенной группе вычисляется доля в совокупном доходе. Первая группа состоит из наименьших доходов населения, а пятая соответственно из наибольших. Такая перегруппировка производится для расчета коэффициентов Лоренца и Джини.

Кривая Лоренца представляет собой кривую концентрации по группам. На графике Лоренца в случае равномерного распределения дохода попарные доли населения и доходов должны совпадать и располагаться на диагонали квадрата, что и означает полное отсутствие концентрации дохода. Отрезки прямых, соединяющие точки, соответствующие накопленным частостям и нарастающим процентам дохода, образуют ломаную линию концентрации (кривую Лоренца). Чем больше эта линия отличается от диагонали (чем больше ее вогнутость), тем больше неравномерность распределения доходов, соответственно выше его концентрация. Очевидно, в конкретных

случаях нельзя ожидать ни абсолютно равенства, ни абсолютного неравенства в распределении доходов среди населения.

Коэффициент Лоренца является относительной характеристикой равенства в распределении доходов и вычисляется по следующей формуле:

$$L = \sum_{i=1}^n \frac{|y_i - x_i|}{2},$$

где y_i – доля доходов, сосредоточенная в i -й социальной группе населения;

x_i – доля населения, принадлежащая i -й социальной группе в общей численности населения;

n – число социальных групп.

При вычислении коэффициента Лоренца получились те же результаты, что и при расчете остальных показателей дифференциации. Самое низкое значение коэффициента у Владимирской области (0,228), самое высокое у г.Москва (0,408). Значение коэффициента Лоренца для Челябинской области равно 0,277, что говорит о близости к равномерному распределению доходов. Челябинская область занимает 59 место по данному показателю. Для наглядности полученных результатов были построены кривые Лоренца для трех регионов (рисунок 2).

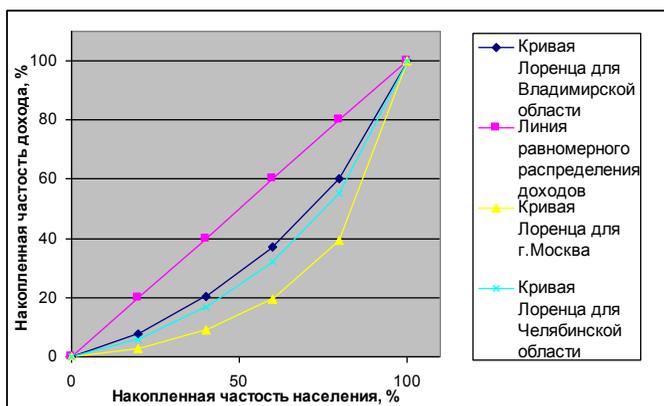


Рис.2. Кривые Лоренца

Для оценки неравенства доходов обычно используется индекс Джини. Коэффициент Джини (индекс концентрации доходов) харак-

теризует степень отклонения линии фактического распределения общего объема доходов от линии их равномерного распределения. Величина коэффициента может варьироваться от 0 до 1, при этом, чем выше значение показателя, тем более неравномерно распределены доходы в обществе.

На основе рисунка 2 можно рассчитать коэффициент Джини как отношение площади области образованной кривой Лоренца и линией равномерного распределения к площади, находящейся под линией равномерного распределения или рассчитать его по следующей формуле:

$$G = 1 - 2 \cdot \sum_{i=1}^n X_i \cdot CumY_i + \sum_{i=1}^n X_i \cdot Y_i,$$

где Y_i – доля доходов, сосредоточенная в i -ой социальной группе населения;

X_i – доля населения, принадлежащая i -ой социальной группе в общей численности населения;

n – число социальных групп;

$CumY_i$ – накопленная доля дохода.

Результаты расчета индекса Джини сформированы на карте РФ (рисунок 3). Как видно из рисунка, наименьшее значение индекса концентрации доходов приходится на Владимирскую область (0,298) и на Республику Алтай (0,3). Это говорит о том, что в этих регионах доходы населения распределены практически равномерно. Так же видно, что для центрального федерального округа характерно низкое значение индекса. Наибольшее значение индекса Джини имеют город федерального значения Москва (0,518) и Тюменская область (0,422). В Москве самое большое расслоение среди населения по уровню доходов. Также доходы неравномерно распределены в южном федеральном округе и части северо-западного федерального округа. Челябинская область находится на 59 месте по этому показателю и его значение равно 0,36. Следует отметить, что для части населения регионов с более высоким значением индекса Джини характерны большие значения денежных доходов, которые больше среднего по стране. Эту зависимость показывает высокий коэффициент корреляции между индексом Джини и среднемесячными денежными доходами населения (0,702343082). Обратную зависимость индекс Джини имеет от социальных выплат населению. Коэффициент корреляции между этими величинами равен -0,67914516. Значит,

чтобы уменьшить дифференциацию населения по доходам государству следует оказывать большую помощь бедным слоям населения.

АДМИНИСТРАТИВНОЕ ДЕЛЕНИЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ ПО ФЕДЕРАЛЬНЫМ ОКРУГАМ
на 1 января 2007 г.

Распределение населения по индексу Джини



Рис.3. Распределение населения по индексу Джини

После расчета всех показателей дифференциации доходов была построена корреляционная матрица (таблица 1), из которой видно, что показатели очень тесно связаны между собой. Таким образом, для анализа и составления рейтинга регионов по показателю дифференциации доходов населения можно использовать один из вышеперечисленных коэффициентов.

Таблица 1

Матрица коэффициентов корреляции

	Козф. фон-дов	Индекс Джини	Децильный коэф.	Козф. Лоренца
Козф. фондов	1	0,9635	0,9996	0,9636
Индекс Джини	0,9635	1	0,9665	0,9999
Децильный коэф.	0,9996	0,9665	1	0,9668
Козф. Лоренца	0,9636	0,9999	0,9668	1

Полученные результаты подтверждают актуальность решения проблемы значительного неравенства доходов в России. Необходима разработка государственной социально-экономической политики,

ориентированной на снижение социально-экономической дифференциации населения. Очевидно, ее реализация будет способствовать дальнейшему развитию экономики в России.

В настоящее время можно выделить несколько направлений снижения экономического неравенства: повышение уровня оплаты труда с учетом уровня квалификации работника, введение прогрессивной ставки подоходного налога, в целом высокие темпы экономического роста, усиление активности трудящихся, организация профсоюзного движения, контроль за уплатой налогов и т.д. Действительно, даже повышение средней оплаты труда может резко повысить покупательную способность основной части населения. Огромный психологический эффект, необходимый для действительного сплочения российского народа дало бы и снижение, как дифференциации оплаты труда, так и дифференциации денежных доходов населения в целом.

Библиографический список

1. Елисеева И.И. Социальная статистика //3-е издание, переработанное и дополненное. Москва. "Финансы и статистика". 2001. Глава 5. 480с.
2. Ульянова И.С. Регионы России. Социально-экономические показатели //стат. сборник. Росстат. Москва. 2007. Глава 4. 991с.

УДК 336.71:330.131.7

В.Д. Попов

ГОУ ВПО «МГТУ»

ПРИМЕНЕНИЕ ТЕОРИИ НЕЧЕТКИХ МНОЖЕСТВ К УПРАВЛЕНИЮ РИСКАМИ В БАНКОВСКОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ

Задача определения степени риска банкротства банка является актуальной, поэтому вызывают интерес любые научно обоснованные методики оценки риска банкротства.

В практике финансового анализа банковской деятельности хорошо известен ряд показателей, характеризующих отдельные стороны текущего финансового положения. Сюда относятся показатели ликвидности, рентабельности, устойчивости и т.д. По ряду показателей известны некие нормативы, характеризующие их значение

положительно или отрицательно. Но в большинстве случаев показатели, оцениваемые при анализе, однозначно нормировать невозможно. Это связано со спецификой банка.

Тем не менее, любое заинтересованное положением банка лицо, не довольствуется простой количественной оценкой показателей. Он стремится установив логическую связь количественных значений выделенной группы показателей с риском банкротства.

Чем глубже исследуется банк, тем больше обнаруживается новых источников неопределенности, которая в принципе не может быть раскрыта однозначно и четко. Ряд параметров оказывается недоступным для точного измерения, и тогда в его оценке неизбежно появляется субъективный компонент, выражаемый нечеткими оценками типа «наиболее предпочтительный», «весьма ожидаемый», «скорее всего», «маловероятно», «не слишком».

Полное множество состояний A банка разбито на пять (в общем случае пересекающихся) нечетких подмножеств вида:

A_1 - нечеткое подмножество состояний «предельного неблагоприятия (убытка)»;

A_2 - нечеткое подмножество состояний «неблагополучия»;

A_3 - нечеткое подмножество состояний «среднего качества»;

A_4 - нечеткое подмножество состояний «относительного благополучия»;

A_5 - нечеткое подмножество состояний «предельного благополучия».

То есть множество лингвистической переменной «Эффективность деятельности» состоит из пяти компонентов. Каждому из подмножеств A соответствуют свои функции принадлежности μ .

В качестве оценки риска получения убытков банком, введем лингвистическую переменную «Степень риска убытков». Взаимно однозначное соответствие лингвистических переменных «Эффективность деятельности» и «Степень риска убытков» задана в табл. 1.

Таблица 1

Значение переменной «Эффективность деятельности»	Значение переменной «Степень риска убытков»
предельная неэффективная	наивысшая
неэффективная	высокая
средняя	средняя
относительно высокая	низкая
предельно высокая	незначительная

Тогда задача комплексного анализа может быть сформулирована следующим образом: определить процедуру, связывающую набор показателей с комплексным показателем. Тогда, по мере получения количественных значений и на основании функций $\{\mu\}$ можно определить вес каждой из гипотез принадлежности текущего уровня прибыльности банка к одному из нечетких подмножеств $\{A\}$. Лицо, принимающее решение в отношении банка, может удовлетвориться той гипотезой, для которой значение μ_i максимально, и таким образом для себя качественно оценить эффективность деятельности банка.

На основании статей бухгалтерской отчетности за I-III кварталы 2006 года, а также I-II квартал 2007 по Магнитогорскому отделению № 1693 Сбербанка России были получены следующие показатели эффективности деятельности банка:

Таблица 2

Показатель	Наименование показателя X_i	Значение показателя X_i				
		I кв.06	II кв.06	IV кв.06	I кв.07	II кв.07
X_1	коэффициент рентабельности капитала	0,186	0,138	0,1874	0,310	0,234
X_2	коэффициент прибыльности активов	0,01	0,010	0,01	0,009	0,004
X_3	коэффициент доходности капитала	0,6975	1,0457	3,2223	2,2869	1,5186
X_4	мультипликатор чистой стоимости собственного капитала	0,07	0,1	0,32	0,25	0,312
X_5	коэффициент использования активов	0,053	0,074	0,0532	0,030	0,021

При этом для каждого показателя, в отдельности, существует классификационная таблица, позволяющая присваивать то или иное значение функции принадлежности. На рис.1 показана функция принадлежности показателя рентабельности капитала X_1 .

Выполним переход от показателей X_1 к набору $\{\mu\}$. За I кв.06 г.: $\mu_{31}^{I кв.06} = 1$; $\mu_{k1}^{I кв.06} = 0$; $k = 1,2,4,5$

Аналогично проведем расчет по всем последующим периодам и коэффициентам рентабельности капитала, прибыльности активов, доходности капитала, использования активов, мультипликатор чистой стоимости собственного капитала.

Однако, стоит заметить, что не все показатели одинаково влияют на эффективность деятельности банка.

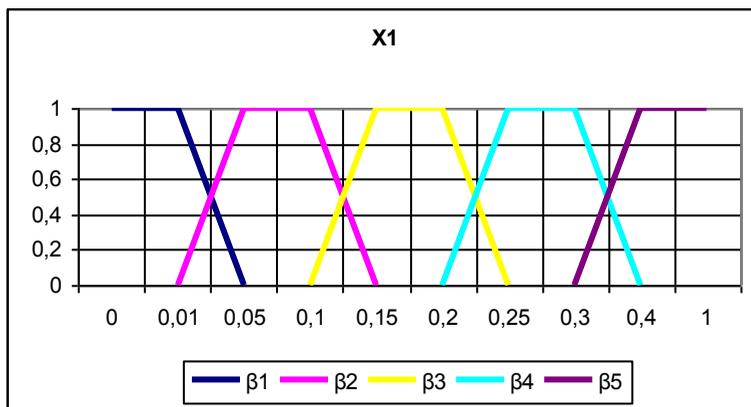


Рис.1. Функция принадлежности для показателя X_1 «коэффициент рентабельность капитала»

Выстроим показатели X_i по порядку убывания значимости для анализа:

X_1 — коэффициент рентабельность капитала;

X_2 — коэффициент прибыльности активов;

X_3 — коэффициент доходности капитала;

X_4 — мультипликатор чистой стоимости собственного капитала;

X_5 — коэффициент использования активов.

И выполним подсчет оценочных коэффициентов по формуле:

$$\mu_k = \frac{\sum_{i=1}^N \delta_i p_{ik} \mu_{ki}}{\sum_{i=1}^N \delta_i p_{ik}} \leq 1,$$

В результате получим следующие значения оценочных коэффициентов:

Значение оце-	Функции принадлежности
---------------	------------------------

ночного коэффициента	μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5
μ_k I кв 06	0,13	0,0108	0,652	0,2072	0
μ_k II кв 06	0,13	0,0818	0,51816	0,07	0,2
μ_k III кв 06	0	0,104	0,6848	0,0112	0,2
μ_k I кв 07	0	0,2378	0,2322	0,29601	0,23399
μ_k II кв 07	0	0,4544	0,12054	0,22506	0,2

Анализ полученных данных позволяет сделать следующие выводы:

- эффективность дельности Магнитогорского филиала ОСБ № 1693 в I, II и III кв.06 г. оценивается как средняя, что соответствует средней степени риска убытков;
- эффективность дельности в I кв.07 г. оценивается как в меньшей степени относительно высокая в большей степени предельно высокая относительно высокая. Степень риска убытков от деятельности как низкая;
- эффективность дельности в II кв.07 г. оценивается как низкая. Степень риска убытков от деятельности как высокая.

Библиографический список

1. Ахраменко А.А. Агрегированная оценка финансового состояния предприятия // Экономический вестник (ЭКОВЕСТ). 2001. №3 С. 501-516

УДК 519.23

А.Л. Петров, Т.А. Иванова
ГОУ ВПО «МГТУ»

МОДЕЛИРОВАНИЕ ПОВЕДЕНИЯ КУРСОВ ВАЛЮТ

Не смотря на достаточно долгую историю рынка FOREX, поведение курсов валютных пар до сих пор остается малоизученным. Существует много подходов к прогнозированию поведения курсов валют: фундаментальный анализ, технический анализ, прогнозирование с помощью нейронных сетей и т.д. В данной статье

будет рассмотрена целесообразность использования методов прогнозирования временных рядов для прогнозирования поведения валютной пары Доллар США – Евро. Основной акцент будет сделан на адаптивные методики прогнозирования, это связано с большой изменчивостью рынка.

Для оценки эффективности методики, помимо основных показателей, таких как среднеквадратическое отклонение, будет использоваться параметр Q – сумма прибылей от всех совершенных сделок. Прибыль от сделки рассчитывается следующим образом:

- если прогноз на следующую точку выше текущего курса, открывается длинная позиция. На следующем шаге оценивается ее прибыль, за минусом спреда (брокерского сбора), который составляет два базисных пункта от каждой сделки;
- если прогноз на следующую точку ниже текущего курса, открывается короткая позиция. На следующем шаге оценивается ее прибыль, за минусом спреда;

Т.о. параметр Q позволяет оценить модель с точки зрения ее реального использования для торговли.

Для оценки эффективности моделей были взяты данные о курсе EUR-USD за 1 календарный год. На основе этих данных были построены следующие модели:

- экспоненциальное сглаживание;
- адаптивные модели линейного роста;
- адаптивная фильтрация (L=2, для построения прогноза используется два предыдущих уровня ряда);

Результаты приведены в таблице 1.

Таблица 1

Модель	S	R^2	Q
Экспоненциальное сглаживание	0,005028	0,985766	305
Модель Хольта	0,005006	0,985891	-81
Модель Бокса-Дженкинса	0,0050	0,985975	119
Модель Брауна	0,0051	0,983704	-351
Адаптивная фильтрация	0,005052	0,985631	652

Как видно из таблицы среднеквадратическое отклонение и коэффициент детерминации у всех моделей примерно одинаковы.

Основным критерием для сравнения является параметр Q. Явно наилучшая модель – адаптивная фильтрация.

Также была сделана попытка улучшить данные модели следующим образом: для построения прогноза используется только n предыдущих уровней ряда, на основе этих уровней производится обучение модели, после чего строится прогноз на одну точку. Были построены модели с n равным от 10 до 200 с шагом 10. Были получены следующие результаты:

- Для модели адаптивной фильтрации разброс между прогнозами при различных n очень мал. При увеличении n он и вовсе пропадает.

- Для модели Брауна разброса вовсе нет.

- Модель Хольта дала достаточный разброс прогнозов.

График зависимости параметра Q от n приведен на рисунке 1.

- Аналогичный график для модели Бокса-Дженкинса приведен на рисунке 2.

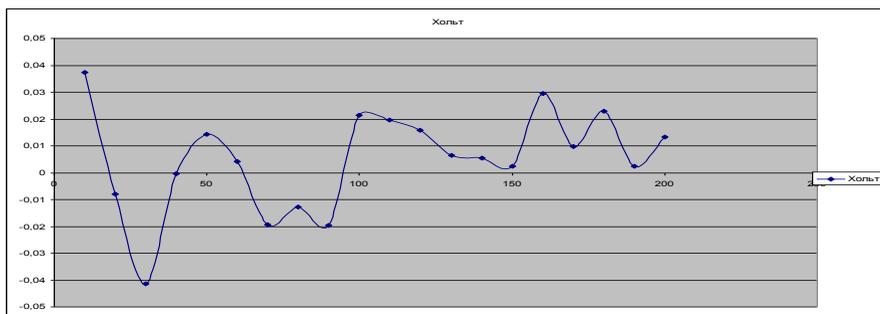


Рисунок 1 – Модель Хольта

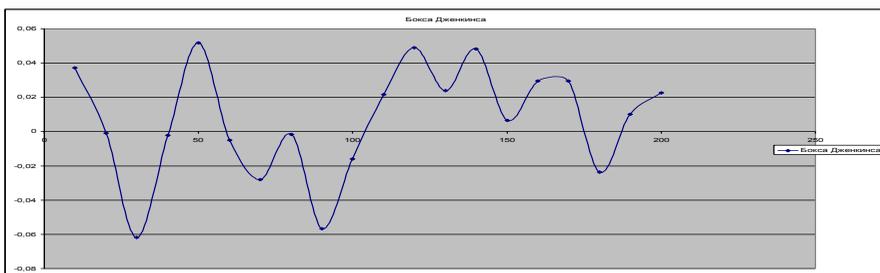


Рисунок 2 – Модель Бокса-Дженкинса

Как видно из графиков зависимости Q от n нет. А значит усложнение методики расчета прогнозов, с большой долей вероятности, может не дать желаемого эффекта.

Отсутствие разброса прогнозов для моделей адаптивной фильтрации и модели Брауна, обусловлено их быстрой адаптацией. Не исключено, что при большем n модели Хольта и Бокса-Дженкинса также бы давали одинаковый прогноз.

Использования методов прогнозирования временных рядов для прогнозирования поведения валютной пары EUR-USD не дает однозначных результатов, не исключено что данные модели могут дать хороший результат, но также есть вероятность отрицательного результата. Данные методики прогнозирования необходимо использовать с другими методами (технического анализа, фундаментального анализа и т.д.) для получения наилучших результатов.

УДК 336.7

А.Л. Петров
ГОУ ВПО «МГТУ»

ФУНДАМЕНТАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ СЕГОДНЯ

Каждый день наблюдая за экономическими новостями, мы наблюдаем, как определенный рыночный аналитик со спокойствием на лице объясняет вчерашнее поведение рынка, ссылаясь на различные макроэкономические показатели. Будь то рост Российского фондового рынка на фоне дорожающей нефти или рост доллара в связи с ростом индекса деловой активности. Тогда возникает вопрос: если все так просто, тогда почему любой желающий не может стать успешным инвестором и зарабатывать миллионы? Ответ на этот вопрос банален: не все так просто как кажется со стороны.

Для начала, попытаемся рассмотреть основные макроэкономические показатели США, публикуемые каждую неделю или месяц. Всего их 54, перечисление их абсолютно не целесообразно. Среди них можно встретить все от ВВП и индекса цен до торгового баланса, от сводных индексов ведущих индикаторов до требуемого числа

работников, от объемов денежных агрегатов и до индексов деловой активности. Возникает интересный вопрос о том, как рассчитывается, например Индекс деловой активности Ассоциации Менеджеров в Чикаго или просто Чикагский индекс деловой активности? Ответ: Он представляет собой результаты опроса менеджеров по закупкам в сфере промышленности из Чикаго. Но какой менеджер скажет, что у его компании большие проблемы с промышленными закупками?! Индекс доверия потребителей оценивается экспертно. И неужели чья-то экспертная оценка или результат опроса может двигать курсы валют и акций? И неужели все 54 показателя всегда говорят одно и то же? Это явно не так, тогда почему ведущими информационными агентствами, не предоставляется информация о том, что есть события происходящие во пряки чему-либо. Приведу некоторые примеры.

Как видно из рисунка 1, 1 апреля 2005г. фунт/дол после выхода положительных данных по фунту и негативных по экономике США. Индекс деловой активности (CIPS manufacturing index) в Великобритании за март составил 52.0 (предыдущее значение пересмотрено с 51.8 до 51.6). Цена на нефть в Нью-Йорке выросла на 2.40 доллара до уровня 57.70 доллара за баррель, нового рекордно высокого за 21 год. Количество новых рабочих мест (Nonfarm payrolls) в США за март составило минимальным с июля прошлого года. Его предыдущее значение пересмотрено в сторону уменьшения. Упал индекс настроений потребителей Мичиганского университета (Michigan sentiment index) в США за март составило 92.6 (прогноз был 92.9, предыдущее значение 92.9). Упали все индексы США. Индекс Доу-Джонса (Dow Jones) Нью-Йоркской фондовой биржи упал на 99.46 пункта (-0.95%) и закрылся на уровне 10404.30. Индекс Насдак (Nasdaq) упал на 14.42 пункта (-0.72%) и находится на уровне 1984.81. Индекс Эс энд Пи 500 (S&P 500) опустился на 7.67 пункта (-0.65%) и находится на уровне 1172.92. Доходность 30-летних государственных облигаций США составляет 4.729 (упала по сравнению с предыдущим закрытием на 0.037). А индекс Лондонской фондовой биржи Футси 100 (FTSE 100) вырос на 19.60 пункта (+0.40%) и находится на уровне 4914.00. Что должно происходить с валютной парой фунт/дол, при выходе всех этих данных в течение одного дня, а точнее нескольких часов? Доллар однозначно должен был упасть. Но мы видим, что после небольшого падения доллар не только отыгрывает утраченные позиции но и поднимается выше начального уровня и это все в течении дня.



Рис.1. Пара Фунт Доллар

Далее совсем свежий пример. 18 марта 2008 года ФРС США понижает ставку рефинансирования на 75 базисных пункта (0,75%), что у же само по себе должно было ослабить доллар. Кроме этого, инфляция становится выше ставки рефинансирования, а значит, банковская система больше не может приносить прибыль. И как мы видим (рис. 2), на фоне этой информации доллар начинает расти.



Рис.2. Пара Евро Доллар

Можно вспомнить о ЛУКОЙЛе, который существенно подешевел за прошлый год на фоне непрерывно дорожающей нефти.

Как объяснить парадокс такого поведения котировок на биржах? Дело в том, биржа стала не местом сосредоточения не продавцов и покупателей, а огромного множества спекулятивных игроков. Это и привело к тому, что постулаты фундаментального анализа созданные в 60-70 годы прошлого века перестали работать. В современных условиях спекулятивная игра на бирже стала значительно рискованней. Менее 5% игроков получаю прибыль, за счет 95% оставшихся в том или ином проигрыше.

В конце хотелось бы сказать: в тот момент, когда будет создана идеальная система торговли и ее будет знать каждый, эта система умрет в тот же момент и будет необходим переход на новую.

УДК 336.774

А.В. Исаев, В.Ш. Трофимова
ГОУ ВПО «МГТУ»

СКОРИНГ – КАК МЕТОД ОЦЕНКИ КРЕДИТОСПОСОБНОСТИ ЗАЕМЩИКА (ФИЗИЧЕСКОГО ЛИЦА)

В статье ставится актуальная проблема оценки кредитоспособности физических лиц и рассматриваются пути ее решения.

Существует множество определений кредитоспособности клиента (заемщика). Самым распространенным из них является следующее: способность лица полностью и в срок рассчитаться по своим долговым обязательствам. Есть различные дополнения, уточнения, иные трактовки этого понятия, большинство которых можно кратко свести к следующим определениям кредитоспособности:

- необходимая предпосылка или условие получения кредита;
- готовность и способность возратить долг;
- возможность правильно использовать кредит;
- возможность своевременно погасить ссуду (реальный возврат кредита).

Между кредитоспособностью заемщика и рисками кредитования прослеживается обратная связь. Чем выше кредитоспособность заемщика, тем ниже риск банка потерять свои деньги. И наоборот.

Предлагается провести исследование ретроспективных данных о причинно-следственных зависимостях между индивидуаль-

ными особенностями заемщика и его кредитоспособностью. Анализ статистических характеристик действующих и закрытых договоров на кредитование физических лиц показывает, что создаваемая математическая модель будет иметь следующее:

- значительную размерность (большое количество факторов и прогнозируемых состояний);
- различные факторы будут измеряться в различных единицах измерения (различная природа данных);
- различные факторы будут изменяться в различных диапазонах;
- исходные данные фрагментированы (т. е. не все повторности имеются в наличии);
- не исключается определенная зашумленность (недостоверность) исходных данных.

Подобного рода исходные данные весьма проблематично исследовать с помощью стандартных математических методов, таких, например, как факторный анализ или индексный метод. С другой стороны, для решения поставленной задачи хорошо подходит скоринговый анализ кредитоспособности заемщика.

Скоринг представляет собой математическую или статистическую модель, с помощью которой на основе кредитной истории «прошлых» клиентов банк пытается определить, насколько велика вероятность, что конкретный потенциальный заемщик вернет кредит в срок.

В самом упрощенном виде скоринговая модель представляет собой взвешенную сумму определенных характеристик. В результате получается интегральный показатель (score); чем он выше, тем выше надежность клиента, и банк может упорядочить своих клиентов по степени возрастания кредитоспособности.

Интегральный показатель каждого клиента сравнивается с неким числовым порогом, или линией раздела, которая, по существу, является линией безубыточности и рассчитывается из отношения, сколько в среднем нужно клиентов, которые платят в срок, для того, чтобы компенсировать убытки от одного должника. Клиентам с интегральным показателем выше этой линии выдается кредит, клиентам с интегральным показателем ниже этой линии - нет.

Методы собственно классификации весьма разнообразны и включают в себя:

- байесовский подход
- статистические методы, основанные на дискриминантном анализе (линейная регрессия, логистическая регрессия);

- различные варианты линейного программирования;
- дерево классификации или рекурсионно-партиционный алгоритм (РПА);
- нейронные сети;
- генетический алгоритм;
- метод ближайших соседей.

Автором была построена нейронная сеть на основе выборки из 999 наблюдений со следующими показателями: возраст, пол, семейное положение, количество иждивенцев, доход, месячный платеж, срок проживания, стаж работы и владение недвижимостью – в качестве экзогенных переменных, и благонадежность заемщика – в качестве эндогенной переменной.

Сеть создана в программе Statistica Neural Network, т.к. эта программа работает в среде Windows, имеет развитый пользовательский интерфейс и позволяет производить экспорт/импорт данных для большинства распространенных форматов данных. Программа позволяет имитировать различные классы нейронных сетей и использовать для их обучения целый ряд алгоритмов: обратного распространения ошибки, квазиньютоновский, сопряженных градиентов, а также, вместе с программой Statistica Neural Network поставляется библиотека `snn32.dll`, содержащая функции API, к которым можно обращаться из программ, написанных на языках C, C++, Visual Basic

Построенная сеть состоит из 25 нейронов: 7 входных, 17 промежуточных и 1 выходного. Из 9 переменных в качестве существенных мастером выбрано 7: (пол, семейное положение, количество иждивенцев, доход, месячный платеж, срок проживания и владение недвижимостью). 2 переменных: возраст и опыт работы не включены в окончательную зависимость.

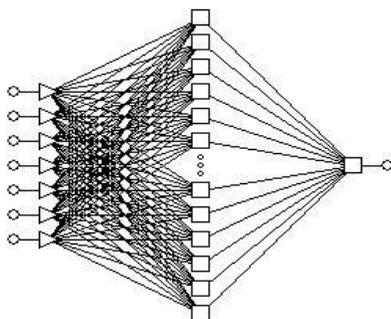


Рис. 1. Структура нейросети

В качестве иллюстрации применения скоринга и возможностей API Statistica Neural Network было разработано небольшое приложение «Нейрокалькулятор», которое позволяет по введенным данным, в число которых входит пол, семейное положение, количество иждивенцев, доход, месячный платеж, срок проживания и владение недвижимостью определить благонадежность заемщика. Приложение написано на языке Visual Basic и состоит из единственной формы:



The image shows a Windows-style dialog box titled "Нейрокалькулятор". It contains several input fields and checkboxes. The fields are: "Доход" (Income), "Срок проживания" (Residence period), "Месячный платеж" (Monthly payment), and "Количество иждивенцев" (Number of dependents). There are two radio buttons under "Пол" (Gender): "Мужской" (Male) and "Женский" (Female). There are two checkboxes: "Состоит в браке" (Married) and "Владеет недвижимостью" (Owns real estate). At the bottom, there are two buttons: "Оценить" (Evaluate) and "Очистить" (Clear).

Рис. 2. Диалоговое окно программы Нейрокалькулятор

При классификации 999 наблюдений сеть дала неправильную классификацию в 111 случаях, ошибка получилась равной приблизительно 11,11%, что говорит о достаточной адекватности и точности модели.

Была построена кривая ROC (Receiver Operator Characteristic) – кривая, которая наиболее часто используется для представления результатов бинарной классификации в машинном обучении. Для идеального классификатора график ROC – кривой проходит через верхний левый угол, где доля истинно положительных случаев составляет 100% или 1.0 (идеальная чувствительность), а доля ложно положительных примеров равна нулю. Поэтому чем ближе кривая к верхнему левому углу, тем выше предсказательная способность модели. И наоборот, чем меньше изгиб кривой и чем ближе она расположена к диагональной прямой, тем менее эффективна модель. Диагональная линия соответствует «бесполезному» классификатору. Численный показатель площади под кривой называется AUC (Area Under Curve).

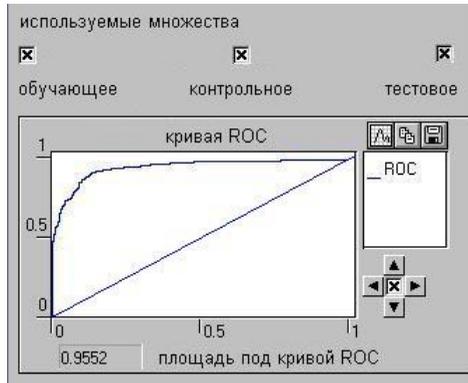


Рис. 3. График кривой ROC

В нашем случае показатель AUC равен 0,9552, что соответствует отличному качеству модели, и можно говорить о применении данной модели при кредитовании физических лиц банками города.

Библиографический список

1. Крисилев В.А., Чумичкин К.В., Кондратюк А.В. – Представление исходных данных в задачах нейросетевого прогнозирования – Одесса 2002.
2. Головкин В.А. – Нейронные сети: обучение, организация, применение. – М.: ИПР – ЖР, 2001.
3. Горбань А.Н., Дунин – Барковский В.Л., Кирдин А.Н. и др. – Нейроинформатика – Новосибирск: Наука, 1998.
4. Кредитование физических лиц /Деньги и кредит, 1993 №5

Я.В. Матяш, Н.Ю. Пальмова
ГОУ ВПО «МГТУ»

РАЗРАБОТКА ПРОГРАММНОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ ДЛЯ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ФИНАНСОВЫХ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ АДАПТИВНЫМИ МЕТОДАМИ

Для прогнозирования котировок акций и курсов валют, не применимы модели, которые базируются на предположении об инерционности систем. В данных условиях становится важным учет различной информационной ценности уровней ряда. Как правило, наиболее важной бывает информация последнего периода, так как необходимо знать, как будет развиваться тенденция, существующая в данный момент, а не тенденция, сложившаяся в среднем на всем рассматриваемом периоде. Адаптивные методы прогнозирования позволяют учесть различную информационную ценность уровней временного ряда, степень «устаревания» данных. Достоинством данных методов является возможность самокоррекции, то есть способности учитывать результаты прогноза.

Актуальность автоматизации адаптивных методов прогнозирования обусловлена тем, что в условиях работы на финансовых рынках особенно важна оперативность построения прогноза и принятия на его основе решения о покупке или продаже финансового инструмента.

Цель данной работы – разработка прикладного программного обеспечения (ПО) для прогнозирования котировок акций и курсов валют на базе математического аппарата адаптивных методов.

Основными представителями класса адаптивных методов, применимых для прогнозирования на финансовых рынках, являются адаптивные модели линейного роста и модели аппроксимации полиномиальных трендов с помощью многократного сглаживания.

В основе моделей линейного роста лежит гипотеза о том, что прогноз может быть получен по уравнению:

$$\hat{y}_\tau(t) = \hat{a}_{1,t} + \hat{a}_{2,t} \tau,$$

где $\hat{a}_{1,t}$, $\hat{a}_{2,t}$ - текущие оценки коэффициентов адаптации, τ - время упреждения прогноза.

Так, в модели Хольта коэффициенты оцениваются по формулам:

$$\begin{aligned}\hat{a}_{1,t} &= \alpha_1 \cdot y_t + (1 - \alpha_1)(\hat{a}_{1,t-1} + \hat{a}_{2,t-1}) \\ \hat{a}_{2,t} &= \alpha_2 (\hat{a}_{1,t} - \hat{a}_{1,t-1}) + (1 - \alpha_2) \hat{a}_{2,t-1},\end{aligned}$$

где α_1 и α_2 - параметры сглаживания, значения которых находятся в интервале от 0 до 1.

Для моделирования более сложных процессов модели линейного роста были усовершенствованы путем включения в них большего количества полиномиальных членов. В таких моделях предполагается, что тренд исследуемого процесса описывается полиномом степени n , вследствие чего прогноз осуществляется по формуле:

$$\hat{y}_\tau(t) = \hat{a}_{1,t} + \hat{a}_{2,t} \tau + \frac{1}{2} \hat{a}_{3,t} \tau^2 + \dots + \frac{1}{n!} \hat{a}_{n,t} \tau^n,$$

где n – порядок полинома.

Оценка коэффициентов полиномиальных членов производится путем многократного сглаживания. На практике наиболее оправдано применение моделей на основе сглаживания по полиномам 0-го, 1-го и 2-го порядка.

Согласно принципам объектно-ориентированного программирования все вышеперечисленные модели реализовывались в виде обособленных процедур: `procedure Holt` (построение модели Хольта), `procedure Braun` (модель Брауна), `procedure BoxJ` (модель Бокса-Дженкинса), `procedure mn0` (модель аппроксимации по полиному нулевого порядка), `procedure mn1` (модель аппроксимации по полиному первого порядка), `procedure mn2` (модель аппроксимации по полиному второго порядка). В программу также включены вспомогательные процедуры для расчета характеристик качества полученных моделей, реализации метода наименьших квадратов и визуализации результатов.

Все вычисления в процедурах основаны на работе с массивами. Так как исходные данные представляют собой временные ряды произвольной длины, целесообразно использование динамических массивов.

Программа снабжена интуитивно понятным пользовательским интерфейсом. При запуске пользователю предлагается выбрать модели для прогнозирования, а также ввести значения параметров сглаживания для выбранных моделей. Кроме того, в программе предусмотрена возможность оптимизации этих параметров. Опти-

мальные значения находятся при помощи минимизации остаточной дисперсии модели. Форма для выбора моделей представлена на рисунке 1.

Итоговая форма программы отображает результаты краткосрочного прогноза на 5 шагов вперед, а также основные характеристики качества построенных моделей: квадратный корень из остаточной дисперсии, коэффициент детерминации R^2 , средняя относительная ошибка аппроксимации MAPE, наблюдаемое значение критерия Дарбина-Уотсона для выявления автокорреляции в остатках первого порядка (см. рисунок 2). При желании пользователь может посмотреть графики исходных и расчетных значений временного ряда, а также прогноз по модели.

Данная программа была успешно применена для прогнозирования движения котировок акций ГК «Норильский никель». Каждая модель оптимизировалась по параметрам сглаживания. Все модели за исключением экспоненциального сглаживания (по полиному 0-го порядка) признаны адекватными ввиду отсутствия автокорреляции в остатках и продемонстрировали высокую точность. Например, модель многократного сглаживания по полиному второго порядка объясняется 96,9 % вариации исходного ряда ($R^2 = 96,9$), относительная ошибка MAPE = 1,69%, что меньше 10% и свидетельствует о высокой точности.

The screenshot shows a dialog box titled "Выбор модели" (Model Selection). It is divided into two main sections: "Модели линейного роста" (Linear Growth Models) and "Модели многократного сглаживания" (Multiple Smoothing Models).
Under "Модели линейного роста", there are three checked options:
1. "Модель Хольта" (Holt Model): Parameters Alpha 1 = 0,8, Alpha 2 = 0,05. Optimization checkbox is unchecked.
2. "Модель Брауна" (Brown Model): Beta parameter is empty. Optimization checkbox is checked.
3. "Модель Бокса-Дженкинса" (Box-Cox-Jenkins Model): Parameters Alpha 1 = 0,75, Alpha 2 = 0,05, Alpha 3 = 0,4. Optimization checkbox is unchecked.
Under "Модели многократного сглаживания", there are three checked options:
1. "0-го порядка" (0th order): Alpha parameter is empty. Optimization checkbox is checked.
2. "1-го порядка" (1st order): Alpha parameter is empty. Optimization checkbox is checked.
3. "2-го порядка" (2nd order): Alpha parameter = 0,1. Optimization checkbox is unchecked.
At the bottom of the dialog are "ОК" (OK) and "Выход" (Exit) buttons.

Рис. 1. Форма выбора моделей

	Остаточное СКО	R ²	MAPE	Критерий Дарбина-Уотсона	Прогноз					Вывести график
					1 шаг	2 шаг	3 шаг	4 шаг	5 шаг	
Модель Хольта	135,72	96,89	1,71	2,01	6920,19	6920,28	6920,36	6920,45	6920,53	Вывести график
Модель Брауна	162,81	95,52	2,08	2,03	6886,97	6891,69	6896,41	6901,13	6905,86	Вывести график
Модель Бокса-Дженкинса	136,06	96,87	1,71	2,02	6922,71	6922,85	6923,00	6923,14	6923,28	Вывести график
Модель 0-го порядка	151,22	96,14	1,75	1,67	6920,17	6920,17	6920,17	6920,17	6920,17	Вывести график
Модель 1-го порядка	144,29	96,48	1,84	1,73	6903,26	6892,11	6880,96	6869,81	6858,66	Вывести график
Модель 2-го порядка	135,51	96,90	1,69	2,07	6911,56	6909,27	6906,05	6901,87	6896,76	Вывести график

Рис. 2. Форма результатов моделирования

Таким образом, разработанная программа значительно облегчает труд финансового аналитика за счет уменьшения времени, затраченного на построение модели, и позволяет строить сложные математические модели без специальной подготовки. Следует упомянуть, что разработанное ПО может применяться не только для прогнозирования на финансовых рынках, но и для моделирования любых временных рядов, для которых выполняются предпосылки адаптивных методов.

УДК 338.516.456:669

А.А.Рукавишников
ГОУ ВПО «МГТУ»

ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ НА СОРТОВОЙ ПРОКАТ ОАО «ММК»

Открытое акционерное общество «Магнитогорский металлургический комбинат» является одним из крупнейших предприятий черной металлургии России, его доля в объеме металлопродукции, реализуемой на внутреннем рынке страны, составляет около 20 %. Предприятие представляет собой крупный металлургический ком-

плекс с полным производственным циклом, начиная с подготовки железорудного сырья и заканчивая глубокой переработкой черных металлов. ММК производит самый широкий на сегодняшний день сортамент металлопродукции среди предприятий Российской Федерации и стран СНГ. Около половины продукции ОАО «ММК» экспортируется в различные страны мира.

Основными составляющими товарной металлопродукции ОАО «ММК» являются: заготовка и слябы, сортовой прокат, горячекатаный лист, толстый лист, холоднокатаный лист, жель белая, лента холоднокатаная, оцинкованный лист, лист с полимерным покрытием, гнутые профили, трубы, холоднокатаный автолист, оцинкованный автолист. Вся представленная ОАО «ММК» товарная металлопродукция сбывается по различным ценам на внутреннем рынке, в странах СНГ и идёт на экспорт. Также рассчитываются средние цены по всем рынкам сбыта и внутреннему рынку + СНГ. Цены исчисляются в рублях за тонну (руб/т) или долларах США за тонну (USD/т).

Ценообразование играет важную роль в общественном производстве и продаже произведенной продукции. В условиях рыночной экономики коммерческий успех любого предприятия или предпринимателя во многом зависит от правильно выбранной стратегии и тактики ценообразования на товары и услуги. Правильное планирование и прогнозирование цены на продукцию металлургического предприятия занимает решающее значение в оценке выручки и прибыли предприятия, его деятельности в целом.

Особое место в товарной металлопродукции металлургического предприятия занимает металлопрокат. Значение и роль металлопроката, продукта длительной и трудоемкой переработки железной руды, в современной жизни очень велико. Невозможно себе представить, чтобы такие отрасли промышленности как машиностроение, сельское хозяйство, транспорт, пищевая, атомная и оборонная индустрия, гражданское и промышленное строительство обходились без использования металлопроката. Металлопрокат – это продукция прокатного производства в виде полуфабриката или изделия из черного и цветного металла и сплавов, полученных методом горячей, теплой или холодной прокатки. Металлопрокат подразделяется на три основные группы: сортовой, листовой прокат, трубы. Значительный интерес среди товарной металлопродукции и металлопроката представляет сортовой прокат (катанка, арматура, квадрат, шестигранник, круг, полоса, швеллер, уголок, балка), который активно используется в различных отраслях экономики.

Для анализа цен на сортовой прокат ОАО «ММК» будем использовать методы математической статистики, а именно корреляционно-регрессионный анализ. В качестве зависимой переменной Y возьмем цены на сортовой прокат (сорт-всего), а независимыми переменными (X) будут цены на основные первичные виды сырья, необходимого для производства сортового проката. Таким сырьем являются: аглосырье, окатыши, угольный концентрат, ферросплавы, металлолом. Будем рассматривать сбыт сортового проката на внутреннем рынке за 2006-2007 гг. с помесечной динамикой. Все представленные цены исчисляются в рублях за тонну (руб/т). Расчеты проведены с помощью пакета «STATISTICA».

Таким образом, имеем исходные данные (табл. 1).

Таблица 1

Динамика средних цен на Сорт-всего внутреннего рынка и основные виды сырья, руб/т

№	Год	Месяц	Y	X1	X2	X3	X4	X5
1	2006	январь	10970	1211	1763	2241	24387	3964
2		февраль	10915	1190	1730	2134	24963	4146
3		март	10460	1141	1517	2195	25351	4399
4		апрель	10672	1077	1554	2174	25130	4571
5		май	10936	1049	1493	2153	24343	4441
6		июнь	11030	1042	1474	2155	26283	5008
7		июль	11473	1039	1462	2120	26074	5390
8		август	11975	1101	1605	2132	25824	5729
9		сентябрь	12394	1115	1532	2088	26071	5677
№	Год	Месяц	Y	X1	X2	X3	X4	X5
10	2006	октябрь	13180	1058	1472	2091	26256	5429
11		ноябрь	13488	1081	1445	2090	27729	5425
12		декабрь	12890	1103	1434	2131	27016	5428
13	2007	январь	12929	1093	1430	2159	28033	5648
14		февраль	13505	1132	1530	2218	28339	5661
15		март	13992	1122	1496	2330	28312	5766
16		апрель	14970	1232	2018	2388	28726	6214
17		май	16006	1304	2111	2470	29919	6036
18		июнь	16141	1332	2159	2462	29684	5536
19		июль	16104	1331	2085	2414	37496	6807
20		август	15883	1322	2238	2420	41547	6619
21		сентябрь	14953	1301	2138	2401	42341	6603
22		октябрь	14786	1309	2037	2511	41271	6838
23		ноябрь	14744	1312	2006	2619	41182	6759
24		декабрь	14777	1339	2012	2760	40194	6428

В таблице:

Y – цены на сортовой прокат (сорт-всего);

X1 – цены на аглосырье;

X2 – цены на окатыши;

X3 – цены на угольный концентрат;

X4 – цены на ферросплавы;

X5 – цены на металлолом.

Проведем анализ данных таблицы 1.

Для анализа взаимосвязи показателей построим матрицу парных коэффициентов корреляции (табл. 2).

Таблица 2

Матрица парных коэффициентов корреляции

	Y	X1	X2	X3	X4	X5
Y	1	0,77	0,77	0,73	0,73	0,85
X1	0,77	1	0,96	0,88	0,79	0,62
X2	0,77	0,96	1	0,82	0,76	0,61
X3	0,73	0,88	0,82	1	0,81	0,66
X4	0,73	0,79	0,76	0,81	1	0,84
X5	0,85	0,62	0,61	0,66	0,84	1

Анализ матрицы парных коэффициентов корреляции показывает, что результирующий показатель (Y) довольно тесно связан со всеми независимыми переменными (все коэффициенты корреляции больше 0,7), но наибольшая связь наблюдается с показателем X5 – металлолом ($r_{y,x5}=0,85$).

Тесная связь между признаками-аргументами говорит о наличии мультиколлинеарности. Если включить в конечную модель все эти признаки (имеющие высокий коэффициент корреляции между собой), то это плохо скажется на результате использования модели. Поэтому необходимо провести пошаговую регрессию, чтобы исключить негативное влияние мультиколлинеарности.

Шаг первый.

Рассмотрим регрессионную модель цен на сортовой прокат (сорт-всего) на внутреннем рынке, включив в нее все исходные показатели (табл. 3).

Таблица 3

Результаты регрессии, полученные в пакете «STATISTICA»

N=24	Beta	Std.Err. of Beta	B	Std.Err. of B	t(18)	p-level
Intercept			-5156,01	3415,160	-1,51	0,148
X1	0,539	0,351	9,39	6,114	1,535	0,142
X2	0,119	0,29	0,79	1,918	0,411	0,686
X3	-0,023	0,194	-0,24	1,997	-0,118	0,907
X4	-0,514	0,203	-0,16	0,061	-2,534	0,021
X5	0,89	0,156	2,01	0,351	5,72	0,000

Уравнение регрессии будет выглядеть следующим образом:

$$Y = -5156,01 + 9,39 \cdot X_1 + 0,79 \cdot X_2 - 0,24 \cdot X_3 - 0,16 \cdot X_4 + 2,01 \cdot X_5 \quad (1)$$

Значимость полученной модели, т.е. гипотеза $H_0: \beta_j = 0$, $j=1,2,3,4,5$, определяется по критерию Фишера (F-критерий). Критическая область будет иметь вид: $F_{\text{набл.}} > F_{\text{кр.}}$.

Поскольку $F_{\text{кр.}}(0,05, 5, 18) = 2,77$, а $F_{\text{набл.}} = 25,05$ ($25,05 > 2,77$), то гипотеза H_0 отвергается с уровнем значимости 0,05, т.е. хотя бы один элемент вектора β отличен от нуля. Следовательно, уравнение значимо, но необходимо проверить значимость отдельных коэффициентов регрессии.

В столбце «t(18)» указаны $t_{\text{набл.}}(b_j)$, расчетные значения t-критерия Стьюдента для проверки гипотезы о значимости коэффициентов регрессии $H_0: \beta_j = 0$, $j=1,2,3,4,5$. Для заданного $\alpha=0,05$ и $\nu=18$ по таблице t-распределения $t_{\text{кр.}} = t_{\text{табл.}}(0,05, 18) = 2,101$. Критическая область имеет вид $|t_{\text{набл.}}| \geq t_{\text{кр.}}$.

Из уравнения (1) следует, что значимы только коэффициенты при X_4 и X_5 , а все остальные коэффициенты и свободный член (Intercept) не значимы.

Аналогичные выводы можно получить, сравнив значения столбца «p-level» с заданным нами уровнем значимости 0,05. Если указанное значение p больше выбранного уровня значимости, то гипотеза о значимости частного коэффициента корреляции отвергается. Откуда также видно, что все коэффициенты при X и свободный член (Intercept) не значимы, кроме коэффициентов при X_4 и X_5 .

В вышеприведенной таблице результатов регрессии, полученной в пакете «STATISTICA» значимые коэффициенты (столбец «B») и их характеристики выделены жирным шрифтом.

На данном этапе множественный коэффициент детерминации $R^2=0,8744$, а стандартная ошибка $S=772,73$.

Таким образом, полученное уравнение регрессии не приемлемо.

Шаг второй.

Таблица 4

Результаты регрессии, полученные в пакете «STATISTICA»

N=24	Beta	Std.Err. of Beta	B	Std.Err. of B	t(19)	p-level
Intercept			-5268,44	3193,997	-1,649	0,115
X1	0,518	0,296	9,03	5,155	1,751	0,096
X2	0,125	0,278	0,83	1,838	0,451	0,657
X4	-0,519	0,193	-0,16	0,058	-2,692	0,014
X5	0,888	0,151	2,00	0,340	5,891	0,000

Получили следующее уравнение регрессии, исключив из модели X3:

$$Y = -5268,44 + 9,03 \cdot X1 + 0,83 \cdot X2 - 0,16 \cdot X4 + 2 \cdot X5 \quad (2)$$

Проверив полученную регрессионную модель на значимость по F-критерию Фишера получаем, что уравнение значимо, т.к. $F_{\text{набл.}}=33,03$, $F_{\text{кр.}}(0,05, 4, 19)=2,9$ ($F_{\text{набл.}} > F_{\text{кр.}}$, т.е. $33,03 > 2,9$). Однако на данном шаге коэффициенты при X1 и X2, а также свободный член (Intercept) остаются статистически не значимыми.

На данном этапе множественный коэффициент детерминации $R^2=0,8743$, а стандартная ошибка $S=752,41$.

Продолжаем пошаговый регрессионный анализ.

Шаг третий.

Таблица 5

Результаты регрессии, полученные в пакете «STATISTICA»

N=24	Beta	Std.Err. of Beta	B	Std.Err. of B	t(20)	p-level
Intercept			-6328,62	2119,021	-2,987	0,007
X1	0,637	0,131	11,10	2,286	4,855	0,000
X4	-0,524	0,189	-0,16	0,057	-2,78	0,012
X5	0,896	0,147	2,02	0,331	6,111	0,000

Имеем следующее уравнение регрессии, исключив фактор X2:

$$Y = -6328,62 + 11,1 \cdot X1 - 0,16 \cdot X4 + 2,02 \cdot X5 \quad (3)$$

Проверив уравнение регрессии (3) на значимость, можно сказать, что оно значимо, т.к. $F_{набл.}=45,79$, $F_{кр.}(0,05, 3, 20)=3,1$ ($F_{набл.}>F_{кр.}$), значимыми являются также все коэффициенты при X и свободный член (Intercept).

На данном этапе множественный коэффициент детерминации $R^2=0,8729$, а стандартная ошибка $S=737,27$.

Не поддается экономической интерпретации отрицательный знак коэффициента регрессии при X4 (-0,16), из чего следует, что повышение цен на ферросплавы (X4) ведет к уменьшению цен на сортовой прокат (Y).

Полученное на данном шаге уравнение регрессии не приемлемо, продолжаем процедуру пошаговой регрессии.

Шаг четвертый.

Таблица 6

Результаты регрессии, полученные в пакете «STATISTICA»

N=24	Beta	Std.Err. of Beta	B	Std.Err. of B	t(21)	p-level
Intercept			-2621,49	1892,479	-1,385	0,181
X1	0,405	0,116	7,05	2,025	3,481	0,002
X5	0,601	0,116	1,36	0,262	5,171	0,000

Запишем следующее уравнение регрессии, исключив из модели фактор X4:

$$Y = -2621,49 + 7,05 \cdot X1 + 1,36 \cdot X5 \quad (4)$$

Проверив полученное уравнение регрессии (4) на значимость по F-критерию Фишера получаем, что оно значимо, т.к. $F_{набл.}=49,09$, $F_{кр.}(0,05, 2, 21)=3,47$ ($F_{набл.}>F_{кр.}$).

Теперь необходимо проверить значимость отдельных коэффициентов регрессии. В столбце «t(21)» указаны $t_{набл.}(b_j)$, расчетные значения t-критерия Стьюдента для проверки гипотезы о значимости коэффициентов регрессии. Для заданного $\alpha=0,05$ и $v=21$ по таблице t-распределения $t_{кр.}=t_{табл.}(0,05, 21)=2,08$. Критическая область имеет вид $|t_{набл.}| \geq t_{кр.}$. Таким образом, значимы коэффициенты при всех переменных (X1, X5), но не значимым остается свободный член (Intercept).

Аналогичные выводы можно получить, сравнив значения столбца «p-level» с заданным нами уровнем значимости 0,05. Если указанное значение p больше выбранного уровня значимости, то гипотеза о значимости частного коэффициента корреляции отвергается. Откуда также видно, что все коэффициенты при X значимы, кро-

ме свободного члена (Intercept). Однако, если взять уровень значимости $\alpha=0,2$, то свободный член тоже будет значимым.

На данном этапе исключать какой-либо фактор из уравнения регрессии уже нет необходимости.

Таким образом, окончательное уравнение регрессии имеет вид:

$$Y = -2621,49 + 7,05 \cdot X1 + 1,36 \cdot X5$$

По полученному уравнению можно сказать, что увеличение на 1 руб/т цены аглосырья и металлолома влечет за собой увеличение цены сортового проката в среднем на величину 7,05 руб/т и 1,36 руб/т соответственно.

Множественный коэффициент детерминации $R^2=0,8238$ показывает, что 82,38% вариации цен на сортовой прокат объясняется вошедшими в модель показателями ($X1$ и $X5$), т.е. ценами на аглосырье и металлолом. Остальная часть вариации обусловлена действием неучтенных факторов ($X2$, $X3$, $X4$ и других, не включенных в рассмотрение).

Средняя относительная ошибка аппроксимации $MAPE=5,06\%$, что свидетельствует о том, что полученная окончательная модель обладает хорошей точностью, т.к. $MAPE<10\%$. Стандартная ошибка $S=847,21$.

Необходимо отметить, что в полученном уравнении регрессии, существуют некоторые сложности с экономической интерпретацией отрицательного знака свободного члена (-2621,49), из чего следует, что при очень низких значениях переменных $X1$ и $X5$, цена сортового проката Y будет отрицательна, чего быть не может. Однако, в реальности, значения цен на аглосырье ($X1$) и металлолом ($X5$) достаточно высокие (см. табл. 1) и с течением времени будут только расти. Следовательно, полученное уравнение с учетом приведенных оговорок вполне можно применять на практике.

Таким образом, было получено уравнение регрессии для определения цены сортового проката внутреннего рынка ОАО «ММК», аргументами в котором являются цены на основные виды первичного сырья, а именно, цены на агломерат и металлолом. Данный подход особо интересен тем, что позволяет быстро получить прогноз цены на сортовой прокат, основываясь только на малом и доступном количестве данных, оперативно оценить обстановку и сделать соответствующие выводы. Полученное уравнение может быть использовано для повышения качества и разнообразия подходов к ценообразованию на сортовой прокат. Аналогично можно по-

строить уравнения регрессии для других видов товарной металлопродукции металлургического предприятия.

УДК 339.724.4

С. В. Саламатов
ГОУ ВПО «МГТУ»

ВАЛЮТНЫЕ ОПЕРАЦИИ «КЭРРИ-ТРЕЙД»

Весной этого года некоторые российские банки удивили своих клиентов новым продуктом – ипотекой в швейцарских франках и японских иенах. Человеку, неискушенному в мировых финансах, это может показаться странным: почему вдруг банки начинают выдавать кредиты в таких экзотических валютах? Все не из любви к цветущей сакуре, Женевскому озеру или к своим клиентам.

Причина – глобальный механизм финансовых спекуляций, известный под названием кэрри-трейд (carry trade).

Что же это такое? По сути это игра на разнице в валютных процентных ставках, освоенная еще во время кризиса 1997–1998 годов. Игра состоит из следующих этапов:

1) банк, инвестиционный банк, хедж-фонд или любой другой крупный международный спекулянт берет кредит в валюте с очень низкой процентной ставкой (ЦБ Японии, например, держит ставку на уровне 0,5%; в Швейцарии ставка находится в диапазоне от 2 до 3%; для сравнения: в Европе ставка равна 4%, в США – 5,25%);

2) эта валюта конвертируется в другую валюту-мишень кэрри-трейд, по которой ставка значительно выше (в те же доллары США или евро, либо в еще более высокодоходные валюты вроде новозеландского доллара или исландской кроны; основная процентная ставка в Новой Зеландии составляет 8,25%, а в Исландии – 14,25%!);

3) спекулянт производит размещение в активы этой последней валюты (депозиты, государственные и корпоративные облигации, акции, недвижимость);

4) по прошествии должного времени активы (с прибылью) продаются, проводится обратная конвертация валют;

5) кредит возвращается.

Основными низкодоходными валютами служат как раз японская иена и швейцарский франк, причем наиболее излюбленным инструментом спекулянтов является именно иена, а «швейцарец» в мировом финансовом спектакле играет на вторых ролях. Роль «примадонны» досталась иене во многом из-за внутренних проблем японской экономики, которая уже более полутора десятка лет с невероятным трудом пытается преодолеть постигший ее в начале 90-х дефляционный кризис, вызванный схлопыванием перегретого рынка активов и недвижимости. В условиях фактической дефляции ЦБ Японии вынужден был держать минимальные ставки, а в 1999–2006 годах вообще проводил политику нулевой ставки – ZIRP (zero interest rate policy). Разумеется, возможности сверхдешевого кредитования не могли не привлечь крупных валютных спекулянтов, и первые «ручейки» кэрри-трейд начала 90-х довольно быстро превратились в могучий финансовый поток. Уже в середине 90-х японские иены с фантастической скоростью конвертировались в тайландские баты, малайзийские рингиты и корейские воны, заливая ликвидностью высокоинфляционные страны Азии.

Кроме «королевы спекуляций», иены валютами кэрри-трейд можно считать и традиционные американские доллары и евро. Ведь понятие низкой и высокой доходности валюты относительно, и если по отношению к иене доллар будет валютой-мишенью, то, например, еще более высокодоходные исландская крона или рубль выступают, в свою очередь, валютами-мишенями по отношению к американской валюте

Важнейшее условие стабильности кэрри-трейд – курсовая устойчивость высокодоходной валюты по отношению к низкодоходной. Это условие часто достигается проводимой странами с высокодоходными валютами антиинфляционной политикой: они привязывают национальные валюты к доллару или корзине валют. С одной стороны, пытаются бороться с инфляционным давлением, но с другой – подставляют свою экономику под удар кэрри-трейд.

Причем же здесь человек, поддавшийся на рекламу банка и рискнувший взять ипотечный кредит под привлекательный процент в швейцарских франках или японских иенах? Не стоит удивляться, если долг незадачливого ипотечника за очень короткое время вырастет, скажем, на 20% за счет резкого взлета курса иены или франка.

Рассмотрим как протекали валютные операции кэрри-трейд в феврале-марте этого года:

С 27 февраля по 4 марта пара доллар/иена подешевела с пика на 120.75 до 115.16. Однако сброс долларов был обусловлен

отнодь не фундаментальными экономическими факторами или монетарной политикой. В его основе лежали столь популярные на рынке сделки на разнице в учетных ставках, называемые также carry trade. При заключении этих сделок управляющие активами берут кредиты в японской иене и инвестируют средства в более высокодоходные и более рискованные активы. В результате на мировых рынках мы могли наблюдать эффект домино.

27 февраля китайские фондовые индексы закрылись с понижением на 9 %. Китайские акции были одним из инструментов инвестиций в ходе carry trade. Фондовые менеджеры продавали иены, чтобы иметь возможность покупать ценные бумаги развивающихся рынков региона.

Обвал котировок японских акций привел к упорядочиванию этих позиций. Результатом событий февраля – марта стало более осторожное отношение к рискам со стороны крупных инвесторов. Менеджеры портфелей начали сокращать экспозиции к рискованным активам на фоне сильной волатильности на мировых финансовых рынках, что привело к давлению на пару доллар/иена, поскольку инвесторы начали закрывать позиции против иены.

Пример реализации валютной операции кэрри-трейд обычным гражданином г. Магнитогорска:

- Берём кредит X долларов США под 9% годовых (ОАО КБ Челябиндбанк, тип кредита «Удобный», сумма кредита от 200 000 до 100 000 000, срок от 6 мес до 1 года)
- Конвертируем доллары США в рубли (по ставке ОАО КБ «Мечел» на 24.03.2008 – покупка: 23,45; продажа: 24). Получаем $X \cdot 23,45$ рублей
- Делаем вклад в рублях под 14,5% годовых (ОАО КБ «Мечел», тип вклада «Эксклюзив», мин.сумма 400000 руб., срок 300 дней). Через год получаем $X \cdot 23,45 \cdot 1,145$ рублей
- За год кросс-курс доллар/рубли падает на 11,61% (из расчета продолжения тенденции прошлого месяца - см. таблица ниже)
- Итого имеем прибыль = $(X \cdot 23,45 \cdot 1,145) / (24 \cdot 0,8839) - X \cdot 1,09 \approx 0,1757X$

Таблица 1

Данные ОАО КБ «Мечел» по американскому доллару

Дата	USD покупка	USD продажа	Средняя цена	Доходность
22.02.2008	24,2	24,65	24,425	-0,000512
25.02.2008	24,15	24,59	24,37	-0,000706
26.02.2008	24,15	24,59	24,37	0,000000
27.02.2008	24,2	24,59	24,395	0,000321
28.02.2008	23,9	24,3	24,1	-0,003823
29.02.2008	23,85	24,23	24,04	-0,000784
01.03.2008	23,75	24,1	23,925	-0,001510
03.03.2008	23,75	24,1	23,925	0,000000
04.03.2008	23,8	24,12	23,96	0,000460
05.03.2008	23,85	24,15	24	0,000525
06.03.2008	23,8	24,15	23,975	-0,000328
07.03.2008	23,7	24,04	23,87	-0,001383
10.03.2008	23,59	23,95	23,77	-0,001325
11.03.2008	23,59	23,96	23,775	0,000066
12.03.2008	23,64	24,02	23,83	0,000729
13.03.2008	23,65	24	23,825	-0,000066
14.03.2008	23,45	23,82	23,635	-0,002532
15.03.2008	23,25	23,78	23,515	-0,001612
17.03.2008	23,25	23,8	23,525	0,000135
18.03.2008	23,09	23,63	23,36	-0,002234
19.03.2008	23,18	23,71	23,445	0,001151
20.03.2008	23,21	23,73	23,47	0,000338
21.03.2008	23,3	23,86	23,58	0,001480
22.03.2008	23,45	23,99	23,72	0,001870
24.03.2008	23,45	24	23,725	0,000067
средняя дневная доходность			-0,000387001	
годовая доходность			-0,116100359	

Итак, реализовав даже такую простую схему кэрри-трейда, мы имеем прибыль 17,57% от вкладываемой суммы. На практике схемы бывают более сложными, но факт получения прибыли при

грамотном подходе очевиден. В этой достаточно нехитрой схеме сосредоточена вся суть глобальных финансовых потоков. Именно из рога изобилия низкодоходных валют на мировые рынки уже который год «золотым дождем» льется дешевая ликвидность, а объем сделок кэри-трейд оценивается в \$1 трлн.

Библиографический список

1. Данные с официального сайта www.chelindbank.ru
2. Данные с официального сайта www.mechel-bank.ru
3. Данные с официального сайта www.financeportal.ru
4. Финансовое цунами - КАПИТАЛ - №33 (219) 3 сентября - 9 сентября 2007

УДК 330.332:339.7

С. В. Саламатов
ГОУ ВПО «МГТУ»

ИНВЕСТИРОВАНИЕ В ИНОСТРАННУЮ ВАЛЮТУ

Наиболее популярной валютой для инвестирования личных средств в России с 90х годов прошлого века является американский доллар. С момента появления в 2002 году стала входить в доверии и выходить на лидирующие позиции новая общая валюта Евросоюза - евро, сменившая на своем месте Экю. Не только частные инвесторы, но и многие крупные компании, стремясь свести валютный риск к минимуму, аккумулируют свободные денежные средства своих резервных фондов в стабильной иностранной валюте. Предпочтение отдается доллару и евро.

Но стоит ли ограничиваться на этих видах валютных активов?! В связи с падением американского доллара и нестабильностью на мировых финансовых рынках следует задуматься об акцентировании при формировании портфеля для инвестирования на другую валюту. Из интервью вице-премьера правительства и главы минфина Алексея Кудрина японской газете Nikkei: «...в течение ближайших

полугода-года доллар будет слабеть...». В то время как иена, по мнению многих аналитиков, начинает играть ключевую роль в мировых торгах как одна из наименее рискованных валют. Ее курс по отношению к доллару стабильно повышается на фоне разрастающегося ипотечного кризиса и снижения базовой ставки ФРС.

С вопросом целесообразности расширения портфеля инвестирования за счет японской валюты проанализируем соотношение в паре доллар-иена, евро-иена и его прогноз на будущий месяц. В качестве источника информации возьмем данные торгов на бирже Forex (на 12.03.08).

Поскольку данные касающиеся финансовых активов быстро устаревают, а очередная волна ипотечного кризиса обрушилась на фондовый рынок летом 2007, то ограничимся анализом динамики средней цены торгов (полученной путем среднеарифметического на открытие и закрытие торгов) за предыдущие 7 месяцев, начиная с момента падения курсов доллара и евро – 12 июля 2007 г.

Для наглядности ниже приведем графики динамики котировок с линейным трендом в парах доллар-иена и евро-иена.

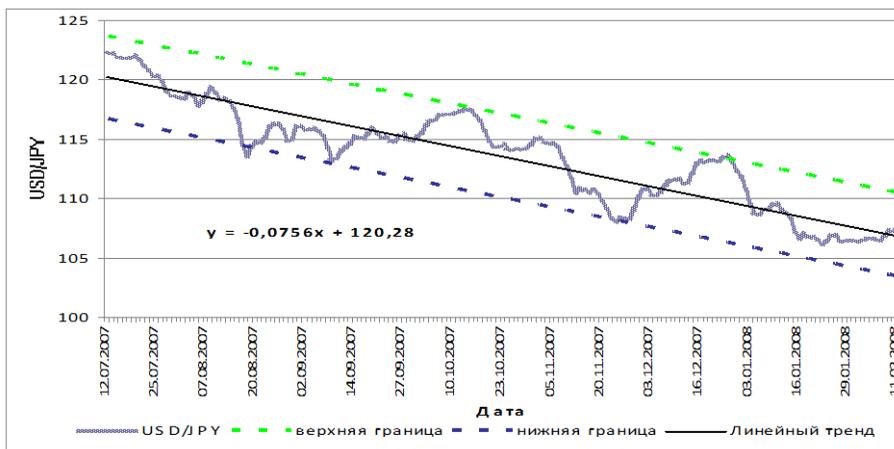


Рис. 1. Динамика котировок в паре доллар-иена

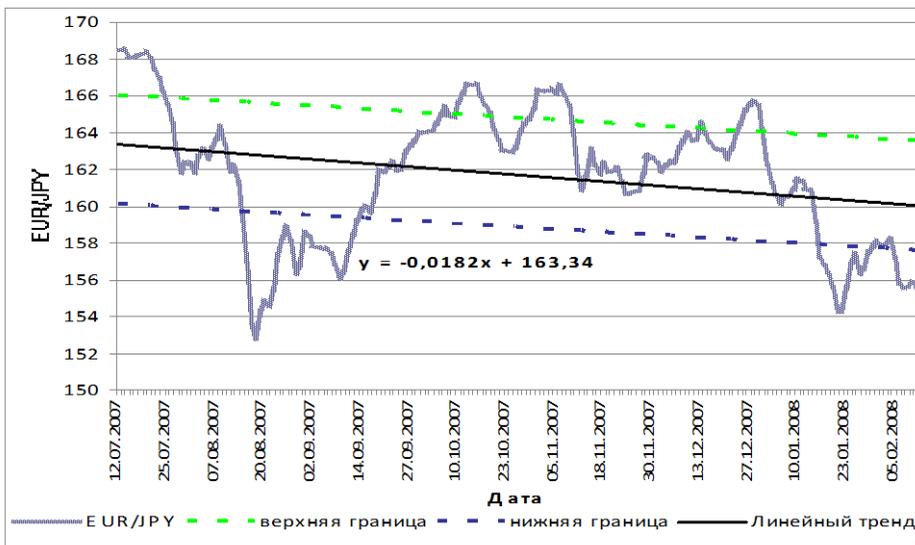


Рис. 2. Динамика котировок в паре евро-иена

Из рисунка 1 видно, что изменение кросс-курса USD/JPY имеет ярко выраженную линейную тенденцию (отклонения от тренда практически не превышают среднеквадратического отклонения). Для таких временных рядов целесообразно использовать адаптивные модели линейного роста, применяющие процедуру экспоненциального сглаживания. В целях сопоставимости результатов, при прогнозировании пары евро-иена будем также использовать адаптивную модель. К данным типам моделей относятся двухпараметрическая модель Ч. Хольта, однопараметрическая модель линейного роста Р.Брауна и трехпараметрическая модель Дж.Бокса и Г.Дженкинса, учитывающая разности ошибок.

В основе моделей лежит гипотеза о том, что прогноз может быть получен по уравнению:

$$\hat{y}_\tau(t) = \hat{a}_{1,t} + \tau \cdot \hat{a}_{2,t},$$

где $\hat{a}_{1,t}$, $\hat{a}_{2,t}$ - текущие оценки коэффициентов адаптации полинома первого порядка;

τ – время упреждения.

При эмпирическом сравнении многопараметрических моделей линейного роста с однопараметрической моделью Брауна, американские ученые Харисон и Вард пришли к выводу о том, что мно-

гопараметрические модели не дают заметного преимущества. Поэтому для прогнозирования дальнейшей тенденция развития динамики кросс-курсов будем использовать адаптивную модель линейного роста Брауна:

$$\hat{a}_{1,t} = \hat{a}_{1,t-1} + \hat{a}_{2,t-1} + (1 - \beta^2)e_t,$$

$$\hat{a}_{2,t} = \hat{a}_{2,t-1} + (1 - \beta)e_t$$

где: β – параметр адаптации, играет роль коэффициента дисконтирования наблюдений, характеризующего обесценивания данных за единицу времени, $0 < \beta < 1$.

Для построения модели возьмем данные за период с 12.07.07 по 11.02.08, для проверки точности получаемых прогнозов сопоставим прогнозные значения с реальными за последний месяц (12.02.08 – 11.03.08).

Для пары USD/JPY, после оптимизации по параметру адаптации ($\beta = 0,3269$), получаем прогноз с минимальной суммой квадратов отклонения от исходных данных

$$\sum_{t=1}^{177} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 72,2058 :$$

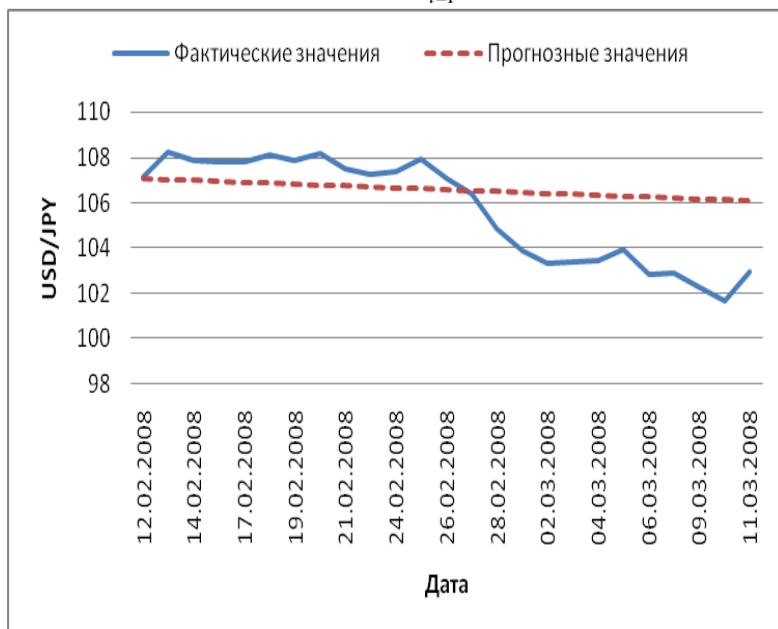


Рис. 3. Прогноз кросс-курса в паре доллар-иена

Данный прогноз с ошибкой $MAPE=2,19\%$ предсказывает продолжение снижения стоимости американского доллара по отношению к японской иене.

В начале марта этого года доллар котировался на уровне 103,8-103,9 иен и упал до трехлетнего минимума против иены. Доллар достиг минимальной отметки после выхода разочаровывающего отчета, что крупнейшая страховая компания Ambac Financial не получила дополнительного финансирования со стороны инвесторов.

В целом снижение стоимости американского доллара по отношению к иене и суть всего ипотечного кризиса в США заключается в том, что во время быстрого роста цен на недвижимость «находчивые американцы» охотно брали ипотечные кредиты, так как любые проценты можно было с лихвой окупить, перепродав через год выросший в цене дом: цены на жилье ежегодно росли на 15-20%. Но, по данным экспертов, около 1,5 млн граждан США находятся сейчас в стадии личного банкротства, отказавшись платить по кредиту. Как следствие, рост цен на недвижимость остановился, поскольку банки все чаще отказываются выдавать деньги – ведь им самим не платят. В свою очередь инвестбанки все чаще требуют с ипотечных агентств, у которых они покупали проблемные кредиты, вернуть им обратно деньги. Для решения сложившегося кризиса правительству США пришлось увеличить денежную массу, что вызвало рост инфляции и в купе с повышением цен на нефть и кризисом на фондовом рынке способствовало девальвации доллара. В связи со снижением курса многие страны будут сокращать долю своих валютных резервов в долларах США, что будет еще больше подталкивать падение американской валюты. Однако центральные банки, имеющие запасы в долларах, оказались к нему привязаны. При продаже этих активов доллар будет снижаться быстрее и следовательно обесценивание резервов только ускорится. Кроме того падение доллара уменьшило экспорт в США, в том числе и со стороны самого крупного поставщика - Японии, что тем самым вызвало укрепление её национальной валюты – иены.

В принципе, «ипотечная лихорадка» – период, когда люди стремятся вкладывать любые деньги в недвижимость, – наблюдается сегодня во многих странах мира, а соответственно, американский сценарий может повториться еще не в одной стране. Так в марте этого года последствием американского кризиса стало падение на Нью-Йоркской фондовой бирже основных индексов - 12 марта индекс Dow Jones Industrial потерял 242,66 пункта (1,97%), составив 12075,96 пункта; индекс сектора высоких технологий NASDAQ упал

на 2,15% – до 2350,57 пункта. Это падение стало вторым по величине за текущий год. Резонансом чего стало ослабевание и единой европейской валюты, поведение динамики котировок которой на фоне окрепшей иены мы проследили с помощью адаптивной модели линейного роста Брауна.

Для пары EUR/JPY, после оптимизации по параметру адаптации ($\beta = 0,2739$), получаем прогноз с минимальной суммой квадратов отклонения от исходных данных $\sum_{t=1}^{182} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 184,9406$:

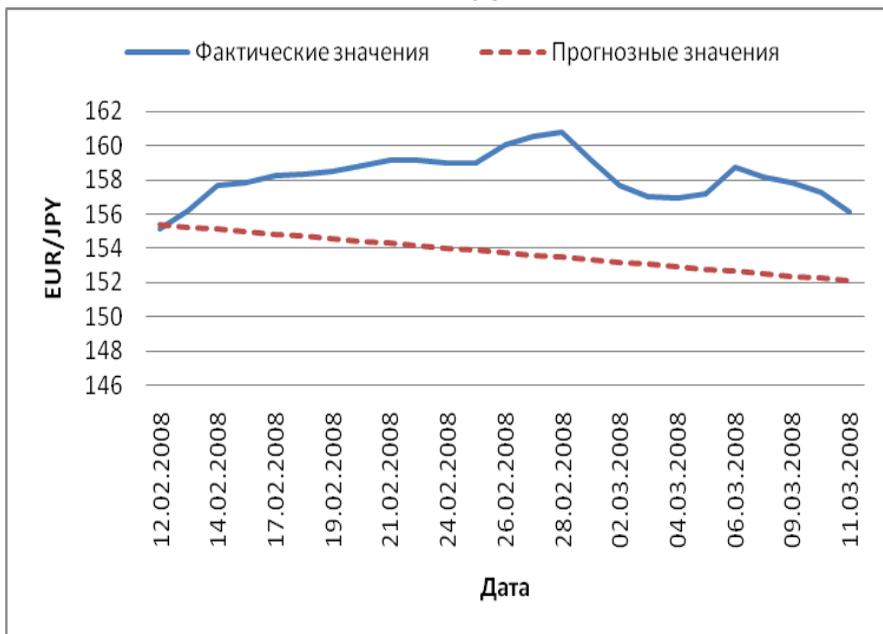


Рис. 4. Прогноз кросс-курса в паре евро-иена

Исходя из данного прогноза, ошибка которого $MAPE=3,49\%$, можно сделать вывод, что тенденция на снижение стоимости евро по отношению к японской иене продолжается и её рост в ближайшем будущем не представляется возможным.

Более непредсказуемое поведение евро (характеризующееся большим значением средней абсолютной ошибки аппроксимации $MAPE_{EUR} > MAPE_{USD}$) объясняется наличием разнообразных валют на европейском рынке, что снижает воздействие ипотечного кризиса, и более гибкой ситуацией на рынке трудовых ресурсов. Тем не менее,

риск разрастания аналогичного кризиса на рынках по всей Европе является весьма актуальным на данный момент.

Крупнейший в США сберегательный фонд и кредитор Washington Mutual Inc ожидает продолжения кризиса на рынке ипотечного кредитования в 2008 году. Таким образом, руководствуясь прогнозными значениями кросс-курсов полученными в работе и фундаментальным анализом рынка в целом, делаем вывод о целесообразности, в ближайшие год-полтора, диверсификации портфеля инвестирования путем включения в него японской иены для снижения валютного риска.

Библиографический список

1. Данные с официального сайта www.forex.com
2. Данные с официального сайта www.finam.ru
3. Данные с официального сайта www.fin.org.ua
4. Отчет аналитиков ФК Unis от 6.03.2008.
5. Интервью вице-премьера правительства и главы минфина Алексея Кудрина японской газете Nikkei от 8.11.2007.
6. Бушманова М.В., Иванова Т.А. и др. Анализ временных рядов и прогнозирование: Учеб. пособие. Магнитогорск: ГОУ ВПО «МГТУ», 2006.-142 с.

УДК 330.131.7:338.24

С.В. Саламатов, А.В. Багрецов
ГОУ ВПО «МГТУ»

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ VAR-МЕТОДИКИ ОЦЕНКИ РИСКА ФИНАНСОВОГО АКТИВА

Финансовые рынки играют важную роль в обеспечении макроэкономического равновесия. Аккумулируя временно свободные денежные ресурсы и затем, перераспределяя их между предприятиями и организациями, они направляют потоки денег на финансирование более перспективных и эффективно функционирующих отраслей и отдельных компаний. При этом переливы свободных денег по

различным направлениям осуществляются на основе действия известного принципа «невидимой руки рынка», но выбор конкретных финансовых активов, с помощью которых идет перераспределение денег в экономике, каждым отдельным владельцем денежного капитала производится по-разному. Обычно в процессе такого выбора владельцы денег используют разнообразные методы и модели оценивания будущей стоимости финансовых активов.

Оценка будущей стоимости финансовых активов в теоретических построениях достаточно часто сводится к решению многопараметрических задач, применение которых на практике осложняется неопределенностью выбора переменных, включаемых в процесс анализа при моделировании. Вместе с тем известно, что в реальной действительности участники рыночных отношений имеют дело с бесчисленным множеством разнородных по своему происхождению событий. На цены финансовых активов оказывают влияние спекулятивные стратегии профессиональных участников рынка, поступающая информация экономического и политического характера, мотивационные характеристики продавцов и покупателей. Однако учесть все это огромное количество воздействующих на цены обстоятельств в рамках функциональных математических моделей невозможно вследствие возникающей неопределенности выбора конечного числа параметров при моделировании.

Кроме того, неопределенность и даже невозможность выбора конечного числа факторов для оценивания будущей стоимости финансовых активов заставляет субъектов экономики искать механизмы защиты от случайных и непредсказуемых колебаний цен на финансовых рынках.

Одним из таких механизмов является создание системы резервов. Определить размер необходимых резервов можно, например, используя VaR – методику, основанную на показателе «Value-at-Risk». Пока термин настолько молод (ему исполняется 10 лет), что для него в русском языке нет аналога.

VaR – это оценка максимальных ожидаемых потерь в течение определенного периода времени с заданной вероятностью обусловленная воздействием факторов риска.

С помощью методологии VAR, кроме оценки требуемых ресурсов становится возможным:

- вычислить оценки риска различных сегментов рынка и определить наиболее рискованные позиции;

- оценивать рискованность денежных потоков с целью принятия решения о хеджировании (защите капитала от неблагоприятного движения цен).

Среди первых нефинансовых компаний, начавших применять VAR для оценки рыночного риска, можно отметить американскую компанию Mobil Oil, немецкие компании Veba и Siemens, норвежскую Statoil.

Однако данная методика характеризуется сложными математическими расчетами и трудна для реализации людям не специализирующимся на данном виде деятельности. Для удобства её реализации студентами группы ФММ-03 Саламатовым С.В. и Багрецовым А.В. была написана программа ValueAtRisk1.0. Данное приложение рассчитывает основные показатели VaR-методики для одного финансового актива и тестирует их на адекватность. Применение ValueAtRisk1.0 для данных по акциям компании ОАО «ГазПром» за период с 01.01.2006 – 7.04.2008 приведено ниже.

Программа выдает таблицы иллюстрирующую изменение характеристик финансового актива по периодам (таблица1).

Таблица 1

Интервал	Период	Ожидаемая доходность(%)	Волатильность(%)	Коэффициент вариации	Вероятность убытка(%)
год	1	0,071479 067	4,611866584	64,52051 986	49,38170 63
квартал	0,25	0,017869 767	2,305933292	129,0410 397	49,69084 387
месяц	0,08333 3333	0,005956 589	1,331331207	223,5056 37	49,82150 743
неделя	0,01916 4956	0,001369 893	0,638455524	466,0622 68	49,91440 157
день	0,00273 7851	0,000195 699	0,241313502	1233,084 874	49,96764 681
час	0,00011 4077	8,15413E -06	0,049257912	6040,857 5	49,99339 593

Из таблицы видно, что акции компании «ГазПром» характеризуются высокой изменчивостью. Рост волатильности и коэффициента вариации за час и за год разнятся примерно в 100 раз. И соответственно вероятность понести убыток за год составляет 49,38%.

Это обусловлено ситуацией в Ираке и резким ростом цен на нефть в последние годы.

Далее приводятся основные показатели при моделировании значения VaR по данному активу.

Basic statistics:	
Ожидаемая доходность	0,000714791
RMSE-оптимальная sigma	0,020114657
RMSE-оптимальная lambda	0,96
Минимальный RMSE	0,000453073
Текущая стоимость активов	1000
Уровень надежности	0,95
Нормальный коэффициент	1,644853627
Волатильность	0,046118666
Коэффициент вариации	64,52051986
Если сохранятся тенденции на рынке, то максимальный убыток по данному финансовому активу с вероятностью 95% составит:	
VaR(вариации-ковариации)	29,58012628
VaR(исторический)	35,81914269

Данная модель оптимизируется по RMSE (root mean square error). Находятся значения Sigma и Lambda, при которых значение квадрата ошибки за исследуемый период достигает минимума. Следует сказать несколько слов о значении параметра lambda. При расчете полученное значение составляет 0.96, что говорит о том, что данный финансовый актив находится в стабильной стадии развития. Обусловлено это, скорее всего, тем что «ГазПром» является одним из лидеров мировой экономики и, что не менее важно, государственной корпорацией.

По данным параметрам моделируются значения волатильности и VaR на соответствующую дату.

Для проверки соответствия полученной модели реальному процессу проводится процедура верификации данных (Backtesting).

Backtesting

Вид:	Количество пробоев:
Метод Вариации-Ковариации	13 => Адекватность модели 95%
Историческое моделирование	14 => Адекватность модели 95%

Превышение фактического значения величины убытка по портфелю над прогнозным значением VaR для методов локального и

полного оценивания составляет 13 и 14 раз соответственно. Что говорит о 95% уровне адекватности модели при глубине ретроспективы 255 значений (принято в мировой практике).

В данной программе реализовано построение прогноза на выбранный период с использованием экспоненты Хёрста. Распределение прогнозных значений VaR по данной модели происходит по экспоненциальному закону, что учитывает в перспективе снижение роста VaR в связи с разнонаправленностью колебаний котировок финансового актива. Прогноз на месяц вперед (24 торговых дня) по акциям GAZP представлен на рисунке 1.



Рис. 1. Прогноз на месяц вперед (24 торговых дня) по акциям GAZP

Количество дней для прогноза не рекомендуется задавать больше 24 («торговый месяц»). Поскольку точность прогноза будет падать из-за невозможности прогнозирования тенденции изменения финансового актива. Таким образом, с целью снижения риска, будет рассматриваться худший вариант развития событий, что отразится на росте значения VaR со временем. Для более точного расчета значений VaR целесообразно прогнозирование динамики доходности финансового актива. На практике пользуются моделями, учитывающими гетероскедастичность в остатках (ARCH-GARCH модели).

Методологии вычисления VaR посвящено громадное количество литературы. Он используется не только трейдерами и портфельными менеджерами, но и регулирующими органами. Так в США регулирующие органы требуют от банков резервировать трехкратный 10-дневный 99% VaR под рыночные риски (данный способ расчета можно так же реализовать в программе Value_At_Risk_1.0).

VaR не является [когерентной](#) мерой, в частности, он не обладает свойством субаддитивности. Можно привести примеры, когда VaR портфеля больше, чем сумма VaRов двух подпортфелей, из которых он состоит. Это противоречит здравому смыслу. Действительно, если рассматривать меру риска как размер капитала, резервируемого для покрытия рыночного риска, то для покрытия риска всего портфеля нет необходимости резервировать больше, чем сумму резервов составляющих подпортфелей.

В программе, во избежание подобной ситуации, VaR портфеля можно рассчитать простым суммированием значений VaR по каждому активу.

Программа характеризуется высокой гибкостью и адекватностью сложившейся ситуации. В качестве длины временного горизонта для расчета VaR может быть выбран срок, определяемый выбранной стратегией управления портфелем (например, срок между заседаниями коллегиального органа, принимающего решения о судьбе инвестиционной позиции), или срок, за который портфель можно реализовать на рынке. Таким образом, значение VaR может учесть риск ликвидности. Что касается выбора уровня доверительной вероятности, то тут нельзя дать однозначного совета. В разных организациях используются различные значения доверительной вероятности. Чаще всего используются значения 95%, 99%, 97.5%, 99.9%.

Главный и самый веский аргумент в пользу изучения VaR заключается в том, что VaR стала общепризнанным методом оценки риска и среди участников западной финансовой системы, и, что более важно, среди регулирующих органов (The Group of Thirty (G30 1993), The Bank for International Settlements (1994) and The European Union). Так, например, BIS определяет для банков требования к собственному капиталу на основе соотношения между значением VaR банка и размером капитала банка.

На основе VaR западные финансовые институты пытаются выработать единый унифицированный подход к измерению риска. Фактически методика VaR продвигается в качестве стандарта оценки риска.

Сторонники данной методики надеются, что в конечном итоге VaR позволит на общем языке обсуждать проблемы оценки риска аудиторам, бухгалтерам, акционерам, управленцам и регулирующим органам.

Из всего выше сказанного можно сделать вывод, что в итоге VaR станет одним из общепризнанных стандартов измерения риска в нашей стране. Учитывая то обстоятельство, что Россия постепенно переходит на западные стандарты учета, российским компаниям и банкам, а также регулирующим органам и академическим структурам необходимо скорее начать освоение данной методики и адаптировать ее для российского рынка.

Библиографический список

1. Положение отдела рисков ОАО «ММК» ПД ММК 3-ОУР-19-2007.
2. Кузнецова Л.Г. «Методология оценивания стоимости и хеджирования финансовых активов», диссертация на соискание ученой степени доктора экономических наук, 2007 г.
3. Данные с официального сайта журнала «Рынок ценных бумаг» - <http://www.rcb.ru>
4. Данные с официального сайта РБК-РИА «РосБизнесКонсалтинг» - <http://www.rbc.ru>
5. Risk Metrics — Technical Document, Fourth edition, 1996. Appendix A. Test of conditional normality, Table A2. p. 230.
6. Данные с форума риск-менеджеров www.riskofficer.ru

УДК 336:519.24

С.В. Саламатов
ГОУ ВПО «МГТУ»

СРАВНЕНИЕ АППРОКСИМИРУЮЩИХ СВОЙСТВ МОДЕЛЕЙ С ГОМО- И ГЕТЕРОСКЕДАСТИЧНОСТЬЮ В ОСТАТКАХ

Анализируя изменения каких-либо экономических показателей (цен, процентных ставок и т.д.) в течение долгого времени, эконометрики выделяют два компонента: один из них, тренд, изменяется согласно некоторой закономерности, а другой, волатильность, — случайным образом. Для экономических прогнозов очень важно

знать не только средний уровень, например, курсов акций, но и каковы будут ожидаемые отклонения от этого среднего уровня. На рынках ценных бумаг случайные отклонения показателей от тренда крайне важны, поскольку стоимость акций, опционов и других финансовых инструментов сильно зависит от рисков. Отклонения от тренда могут значительно меняться во времени – периоды сильных изменений сменяются периодами незначительных.

Хотя реальная волатильность переменна, экономисты долгое время имели в своем распоряжении только такие статистические методы, которые основаны на предположении о ее постоянстве. В 1982 г. Энгл разработал *авторегрессионную гетероскедастическую* (то есть предполагающую переменный разброс) *модель* (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity – ARCH), на основе которой стало возможно предсказывать изменение волатильности. Открытый им метод анализа экономических временных рядов позволяет гораздо достовернее, чем ранее, прогнозировать тенденции изменения ВВП, потребительских цен, процентных ставок, биржевого курса и других экономических показателей не только на ближайший день или на неделю, но даже и на год вперед. Высокая точность прогнозов с использованием этой модели была доказана, в частности, на анализе историко-экономической статистики США и Великобритании, когда сделанный на основе данных за минувшие годы прогноз сопоставлялся с фактическими показателями последующих лет.

Для подтверждения выше сказанного построим и те, и другие модели и проанализируем точность полученных результатов. В качестве данных для анализа возьмем динамику средних за день котировок по акциям ПАО ЕЭС в течение года – с 29.07.2004 по 29.07.2005.

Акции данной компании были выбраны за счет своей известности и открытости:

- Обыкновенные и привилегированные акции ПАО «ЕЭС России» имеют листинг в РТС и на ММВБ. ГДР на акции компании обращаются на LSE (1 ГДР = 100 акций);
- Обыкновенные акции компании включены в котировальный список А1 в РТС и на ММВБ; привилегированные акции – в котировальный список А2;
- Обыкновенные и привилегированные акции ПАО входят в расчётную базу индексов РТС, ММВБ, MSCI Russia, MSCI EM. ГДР на акции компании включены в расчётную базу FTSE Russia IOB Index.

За выбранный период времени энергетическая отрасль развивалась естественным образом и не было значимых экономических

кризисов. Тем самым, тенденция изменения котировок акций компании ПАО ЕЭС не была подвержена каким-либо структурным изменениям и удобна для анализа. Качество полученных моделей проверим, сопоставив их прогнозы с реальными значениями котировок за следующий месяц.

Статистические модели с гомоскедастичностью в остатках.

Самым простым представителем данного класса является модель экспоненциального сглаживания. Если использовать её при прогнозировании временного ряда, имеющего линейную тенденцию, то модель, как правило, будет давать смещенные прогнозы, то есть систематическую ошибку. Для таких временных рядов целесообразно использовать адаптивные модели линейного роста, так же применяющие процедуру экспоненциального сглаживания. Реализуем их на имеющихся данных:

по модели Хольта с параметрами сглаживания $\alpha_1=0,85$ и $\alpha_2=0,15$ (это обусловлено следующими факторами: внешняя экономическая среда, оказывающая влияние на имидж компаний эмитентов, весьма изменчива и большую роль в модели играет свежая информация ($\alpha \uparrow$), но прогнозирование будем осуществлять на месяц вперед, поэтому конъюнктурные колебания должны быть более сглажены ($\alpha \downarrow$)) получаем прогноз с суммарной ошибкой отклонения от

$$\text{исходных данных } \sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,007484$$

по модели Брауна ($\alpha = 0,461124$) получаем прогноз с суммарной ошибкой отклонения от исходных данных

$$\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,008181$$

по модели Бокса-Дженкинса ($\alpha_1=0,9$, $\alpha_2=0,081445$, $\alpha_3=0,1$) получаем прогноз с суммарной ошибкой отклонения от исходных дан-

$$\text{ных } \sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,007136$$

При эмпирическом сравнении многопараметрических моделей линейного роста с однопараметрической моделью Брауна, Харисон и Вард пришли к выводу о том, что многопараметрические модели не дают заметного преимущества. Поэтому все адаптивные модели линейного роста дали при прогнозировании схожие результаты.

Попробуем сделать наш прогноз более точным, путем включения в модель Брауна большего количества полиномиальных членов (такое развитие однопараметрической модели было предложено Брауном и Майером).

При многократном сглаживании по полиному 1-го порядка ($\alpha = 0,5445$) получаем прогноз с суммарной ошибкой отклонения от исходных данных ($\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,007807$)

При многократном сглаживании по полиному 2-го порядка ($\alpha = 0,3524$) получаем прогноз с суммарной ошибкой отклонения от исходных данных ($\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,008656$)

Прогноз по данным моделям получается не совсем логичным, так как он делается из предположения, что на протяжении всего года будет та же конъюнктура экономической среды, что и обеспечивающая развитие процесса в данный момент (например, неоправданный рост, вызванный кризисом у компаний-конкурентов, кратковременным политическим вмешательством и т.п.). Но это не является правильным, так как следует учитывать ошибку, получаемую на каждом этапе прогнозирования. Для такого скорейшего обнаружения неадекватности модели реальному процессу, что является необходимым для внесения соответствующих изменений в модель прогнозирования, Браун разработал способ анализа, состоящий в подсчете величины следящего контроля сигнала.

При моделировании с помощью следящего контрольного сигнала необходимые коэффициенты возьмем равными их значениям, выбранным для соответствующих моделей ранее ($\gamma = 0,85$; $\alpha = 0,4611$). Тогда получим прогноз с суммарной ошибкой отклонения от

исходных данных $\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,007721$:

Как мы видим, усложнение процедуры адаптации с помощью следящего контроля не привело к заметному улучшению прогнозных качеств для нашей модели. Попытаемся улучшить её аппроксимирующие свойства за счет реализации эволюционного подхода для схемы экспоненциального сглаживания.

При реализации данной модели возьмем начальное значение параметра $\alpha=0,5$; шаг $h=0,05$. Тогда получим прогноз с суммар-

ной ошибкой отклонения от исходных данных

$$\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,007721$$

Для наглядности приведем сводную таблицу по всем используемым моделям.

Таблица 1

Отклонения прогнозных данных от реальных котировок акций EESR по моделям с гомоскедастичностью в остатках

Модель	$\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2$
Модель Хольта	0,007484
Модель Брауна	0,008181
Модель Бокса-Дженкинса	0,007136
Многократное сглаживание по полиному 1 ^{го} порядка	0,007807
Многократное сглаживание по полиному 2 ^{го} порядка	0,008656
Адаптация Тригга	0,008189
Эволюционный подход	0,007721

Статистические модели с гетероскедастичностью в остатках.

Еще десять лет назад моделирование макроэконометрических и финансовых временных рядов, сосредотачивалось по большей части на условных первых моментах, а любые временные зависимости в моментах более высокого порядка рассматривались как помеха. Усиление роли риска и соображений неопределенности в современной экономической теории требовало, однако, развития новых эконометрических методов для временных рядов, которые учитывали бы при моделировании изменение дисперсий и ковариаций во времени. Учитывая явное отсутствие какой бы то ни было структурной динамической экономической теории, объясняющей динамику моментов более высокого порядка, особенно помог этому развитию класс моделей с условной авторегрессионной гетероскедастичностью (ARCH), введенный Энглom (Engle (1982)). Так же как успеху обычных линейных моделей временных рядов содействовало использование условных мат. ожиданий вместо безусловных, ключевой момент, предлагаемый моделью ARCH, состоит в разли-

чении условных и безусловных моментов второго порядка. В то время как безусловная матрица ковариаций для представляющих интерес переменных может быть неизменной во времени, условные дисперсии и ковариации часто зависят нетривиальным образом от состояний мира в прошлом. Понимание точного характера этой временной зависимости крайне важно для многих проблем в макроэкономике и финансах, таких как необратимые инвестиции, цены на опционы, структура процентных ставок по срокам и общие динамические соотношения для цен активов. Кроме того, с точки зрения получения эконометрических выводов потеря в асимптотической эффективности из-за неучета гетероскедастичности может быть сколь угодно большой, и при составлении экономических прогнозов как правило можно использовать намного более точную оценку неопределенности ошибки прогноза, если получать ее как условную по текущему информационному множеству.

Иследуем наши данные на возможность применения к ним данных моделей. Для этого построим функцию авторегрессии первого порядка:

$$EESR^{\wedge}(t) = 0,0097 + 0,9676 * EESR(t_{-1})$$

Найдем ошибки отклонения от исходных данных $e(t) = EESR(t) - EESR^{\wedge}(t)$. По ним так же построим модель авторегрессии первого порядка и исследуем её на значимость:

$$e^{\wedge}(t) = 0,0098 + 0,9672 * e(t_{-1})$$

Коэффициент при $e(t_{-1})$ значим по t-критерию Стьюдента $t_{набл} = 74,88 > t_{кр}(0,05;246) = 1,97$ при уровне значимости 5%.

Само регрессионное уравнение так же значимо $F_{набл} = 5606,83 > F_{кр}(0,05;1;246) = 3,88$ при уровне значимости 5%.

Следовательно, предпосылки для использования ARCH/GARCH моделей выполнены и можно переходить к их реализации.

ARCH(q) модель – это модель AR(1) процесса

Оптимизируем ФМП на max получаем прогноз с суммарной ошибкой

отклонения от исходных данных $\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,007721$

GARCH(p,q) модель – авторегрессионная модель с условной гетероскедастичностью.

Оптимизируем ФМП на max получаем прогноз с суммарной ошибкой

отклонения от исходных данных $\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,007721$

GARCH-M(p,q) – это модификация модели GARCH, когда GARCH эффект учитывается в уравнении X_t и называется модель GARCH в среднем.

Оптимизируем ФМП на тах получаем прогноз с суммарной ошибкой

отклонения от исходных данных $\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,007721$

AGARCH(p,q) – абсолютная GARCH модель.

Оптимизируем ФМП на тах получаем прогноз с суммарной ошибкой

отклонения от исходных данных $\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,007721$

AGARCH-M(p,q) – это модель AGARCH в среднем значении

Оптимизируем ФМП на тах получаем прогноз с суммарной ошибкой

отклонения от исходных данных $\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,007721$

EGARCH(p,q) – это экспоненциальная модель GARCH(p,q)

Оптимизируем ФМП на тах получаем прогноз с суммарной ошибкой

отклонения от исходных данных $\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,007721$

EGARCH-M(p,q) – это модель EGARCH в среднем значении

Оптимизируем ФМП на тах получаем прогноз с суммарной ошибкой

отклонения от исходных данных $\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2 = 0,007721$

Для наглядности приведем сводную таблицу по всем используемым моделям.

Таблица 2

Отклонения прогнозных данных от реальных котировок акций EESR по моделям с гетероскедастичностью в остатках

Модель	$\sum_{t=1}^{249} (y_t - \hat{y}_t)^2$
ARCH	0,004795
GARCH	0,004791
GARCH-M	0,005976
AGARCH	0,140322
AGARCH-M	0,094539
EGARCH	0,004834
EGARCH-M	0,004811

Сравнение аппроксимирующих свойств моделей данных классов.

Для анализа точности прогнозов построим адаптивные комбинированные модели (АКМ) с гомо- и гетероскедастичностью в остатках. Тогда, учитывая точность моделей за исходный период времени, в группу моделей с гомоскедастичностью в остатках войдут: модель Бокса-Дженкинса, модель многократного сглаживания по полиному 1го порядка, эволюционное скользящее среднее для модели Брауна. В группу моделей учитывающих гетероскедастичность в остатках войдут: ARCH-модель, GARCH-модель и модель EGARCH-M. Данные АКМ являются адекватными, т.к. состоят из моделей критерии Дарбина-Уотсона которых близки расположены в интервале (1,5;2,5) и равны соответственно: для моделей с гомоскедастичностью – 2,19; 1,93; 1,88; для моделей с гетероскедастичностью – 1,62; 1,60; 1,59.

Для случаев, когда в АКМ входят модели, дающие сравнительно близкие результаты и выбор одной модели затруднен, то можно предложить гибридную АКМ, прогноз по которой является взвешенной суммой прогнозов, полученных по входящим в неё моделям.

Прогноз на следующий месяц по гибридной АКМ для каждой группы моделей представлен ниже.

Таблица 3

Исходные и прогнозные значения курса акций EESR на тестовом интервале времени

Дата	Курс акции EESR	АКМ_{гомо}	АКМ_{гетеро}
08.01.2005	0,3125	0,314957	0,312168
08.02.2005	0,316	0,315779	0,312378
08.03.2005	0,31725	0,31659	0,312389
08.04.2005	0,3171	0,317394	0,312415
08.05.2005	0,32175	0,318195	0,312446
08.08.2005	0,32075	0,318994	0,312477
08.09.2005	0,3191	0,319794	0,312508
08.10.2005	0,31775	0,320593	0,312536
08.11.2005	0,316	0,321392	0,312564
08.12.2005	0,3124	0,322192	0,312589

08.15.2005	0,3125	0,322991	0,312613
08.16.2005	0,3159	0,32379	0,312635
08.17.2005	0,31685	0,324589	0,312656
08.18.2005	0,317	0,325388	0,312676
08.19.2005	0,3171	0,326188	0,312694
08.22.2005	0,3172	0,326987	0,312712
08.23.2005	0,3139	0,327786	0,312728
08.24.2005	0,317	0,328585	0,312744
08.25.2005	0,31875	0,329384	0,312759
08.26.2005	0,319	0,330069	0,312773
08.29.2005	0,3175	0,330946	0,312787
08.30.2005	0,32015	0,33177	0,3128
08.31.2005	0,32575	0,332578	0,312812
S		0,008624	0,005858
MAPE		2,2%	1,5%

Вывод. В данной работе были рассмотрены 2 класса статистических моделей. Одни из них в главную очередь опирались на экстраполяцию намеченной ранее тенденции и строили прогнозы из расчета гомоскедастичности в остатках с постоянным средним значением волатильности на всем этапе прогнозирования, другие же учитывали её изменчивость со временем и предполагали наличие гетероскедастичности в остатках.

Были построены 2 гибридные АКМ, включающие в себя по 3 наиболее точных модели из каждого класса. По данным моделям был сделан прогноз на месяц вперед. Сопоставив прогнозы с реальными данными за этот месяц, стало видно, что у модели, учитывающей гетероскедастичность в остатках, показатели точности гораздо выше ($MAPE_{ГЕТЕРО}=1,5\% < MAPE_{ГОМО}=2,2\%$; $S_{ГЕТЕРО}=0,005858 < S_{ГОМО}=0,008624$).

Данная работа еще раз подтвердила важность включения в модель прогнозирования финансовых активов зависимости волатильности от времени, что реализовано в ARCH-GARCH моделях. Данный факт можно аргументировать тем, что Нобелевскую премию в 2003 г. Американский экономист Роберт Энгл получил как раз «за методы анализа экономических временных рядов с изменяющейся во времени волатильностью».

Присуждая Нобелевскую премию по экономике, Нобелевский комитет подчеркнул большое теоретическое и прикладное значение

разработанной Энглом ARCH-модели. Она «стала незаменимой не только для ученых, но и для финансовых и рыночных аналитиков, которые применяют ее при оценке собственности и рисков портфельных инвестиций». Открытые им методы предсказания будущих изменений экономических показателей очень важны и для современной российской экономики, где все еще велика вероятность экономических и политических шоков, повышающих волатильность.

Библиографический список

1. Bollerslev Tim (1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
2. Nelson Daniel B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59, 347-370.
3. Канторович Г., Турунцева М. Роберт Энгл и Клайв Гренджер: *новые области экономических исследований* (Нобелевская премия 2003 года по экономике). – Вопросы экономики. 2004, № 1
4. Материалы в Интернете: Боллерслев Тим, Энгл Роберт Ф., Нельсон Дэниел Б. *ARCH-модели* (Из: *Handbook of Econometrics*. 1994. Vol. 4. Ch. 49) // <http://www.nsu.ru/education/tsy/cmr/arch/andbook/0204049.htm>
5. Бушманова М.В., Иванова Т.А. и др. Анализ временных рядов и прогнозирование: Учеб. пособие. Магнитогорск: ГОУ ВПО «МГТУ», 2006.-142 с.

УДК 332.135:669

С.В. Саламатов
ГОУ ВПО «МГТУ»

КОЭФФИЦИЕНТ ВЕРТИКАЛЬНОЙ ИНТЕГРАЦИИ (НА ПРИМЕРЕ МЕТАЛЛУРГИЧЕСКОЙ ОТРАСЛИ)

В настоящее время в России сложилась благоприятная ситуация для развития интеграционных процессов. Чтобы на равных конкурировать с западными компаниями, бизнесу необходимо укрупняться. В последние годы все более активно проявляется тенденция к объединению предприятий в крупные вертикально-интегрированные структуры, включающие весь технологический

процесс производства, начиная от добычи сырья и заканчивая реализацией готовой продукции, и создающие условия для разработки и освоения производства новых конкурентоспособных видов продукции.

Основная задача, решаемая при проведении реструктуризации предприятий, - создание структуры, обеспечивающей достаточную гибкость в условиях быстро изменяющейся внешней среды, а также сохранение эффекта масштаба, присущего крупным предприятиям и дающего им значительные конкурентные преимущества: консолидация финансовых потоков, снижение потребности в оборотных средствах, увеличение совокупных активов, централизация бизнес-процессов.

Для оценки данных характеристик предприятия используется коэффициент вертикальной интеграции (КВИ). КВИ интересен акционерам, имеет большое значение для создания благоприятного имиджа у инвесторов и кредиторов, а так же учитывается при присвоении ежегодного рейтинга многими международными рейтинговыми компаниями, такими как Standard&Poor's, Fitch, Moody's.

Существующий метод расчета коэффициента вертикальной интеграции во основных отраслях промышленности достаточно прост. Например, в нефтегазовом секторе он определяется соотношением переработки и добычи:

$$\text{КВИ} = \frac{\text{внутренняя} + \text{внешняя переработка}}{\text{внутренняя} + \text{внешняя добыча}}$$

Что касается металлургических компаний, то здесь дело обстоит гораздо сложнее. Для материнской компании возможна как интеграция вниз за счет сырьевой базы, так и вверх путем приобретения перерабатывающих компаний и новых торговых платформ. Так же усложняет расчет большая диверсификация основных источников сырья в процессе производства – это и металлолом, и уголь, и агло-сырье, и окатыши, и ферросплавы, и т.п. Поэтому общепринятых методик расчета КВИ в этой отрасли промышленности на данный момент не существует. Тем и актуальнее будет данная работа.

Методика расчета коэффициента вертикальной интеграции должна быть «прозрачна» и проста для восприятия заинтересованными лицами, а сам показатель должен быть универсальным – его можно было рассчитать для компаний конкурентов. В связи с этим, следует сделать вывод об использовании в качестве инструмента анализа ежегодной отчетности компаний, публикуемой на их офици-

альных интернет сайтах. На современном этапе, группы компаний публикуют отчеты по стандартам американского бухгалтерского учета (GAAP), но расположение материнских компаний на территории РФ обязывает так же вести «материнские» годовые отчеты по российскому положению о бухгалтерском учете (РПБУ). При сопоставлении данных методик, могут возникнуть некоторые сложности. Поэтому следует разобраться в различиях Международных стандартов финансовой отчетности (МСФО) и РПБУ.

Международные стандарты финансовой отчетности ведут свою историю с 1971 г., когда в Лондоне крупнейшими и известнейшими специалистами в области финансового учета было решено создать инструментарий для подготовки финансовой отчетности, единый и понятный для мирового экономического сообщества. Основными допущениями при составлении финансовой отчетности стали:

- учет по методу начислений: финансовая отчетность включает только те операции, которые относятся к конкретному отчетному периоду и соответствуют критериям признания вне зависимости от получения или выплаты денежных средств или их эквивалентов. Также отсутствие первичного документа не будет основанием для неотражения отдельной операции в учете.

Пример. Система российского бухгалтерского (финансового) учета провозглашает использование этого допущения, но на практике отсутствие счета-фактуры (любого первичного или оправдательного документа) за телефонные услуги (как пример) приведет к тому, что этот расход может быть учтен позже, когда компания получит оправдательный документ, а иногда и в следующем отчетном периоде, что в свою очередь приведет к искажению финансового результата текущего периода.

- непрерывность деятельности: финансовая отчетность составляется исходя из допущения продолжения хозяйственной деятельности компании в настоящее время и в обозримом будущем, как правило, в течение ближайших 12 месяцев, и предполагается, что у компании нет ни намерения, ни необходимости в ликвидации или существенном сокращении масштаба своей хозяйственной деятельности.

Пример. Так как все активы и обязательства компании оцениваются исходя из допущения непрерывности деятельности, не предполагающей совершения вынужденной продажи, то при подобной продаже компания будет вынуждена продавать свои активы по цене, вполне возможно, ниже балансовой - ей необходимы средства

для удовлетворения требования кредиторов и акционеров, с одной стороны, а с другой стороны - кредиторы могут также предъявить дополнительные требования по возможным убыткам, которые они понесут при прекращении деятельности компании, что также приведет к увеличению балансовой стоимости обязательств.

Из всей отчетности стоит выделить активы, поскольку будущая экономическая выгода, заключенная в активе - это потенциал, который войдет, прямо или косвенно, в поток денежных средств или эквивалентов денежных средств компании. Потенциал может быть производительным, то есть быть частью операционной деятельности компании. Он также может принимать форму конвертируемости в денежные средства или их эквиваленты, или способности сокращать отток денежных средств, как, например, альтернативный производственный процесс снижает производственные затраты.

Таким образом, если нет предположений для того, чтобы считать компанию в ближайшем будущем банкротом, то сильных различий в оценке стоимости активов компании по МСФО и РПБУ нет. Пожалуй единственным недостатком в оценке активов будет связан с их обесценением:

- По РПБУ: не регулярная оценка активов; не признается убыток от обесценения ПБУ 6/01, а относится на нераспределенную прибыль или добавочный капитал.

- По МСФО: регулярная оценка активов, результат признается убытком от обесценения.

Примем данную погрешность за незначительную и будем использовать для расчета КВИ следующую методику, основанную на сопоставлении балансовой стоимости группы компаний и «материнской» компании анализируемого холдинга:

$$КВИ = \frac{АКТИВЫ_ДАО}{АКТИВЫ_МАТЕР} \cdot РОСТ_ГРУППЫ,$$

где:

АКТИВЫ_ДАО = АКТИВЫ_ГРУППЫ – АКТИВЫ_МАТЕР

РОСТ_ГРУППЫ = $\frac{АКТИВЫ_ГРУППЫ_t}{АКТИВЫ_ГРУППЫ_{t-1}}$

АКТИВЫ_МАТЕР_§ = АКТИВЫ_МАТЕР_руб. / КУРС_ДОЛЛАРА_дек.

АКТИВЫ_ГРУППЫ – отчетность по стандарту GAAP

АКТИВЫ_МАТЕР – баланс по стандарту РПБУ

КУРС_ДОЛЛАРА – курс доллара ЦБ на 31 декабря отчетного периода

Поскольку ГААР-отчетность публикуется в долларах США, то для сопоставимости требуется перевести рублевую стоимость «материнской» компании из РПБУ-отчетов в доллары. По международным стандартам балансовая стоимость активов конвертируется по ставке ЦБ на момент опубликования отчета, то есть в нашем случае это 31 декабря.

Распишем подробно как получается КВИ и рассмотрим варианты :

$$КВИ = \frac{АКТИВЫ_ДАО_{t+1}}{АКТИВЫ_МАТЕР_{t+1}} \cdot \frac{АКТИВЫ_МАТЕР_{t+1} + АКТИВЫ_ДАО_{t+1}}{АКТИВЫ_МАТЕР_t + АКТИВЫ_ДАО_t}$$

С ростом активов «дочерних» компаний, растет числитель как первого, так и второго сомножителя, что приводит к росту и КВИ вследствие увеличения самообеспеченности холдинга.

1. С ростом активов «материнской» компании, знаменатель первого сомножителя растет быстрее, чем числитель второго, что приводит к небольшому уменьшению КВИ, что объясняется снижением самодостаточности;
2. При пропорциональном увеличении активов как «дочерних», так и «материнской» компании, первый сомножитель остается неизменным, а второй повышает КВИ вследствие роста группы;
3. При пропорциональном уменьшении активов как «дочерних», так и «материнской» компании, первый сомножитель остается неизменным, а второй уменьшает КВИ вследствие сокращения группы.

Приведем пример использования данной методики расчета КВИ для ОАО «ММК» и его основных конкурентов (таблица 1):

Таблица 1

ПЕРИОД	Коэффициент вертикальной интеграции			
	ММК	НЛМК	Северсталь	ЕВРАЗ*
31.12.2003	-	37,93 %	-	-
31.12.2004	-	42,88 %	-	46,55 %
31.12.2005	16,15 %	34,68 %	-	55,84 %
31.12.2006	20,16 %	45,63 %	58,98 %	62,98 %
31.12.2007	21,28 %	-	46,78 %**	166,16 %

* - за материнскую компанию взяты данные по географическому положению (Assets of Russia geographical area)

** - по итогам 9 месяцев 2007 года

Методика расчета КВИ, приведенная в работе одобрена Отделом долгосрочного и среднесрочного планирования Управления экономики ОАО «ММК» и, начиная с апреля 2008 года по ней ведется мониторинг деятельности вице-президента по стратегическому развитию.

Для более подробного анализа интеграционной ситуации в компании возможно построение системы, включающей следующие показатели:

K1 – показатель, характеризующий отношение добавленной стоимости фирмы к общему объему продаж, и зависящий от степени близости фирмы к первичному производству;

K2 – показатель, характеризующий отношение товарных запасов к объему продаж и зависящий от длины технологической цепочки;

K3 – показатель, характеризующий процент производства продукции высоких переделов, информирующий о глубине перерабатывающих мощностей, создающих добавленную стоимость;

Для целесообразного исчисления, предполагается ранжирование по значимости этих коэффициентов и составление соответствующего интегрального показателя **K** (Например: **K = 0,5 K1 + 0,3 K2 + 0,2 K3**).

$$K1 = \frac{ПЭ1 - ПЭ2}{ПЭ1}; K2 = \frac{ПЭ3}{ПЭ4}; K3 = \frac{ПЭ5}{ПЭ6};$$

$$K = 0,5 \cdot K1 + 0,3 \cdot K2 + 0,2 \cdot K3$$

Где ПЭ1 - Выручка от реализации продукции

ПЭ2 - Себестоимость реализованной продукции

ПЭ3 - Уровень запасов основного сырья (металлолом, угли, аглосырье, окатыши, ферросплавы) на начало периода

ПЭ4 - Расход основного сырья в производство: металлолом, уголь, аглосырье, окатыши, ферросплавы

ПЭ6 – Объем произведенной продукции высоких переделов

ПЭ5 – Объем произведенной продукции

В качестве примера в таблице 2 приведем динамику данного показателя по месяцам 2007 года на ОАО «ММК» (без промежуточных значений входящих в него переменных):

Таблица 2

месяц	K=0,6K1+0,4K2	месяц	K=0,6K1+0,4K2
январь	0,36	июль	0,4
февраль	0,37	август	0,4
март	0,37	сентябрь	0,4
апрель	0,39	октябрь	0,38
май	0,44	ноябрь	0,4
июнь	0,45	декабрь	0,4

В настоящее время холдинг ММК является вертикально интегрированной структурой, которая, имея своим ядром Магнитогорский металлургический комбинат, включает ещё 40 дочерних обществ ОАО, и 17 других различных организаций, наиболее заметными из которых являются ОАО "Магнитогорский цементно-огнеупорный завод", ЗАО "Огнеупор" и ОАО "ММК-Метиз". Кроме того, в состав холдинга входят металлотрейдеры, компании глубокой переработки металлопродукции, строительные и транспортные предприятия, сервисные компании, обслуживающие технологические процессы, а также финансовые компании, обслуживающие процессы экономические. Таким образом, структура ОАО ММК охватывает весь цикл производства металлопродукции: добычу и переработку сырья, выплавку чугуна и стали, прокат и изготовление продукции высоких переделов. Большинство из подразделений ОАО ММК находится на территории России, однако холдинг имеет в своём составе Бускульское рудоуправление, арендуя по долгосрочному договору глиняный карьер на территории Республики Казахстан, а также международные торговые компании "ММК Steel Trade AG" и "ММК Trading AG".

Отечественная металлургия в целом движется в правильном направлении, благодаря более высокой, чем у иностранных конкурентов, рентабельности производства. Данный уровень рентабельности является во многом следствием вертикальной интеграции.

Библиографический список

1. Интернет-издание GAAP.ru «Теория и практика финансового и управленческого учета» - «Привлекательность юридического лица в качестве участника интеграционных отношений», апрель 2008

2. Витрик Н.Н. «Особенности и перспективы развития вертикально интегрированных компаний в нефтегазовом секторе Российской Федерации», дисс. на соискание научной степени к.э.н., 2007
3. Умрихин С.А., Ильина Ю.В. «Международные стандарты финансовой отчетности: российская практика применения», Гросс-Медиа, 2007
4. Халитова А.М. «Вертикальная интеграция как фактор повышения экономической эффективности предприятия нефтехимической отрасли», дисс. на соискания ученой степени к.э.н., 2006
5. Данные с официального сайта ОАО «ММК» www.mmk.ru
6. Данные с официального сайта ООО «ЕвразХолдинг» www.evraz.com
7. Данные с официального сайта ОАО «НЛМК» www.nlmk.ru
8. Данные с официального сайта ОАО «Северсталь» www.severstal.ru

УДК 336.717:519.23

Е.А. Токарева

ГОУ ВПО «МГТУ»

ПРИМЕНЕНИЕ МАТЕМАТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ К ОЦЕНКЕ ФИНАНСОВОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ БАНКОВ

На современный банковский рынок влияют многие факторы, такие как нестабильность на мировых финансовых рынках, перебои с ликвидностью, политическая нестабильность и другие. В тоже время свобода выбора в рыночной экономике должна подкрепляться уверенностью в надежности партнера. В связи с этим клиенты банков, как юридические, так и физические лица, сейчас стали более ответственно и обдуманно относиться к обслуживаемому банку. Для принятия решения недостаточно внутренних оценок и зачастую необходима оценка независимых экспертов. Эти факторы обуславливают актуальность развития и совершенствования методик анализа деятельности банков и в частности финансового состояния банков. Такую роль в современном обществе играет система рейтингов.

Показатели рейтинга в компактной и емкой форме характеризуют состояние и перспективные тенденции изменения различных показателей банка, играя роль индикаторов для принятия решений, установления и поддержания деловых отношений.

Цель данной работы – составить методику построения рейтинга банков и в результате оценить финансовое состояние банков на основе интегрального индикатора. Объектом исследования являются банки, филиалы или дополнительные офисы которых представлены в г. Магнитогорске.

В качестве исходных данных для составления интегрального индикатора используются балансы банков (форма 101), взятых с Интернет-сайта ЦБ РФ (www.cbr.ru). Балансовые счета второго порядка группируются в экономически однородные группы (фонд обязательных резервов, рабочие активы, ликвидные активы, собственный капитал, защита капитала, обязательства до востребования, суммарные обязательства). Далее из рассчитанных параметров составляются следующие коэффициенты:

1. Генеральный коэффициент надежности (k_1)
2. Коэффициент мгновенной ликвидности (k_2)
3. Генеральный коэффициент ликвидности (k_3),
4. Коэффициент защищенности капитала (k_4),
5. Коэффициент фондовой капитализации прибыли (k_5),
6. Коэффициент абсолютной ликвидности (k_6),
7. Рентабельность капитала (k_7),
8. Рентабельность активов (k_8),
9. Коэффициент ресурсной базы банка (k_9).

Предварительно перейдя к унифицированным значениям показателей, составляется матрица значений парных коэффициентов корреляции, характеризующих степень тесноты попарных статистических связей между частными критериями. На основе полученной матрицы формируются группы показателей, в каждой из которых эти показатели тесно связаны между собой. Цель этого этапа – избежать мультиколлинеарность между показателями, которые потом войдут в состав интегрального индикатора. Затем от каждой группы отбирается по 1 представителю, и формируются наборы сочетаний таких показателей, которые не связаны друг с другом и описывают с разных сторон финансовое состояние банка.

Чтобы отобрать наиболее информативный набор критериев, высчитываются коэффициенты детерминации каждого исходного показателя с теми показателями, которые вошли в набор. Набор частных критериев (k_1, k_2, \dots, k_9) считается наиболее информативным,

если суммарное значение коэффициентов детерминации для данного набора максимальное.

В данном случае наиболее информативным является набор, состоящий из следующих коэффициентов: k_1 (генеральный коэффициент надежности), k_2 (коэффициент мгновенной ликвидности), k_3 (генеральный коэффициент ликвидности), k_5 (коэффициент фондовой капитализации прибыли) и k_7 (рентабельность капитала).

На следующем этапе необходимо свести многокритериальный набор частных критериев к одному критерию, построенному в виде скалярного индикатора \hat{Y} . Интегральный индикатор финансового состояния банков будет вычисляться по значениям унифицированных частных критериев с помощью формулы: $\hat{Y} = \sum_{j=1}^m w_j \cdot \tilde{k}_i^j$,

где $w_j = c_j^2$, c_j - компоненты 1-го собственного вектора $c=(c_1, c_2, \dots, c_i)^T$.

В результате проведенных операций получим следующее уравнение интегрального индикатора:

$$\hat{Y} = 0,339 \cdot \tilde{k}_1 + 0,167 \cdot \tilde{k}_2 + 0,045 \cdot \tilde{k}_3 + 0,283 \cdot \tilde{k}_5 + 0,164 \cdot \tilde{k}_7$$

Ранжируем банки по получившимся значениям интегрального индикатора (рисунок 1).

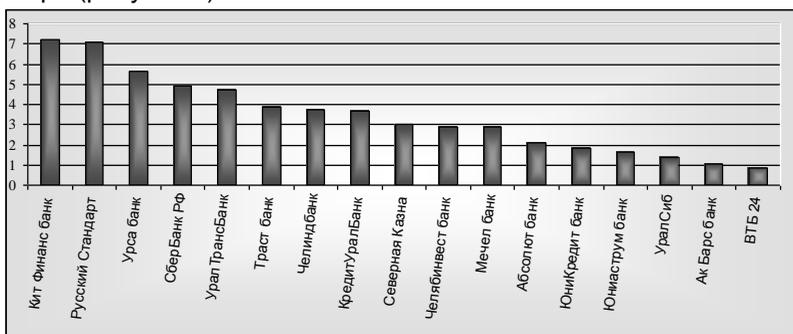


Рис. 1. Ранжирование банков по значениям интегрального индикатора

На диаграмме видно, что некоторые банки можно объединить в группы, т.к. они имеют приблизительно одинаковые значения индикатора. С этой целью был проведен кластерный анализ банков по наиболее информативному набору критериев методом k -средних. В

результате кластерного анализа все банки были разбиты на 4 группы.

В первую группу вошел банк Кит Финанс, эта группа характеризуется высокими значениями коэффициентов k_2 и k_7 , и достаточно высокими значениями остальных показателей, т.е. клиенты в большой степени могут претендовать на получение процентов по остаткам на расчетных и текущих счетах, кроме того эта группа показывает высокую эффективность вложения собственных средств. Таким образом, 1ая группа является наиболее успешной, устойчивой, надежной для клиентов, состоящих в банке на расчетном и кассовом обслуживании; это группа, обладающая наибольшими ликвидными активами.

Ко второй группе относятся СберБанк РФ, Банк Русский Стандарт и Урса банк. Эта группа обладает высоким значением коэффициентов k_1 и k_5 , т.е. рискованные вложения банка в работающие активы в достаточной степени защищены собственным капиталом банка, кроме того, эта группа характеризуется высокой эффективностью работы банков – банки, входящие в эту группу, способны наращивать собственный капитал за счет прибыли, а не дополнительных эмиссий акций. Но в тоже время, следует отметить, что активы банка не столь ликвидны по сравнению с 1ой группой.

В третью группу вошли УралТрансБанк, Траст банк, Челябиндбанк, КредитУралБанк, Северная Казна, Челябинвест банк и Мечел банк. Этой группе характерна способность удовлетворить требования кредиторов в минимальный срок, в этой группе лидирует лишь генеральный коэффициент ликвидности (k_3). Остальные значения коэффициентов – ниже средних.

К четвертой группе относятся Абсолют банк, ЮниКредит банк, Юниаструм банк, УралСиб, Ак Барс банк, ВТБ 24. В этой группе собраны банки, коэффициенты у которых имеют в основном низкие значения, т.е. это менее надежные, менее ликвидные и менее устойчивые банки по сравнению с банками из первых групп.

Сопоставив результаты кластерного анализа и значений интегрального индикатора, можно увидеть, что лучшей группе соответствует наибольшее значение интегрального индикатора, а худшей группе – меньшие значения индикатора (таблица 1).

Таблица 1

Результаты кластерного анализа и значения интегрального индикатора

Кластерный анализ	Значение индикатора	Наименование банка
1 группа	7,206138	Кит Финанс банк
2 группа	7,112294	Русский Стандарт
	5,667687	Урса банк
	4,914203	СберБанк РФ
	4,723960	УралТрансБанк
3 группа	3,875767	Траст банк
	3,749031	Челиндбанк
	3,687750	КредитУралБанк
	3,030468	Северная Казна
	2,887223	Челябинвест банк
	2,875837	Мечел банк
	2,078113	Абсолют банк
4 группа	1,865917	ЮниКредит банк
	1,635531	Юниаструм банк
	1,366774	УралСиб
	1,048823	Ак Барс банк
	0,820827	ВТБ 24

Таким образом, данная методика позволяет оценить финансовое состояние банков с помощью интегрального индикатора.

Библиографический список

1. М.В. Бушманова, Т.А. Дуброва, Н.А. Мочалкина Кластерный анализ. Проведение классификации многомерных наблюдений методами кластерного анализа в пакете "Statistica": Учеб. Пособие. Магнитогорск: МГТУ, 2002, 87 с.
2. http://www.hse.ru/journals/wrldross/vol01_4/lvazian3.htm

Г.С. Шеметова, Т.А. Иванова

ГОУ ВПО «МГТУ»

ИССЛЕДОВАНИЕ УРОВНЯ БЛАГОСОСТОЯНИЯ НАСЕЛЕНИЯ РЕГИОНОВ РФ

Целью работы является создание из множества показателей, характеризующих благосостояние, единый, по которому можно будет не только своевременно выявить происходящие в нем изменения и их причины, что крайне необходимо для предупреждения негативных тенденций и прогнозирования развития этой сферы, но и классифицировать регионы РФ. Классификация позволит выявить отстающие регионы и своевременно принять меры по улучшению ситуации в этих регионах.

В данной работе был построен интегральный индикатор на основе показателей по 87 регионам РФ за 2006 год по данным государственного комитета статистики.

Методология оценки интегрального индикатора уровня благосостояния населения включает в себя несколько этапов:

- отбор априорного набора статистически регистрируемых базовых статистических показателей (БСП), характеризующих с различных сторон уровень благосостояния;
- выбор из них сравнительно небольшого количества (апостериорного набора показателей);
- собственно формирование интегрального индикатора, включая определение весов каждого из показателей апостериорного набора и приведение интегральных оценок к шкале 0-10.

В связи с тем, что под благосостоянием понимается степень удовлетворения материальных потребностей человека, то на первом этапе были выбраны следующие показатели, характеризующие доходы и расходы населения, обеспеченность жильем и собственностью и обеспеченность общества мощностями инфраструктуры:

X1 – ВРП на душу (руб.);

X2 – индекс потребительских цен(%);

X3 – покупательная способность среднедушевых денежных доходов по отношению к наборам прожиточного минимума;

X4 – доля численности населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума(%);

X5 – индекс концентрации доходов (коэффициент Джини) ;

X6 – доля расходов на питание в потребительских расходах населения(%);

X7 – приходится общей площади жилищного фонда на одного жителя(кв.м) ;

X8 – доля общей площади жилищного фонда, находящегося в частной собственности граждан(%);

X9 – доля жилищного фонда, размещенного в ветхих и аварийных строениях(%);

X10 – доля семей, состоящих на учете на получение жилья(%);

X11 – обеспеченность населения собственными легковыми автомобилями (в расчете на 1000 населения) ;

X12 – плотность автомобильных дорог общего пользования с твердым покрытием (км./1000 м2 территории) ;

X13 – уровень телефонизации (взвешенная сумма чисел тел. аппаратов на 100 семей в гор. и сел. местностях).

Далее был выполнен переход от исходных показателей к унифицированным значениям X' , лежащим в отрезке $[0;10]$, на основе характера взаимосвязи показателей с анализируемой синтетической переменной.

Для анализа наличия мультиколлинеарности была построена матрица парных коэффициентов корреляции. На основе этой матрицы были выбраны наиболее тесно связанные показатели и произведен отбор наиболее информативных частных критериев. В результате в апостериорный набор показателей вошли следующие: X_1' , X_3' , X_4' , X_5' , X_7' , X_{10}' , X_{11}' , X_{12}' . Далее осуществлялось само построение интегрального индикатора Y . Оно осуществлялось на основе модифицированной первой главной компоненты. Суть в том, что по показателям X_j' проводится компонентный анализ. Если первая главная компонента объясняет 55% вариации, то искомым интегральный индикатор ищется в форме линейной функции:

$$Y = \sum_{j=1}^p w_j * X_j' , \text{ где} \quad (1)$$

w_j – весовые коэффициенты, а p – количество показателей.

Весовые коэффициенты w_j равны квадратам соответствующих компонент собственного вектора, соответствующего первому собственному числу, и в сумме должны давать единицу.

Полученный таким образом интегральный индикатор несколько отличается от первой главной компоненты и поэтому называется модифицированной первой главной компонентой.

В случае же если первая главная компонента не объясняет 55% вариации, то происходит снижение размерности признаков, т.е. происходит разбиение набора признаков на блоки в соответствии с требованиями: переменные должны характеризовать какой-то один аспект анализа, они должны иметь относительно высокий уровень взаимной корреляции и переменные разных блоков должны быть слабокоррелированными. Далее по каждому блоку строятся блочные интегральные индикаторы по вышеописанной схеме. Затем по этим блочным индикаторам строится сводный. Это происходит следующим образом:

– вычисляется взвешенное евклидово расстояние n_i от i -го объекта до эталона Θ .

$$n_i = \sqrt{\sum_{j=1}^k q_j * (Y_{ij} - \Theta)^2}, \quad (2)$$

где q_j – весовой коэффициент, пропорциональный выбросам дисперсии,

k – количество блочных индикаторов.

$$q_j = \frac{S_j^2}{\sum_{j=1}^k S_j^2}, \quad (3)$$

где S_j^2 – дисперсия j -го блочного индикатора.

$$S_j^2 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (Y_{ij} - \bar{Y}_j)^2, \quad (4)$$

где m – количество объектов изучения;

– вычисляется значение сводного интегрального показателя:

$$Y_i' = N - n_i. \quad (5)$$

Получается, что большему значению индикатора соответствует лучшее качество.

В данной работе на основе показателей X_j' была построена первая главная компонента, но, выяснилось, что она не объясняет 55% вариации, а только 33%. Поэтому показатели были разбиты на 3 блока, характеризующих доходы и расходы населения ($X1'$, $X3'$, $X4'$, $X5'$), обеспеченность жильем и собственностью ($X7'$, $X10'$, $X11'$) и обеспеченность общества мощностями инфраструктуры ($X12'$).

По этим блокам были построены главные компоненты и выяснилось, что первая главная компонента в первом блоке объясняет 70% вариации, во втором блоке – 57% вариации. Ввиду того, что в

третьем блоке оказался только один показатель, то этот третий блочный индикатор полностью совпадает со значениями этого показателя.

Первые главные компоненты объясняют необходимое количество вариации, то можно переходить к следующему этапу построения первого и второго блочных индикаторов. Для этого необходимо определить весовые коэффициенты. Они были определены с помощью собственных векторов, соответствующих первых главных компонент. Получили следующие веса: 0,11, 0,39, 0,26 и 0,24 соответственно для X_1' , X_3' , X_4' , X_5' для первого блочного индикатора и 0,05, 0,14 и 0,8 для X_7' , X_{10}' , X_{11}' для второго блочного индикатора.

С помощью формулы (1) получили значения блочных индикаторов. Затем с помощью формул (2)-(5) был вычислен сводный интегральный индикатор. Причем веса q_j приняли значения 0,63, 0,31 и 0,06 соответственно для первого, второго и третьего блочного индикатора.

Вычислив значения индикатора, объекты исследования были отсортированы в порядке убывания. Результаты первых 3 и последних 3 регионов РФ представлены в таблице 1.

Таблица 1
Лидеры и аутсайдеры по значениям индикатора

Регион	Место	Значение индикатора	Регион	Место	Значение индикатора
Лидеры			Аутсайдеры		
г.Москва	1	8,623	Р. Марий Эл	85	3,24
Московская обл.	2	8,428	Читинская обл.	86	3,16
г.Санкт-Петербург	3	8,291	Р. Ингушетия	87	2,21

Как видно из этой таблицы, лидирующие места занимают Москва, Московская область и Санкт-Петербург, вследствие высокого ВРП на душу населения, хорошей покупательной способности, низкой долей населения с доходами ниже прожиточного минимума, а также большей площади жилищного фонда, приходящегося на одного человека. Замыкают же список республики Марий Эл, Ингушетия и Читинская область, у которых значения вышеописанных показателей гораздо ниже, чем у лидеров. Челябинская область находится на 39 месте со значением индикатора 4,69.

Библиографический список

1. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика и основы эконометрики (издание 2-е). М.: ЮНИТИ, 2001

УДК 330.564.2: 519.23

Г.С.Шеметова
ГОУ ВПО «МГТУ»

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ НА ПРИМЕРЕ ИНДЕКСА РЕАЛЬНЫХ ДЕНЕЖНЫХ ДОХОДОВ НАСЕЛЕНИЯ

В настоящее время статистические методы прогнозирования заняли видное место в экономической практике. Они стали важным инструментом в деятельности плановых, аналитических, маркетинговых отделов производственных предприятий и объединений, торговых, страховых компаний, банков, правительственных учреждений. В условиях перехода экономики на рыночные отношения существенно меняются информационные запросы управляющих структур по объему, составу, достоверности и оперативности информации. В связи с этим для руководителей различных уровней возрастает роль прогнозов в принятии обоснованных управленческих решений.

Для данной работы был взят временной ряд динамики, характеризующий индекс реальных доходов населения за период с января 1999 года по март 2008 года. На основе данных за период с января 1999 года по сентябрь 2008 года был проведен анализ и построен прогноз в соответствии со следующим планом:

- первичная обработка исходных данных
- определение круга возможных моделей прогнозирования
- оценка параметров моделей
- исследование качества выбранных моделей, адекватности их реальному процессу
- построение прогноза и оценка точности.

С помощью остальных данных – проверка прогноза на точность.

Существуют основные требования, предъявляемые к временным рядам: уровни ряда должны быть равноотстоящими и сопоставимыми; временной ряд должен иметь достаточную длину; временные ряды не должны иметь пропущенные значения; уровни ряда не должны содержать аномальные значения или выбросы, появление которых вызвано ошибками при сборе, записи или передаче информации.

Анализируемый ряд может считаться временным, т.к. он удовлетворяет всем основным требованиям.

Считается, что значения уровней временных рядов содержат следующие компоненты: тренд U_t , сезонная компонента S_t , циклическая компонента V_t и случайная компонента ε_t .

Различают следующие модели:

- аддитивная модель временного ряда - $y_t = U_t + S_t + V_t + \varepsilon_t$;
- мультипликативная модель - $y_t = U_t \cdot S_t \cdot V_t \cdot \varepsilon_t$;
- смешанная модель - $y_t = U_t \cdot S_t \cdot V_t + \varepsilon_t$.

При визуальном анализе графика временного ряда можно сделать вывод о наличии сезонной составляющей (рисунок 1).



Рис.1. График исходного ряда

Характер сезонность был выявлен по автокорреляционной функции, и он оказался равным году. В дальнейшем был рассмотрен как аддитивный, так и мультипликативный характер сезонности.

Проверка гипотезы о существовании тренда предваряет определение тенденции и выделение тренда. Существует несколько критериев для решения этой задачи, они построены на проверке гипотезы о случайности ряда: $H_0: M(y(t)) = a = const$.

Критерий серий, основанный на медиане выборки, критерий «восходящих и нисходящих» серий и метод Фостера-Стьюарта показали наличие тренда.

Далее был выявлен характер тенденции с помощью сглаживания временного ряда по простой скользящей средней. Длина интервала сглаживания была взята равной 12 (из предположения о месячной сезонности). По полученному ряду были построены и оценены по коэффициенту R^2 несколько уравнений регрессии. Получили,

что наиболее полно ряд динамики описывают линейный и параболический тренды.

Исходя из вышеописанного, в качестве возможных моделей прогнозирования были выбраны тренд-сезонные модели аддитивные и мультипликативные, использующие линейный и параболический тренды, адаптивные модели, предполагающие наличие сезонной составляющей и сезонная модель Бокса-Дженкинса.

Аддитивная тренд-сезонная модель

Общий вид - $y_t = u_t + s_t + \varepsilon_t$

Алгоритм процедуры расчета:

1. Описание тенденции временного ряда, используя процедуру простой скользящей средней с длиной активного участка $l=12$.

2. Для элиминирования влияния случайных факторов определили средние значения случайных составляющих, полученных путём вычитанием скользящей средней из исходного ряда.

3. Провели корректировку значений сезонных составляющих.

4. Провели десезонализацию исходных данных.

5. По очищенным от сезонности значениям были построены следующие уравнения регрессии линейного и параболического трендов: $Y = 59,737 + 0,9577*t$

$$Y = 68,709 + 0,4546*t + 0,0047*t^2.$$

Учитывая значения сезонной составляющей, получим следующее: $Y = 59,737 + 0,9577*t + S_i$

$$Y = 68,709 + 0,4546*t + 0,0047*t^2 + S_i$$

Месяц	Линейный тренд	Параболический тренд
Январь	$y_1(t) = 37,818 + 0,9577*t$	$y_1(t) = 46,79 + 0,0047*t^2 + 0,4546*t$
Февраль	$y_2(t) = 50,222 + 0,9577*t$	$y_2(t) = 59,194 + 0,0047*t^2 + 0,4546*t$
Март	$y_3(t) = 56,703 + 0,9577*t$	$y_3(t) = 65,675 + 0,0047*t^2 + 0,4546*t$
Апрель	$y_4(t) = 61,747 + 0,9577*t$	$y_4(t) = 70,719 + 0,0047*t^2 + 0,4546*t$
Май	$y_5(t) = 53,356 + 0,9577*t$	$y_5(t) = 62,328 + 0,0047*t^2 + 0,4546*t$
Июнь	$y_6(t) = 60,707 + 0,9577*t$	$y_6(t) = 69,679 + 0,0047*t^2 + 0,4546*t$
Июль	$y_7(t) = 58,938 + 0,9577*t$	$y_7(t) = 67,91 + 0,0047*t^2 + 0,4546*t$
Август	$y_8(t) = 59,011 + 0,9577*t$	$y_8(t) = 67,983 + 0,0047*t^2 + 0,4546*t$
Сентябрь	$y_9(t) = 58,913 + 0,9577*t$	$y_9(t) = 67,885 + 0,0047*t^2 + 0,4546*t$
Октябрь	$y_{10}(t) = 60,875 + 0,9577*t$	$y_{10}(t) = 69,847 + 0,0047*t^2 +$
Ноябрь	$y_{11}(t) = 61,412 + 0,9577*t$	$y_{11}(t) = 70,384 + 0,0047*t^2 +$
Декабрь	$y_{12}(t) = 97,144 + 0,9577*t$	$y_{12}(t) = 106,116 + 0,0047*t^2 +$

Мультипликативная тренд-сезонная модель при вхождении остаточной компоненты в мультипликативной форме

Общий вид - $yt = ut * st * \epsilon t$

Алгоритм процедуры расчета аналогичен аддитивной тренд-сезонной модели. По очищенным от сезонности значениям также были построены уравнения регрессии линейного и параболического трендов: $Y = 59,431 + 0,9613*t$

$$Y = 67,694 + 0,498*t + 0,0044*t^2.$$

Учитывая значения сезонной составляющей, получили следующее: $Y = (59,431 + 0,9613*t) * Si$

$$Y = (67,694 + 0,498*t + 0,0044*t^2) * Si.$$

Месяц	Линейный тренд	Параболический тренд
Январь	$y1(t) = 48,08 + 0,778*t$	$y1(t) = 54,764 + 0,004*t^2 + 0,403*t$
Февраль	$y2(t) = 54,498 + 0,882*t$	$y2(t) = 62,075 + 0,004*t^2 + 0,457*t$
Март	$y3(t) = 57,945 + 0,937*t$	$y3(t) = 66,002 + 0,004*t^2 + 0,486*t$
Апрель	$y4(t) = 60,56 + 0,98*t$	$y4(t) = 68,98 + 0,004*t^2 + 0,507*t$
Май	$y5(t) = 55,806 + 0,903*t$	$y5(t) = 63,565 + 0,004*t^2 + 0,468*t$
Июнь	$y6(t) = 59,906 + 0,969*t$	$y6(t) = 68,236 + 0,004*t^2 + 0,502*t$
Июль	$y7(t) = 58,896 + 0,953*t$	$y7(t) = 67,085 + 0,004*t^2 + 0,494*t$
Август	$y8(t) = 59,193 + 0,957*t$	$y8(t) = 67,423 + 0,004*t^2 + 0,496*t$
Сентябрь	$y9(t) = 58,956 + 0,954*t$	$y9(t) = 67,152 + 0,004*t^2 + 0,494*t$
Октябрь	$y10(t) = 60,025 + 0,971*t$	$y10(t) = 68,371 + 0,004*t^2 + 0,503*t$
Ноябрь	$y11(t) = 60,382 + 0,977*t$	$y11(t) = 68,777 + 0,004*t^2 + 0,506*t$
Декабрь	$y12(t) = 78,865 + 1,276*t$	$y12(t) = 89,83 + 0,006*t^2 + 0,661*t$

Тренд-сезонная модель при моделировании сезонных составляющих с помощью фиктивных переменных в аддитивной форме

Построение модели осуществляется с помощью аддитивного добавления в линейной форме в правую часть регрессионного уравнения дихотомических переменных (бинарных переменных, которые могут принимать одно из двух значений: ноль или единица).

Пусть временной ряд месячной динамики представлен в виде аддитивной модели, содержащей трендовую, сезонную и случайную компоненты. Для описания сезонных колебаний используем фиктивные переменные. Тогда общий вид модели может быть записан следующим образом:

1. линейный тренд

$$y_t = a + bt + c_2d_2 + c_3d_3 + c_4d_4 + c_5d_5 + c_6d_6 + c_7d_7 + c_8d_8 + c_9d_9 + c_{10}d_{10} + c_{11}d_{11} + c_{12}d_{12} + \epsilon_t,$$

2. параболический тренд

$$y_t = a + bt + ct^2 + c_2d_2 + c_3d_3 + c_4d_4 + c_5d_5 + c_6d_6 + c_7d_7 + c_8d_8 + c_9d_9 + c_{10}d_{10} + c_{11}d_{11} + c_{12}d_{12} + \varepsilon_t,$$

где $a, b, c, c_2, c_3, c_4, c_5, c_6, c_7, c_8, c_9, c_{10}, c_{11}, c_{12}$ – коэффициенты модели;

$$d_i = \begin{cases} 1, & \text{если наблюдение принадлежит } i \text{ – му месяцу,} \\ 0 & \text{в остальных случаях} \end{cases}$$

$i = 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12.$

Предположив, что регрессионные остатки ε_t удовлетворяют всем необходимым требованиям, найдем с помощью МНК оценки коэффициентов $a, b, c, c_2, c_3, c_4, c_5, c_6, c_7, c_8, c_9, c_{10}, c_{11}, c_{12}$.

После того, как мы ввели фиктивные переменные, с помощью средств Statistica построили уравнения множественной регрессии, которые имеют вид:

$$1. y_t = 39,107 + 0,958 * t + 11,464 * d_2 + 17,473 * d_3 + 22,115 * d_4 + 14,979 * d_5 + 21,766 * d_6 + 20,364 * d_7 + 20,139 * d_8 + 20,058 * d_9 + 20,606 * d_{10} + 21,148 * d_{11} + 56,928 * d_{12}.$$

$$2. y_t = 47,756 + 0,458 * t + 0,005 * t^2 + 11,497 * d_2 + 17,53 * d_3 + 22,186 * d_4 + 15,055 * d_5 + 21,837 * d_6 + 20,42 * d_7 + 20,172 * d_8 + 20,059 * d_9 + 21,64 * d_{10} + 22,187 * d_{11} + 57,962 * d_{12}.$$

Модель Хольта-Уинтерса

Это модель с линейным характером тенденции и мультипликативным сезонным эффектом, она представляет собой объединение двухпараметрической модели Хольта и сезонной модели Уинтерса. Прогноз на t шагов вперед определяется выражением:

$$\hat{y}_t(t) = (\hat{a}_{1,t} + \hat{a}_{2,t} \cdot \tau) \hat{f}_{t-t+\tau}$$

Расчет коэффициентов осуществляется по формулам:

$$\hat{a}_{1,t} = \alpha_1 \frac{y_t}{\hat{f}_{t-1}} + (1 - \alpha_1)(\hat{a}_{1,t-1} + \hat{a}_{2,t-1}),$$

$$\hat{f}_t = \alpha_2 \frac{y_t}{\hat{a}_{1,t}} + (1 - \alpha_2) \hat{f}_{t-1},$$

$$\hat{a}_{2,t} = \alpha_3 (\hat{a}_{1,t} - \hat{a}_{1,t-1}) + (1 - \alpha_3) \hat{a}_{2,t-1},$$

где $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ - параметры модели, $0 < \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3 < 1$. Оптимальные значения $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ предполагается находить экспериментальным путем;

$a_{1,t}$ - взвешенная сумма текущей оценки;

f_t - оценка коэффициентов сезонности;

$a_{2,t}$ - оценка углового коэффициента трендовой составляющей.

Будем строить модель Хольта-Уинтерса для рассматриваемой нами динамики, т.е. предполагая наличие линейной тенденции и сезонности мультипликативного характера с длиной периода 12 месяцев.

Результаты последних шагов, представлены в таблице 1.

Таблица 1

Конечные результаты по модели Хольта-Уинтерса

	A1	A2	FT	YT^
5	147,4977	0,952792	1,124238	164,1945
6	149,145	0,953487	1,107848	163,2903
7	151,0874	0,954476	1,103295	165,0302
8	152,761	0,955195	1,104511	167,1166
9	154,3659	0,955845		171,7056

В качестве начальных значений сезонного фактора были взяты уже оценённые нами значения при рассмотрении мультипликативной тренд-сезонной модели. В качестве $a_{1,0}$ и $a_{2,0}$ также взяли уже полученные при рассмотрении мультипликативной тренд-сезонной модели оценки параметров линейного тренда: $a_{1,0}=59,431$, $a_{2,0}=0,9613$.

Значения α_1 , α_2 , α_3 были найдены с помощью функции «Поиск решения» при условии минимизации суммы квадратов отклонений, и равны соответственно 0,191776, 0,181284 и 0,001.

Модель Тейла-Вейджа

Модель с линейным ростом и аддитивным характером сезонности, предложенная Тейлом и Вейджем Прогноз на t шагов вперед определяется выражением:

$$\hat{y}_t(t) = \hat{a}_{1,t} + \hat{a}_{2,t} \cdot t + \hat{g}_{t-t+\tau}$$

Расчет коэффициентов осуществляется по формулам:

$$\hat{a}_{1,t} = \alpha_1(y_t - \hat{g}_{t-t}) + (1 - \alpha_1)(\hat{a}_{1,t-1} + \hat{a}_{2,t-1}),$$

$$\hat{g}_t = \alpha_2(y_t - \hat{a}_{1,t}) + (1 - \alpha_2)\hat{g}_{t-1},$$

$$\hat{a}_{2,t} = \alpha_3(\hat{a}_{1,t} - \hat{a}_{1,t-1}) + (1 - \alpha_3)\hat{a}_{2,t-1},$$

Будем строить модель Тейла-Вейджа для рассматриваемой нами динамики, т.е. предполагая наличие линейной тенденции и сезонности аддитивного характера с длиной периода 12 месяцев.

В качестве начальных значений сезонного фактора возьмём уже оценённые нами значения при рассмотрении аддитивной тренд-сезонной модели. В качестве $a_{1,0}$ и $a_{2,0}$ также возьмём уже получен-

ные при рассмотрении аддитивной тренд-сезонной модели оценки параметров линейного тренда: $a_{1,0}=59,737$, $a_{2,0}=0,9577$.

Результаты последних шагов представлены в таблице 2.

Таблица 2

Конечные результаты по модели Тейла-Вейджа

	A1	A2	FT	YТ^
5	158,5018	0,959924	8,306722	165,2162
6	160,7665	0,961228	4,149671	162,5669
7	164,4973	0,963998	2,449679	166,0796
8	166,7821	0,965319	3,123544	169,6815
9	168,2365	0,965808		172,8226

Значения α_1 , α_2 , α_3 были найдены с помощью функции «Поиск решения» при условии минимизации суммы квадратов отклонений, и равны соответственно 0,437305, 0,293482и 0,001.

Сезонная модель Бокса-Дженкинса ARIMA (p,d,q) (Ps,Ds,Qs)

Теперь рассмотрим сезонную модель Бокса-Дженкинса, которая может быть представлена в виде:

$$ARIMA(p, d, q)(P_s, D_s, Q_s),$$

где p – порядок авторегрессионной составляющей;

d – порядок разности;

q – порядок скользящей средней;

P_s – сезонный параметр авторегрессии;

D_s – порядок сезонной разности;

Q_s – сезонный параметр скользящей средней.

Исходный ряд является нестационарным, т.к. включает аддитивную неслучайную компоненту. Переход к стационарному ряду осуществляется путем вычитания из исходного ряда его неслучайной сезонной составляющей.

Оптимальная модель определялась с помощью программы «Мезозавр» путем перебора параметров модели с целью минимизировать СКО и статистику χ^2 , характеризующую близость распределения остатков к нормальному. Наилучшие оценки были получены для модели ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 0). Параметр $q = 0,795542$.

Решение о том, можно ли применять для анализа и прогнозирования построенные модели, можно принять только после проверки моделей на адекватность. Проверка адекватности выбранных моделей строится на анализе остаточной компоненты. Остаточная компонента должна быть случайна (1- проверка с помощью тестов на наличие тренда), соответствовать распределением нормальному

закону с нулевым математическим ожиданием (2- проверка с помощью гистограмм) и значения уровней ряда остатков между собой должны быть независимыми (3- проверка с помощью автокорреляционной функции). Результаты проверки приведены в следующей таблице 3.

Таблица 3

Проверка построенных моделей на адекватность

Модель	1	2	3
Аддитивная модель с линейным трендом	-	+	-
Аддитивная модель с параболическим трендом	+	+	-
Мультипликативная модель с линейным трендом	-	+	-
Мультипликативная модель с параболическим трендом	+	+	-
Модель с фиктивными переменными и линейным трендом	-	+	-
Модель с фиктивными переменными и параболическим трендом	+	+	-
Модель Хольта-Уинтерса	+	+	-
Модель Тейла-Вейджа	+	+	-
Сезонная модель Бокса-Дженкинса	+	+	+

Как видно, модель Бокса-Дженкинса – единственная получившаяся адекватной модель.

Качество модели оценивается по показателям точности, описывающим поведение случайных ошибок, полученных при использовании модели. Это показатели:

- абсолютная ошибка прогноза;
- относительная ошибка прогноза;
- средние абсолютные и относительные ошибки по модулю.
- средняя квадратичная ошибка;
- коэффициент детерминации.

Характеристика, MAPE, широко используется для сравнения точности прогнозов разнородных объектов прогнозирования. При $|MAPE| < 10\%$ - говорят о высокой точности модели; $10\% < |MAPE| < 20\%$ - точность можно признать хорошей; $20\% < |MAPE| < 50\%$ - точность удовлетворительная.

Качество модели было оценено по прогнозу, построенному на основе единственной получившейся адекватной модели – сезонной модели Бокса-Дженкинса ARIMA (0, 1, 1)(0, 1, 0) в сравнении с реальными данными. Показатели точности рассчитаны в таблице 4.

Таблица 4

Показатели точности

Показатель	окт.07	ноя.07	дек.07	январь.08	февр.08	мар.08
Абсол. ошибка прогноза	-5,79	-13,39	-11,29	2,91	3,31	4,81
Отн. ошибка прогноза %	-3,35	-7,37	-4,54	2,19	2,09	2,90
Средняя абс. ошибка	6,92					
Средняя отн. ошибка	3,74					
Средняя квадр ошибка	8,75					
Козэф-т детерминации	0,95					

Проанализировав использованные модели, можно сделать вывод о том, что тренд сезонные и адаптивные модели оказались неадекватными, т.к. по ним наблюдается автокорреляция в остатках и в некоторых случаях имеется тренд в остатках. Единственной адекватной моделью оказалась модель ARIMA.

По этой модели был построен прогноз. Проверка на точность показала, что модель является высокоточной. В целом надо сказать, что реальные значения повторили тенденцию прогноза и вписались в доверительный интервал, что также характеризует модель как очень точную.

Библиографический список

1. Бушманова М.В., Иванова Т.А., Мельникова Г.Г., Реент Н.А., Трофимова В.Ш. Анализ временных рядов и их прогнозирование: Учеб. пособие. ИЦ МГТУ, 2006

УДК 336.763:519.23

А.С. Шеметова
ГОУ ВПО «МГТУ»

**ПРОГНОЗИРОВАНИЕ РАЦИОНАЛЬНЫХ ТЕНДЕНЦИЙ
ДВИЖЕНИЯ ФОНДОВОГО РЫНКА С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ
НЕЧЕТКИХ ОПИСАНИЙ НА ПРИМЕРЕ РЫНКА США**

Управление портфелем состоит в определении оптимальных значений долей активов, принадлежащих разным модельным классам, и может базироваться на прогнозировании рациональных тен-

денций изменений значений индексов соответствующих классов. Рассмотрим прогнозирование рациональных тенденций изменения значений индекса фондового рынка США S&P500.

Рациональный инвестиционный выбор управляется принципом инвестиционного равновесия. При нарушении равновесия возникает диспаритет, и система стремится к возвращению утраченного равновесия. В качестве оценочного показателя диспаритета фондовых инвестиций $D(t)$ рассмотрим модель вида:

$$D(t) = I(t) * P/E(t), \quad (1)$$

где $I(t)$ – уровень инфляции в долях, $P/E(t)$ – показатель рентабельности капитала по фондовому рынку.

Процесс прогнозирования рациональной тенденции изменения значений индекса акций в момент t состоит в следующем:

1) прогнозируется значение коэффициента $P/E(t+1)$ на конец шага:

$$PE^*(t+1) = PE_{av}(t) \times \Lambda^*(t), \quad (2)$$

(точка означает, что рассматривается треугольное нечеткое число или нечеткая функция).

Вспомогательная функция $\Lambda^*(t)$ рассчитывается по формуле:

$$\Lambda^*(t) = \frac{(1+R^*(t)) \times \Delta T}{(1+GDP^*(t)) \times (1+I^*(t))} \quad (3)$$

где $GDP^*(t)$ и $I^*(t)$ – полученные на прошлом шаге прогнозные значения функций валового внутреннего продукта и уровня инфляции в стране, $R^*(t)$ – полученное на прошлом шаге прогнозное значение функции доходности индекса.

2) прогнозирование значений $GDP^*(t+1)$ и $I^*(t+1)$ на основе тренд-сезонных моделей с нечеткими параметрами.

3) прогнозирование значения $R^*(t+1)$ по формуле:

$$R^*(t+1) = (PE_{уст}(t+1) - PE_{av}(t+1)) * \gamma^* \quad (4)$$

γ^* – нечеткий фактор эластичности доходности индекса по P/E .

В качестве предмета прогнозирования рассматривается поквартальная доходность индекса акций США S&P 500 в 2007 году. При этом прогнозируется не само поведение индекса, а рациональный тренд этого поведения.

На основе ретроспективных данных получены следующие модели для прогнозирования значений темпов прироста валового внутреннего продукта и уровня инфляции по кварталам:

Таблица 1
Модели прогнозирования значений GDP(t) и I(t)

	GDP*(t) в % (t0 = 18)	I*(t) в % (t0 = 40)
1 квартал	(2,45; 3,21; 3,96) + (-0,11; -0,03; 0,04)*t	(1,04; 1,2; 1,37) + (-0,001; -0,006; -0,013)*t
2 квартал	(2,48; 3,24; 3,99) + (-0,11; -0,03; 0,04)*t	(0,4; 0,57; 0,73) + (-0,001; -0,006; -0,013)*t
3 квартал	(3,37; 4,13; 4,88) + (-0,11; -0,03; 0,04)*t	(0,37; 0,54; 0,7) + (-0,001; -0,006; -0,013)*t
4 квартал	(1,82; 2,58; 3,33) + (-0,11; -0,03; 0,04)*t	(-0,5; -0,34; -0,17) + (-0,001; -0,006; -0,013)*t

(при формировании верхних и нижних границ параметров моделей использованы величины стандартных ошибок параметров).

Далее по полученным функциям спрогнозированы значения величин GDP*(t) и I*(t) по кварталам 2007 года.

Таблица 2
Прогнозные значения GDP(t) и I(t) на 2007 год

	GDPmin (%)	GDPav (%)	GDPmax (%)	I min (%)	I av (%)	I max (%)
1 кв.	0,535341	2,621765	4,708189	0,99837	1,4702	1,90822
2 кв.	0,458928	2,619216	4,779503	0,35845	0,8381	1,28276
3 кв.	1,242515	3,476667	5,710818	0,32949	0,8170	1,26826
4 кв.	-0,4139	1,894118	4,202133	-0,54831	-0,052	0,40490

Устойчивые значения P/E определяются из таблицы:

Таблица 3
Рациональные значения коэффициента P/E Ratio

Номер входной ситуации	Уровень инфляции за квартал	Уровень P/E	Рациональное значение PEуст
1	Низкая инфляция, дефляция (до 0,44%)	До 28	27,5
2		28 - 37	
3		Свыше 37	
4	Умеренная инфляция (0,45-0,8%)	До 19	23
5		19 – 25	
6		Свыше 25	
7	Высокая инфляция, гиперинфляция, стагфляция (более 0,8%)	До 14	17
8		14 – 20	
9		Свыше 20	

Нечеткий фактора эластичности γ определяется по модели:

$$R(t) = (PE_{уст}(t) - PE(t)) * \gamma \quad (6)$$

Получена следующая оценка: $\gamma = (0,0024; 0,0036; 0,0047)$. Ниже представлена реализация процесса прогнозирования.

Таблица 4
Результаты прогнозирования по шагам

Номер шага	Шаг 1:t=t0			Шаг 2:t=t1			Шаг 3:t=t2			Шаг 4:t=t3		
	t0= 1.01.07			t1=1.04.07			t2=1.07.07			t3=1.10.07		
	min	av	max	min	av	max	min	av	max	min	av	max
R(t)	0,04			0	0	0	-0,03	0	0,01	0,02	0,03	0,03
GDP(t)	4,8			0,54	2,62	4,71	0,46	2,62	4,78	1,24	3,48	5,71
I(t)	1,5			1	1,45	1,91	0,36	0,82	1,28	0,33	0,8	1,27
PE(t)	17,2			14,7	16,9	22,8	13,8	16,2	22,5	14,8	15,7	16,2
$\Lambda(t)$	0,98			0,94	0,96	0,99	0,92	0,97	1	0,95	0,98	1,02
PE(t+1)	16,88			13,7	16,2	22,5	14,9	15,7	16,2	14,9	15,5	16
GDP(t+1)	0,5	2,6	4,7	0,46	2,62	4,78	1,24	3,48	5,71	-0,41	1,89	4,2
I(t+1)	1	1,5	1,9	0,36	0,82	1,28	0,33	0,8	1,27	-0,55	-0,07	0,4
PE _{уст} (t+1)	17			17			23			27,5		
R(t+1)	0	0	0	-0,03	0	0,01	0,02	0,03	0,03	0,03	0,04	0,05

Расчетный коридор доходности приведен на рисунке 1.

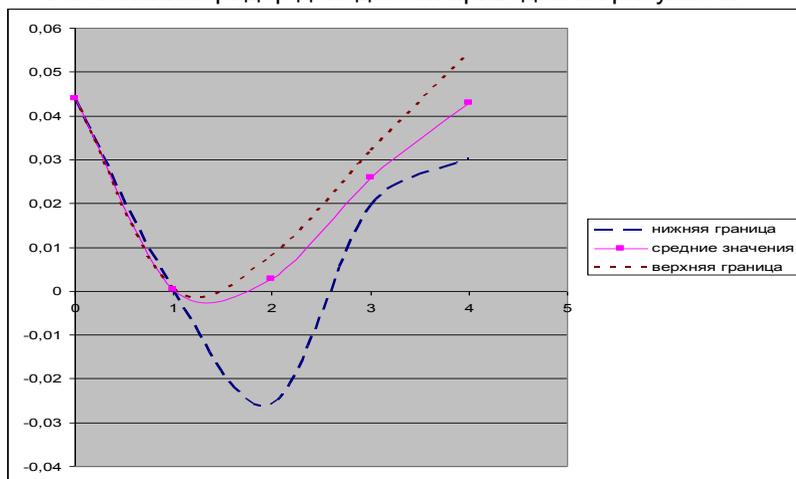


Рис.1. Прогнозный коридор доходности по индексу S&P 500

На основании данных о темпах прироста значений индекса S&P 500 можно провести сравнение фактических данных с результатами прогнозирования рациональной тенденции.

На рисунке 2 приведено графическое сравнение фактической доходности и расчетного коридора доходности.

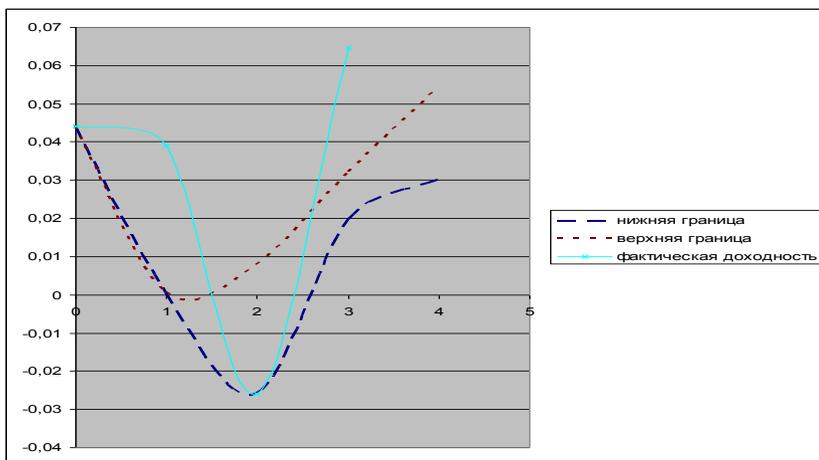


Рис.2. График фактической доходности и прогнозного коридора доходности по S&P 500

Несмотря на отклонения некоторых фактических значений доходности индекса S&P 500 от расчетного коридора, фактические тенденции изменений значений индекса совпали с прогнозируемыми рациональными тенденциями, которые, собственно, и являлись предметом прогнозирования.

Таким образом, можно утверждать, что развитие фондового рынка идет по пути рационализации инвестиционного выбора. Колебания рынка относительно рационального тренда можно отнести на иррациональный инвестиционный выбор, вызванный неверной (ненаучной) оценкой новостей, слухов и рыночных факторов, в том числе макроэкономических.

Библиографический список

Недосекин А.О. Фондовый менеджмент в расплывчатых условиях.- С-Пб: Сезам. 2003 г.

УДК 621. 771

Г. Н. Гурьянов, В.Н. Ярёмченко

ГОУ ВПО «МГТУ»

МЕТОД ШТРАФНЫХ ФУНКЦИЙ И ПОСТРОЕНИЕ МАТРИЦ ЗНАЧЕНИЙ ФУНКЦИИ ПРИ РЕАЛИЗАЦИИ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ ПРОЦЕССА ВОЛОЧЕНИЯ В РГТ

Рассмотрим осесимметричный стационарный процесс волочения проволоки (прутков) в режиме гидродинамического трения (РГТ). В качестве смазки используется среда, проявляющая свойства линейно вязкой жидкости. Принимается, что металл и смазка несжимаемые и изотропные. При этом выполняется гипотеза полного прилипания смазки к поверхностям инструмента и деформируемого металла. Волочильный инструмент является абсолютно жёстким.

Смазка нагнетается поверхностью обрабатываемой заготовки радиусом r_0 , движущейся со скоростью v_0 , в напорном элементе (напорной втулке), смазочном конусе волюки с углом 2α и поступает в очаг пластической деформации металла при толщине h_0 (рис. 1).

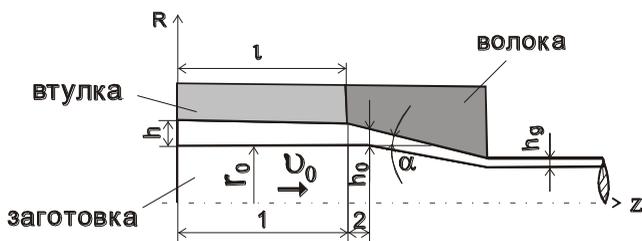


Рис.1. Схема волочения в режиме гидродинамического трения (РГТ)

В зависимости от реологии металла и смазки, геометрии напорного элемента и волюки, скорости волочения и вытяжки металла устанавливается определённая толщина смазочного слоя в начале пластического течения металла h_0 и расход смазки h_q , величины которых подлежат определению. В качестве варьируемых парамет-

ров задачи могут быть выбраны также величины длины l напорной втулки и зазора h между движущейся поверхностью заготовки и внутренней её поверхностью, исходного предела текучести металла σ_{s0} , вязкости смазки μ и других параметров волочения. То есть, имеем многопараметрическую задачу исследования. Однако увеличение числа варьируемых переменных приводит к существенному осложнению отыскания глобального решения задачи и значительному увеличению объёма вычислений. Покажем это на примере отыскания решения задачи с двумя параметрами h_0 и h_q .

Ранее в работах [1 - 3] были приведены дифференциальные уравнения, определяющие градиент давления p_1 смазки, проявляющей свойства линейно - вязкой среды Ньютона, в направлении оси волочения и прирост осевого напряжения противонапряжения σ_{qz1} в обрабатываемом металле от действия смазки.

При постоянном зазоре h на участке 1:

$$\frac{dp_1}{dz} = 16\mu g_0 \cdot \left(\frac{r_b^2 - r_0^2 - 2r_0^2 \ln(r_b/r_0)}{4 \ln(r_b/r_0)} - h_q r_0 \sqrt{\eta} \right) /$$

$$\left(\frac{r_b^4 - r_0^4 - (r_b^2 - r_0^2)^2}{\ln(r_b/r_0)} \right);$$

$$\frac{d\sigma_{qz1}}{dz} = 2\mu \frac{g_0}{r_0^2 \ln(r_0/r_b)} + \frac{dp_1}{dz} \cdot \frac{1}{4\mu} \left(2 + \frac{r_b^2 - r_0^2}{r_0^2 \ln(r_0/r_b)} \right),$$

где $r_b = r_0 + h$ - внутренний радиус напорной втулки; $\eta = r_0^2 / r_k^2$ - коэффициент вытяжки; r_k - радиус заготовки после деформирования.

Аналогичные уравнения можно записать для участка 2, где толщина смазки изменяется от h до h_0 . В этом случае необходимо учитывать конусность рабочей зоны, определяемую полууглом волокна α .

Дифференциальные уравнения для расчёта прироста давления смазки и осевого напряжения в металле на участках 1 и 2, запишем в более краткой форме:

$$\left. \begin{aligned} dp_1 / dz &= F_1(a_i); \\ dp_2 / dz &= F_2(a_i); \\ d\sigma_{q1} / dz &= F_3(a_i); \\ d\sigma_{q2} / dz &= F_4(a_i), \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

где a_i - параметры процесса волочения, определяющие давление смазки в зазоре втулки и конусе волокна и напряжения противонапряжения в металле (исходный радиус r_0 и скорость v_0 заготовки, динамическая вязкость смазки μ , длина l и зазор h напорной втулки, полуугол рабочего конуса α , расход смазки h_q , коэффициент вытяжки металла за проход волочения η).

В момент начала пластического течения металла (при толщине смазки h_0) выполняется условие пластичности:

$$p + \sigma_q = \sigma_{s0},$$

где p , σ_q - соответственно давление смазки и напряжение противонапряжения в металле в зоне начала его пластического течения.

С учётом давления смазки и напряжения противонапряжения в металле от её действия в напорной втулке и смазочном конусе волокна уравнение пластичности можно представить как

$$p_1 + p_2 + \sigma_{qz1} + \sigma_{qz2} = \sigma_{s0}. \quad (2)$$

Интегралы, определяющие слагаемые этого уравнения, выразили соответствующими интегральными суммами.

Уравнение пластичности (2) представим в виде невязки

$$R = p_1 + p_2 + \sigma_{qz1} + \sigma_{qz2} - \sigma_{s0}, \quad (3)$$

значение которой равно нулю (или достаточно близко к нулю) при точном определении искомых параметров.

Из теории гидродинамики [4] известно, что при нулевой величине толщины смазочного клина развиваемое давление равно бесконечности. Поэтому градиент давления в смазочном конусе волокна резко возрастает в направлении волочения.

Из физических представлений рассматриваемого процесса следует, что движение смазки на участках 1, 2 может быть только напорным, то есть её давление возрастает в направлении оси z . При этом выполняются неравенства: $h_0 > h_q > 0$. Эти соотношения позволяют ограничить область поиска решения задачи и уменьшить объём вычислений.

Одной особенностью данной задачи является неизвестность расположения передней и задней границ пластического объёма деформации металла, определяемых толщиной смазки h_0 и h_q . Поэтому время расчёта также зависит от удачного начального задания значений этих величин.

Поиск решения проводился из различных точек приближения варьируемых параметров. Так как функция R явно нелинейная, то при использовании различных численных методов получали локальные решения, зависящие от положения начальной точки расчёта. После предварительных расчётов и анализа результатов вычислений корректировались расположение области поиска изменения параметров и длина шага их изменения. При новых исходных данных повторяли поиск глобального решения.

При отыскании глобального решения также оказалось полезным построение графиков поверхностей и контурных графиков невязки R (3), а также вспомогательных расчётных функций, отражающих условие пластичности:

$$\begin{aligned} &|R|; R^2; 1/R; 1/R^2; \\ &LnR^2; LnR^4; 1/LnR^2 \end{aligned} \quad (4)$$

Вспомогательные функции при вычислениях играют роль штрафных функций. Например, широко используются штрафы [5]: квадратичные, логарифмические, штрафы, задаваемые обратной

функцией, нормой. Выражения: $1/R^2; LnR^2; LnR^4; 1/LnR^2$ представляют комбинацию указанных штрафов и степенной функции.

Критериями при выборе глобального решения из ряда решений, доставивших локальный минимум или максимум, явилась величина приведённых невязок (3, 4).

Покажем характер формы поверхностей функций (3, 4) при следующих исходных данных: исходный радиус заготовки 1,0 мм; величина зазора $h = 0,01$ мм; длина втулки 10 мм; скорость заготовки – 10 м / с; коэффициент вытяжки $\eta = 1,25$; динамическая вязкость $\mu = 0,06 Н \cdot с / м^2$ (примерная вязкость веретённого масла 3 при температуре $30^\circ C$ [6]); полуугол рабочего конуса 3° ; исходный предел текучести металла 50 МПа.

Для простоты построения графиков в математической системе MathCAD использовали координаты с интервальной нумерацией значений параметров. Интервал изменения величины h_q разбивался на 45 частей, а интервал изменения h_0 - на 400. Для расчёта натурального значения толщины смазки на входе и выходе очага пластической деформации металла длина шага изменения параметра умножалась на порядковый номер его варьирования, и полученный результат суммировался с начальным приближением h_0 и h_q .

При принятых исходных расчётных данных и длинах шагов изменения параметров h_0 и h_q форма поверхности функции R выражена недостаточно эффективной для визуальной оценки даже области значений параметров, обеспечивающих приблизительное выполнение условия пластичности (см. рис. 2.). Поэтому при поиске решения использовали вспомогательные функции (4) с более определённой формой поверхности.

Так как графики поверхностей и контурные графики рис. 2 - рис. 8 не позволяют определить точные величины искомых параметров, то строили матрицы значений функций (табл. 1 – табл. 7). Для рассматриваемого варианта экстремальное значение функций достигалось при 129 - ом интервале изменения величины h_0 (129 - ый

столбец матрицы значений) и при 5 - ом изменении h_q (5 - я строка матрицы).

При прочих одинаковых условиях волочения, но длине напорного элемента 100 мм экстремальные значения функций (3, 4) достигаются при 177 - ом шаге интервала изменения h_0 и 15 - ом шаге изменения h_q , то есть при более высоких значениях h_0 и h_q , чем при длине втулки 10 мм.

На рис. 8 приведены поверхности функций $\ln R_2$ и $1 / R_2$, а в табл. 7 значения функции $1 / R_2$ при длине напорного элемента 100 мм.

Сравнение рис. 5, 6 с рис. 8 показывает, что при большей длине напорного элемента более выражено глобальное экстремальное значение.

Как видно из рис. 2 - рис. 8 поверхности исследуемых функций характерны для класса «овражных» («бугристых») функций. Более того, при малых размерах шага изменения параметров обнаруживаются в более глубоких оврагах мелкие впадины. Поэтому поиск минимума (максимума) функций (3, 4) с использованием модификаций градиентного метода или метода Ньютона не позволил сразу определить глобальное решение.

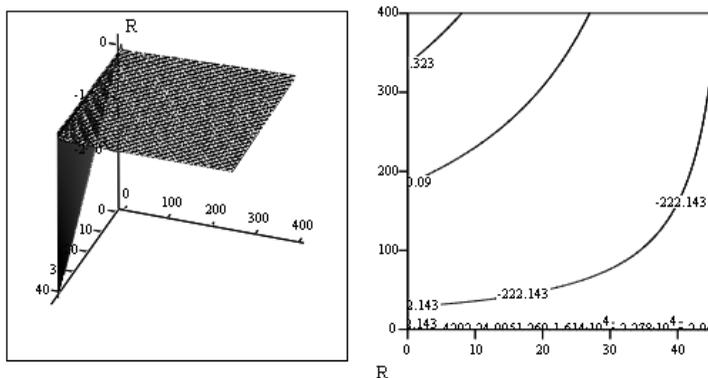


Рис. 2. Поверхность и контурные графики функции R

Таблица 2

Фрагмент матрицы значений функции $|R|$

	126	127	128	129	130	131	132	133	134	135
0	51.12	54.02	56.91	59.81	62.7	65.6	68.5	71.39	74.29	77.19
1	43.83	46.66	49.5	52.33	55.17	58.01	60.85	63.69	66.52	69.36
2	36.53	39.31	42.08	44.86	47.64	50.42	53.2	55.98	58.76	61.54
3	29.23	31.95	34.67	37.39	40.11	42.83	45.55	48.27	50.99	53.71
4	21.94	24.6	27.26	29.92	32.58	35.24	37.9	40.56	43.22	45.88
5	14.64	17.24	19.84	22.44	25.05	27.65	30.25	32.85	35.45	38.06
6	7.35	9.89	12.43	14.97	17.51	20.06	22.6	25.14	27.69	30.23
7	0.05	2.53	5.02	7.5	9.98	12.47	14.95	17.43	19.92	22.4
8	7.24	4.82	2.4	0.03	2.45	4.88	7.3	9.73	12.15	14.58
9	14.54	12.18	9.81	7.45	5.08	2.72	0.35	2.02	4.38	6.75
10	21.84	19.53	17.22	14.92	12.61	10.31	8	5.69	3.38	1.07
11	29.13	26.88	24.64	22.39	20.14	17.9	15.65	13.4	11.15	8.9
12	36.43	34.24	32.05	29.86	27.68	25.49	23.3	21.11	18.92	16.73
13	43.72	41.59	39.47	37.34	35.21	33.08	30.95	28.82	26.68	24.55
14	51.02	48.95	46.88	44.81	42.74	40.67	38.6	36.52	34.45	32.38
15	58.31	56.3	54.29	52.28	50.27	48.26	46.25	44.23	42.22	40.21

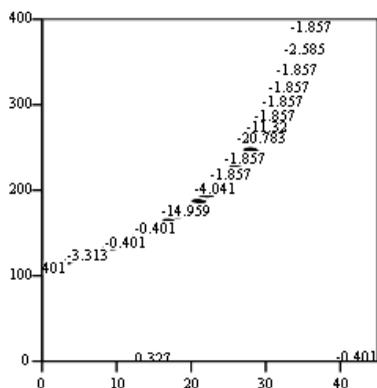
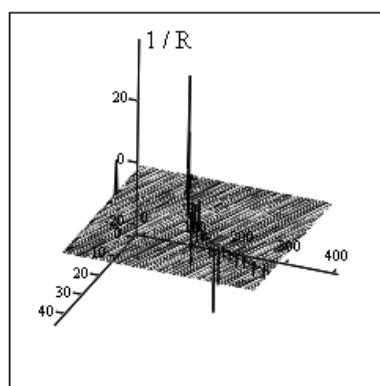
 $|R| =$  $1/R$ Рис. 4. Поверхность и контурные графики функции $1/R$

Таблица 3

Фрагмент матрицы значений функции $1/R$

	125	126	127	128	129	130	131	132
1	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
2	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
3	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02	0.02
4	0.05	0.05	0.04	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03
5	0.08	0.07	0.06	0.05	0.04	0.04	0.04	0.03
6	0.21	0.14	0.1	0.08	0.07	0.06	0.05	0.04
7	-0.41	19.28	0.39	0.2	0.13	0.1	0.08	0.07
8	-0.1	-0.14	-0.21	-0.42	38.16	0.41	0.21	0.14
9	-0.06	-0.07	-0.08	-0.1	-0.13	-0.2	-0.37	-2.87
10	-0.04	-0.05	-0.05	-0.06	-0.07	-0.08	-0.1	-0.13
11	-0.03	-0.03	-0.04	-0.04	-0.04	-0.05	-0.06	-0.06
12	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.04	-0.04	-0.04
13	-0.02	-0.02	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03
14	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.03
15	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02
16	-0.01	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02

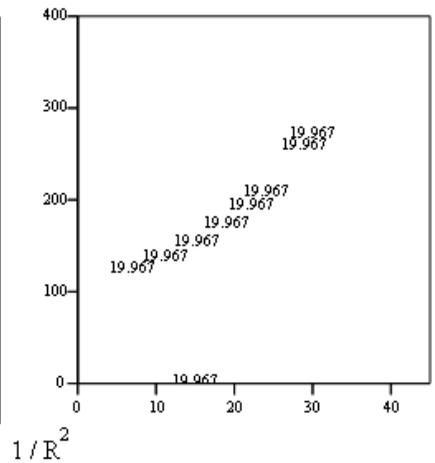
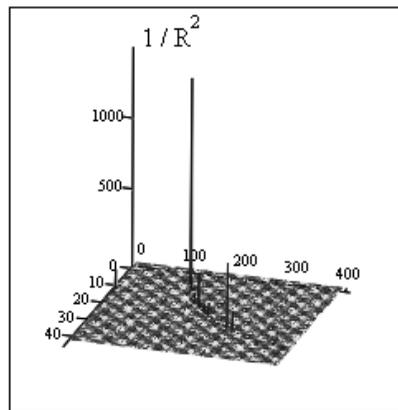
 $1/R =$ Рис. 5. Поверхность и контурные графики функции $1/R^2$

Таблица 4

Фрагмент матрицы значений функции $1 / R^2$

	125	126	127	128	129	130	131	132
0	$4.3 \cdot 10^{-4}$	$3.83 \cdot 10^{-4}$	$3.43 \cdot 10^{-4}$	$3.09 \cdot 10^{-4}$	$2.8 \cdot 10^{-4}$	$2.54 \cdot 10^{-4}$	$2.32 \cdot 10^{-4}$	$2.13 \cdot 10^{-4}$
1	$5.95 \cdot 10^{-4}$	$5.21 \cdot 10^{-4}$	$4.59 \cdot 10^{-4}$	$4.08 \cdot 10^{-4}$	$3.65 \cdot 10^{-4}$	$3.29 \cdot 10^{-4}$	$2.97 \cdot 10^{-4}$	$2.7 \cdot 10^{-4}$
2	$8.78 \cdot 10^{-4}$	$7.49 \cdot 10^{-4}$	$6.47 \cdot 10^{-4}$	$5.65 \cdot 10^{-4}$	$4.97 \cdot 10^{-4}$	$4.41 \cdot 10^{-4}$	$3.93 \cdot 10^{-4}$	$3.53 \cdot 10^{-4}$
3	$1.42 \cdot 10^{-3}$	$1.17 \cdot 10^{-3}$	$9.79 \cdot 10^{-4}$	$8.32 \cdot 10^{-4}$	$7.15 \cdot 10^{-4}$	$6.22 \cdot 10^{-4}$	$5.45 \cdot 10^{-4}$	$4.82 \cdot 10^{-4}$
4	$2.69 \cdot 10^{-3}$	$2.08 \cdot 10^{-3}$	$1.65 \cdot 10^{-3}$	$1.35 \cdot 10^{-3}$	$1.12 \cdot 10^{-3}$	$9.42 \cdot 10^{-4}$	$8.05 \cdot 10^{-4}$	$6.96 \cdot 10^{-4}$
5	$6.89 \cdot 10^{-3}$	$4.66 \cdot 10^{-3}$	$3.36 \cdot 10^{-3}$	$2.54 \cdot 10^{-3}$	$1.99 \cdot 10^{-3}$	$1.59 \cdot 10^{-3}$	$1.31 \cdot 10^{-3}$	$1.09 \cdot 10^{-3}$
6	0.04	0.02	0.01	$6.47 \cdot 10^{-3}$	$4.46 \cdot 10^{-3}$	$3.26 \cdot 10^{-3}$	$2.49 \cdot 10^{-3}$	$1.96 \cdot 10^{-3}$
7	0.17	371.77	0.16	0.04	0.02	0.01	$6.44 \cdot 10^{-3}$	$4.47 \cdot 10^{-3}$
8	0.01	0.02	0.04	0.17	1.46 · 10³	0.17	0.04	0.02
9	$3.5 \cdot 10^{-3}$	$4.73 \cdot 10^{-3}$	$6.75 \cdot 10^{-3}$	0.01	0.02	0.04	0.14	8.21
10	$1.72 \cdot 10^{-3}$	$2.1 \cdot 10^{-3}$	$2.62 \cdot 10^{-3}$	$3.37 \cdot 10^{-3}$	$4.49 \cdot 10^{-3}$	$6.29 \cdot 10^{-3}$	$9.42 \cdot 10^{-3}$	0.02
11	$1.02 \cdot 10^{-3}$	$1.18 \cdot 10^{-3}$	$1.38 \cdot 10^{-3}$	$1.65 \cdot 10^{-3}$	$1.99 \cdot 10^{-3}$	$2.46 \cdot 10^{-3}$	$3.12 \cdot 10^{-3}$	$4.08 \cdot 10^{-3}$
12	$6.71 \cdot 10^{-4}$	$7.54 \cdot 10^{-4}$	$8.53 \cdot 10^{-4}$	$9.73 \cdot 10^{-4}$	$1.12 \cdot 10^{-3}$	$1.31 \cdot 10^{-3}$	$1.54 \cdot 10^{-3}$	$1.84 \cdot 10^{-3}$
13	$4.76 \cdot 10^{-4}$	$5.23 \cdot 10^{-4}$	$5.78 \cdot 10^{-4}$	$6.42 \cdot 10^{-4}$	$7.17 \cdot 10^{-4}$	$8.07 \cdot 10^{-4}$	$9.14 \cdot 10^{-4}$	$1.04 \cdot 10^{-3}$
14	$3.55 \cdot 10^{-4}$	$3.84 \cdot 10^{-4}$	$4.17 \cdot 10^{-4}$	$4.55 \cdot 10^{-4}$	$4.98 \cdot 10^{-4}$	$5.47 \cdot 10^{-4}$	$6.05 \cdot 10^{-4}$	$6.71 \cdot 10^{-4}$
15	$2.75 \cdot 10^{-4}$	$2.94 \cdot 10^{-4}$	$3.15 \cdot 10^{-4}$	$3.39 \cdot 10^{-4}$	$3.66 \cdot 10^{-4}$	$3.96 \cdot 10^{-4}$	$4.29 \cdot 10^{-4}$	$4.68 \cdot 10^{-4}$

$1/R^2 =$

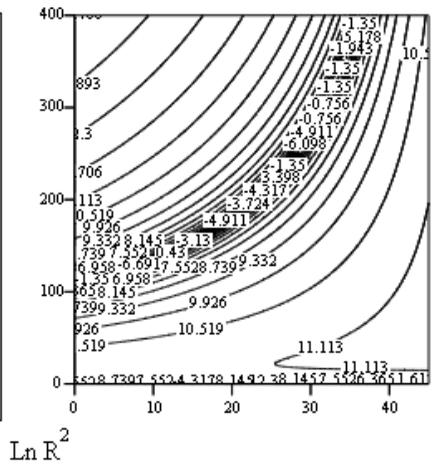
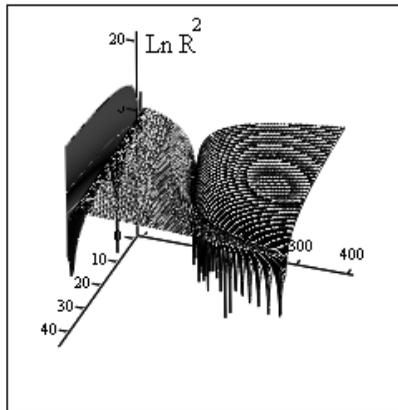


Рис. 6. Поверхность и контурные графики функции $\ln R^2$

Таблица 6

Фрагмент матрицы значений функции $1 / \text{Ln } R^2$

$$1 / \text{Ln } R^2 =$$

	125	126	127	128	129	130	131	132	133	134
0	0.13	0.13	0.13	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12
1	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12
2	0.14	0.14	0.14	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.12	0.12
3	0.15	0.15	0.14	0.14	0.14	0.14	0.13	0.13	0.13	0.13
4	0.17	0.16	0.16	0.15	0.15	0.14	0.14	0.14	0.14	0.13
5	0.2	0.19	0.18	0.17	0.16	0.16	0.15	0.15	0.14	0.14
6	0.32	0.25	0.22	0.2	0.18	0.17	0.17	0.16	0.16	0.15
7	0.56	-0.17	0.54	0.31	0.25	0.22	0.2	0.18	0.17	0.17
8	0.22	0.25	0.32	0.57	-0.14	0.56	0.32	0.25	0.22	0.2
9	0.18	0.19	0.2	0.22	0.25	0.31	0.5	-0.48	0.71	0.34
10	0.16	0.16	0.17	0.18	0.19	0.2	0.21	0.24	0.29	0.41
11	0.15	0.15	0.15	0.16	0.16	0.17	0.17	0.18	0.19	0.21
12	0.14	0.14	0.14	0.14	0.15	0.15	0.15	0.16	0.16	0.17
13	0.13	0.13	0.13	0.14	0.14	0.14	0.14	0.15	0.15	0.15
14	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.14	0.14	0.14
15	0.12	0.12	0.12	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13

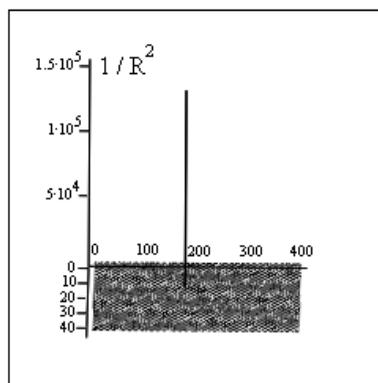
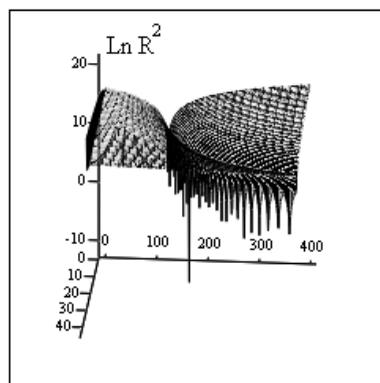
Рис. 8. Поверхности функций $\text{Ln } R^2$ и $1 / R^2$

Таблица 7

Фрагмент матрицы значений функции $1/R_2$ при длине напорного элемента 100 мм

	172	173	174	175	176	177	178	179
3	$8.35 \cdot 10^{-7}$	$7.95 \cdot 10^{-7}$	$7.58 \cdot 10^{-7}$	$7.23 \cdot 10^{-7}$	$6.91 \cdot 10^{-7}$	$6.61 \cdot 10^{-7}$	$6.32 \cdot 10^{-7}$	$6.06 \cdot 10^{-7}$
4	$1.01 \cdot 10^{-6}$	$9.59 \cdot 10^{-7}$	$9.11 \cdot 10^{-7}$	$8.66 \cdot 10^{-7}$	$8.25 \cdot 10^{-7}$	$7.86 \cdot 10^{-7}$	$7.5 \cdot 10^{-7}$	$7.17 \cdot 10^{-7}$
5	$1.25 \cdot 10^{-6}$	$1.18 \cdot 10^{-6}$	$1.12 \cdot 10^{-6}$	$1.06 \cdot 10^{-6}$	$1 \cdot 10^{-6}$	$9.51 \cdot 10^{-7}$	$9.05 \cdot 10^{-7}$	$8.62 \cdot 10^{-7}$
6	$1.58 \cdot 10^{-6}$	$1.48 \cdot 10^{-6}$	$1.4 \cdot 10^{-6}$	$1.32 \cdot 10^{-6}$	$1.24 \cdot 10^{-6}$	$1.17 \cdot 10^{-6}$	$1.11 \cdot 10^{-6}$	$1.05 \cdot 10^{-6}$
7	$2.07 \cdot 10^{-6}$	$1.93 \cdot 10^{-6}$	$1.8 \cdot 10^{-6}$	$1.69 \cdot 10^{-6}$	$1.58 \cdot 10^{-6}$	$1.49 \cdot 10^{-6}$	$1.4 \cdot 10^{-6}$	$1.32 \cdot 10^{-6}$
8	$2.81 \cdot 10^{-6}$	$2.6 \cdot 10^{-6}$	$2.41 \cdot 10^{-6}$	$2.23 \cdot 10^{-6}$	$2.08 \cdot 10^{-6}$	$1.94 \cdot 10^{-6}$	$1.82 \cdot 10^{-6}$	$1.7 \cdot 10^{-6}$
9	$4.06 \cdot 10^{-6}$	$3.7 \cdot 10^{-6}$	$3.38 \cdot 10^{-6}$	$3.1 \cdot 10^{-6}$	$2.86 \cdot 10^{-6}$	$2.64 \cdot 10^{-6}$	$2.45 \cdot 10^{-6}$	$2.28 \cdot 10^{-6}$
10	$6.35 \cdot 10^{-6}$	$5.67 \cdot 10^{-6}$	$5.09 \cdot 10^{-6}$	$4.6 \cdot 10^{-6}$	$4.17 \cdot 10^{-6}$	$3.81 \cdot 10^{-6}$	$3.48 \cdot 10^{-6}$	$3.2 \cdot 10^{-6}$
11	$1.13 \cdot 10^{-5}$	$9.78 \cdot 10^{-6}$	$8.53 \cdot 10^{-6}$	$7.51 \cdot 10^{-6}$	$6.66 \cdot 10^{-6}$	$5.95 \cdot 10^{-6}$	$5.34 \cdot 10^{-6}$	$4.83 \cdot 10^{-6}$
12	$2.56 \cdot 10^{-5}$	$2.07 \cdot 10^{-5}$	$1.71 \cdot 10^{-5}$	$1.44 \cdot 10^{-5}$	$1.23 \cdot 10^{-5}$	$1.06 \cdot 10^{-5}$	$9.21 \cdot 10^{-6}$	$8.09 \cdot 10^{-6}$
13	$1.04 \cdot 10^{-4}$	$7.02 \cdot 10^{-5}$	$5.05 \cdot 10^{-5}$	$3.8 \cdot 10^{-5}$	$2.97 \cdot 10^{-5}$	$2.38 \cdot 10^{-5}$	$1.95 \cdot 10^{-5}$	$1.63 \cdot 10^{-5}$
14	0.35	$2.73 \cdot 10^{-3}$	$6.25 \cdot 10^{-4}$	$2.7 \cdot 10^{-4}$	$1.5 \cdot 10^{-4}$	$9.52 \cdot 10^{-5}$	$6.57 \cdot 10^{-5}$	$4.81 \cdot 10^{-5}$
15	$9.74 \cdot 10^{-5}$	$1.52 \cdot 10^{-4}$	$2.71 \cdot 10^{-4}$	$6.09 \cdot 10^{-4}$	$2.44 \cdot 10^{-3}$	$1.51 \cdot 10^{-5}$	$2.44 \cdot 10^{-3}$	$6.09 \cdot 10^{-4}$
16	$2.48 \cdot 10^{-5}$	$3.04 \cdot 10^{-5}$	$3.83 \cdot 10^{-5}$	$4.97 \cdot 10^{-5}$	$6.7 \cdot 10^{-5}$	$9.51 \cdot 10^{-5}$	$1.46 \cdot 10^{-4}$	$2.51 \cdot 10^{-4}$
17	$1.11 \cdot 10^{-5}$	$1.26 \cdot 10^{-5}$	$1.45 \cdot 10^{-5}$	$1.69 \cdot 10^{-5}$	$1.99 \cdot 10^{-5}$	$2.38 \cdot 10^{-5}$	$2.89 \cdot 10^{-5}$	$3.59 \cdot 10^{-5}$
18	$6.24 \cdot 10^{-6}$	$6.87 \cdot 10^{-6}$	$7.58 \cdot 10^{-6}$	$8.42 \cdot 10^{-6}$	$9.4 \cdot 10^{-6}$	$1.06 \cdot 10^{-5}$	$1.2 \cdot 10^{-5}$	$1.37 \cdot 10^{-5}$

$1/R^2 =$

Построение графиков поверхностей и контурных графиков невязки уравнения пластичности R (3) и выражений (4), построенных на основе этой невязки, не позволяет определить значения h_0 и h_q , доставляющие минимальное или максимальное значения выражениям (3, 4). В лучшем случае графики позволяют приблизительно оценить расположение области значений h_0 и h_q , дающих решение задачи.

Матрицы значений вспомогательных функций (3, 4) дают более точные значения h_0 и h_q , чем графики.

Можно повысить точность расчёта значений искомых параметров после первого этапа построения графиков и матриц значений, изменив область и шаг варьирования значений h_0 и h_q , плотность точек вычисления выражений (3, 4).

Необходимо отметить, что при использовании вычислительной функции $1 / \ln R_2$ её минимальное значение достигается при 132 - ом интервале варьирования h_0 и 9 - ом интервале h_q и достигает значения - 0,48 (рис. 7). Это можно объяснить сложностью топографии поверхности этой функции и (или) особенностью компьютерного построения графиков. На контурном графике отмечены и более меньшие значения функции $1 / \ln R_2$ (- 44,771).

Поэтому для достоверного определения решения задачи целесообразно использовать несколько вычислительных функций (3, 4). При этом для уточнения h_0 и h_q также можно использовать численное решение уравнений (3, 4) или поиск h_0 и h_q , доставляющих экстремальные значения расчётным функциям при различных начальных приближениях h_0 и h_q .

Изменение величины h_0 всего на один шаг варьирования, принятого равным 0,00008 мм (0,08 мкм), привело к увеличению или уменьшению значений функций (3, 4) примерно в 104 раз при длине напорного элемента 10 мм (изменение h_0 вдоль выделенной строки 8 при h_q , определённым столбцом 129).

Таким же образом влияет на значение расчётной функции прирост значения h_q вдоль столбца 129 - ого относительно его критического значения, определяемого строкой 8.

Здесь следует привести определение, данное авторами работы [7]: «среди математических задач выделяется класс задач, решения которых неустойчивы к малым изменениям исходных данных. Они характеризуются тем, что сколь угодно малые изменения исходных данных могут приводить к произвольным большим изменениям решений. Они принадлежат к классу некорректно поставленных задач».

Заключение

Рассматриваемая задача потребовала применения нескольких приёмов приближённого поиска глобального решения. Незначительное изменение рассматриваемых параметров h_0 и h_q может приводить при определённых их значениях к большим изменениям целе-

вой функции задачи, представляющей уравнение пластичности или функцию штрафа, построенную на основе уравнения пластичности. Это создаёт определённые трудности при поиске решения задачи. Используя определение, данное А. Н. Тихоновым и В. Я. Арсениным [7], можно утверждать, что решаемая задача принадлежит к классу некорректно поставленных задач.

Построение графиков поверхностей и контурных графиков уравнений $R, |R|, R^2$ не позволяет в первом приближении определить область глобального решения задачи в отличие от применения других вспомогательных расчётных функций: $1/R; 1/R^2; LnR^2; 1/LnR^2$.

Матрицы значений расчётных функций определяют более точные значения искомых параметров.

Библиографический список

1. Гурьянов Г. Н. Основные характеристики установившегося осесимметричного течения смазки при волочении. М., 1983. Деп. в ин - те «Черметинформация» № 3 Д / 1758.

2. Гурьянов Г. Н. К оценке условий деформирования и формирования качества проволоки разного диаметра // Метизное производство в XXI веке (теория и практика): Межвуз. сб. науч. тр. / Под ред. Харитонов В. А. Магнитогорск: МГТУ, 2001. С. 169 - 175.

3. Гурьянов Г. Н., Смирнов С. В. Поиск глобального решения задачи совместной деформации разнородных сред при осесимметричном волочении // Обработка сплошных и слоистых материалов: Межвуз. сб. науч. тр. / Под ред. Г. С. Гуна. - Магнитогорск: ГОУ ВПО «МГТУ», 2006. - С. 96 - 105.

4. Емцев Б. Т. Техническая гидродинамика: Учебник для вузов по специальности «Гидравлические машины и средства автоматизации». - М.: Машиностроение, 1978.- 463 с.

5. Реклейтис Г., Рейвиндран А., Рэгсдел К. Оптимизация в технике: В 2 - х кн. Кн. 1. Пер. с англ.- М.: Мир, 1986.- 349 с.

6. Колмогоров В. Л., Орлов С. И., Колмогоров Г. Л. Гидродинамическая подача смазки. - М.: Металлургия, 1975. - 256 с.

7. Тихонов А. Н., Арсенин В. Я. Решение некорректных задач. М.: Наука. Главная редакция физико - математической литературы, 1986. - 288 с.

УДК 621.783.223:65.011.56

Г.В. Данилов, В.А. Данилова, Е.С. Войнова

ГОУ ВПО «МГТУ»

ДИФФЕРЕНЦИАЦИЯ ЗАТРАТ МЕТОДОМ РЕГРЕССИОННОГО АНАЛИЗА КАК ИНФОРМАЦИОННАЯ ОСНОВА ПРИНЯТИЯ УПРАВЛЕНЧЕСКИХ РЕШЕНИЙ

Одной из важнейших задач управленческого учета является дифференциация затрат на постоянные и переменные. Решение этой задачи и в теоретическом и в практическом аспекте имеет ряд нерешенных вопросов.

Некоторые авторы подходят к проблеме дифференциации затрат упрощенно, а именно относят к переменным затратам только прямые переменные затраты (прямые материальные затраты и прямую заработную плату) [1]. В результате такого подхода значительная часть переменных затрат включается в состав постоянных затрат. В тоже время необоснованное применение сложных методов учета и распределения затрат (например, метода учета затрат по функциям) может привести к обратному соотношению, когда в состав переменных затрат включается значительная доля постоянных затрат.

Последствия неточной дифференциации затрат проиллюстрировано на рисунке 1, на котором представлены три варианта определения точки нулевой прибыли (ТНП). Точка «В» на рисунке1 соответствует точному делению затрат на постоянные и переменные, точка «А» характеризует включение в состав постоянных затрат части переменных, точка «С» – включение в состав переменных затрат большей доли постоянных затрат. Все это в рамках анализа безубы-

точности приводит к искажению конечного результата – величины ТНП и к принятию неверных управленческих решений.

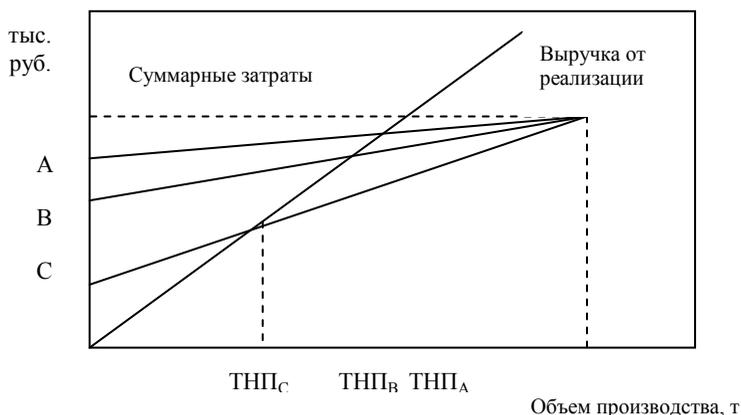


Рис. 1. Влияние результатов дифференциации затрат на правильность определения ТНП

Оба варианта неточной дифференциации затрат (варианты «А» и «С») приводят к ошибке определения ТНП, а именно в варианте «А» происходит занижение показателя запаса финансовой прочности, что может привести к отказу от эффективных управленческих решений. Наоборот, в варианте «С» происходит завышение показателя запаса финансовой прочности и вместо ожидаемой прибыли предприятие может получить убыток.

В традиционных системах учета затрат дифференциацию затрат на постоянные и переменные чисто учетными средствами выполнить не представляется возможным, поэтому возникает необходимость применения расчетных методов. В литературе по управленческому учету для решения этой задачи предлагается три метода: метод экспертных оценок, аналитический метод и метод регрессионного анализа [2]. Рассмотрим каждый из этих методов в отдельности.

Строго научное применение метода экспертных оценок требует наличие достаточного большого количества экспертов высокой квалификации и с большим опытом экономической работы в области учета затрат. Процедура метода экспертных оценок предполагает, что группа экспертов подвергаются опросу по определенной методике, и полученные от экспертов ответы подлежат статистической об-

работке с соблюдением соответствующих правил математической статистики. Перечисленные требования для реальных условий производства не выполняются и, следовательно, метод экспертных оценок для дифференциации затрат на постоянные и переменные не применим.

Аналитический метод основан на использовании постатейной классификации затрат. Для каждой статьи калькуляции устанавливается вариатор, характеризующий долю переменных затрат в этой статье [2].

Вариаторы устанавливаются, как правило, на основе регрессионного анализа, проводимого в рамках работ научно-исследовательского характера. Предполагается, что значения вариаторов остаются постоянными в течение достаточно длительного времени. Это было бы возможно, если бы все факторы определяющие величину вариаторов, т.е. уровень объема производства, ассортиментная структура выпускаемой продукции, цены на ресурсы и продукцию, нормы расхода ресурсов и т.п., оставались постоянными или подвергались незначительным изменениям. Как показывает практика, сделанное предположение не соответствует реальным условиям производства: доля постоянных и переменных затрат значительно изменяется по периодам, что нетрудно установить на основе анализа структуры затрат на конкретных предприятиях.

Рассмотрим вопрос дифференциации затрат на примере дробильно-обогащительной фабрики, являющейся основным поставщиком щебня различной фракции для металлургических заводов и строительных фирм.

В соответствии с принятой методикой, на исследуемом предприятии деление затрат на постоянные и переменные осуществляется при помощи установленных долей постоянных и переменных затрат. Как уже было сказано выше, выделение доли постоянных и переменных затрат возможно только при одинаковой загрузке производственных мощностей предприятия и постоянной структуре выпускаемой продукции. Одновременное выполнение этих условий на практике встречается крайне редко. В условиях рыночной экономики предприятия выпускают широкую номенклатуру продукции с подвижной структурой; загрузка производственной мощности, как и сама ее величина, также не являются постоянными.

Для подтверждения целесообразности применения регрессионного анализа сравним результаты дифференциации затрат аналитическим методом и методом регрессионного анализа.

В общем виде для исследуемого предприятия модель регрессии будет выглядеть следующим образом:

$$y = A + b \cdot x, \quad (1)$$

где y – суммарные затраты по предприятию,

x – суммарный объем производства,

A и b – соответственно постоянные и переменные затраты.

Результаты регрессионного анализа (статистические параметры регрессии), выполненные по данным о затратах исследуемого предприятия за 33 месяца, представлены в таблице 1.

Таблица 1

Результаты регрессионного анализа ($y = A + b \cdot x$)

Регрессионная статистика	
Множественный R	0,9343
R-квадрат	0,8728
Нормированный R-квадрат	0,8687
Стандартная ошибка	7 137 023,58
Наблюдения	33

В связи с тем, что всю выпускаемую продукцию дробильно-обогадительной фабрики можно представить четырьмя основными группами, преобразуем уравнение регрессии (1) следующим образом:

$$y = A + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + b_3 \cdot x_3 + b_4 \cdot x_4, \quad (2)$$

где $x_{1,2,3,4}$ – объем производства по видам продукции.

Результаты регрессионного анализа (статистические параметры регрессии), выполненного по скорректированной модели, значительно лучше и представлены в таблице 2.

Таблица 2

Результаты регрессионного анализа

$$(y = A + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + b_3 \cdot x_3 + b_4 \cdot x_4)$$

Регрессионная статистика	
Множественный R	0,95
R-квадрат	0,90
Нормированный R-квадрат	0,88
Стандартная ошибка	6 903 033,19
Наблюдения	33,00

Сравнение результатов дифференциации затрат методом регрессионного анализа и методом выделения долей постоянных и переменных затрат в общей сумме затрат, представлено на рисунках 2 и 3.



Рис. 2. Сравнение переменных затрат



Рис.3. Сравнение постоянных затрат

Результат сравнения методик дифференциации затрат на постоянные и переменные, позволяет сделать вывод о том, что единственным и первичным методом дифференциации затрат в рамках традиционных систем учета является регрессионный анализ. Однако для практического и регулярного применения регрессионного анализа необходимо решить ряд методических вопросов.

Прежде всего, необходимо уточнить понятие «постоянных» и «переменных» затрат. В современной литературе по управленческому учету под переменными затратами принято понимать затраты, которые изменяются прямо пропорционально изменению объема производства, а под постоянными – те затраты, которые остаются неизменными за рассматриваемый период времени вне зависимости от изменений объемов производства и продаж [2].

В соответствии с западной литературой по управленческому учету [3], на переменные и постоянные должны делиться только затраты относимые на продукцию, а именно необходимо рассматривать двухуровневую классификацию затрат:

1. Затраты, относимые на продукцию;
2. Затраты, относимые на период (затраты периода).

На постоянные и переменные делятся только затраты относимые на продукцию (рис.4).

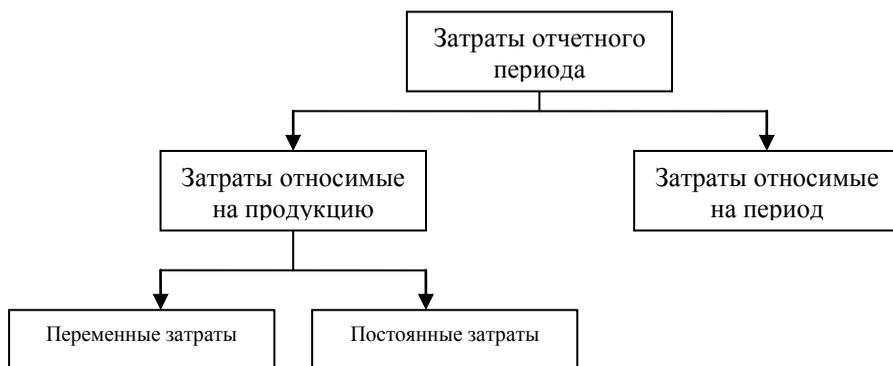


Рис. 4. Классификация затрат

Для успешного применения регрессионного анализа необходимо также обеспечить сопоставимость исходных данных. В условиях реального производства несопоставимость исходных данных в большей степени обусловлена ростом цен в связи с инфляцией. Можно выделить три группы цен:

1. цены на ресурсы, учитываемые в составе постоянных затрат;
2. цены на ресурсы, учитываемые в составе переменных затрат;
3. цены на продукцию.

Для обеспечения сопоставимости данных о затратах предприятия необходимо исключить влияние ценового фактора путем пере-

счета цен к базисному уровню. Соответственно, при принятии управленческих решений, относящихся к конкретному периоду, величины постоянных и переменных затрат необходимо пересчитывать к уровню цен этого периода.

В некоторых случаях корректировка исходных данных не нужна, так как влиянием ценового фактора можно пренебречь. Действительно, если темпы роста цен на продукцию и ресурсы примерно одинаковые, то их влияние на величину ТНП взаимно погашается (3):

$$ТНП_t = \frac{Z_{const(t)}}{(p_t - c_t)} = \frac{k_t \cdot Z_{const}}{(k_t \cdot p - k_t \cdot c)} \quad (3)$$

где t – временной фактор;

k_t - базисный темп роста цен на продукцию и ресурсы.

При применении регрессионного анализа необходимо учитывать также объем выборки и статистические свойства исходных данных. В статистике и эконометрике существует рекомендация, что на один оцениваемый параметр требуется не менее семи точек выборки [5]. Как показывают практические расчеты, семь точек на один оцениваемый параметр в условиях реального производства часто оказывается не достаточно, вследствие большой величины случайной ошибки. Это обстоятельство формулирует определенные требования к управленческому учету затрат, обеспечивающие необходимый объем выборки качественных данных.

В экономической литературе при обсуждении регрессионного анализа не учитывается один очень важный момент: для уравнения регрессии необходимо строить доверительный коридор (рис.5). При этом для заданного объема производства определяется интервал, в котором с заданным уровнем доверительной вероятности находится точка, ордината которой определяет уровень затрат соответствующий этому объему производства.

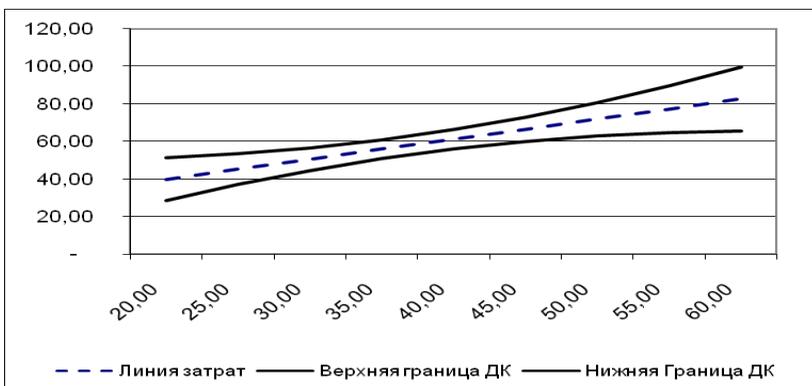


Рис.5. Пример построения доверительного коридора

В заключении можно сделать вывод, что результаты дифференциации затрат на постоянные и переменные составляют информационную основу принятия управленческих решений. Именно поэтому необходимо уделить особое внимание выбору метода дифференциации затрат на постоянные и переменные. Единственным и первичным методом дифференциации затрат на постоянные и переменные в рамках традиционных систем учета является регрессионный анализ.

Повсеместный переход к автоматизированной форме ведения бухгалтерского учета создает новые возможности для дифференциации затрат на постоянные и переменные при помощи регрессионного анализа. Современные информационные технологий делают возможным получать исходные данные для регрессионного анализа не только в разрезе отчетного периода (месяца или квартала), а и в разрезе периодов меньшей продолжительности (недели, суток). К положительным моментам новых возможностей учета затрат следует отнести: возможность получения достаточного объема выборки; статистическую однородность исходных данных (сопоставимость исходных данных); актуальность исходных данных для принятия управленческих решений.

Библиографический список

1. Карпова Т.П. Управленческий учет: Учебник для вузов. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2004. С. 351.

2. Ивашкевич В.Б. Бухгалтерский управленческий учет: Учеб. для вузов. – М.: Юристъ, 2003. С. 618
3. Друри К. Управленческий учет для бизнес-решений: Учебник / пер. с англ. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2003. С. 655.
4. Кремер Н.Ш., Путко Б.А. Эконометрика: учебник // М.: Юнити, 2003. С. 311.

УДК 681.03

М.А. Зарецкая, М. В. Зарецкий
ГОУ ВПО «МГТУ»

ПРОГРАММНАЯ РЕАЛИЗАЦИЯ ГЕНЕТИЧЕСКИХ АЛГОРИТМОВ В ПРИЛОЖЕНИИ MICROSOFT EXCEL

Генетические алгоритмы находят все более широкое применение при решении задач оптимизации и прогнозирования технических, экономических и социальных процессов [1, 2, 3]. Например, решение многих задач логистики сводится к минимизации некоторой функции, заданной на графе. Размерность многих реальных задач делает практически неприменимыми точные алгоритмы. Приемлемое с практической точки зрения решения в таких случаях можно найти с помощью генетических алгоритмов. Относясь к методам случайного поиска, генетические алгоритмы не требуют для своего применения выполнения таких условий, как, например, выпуклость области поиска, выпуклость целевой функции и т.п. Генетические алгоритмы могут применяться как самостоятельное средство оптимизации и прогноза, так и для настройки параметров используемой для этих целей искусственной нейронной сети.

В настоящее время имеются многочисленные программные реализации генетических алгоритмов — от сложных многофункциональных продуктов (см. описание FlexTool в [2]) до многочисленных узкоспециализированных приложений (в [1] и [4] авторы приводят программный код на языке программирования высокого уровня).

На наш взгляд для решения многих практически важных задач программная реализация генетических алгоритмов может быть интегрирована в состав приложения Microsoft Excel. Лицензионные копии данного приложения широко распространены и популярны, новые

программные средства могут быть интегрированы в них с помощью достаточно удобного средства разработки VBA. Кроме того, исходные данные могут быть размещены на рабочих листах, на рабочие листы может быть выведен результат.

Основой программного продукта является класс Gen, в котором содержатся основные данные и методы, реализующие простой генетический алгоритм. К наиболее существенным данным относятся:

1. количество особей в популяции;
2. длина двоичного кода для каждой особи;
3. вероятность мутации для каждой особи;
4. вероятность кроссинговера для каждой пары особей;
5. двоичный код для каждой особи (популяция);
6. вещественное значение, соответствующее двоичному коду для каждой особи;
7. значение функции приспособленности для каждой особи;
8. максимальное количество итерационных шагов.

К методам класса Gen относятся:

1. инициализация популяции (двоичные позиции каждой особи случайным образом с вероятностью 0,5 получают значения 0 или 1);
2. селекция;
3. кроссинговер;
4. мутация;
5. определение величины приспособленности для каждой особи;
6. определение величины секторов «колеса рулетки»;
7. определение пар особей для выполнения кроссинговера;
8. функции ввода и логического контроля исходных данных;
9. функции кодирования / декодирования данных;
10. функции вывода результатов.

Заметим, что функция приспособленности — целевая функция решаемой оптимизационной задачи — должна задаваться пользователем. Она задается пользователем в модуле, не являющемся модулем класса. Поскольку предложенный алгоритм предполагает максимизацию положительной функции, то в других случаях пользователю необходимо самостоятельно построить целевую функцию, которая должна быть максимизирована. Функция, принадлежащая классу Gen (пункт 5) обращается к данной пользовательской функции.

Особую роль играет функция организации процесса. Она повторяет выполнение последовательности генетических операторов до тех пор, пока модуль разности между наилучшими значениями функции приспособленности на двух последовательных шагах не станет меньше заданной величины (успешный результат), или пока не будет превышено заданное количество итерационных шагов (аварийный результат).

Заметим, что получение программой успешного результата не гарантирует достижения глобального максимума.

Библиографический список

1. Гладков Л.А., Курейчик В.В., Курейчик В.М. Генетические алгоритмы / Под ред. В.М. Курейчика. — 2-е изд., испр. и доп. — М.: ФИЗМАТЛИТ, 2006. — 320 с.
2. Рутковская Д., Пилиньский М., Рутковский Л. Нейронные сети, генетические алгоритмы и нечеткие системы: Пер. с польск. И.Д. Рудинского. М.: Горячая линия – Телеком, 2006. — 452 с.
3. Интеллектуальные системы управления с использованием генетических алгоритмов: Учебное пособие / В.И.Васильев, Б.Г.Ильясов; Уфимск. гос. авиац. техн. ун-т. - Уфа, 1999. 105 с.
4. Назаров А.В., Лоскутов А.И. Нейросетевые алгоритмы прогнозирования и оптимизации систем — СПб,: Наука и Техника, 2003. — 384 с.

УДК 621.73.043

О.А. Никитина, Т.М. Слободяник
ГОУ ВПО «МГТУ»

ВЫБОР ВЫГОДНЫХ УСЛОВИЙ ЗАЙМА НА ОСНОВЕ ВЫПЛАТЫ АННУИТЕТОМ

В настоящее время выбор выгодного кредитного предложения является сложной и актуальной задачей. При всем многообразии условий займа выбор наиболее приемлемого может существенно повлиять на дальнейшую финансово-хозяйственную деятельность предприятия. Условия займа можно выбрать на основе сравнения

эффективных процентных ставок, предлагаемых различными кредиторами, а также различных условий выплаты займа аннуитетом постнумерандо [1].

Аннуитетом называется платеж, осуществляемый равными выплатами через равные интервалы времени. Поток «постнумерандо» называется поток, когда выплаты осуществляются в конце каждого расчетного периода [2].

Пусть кредит выдан в начале года на определенное количество лет, а погашение его начинается в конце года одинаковыми ежегодными выплатами, включающими выплату задолженности и процентный платеж (выплата долга аннуитетом постнумерандо).

Кредит D будет выплачен, когда начальная стоимость всех выплаченных взносов станет равной денежным средствам, предоставленным в кредит, т.е.:

$$D = \frac{a}{1+i} + \frac{a}{(1+i)^2} + \frac{a}{(1+i)^3} + \dots + \frac{a}{(1+i)^n}, \quad (1)$$

где a - одинаковые ежегодные выплаты; i - ставка дисконтирования; n - количество лет.

Если обозначить $(1+i)$ через V , тогда:

$$D = \frac{a}{V} + \frac{a}{V^2} + \frac{a}{V^3} + \dots + \frac{a}{V^n}. \quad (2)$$

Умножив левую часть уравнения на V , получим:

$$D \cdot V = a + \frac{a}{V} + \frac{a}{V^2} + \frac{a}{V^3} + \dots + \frac{a}{V^{n-1}}. \quad (3)$$

Вычитая из уравнения 3 уравнение 2, получим:

$$D \cdot V - D = a - \frac{a}{V^n}. \quad (4)$$

или

$$D = a \cdot \frac{V^n - 1}{V^n(V - 1)} = \frac{a[(1+i)^n - 1]}{(1+i)^n \cdot i} = aFM4(i\%, n \text{ лет}), \quad (5)$$

где $FM4(i\%, n \text{ лет})$ - коэффициент приведения выплат (дисконтирующий финансовый множитель для аннуитета).

Можно записать также:

$$a = \frac{D}{FM4(i\%, n)} = D \cdot FM5(i\%, n \text{ лет}), \quad (6)$$

где $FM5(i\%, n \text{ лет})$ - коэффициент амортизации займа или погашения задолженности, рассчитывается следующим образом:

$$FM5(i\%, n \text{ лет}) = \frac{(1+i)^n \cdot i}{[(1+i)^n - 1]}. \quad (7)$$

Известно, что при привлечении заемных денежных средств, условия кредитования и возврата займов являются важными факторами в коммерческой деятельности и развитии предприятия. Выбор выгодных условий займов должен быть направлен на создание рациональной схемы управления денежными средствами. Использование аннуитета при расчете выплат для погашения кредитного займа является эффективным, так как осуществляется равными выплатами через равные интервалы времени. Кроме того, с применением представленной схемы можно оценить наиболее выгодное предложение займа, у которого величина разовой выплаты по займу при одной и той же общей сумме займа будет меньше.

ИМЕННОЙ УКАЗАТЕЛЬ

Андросенко О.С.	7	Пальмова Н.Ю.	50
Багрецов А.В.	71	Петров А.Л.	39,42
Бушманова М.В.	3	Попов В.Д.	35
Вечкилева Е.О.	28	Реент Н.А.	17
Войнова Е.С.	130	Рукавишников А.А.	53
Гурьянов Г.Н.	115	Саламатов С. В.	61,65,71, 77,86
Данилов Г.В.	130	Слободяник Т.М.	140
Данилова В.А.	130	Трофимова В.Ш.	45
Девятченко Л.Д.	7	Токарева Е.А.	93
Еремин А.А.	3	Маяченко Е.П.	7
Зарецкая М.А.	138	Морозова Т.В	12
Зарецкий М. В.	138	Матяш Я.В.	21,50
Иванова Т.А.	21, 28,39,98	Шеметова А.С.	3,110
Исаев А.В.	45	Шеметова Г.С.	98,102
Никитина О.А.	140	Ярёменко В.Н.	115

СОДЕРЖАНИЕ

Еремин А.А. Бушманова М.В., Шеметова А.С. ИССЛЕДОВАНИЕ ФИНАНСОВОЙ УСТОЙЧИВОСТИ ОАО «ММК» НА ОСНОВЕ СООТНОШЕНИЯ ФИНАНСОВЫХ И НЕФИНАНСОВЫХ АКТВОВ.....	3
Андросенко О.С., Девятченко Л.Д., Маяченко Е.П. ПРИЛОЖЕНИЕ ТЕОРИИ МАССОВОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ ДЛЯ ОЦЕНКИ СТОИМОСТИ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ СКЛАДСКОЙ ПЛОЩАДИ В ФОРМАТЕ ПРОГРАММЫ WinQSB	7
Морозова Т.В. АНАЛИЗ ЭКОЛОГИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ ЧЕЛЯБИНСКОЙ ОБЛАСТИ.....	12
Реент Н.А. ИССЛЕДОВАНИЕ ФОНДОВОГО РЫНКА С ПОМОЩЬЮ МОДЕЛЕЙ АВТОРЕГРЕССИИ С УСЛОВНОЙ ГЕТЕРОСКЕДАСТИЧНОСТЬЮ	17
Матяш Я.В., Иванова Т.А. СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ УРОВНЯ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ В СУБЪЕКТАХ РФ.....	21
Вечкилева Е.О., Иванова Т.А. ДИФФЕРЕНЦИАЦИЯ ДОХОДОВ В РЕГИОНАХ РФ В 2006 г.....	28
Попов В.Д. ПРИМЕНЕНИЕ ТЕОРИИ НЕЧЕТКИХ МНОЖЕСТВ К УПРАВЛЕНИЮ РИСКАМИ В БАНКОВСКОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ.....	35
Петров А.Л., Иванова Т.А. МОДЕЛИРОВАНИЕ ПОВЕДЕНИЯ КУРСОВ ВАЛЮТ.....	39
Петров А.Л. ФУНДАМЕНТАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ СЕГОДНЯ.....	42
Исаев А.В., Трофимова В.Ш. СКОРИНГ – КАК МЕТОД ОЦЕНКИ КРЕДИТОСПОСОБНОСТИ ЗАЕМЩИКА (ФИЗИЧЕСКОГО ЛИЦА).....	45
Матяш Я.В., Пальмова Н.Ю. РАЗРАБОТКА ПРОГРАММНОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ ДЛЯ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ФИНАНСОВЫХ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ АДАПТИВНЫМИ МЕТОДАМИ.....	50

Рукавишников А.А. ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ НА СОРТОВОЙ ПРОКАТ ОАО «ММК».....	53
Саламатов С. В. ВАЛЮТНЫЕ ОПЕРАЦИИ «КЭРРИ-ТРЕЙД».....	61
Саламатов С.В. ИНВЕСТИРОВАНИЕ В ИНОСТРАННУЮ ВАЛЮТУ.....	65
Саламатов С.В., Багрецов А.В. ИСПОЛЬЗОВАНИЕ VAR-МЕТОДИКИ ОЦЕНКИ РИСКА ФИНАНСОВОГО АКТИВА.....	71
Саламатов С.В. СРАВНЕНИЕ АППРОКСИМИРУЮЩИХ СВОЙСТВ МОДЕЛЕЙ С ГОМО- И ГЕТЕРОСКЕДАСТИЧНОСТЬЮ В ОСТАТКАХ.....	77
Саламатов С.В. КОЭФФИЦИЕНТ ВЕРТИКАЛЬНОЙ ИНТЕГРАЦИИ (НА ПРИМЕРЕ МЕТАЛЛУРГИЧЕСКОЙ ОТРАСЛИ).....	86
Токарева Е.А. ПРИМЕНЕНИЕ МАТЕМАТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ К ОЦЕНКЕ ФИНАНСОВОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ БАНКОВ.....	93
Шеметова Г.С., Иванова Т.А. ИССЛЕДОВАНИЕ УРОВНЯ БЛАГОСОСТОЯНИЯ НАСЕЛЕНИЯ РЕГИОНОВ РФ.....	98
Шеметова Г.С. ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ НА ПРИМЕРЕ ИНДЕКСА РЕАЛЬНЫХ ДЕНЕЖНЫХ ДОХОДОВ НАСЕЛЕНИЯ.....	102
Шеметова А.С. ПРОГНОЗИРОВАНИЕ РАЦИОНАЛЬНЫХ ТЕНДЕНЦИЙ ДВИЖЕНИЯ ФОНДОВОГО РЫНКА С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ НЕЧЕТКИХ ОПИСАНИЙ НА ПРИМЕРЕ РЫНКА США	110
Гурьянов Г.Н., Ярёмченко В.Н. МЕТОД ШТРАФНЫХ ФУНКЦИЙ И ПОСТРОЕНИЕ МАТРИЦ ЗНАЧЕНИЙ ФУНКЦИИ ПРИ РЕАЛИЗАЦИИ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ ПРОЦЕССА ВОЛОЧЕНИЯ В РГТ.....	115
Данилов Г.В., Данилова В.А., Войнова Е.С. ДИФФЕРЕНЦИАЦИЯ ЗАТРАТ МЕТОДОМ РЕГРЕССИОННОГО АНАЛИЗА КАК ИНФОРМАЦИОННАЯ ОСНОВА ПРИНЯТИЯ	

УПРАВЛЕНЧЕСКИХ РЕШЕНИЙ	130
Зарецкая М.А. , Зарецкий М. В. ПРОГРАММНАЯ РЕАЛИЗАЦИЯ ГЕНЕТИЧЕСКИХ АЛГОРИТМОВ В ПРИЛОЖЕНИИ MICROSOFT EXCEL.....	138
Никитина О.А., Слободяник Т.М. ВЫБОР ВЫГОДНЫХ УСЛОВИЙ ЗАЙМА НА ОСНОВЕ ВЫПЛАТЫ АННУИТЕТОМ.....	140
ИМЕННОЙ УКАЗАТЕЛЬ.....	143