

СЕКЦИЯ «ЭКОНОМИКА»**ПОДСЕКЦИЯ «ЭКОНОМЕТРИКА»****Неоднородность в теории потребления***Арефьева Алина Ильинична**студент**Государственный университет — Высшая школа экономики, Москва, Россия**E-mail: alina.arefyeva@gmail.com*

В исследовании рассмотрены различные способы введения неоднородности экономических агентов для анализа процесса потребления. Гетерогенность агентов использовалась для поиска способов разрешения загадок избыточной чувствительности потребления и загадок финансовых рынков. В работе анализируется введение неоднородности потребителей для разрешения загадки избыточной чувствительности потребления к располагаемому доходу. Проводится тестирование гипотезы случайного блуждания против конкретной альтернативной гипотезы, предложенной Campbell, Mankiw (1989), для России с 1995 по 2008 год (с помощью метода инструментальных переменных).

Были получены достаточно интересные результаты. Загадка избыточной чувствительности оказывается еще более важной для России, нежели для США. Оценки доли агентов, потребляющих свой располагаемый доход, близки к единице. Данный вывод означает, что потребление в России следует за располагаемым доходом, хотя из гипотезы случайного блуждания следует, что изменение в потребительских расходах не должно быть чувствительно к ожидаемым изменениям в располагаемом доходе. Гипотеза случайного блуждания, таким образом, не является существенной для описания процесса потребления. Помимо этого, вывод данного исследования ставит применимость модели рационального впередсмотрящего потребителя для России под сомнение.

Полученный вывод не является неожиданным. Как уже обсуждалось, более сильные ограничения ликвидности, неразвитость финансовых рынков (которые способствуют сбережениям и накоплению богатства для перераспределения потребительских расходов между периодами), отсутствие безрисковых активов для вложения сбережений — все эти факторы могли привести к тому, что потребление следовало бы за располагаемым доходом.

С точки зрения макроэкономической политики следование потребления за располагаемым доходом означает, что существует трансмиссионный механизм, которым можно воспользоваться для стимулирования экономической активности. Увеличив государственные закупки, пенсии или заработную плату бюджетникам, можно добиться увеличения располагаемого дохода, а следовательно, и потребительских расходов.

В целом основным выводом работы является следующее. Российские данные демонстрируют чрезвычайно сильную чувствительность потребления к располагаемому доходу, что может быть связано с воздействием ограничений ликвидности и неразвитости финансового рынка. Однако, выводы исследования подлежат проверке.

Литература

1. Brav, Alon; Constandinides, George M. and Geczy, Christopher. Asset Pricing with Heterogenous Consumers and Limited Market Participation: Empirical Evidence NBER Working Paper 7406, October 1999.

2. Campbell J. Y. (1996) «Consumption and the Stock Market: Interpreting International Experience». *Swedish Economic Policy Review*, 3(2), pp. 251-99. (Also NBER Working Paper No. 5610.)
3. Campbell, John Y. and Mankiw, Gregory N. «Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting The Time Series Evidence NBER Macroeconomics Annual, Vol. 4 (1989), pp. 185-216.
4. Deaton A. (1987) «Life-Cycle Models of Consumption: Is the Evidence Consistent with the Theory» in T. Bewley ed. *Advances in Econometrics, Fifth World Congress, Vol. 2*, pp. 121-48.
5. Flavin M. A. (1985) «Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints of Myopia?» *Canadian Journal of Economics*, 18(1), pp. 117-136.
6. Friedman M. (1957) *A Theory of the Consumption Function*. Princeton University Press: Princeton.
7. Jappelli T., Pagano M. (1989) «Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison». *American Economic Review*, 79(5), pp. 1088-1105.
8. Mankiw, Gregory N. and Zeldes, Stephan P. «The consumption of stockholders and nonstockholders *Journal of Financial Economics*, 29 (1991), 97-112, North-Holland.
9. Modigliani F., Brumberg R. (1954) «Utility Analysis and the Consumption Function: and Interpretation of Cross-Section Data» in *Post Keynesian Economics* ed. by K. K. Kurihara, Rutgers University Press: New Brunswick, N. J.
10. Hall R.E. (1978) «Stochastic Implications of the Life Cycle — Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence». *Journal of Political Economy*, 86(6), pp. 971-87.
11. Romer, David, «Advanced Macroeconomics 3d edition, 2006, ch. 7.
12. Working, Holbrook, «A Note on the Correlation of First Differences of Averages in a Random Chain *Econometrica* 28 (October 28): 916-918.

Количественная оценка степени влияния монетарных и немонетарных факторов на инфляцию в республике Армении

Гаспарян Гурген Агасевич

студент

Ереванский государственный университет, Ереван, Армения

E-mail: gasparyangurgen@rambler.ru

В данной работе исследуется воздействие различных факторов на динамику инфляции в Армении. На основе эконометрического моделирования получена количественная оценка влияния инфляционной инерции (ИПЦ), наличных денег в обороте (M0), валютного курса (ВК), заработной платы (W), валового внутреннего продукта (GDP).

Мы оценили модель за период 2000—2008 гг., который характеризовался, с одной стороны, относительной макроэкономической стабилизацией, а с другой — наличием в нашем распоряжении необходимых статистических рядов. Более ранние периоды намеренно опущены по двум причинам: 1) возникает проблема качества и надежности статистических данных, полученных за 1991—1999 гг. 2) в начале 2000-х гг. произошло изменение принципов и макроэкономических условий проведения денежно — кредитной политики. Информационной основой являются статистические данные Министерства статистики и Центрального банка. Все показатели представлены в виде цепных месячных темпов прироста. Это позволяет решить важную проблему, связанную со стационарностью временных рядов. Результаты ADF — теста по исходным динамическим рядам свидетельствуют о том, что они являются рядами вида $I(0)$. Лаг, при котором факторный признак оказывает наибольшее воздействие на

инфляцию, выявлен при помощи Cross Correlogram теста. В итоге модель приобретает следующий вид:

$$\text{ИНФ} = -0.00448 + 0.645042 \cdot \text{ИНФ}_{t-1} + 0.062331 \cdot \text{M0}_{t-3} + 0.017595 \cdot \text{GDP}_{t-4} + 0.25552 \cdot \text{W}_{t-6} + 0.1746 \cdot \text{BK}_{t-4}$$

Коэффициент детерминации R^2 составил 0.74, то есть отобранные факторы на 74% интерпретируют вариацию инфляции. Значение h-критерия Дарбина, а также результаты тестов Бокса—Льюнга и LM-тестов Бреуша—Годфрея однозначно говорят об отсутствии автокорреляции в остатках модели. Результаты теста Уайта подтверждают отсутствие гетероскедастичности. Статистика Жарки-Беры и соответствующее ей р-значение вероятности свидетельствуют о нормальности остатков модели. Коэффициенты модели устойчивы к изменениям длины выборки для ее оценивания, а остатки существенно не выходят за пределы 95%-ого доверительного интервала, что позволяет сделать вывод о стабильности модели.

Таким образом, модель инфляции является статистически адекватной и вполне удовлетворяет условиям построения эконометрических моделей. В результате следует ряд важных выводов: инфляция в армянской экономике имеет четко выраженную инерционность, то есть рост цен является инерционным процессом, девальвация армянского драма в текущем месяце на 1 процент приводит к росту потребительских цен через 4 месяца на 0.174 процента, увеличение наличных денег в обороте в текущем месяце на 1 процент оказывает максимальное влияние на рост потребительских цен через 3 месяца и приводит к их увеличению на 0.06 процента, рост номинальной начисленной заработной платы в текущем месяце на 1 процент с лагом в 6 месяцев приводит к росту потребительских цен на 0.25 процента.

Литература

1. Демидов К. В. Применение регрессионных моделей при анализе инфляционных процессов, проблемы экономико-математического моделирования.
2. Тихонов А. Эконометрическое исследование инфляции.
3. Цыплаков А.А Эконометрический анализ процессов высокой инфляции.

Модификация аналитического VaR для дельта-нейтральных опционных портфелей

Жуков Антон Александрович

студент

Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова, Москва, Россия

E-mail: zhuk_an@mail.ru

Опционы — один из самых сложных и, в то же самое время, популярных среди трейдеров торговых инструментов. В связи с этим возникает проблема оценки риска опционных позиций. Различные решения были предложены множеством исследователей, но часто эти решения имеют существенные недостатки. Это характерно для аналитических методов оценки риска, актуальных для крупных банков и инвестиционных компаний, следующих строгому регламенту международных финансовых регуляторов.

В данном исследовании предлагается метод, который повышает точность оценок частного случая меры риска VaR (Value at Risk) для опционных позиций определенного вида. Также в работе намечен дальнейший путь исследований, которые позволят более точно оценивать рыночные риски трейдерам и компаниям.

Литература

1. Britten-Jones, Schaefer (1999) Non-Linear VaR.

2. Zhang (2002) Value at risk for non-linear portfolios with non-normal financial returns.
3. Hull (2005) Options, futures and other derivatives, 5 ed.
4. Mina, Ulmer (1999) Delta-Gamma Four Ways.
5. Shaw, Lee (2007) Copula Methods vs. Canonical Multivariate Distributions: the multivariate Student T distribution with general degrees of freedom.
6. Jaschke (2001) The Cornish-Fisher-Expansion in the Context of Delta-Gamma-Normal Approximations.

Эконометрический анализ динамики российских паевых инвестиционных фондов на падающем и растущем рынках

Зайцев Александр Андреевич

студент

Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова, Москва, Россия

E-mail: alex_zaytsev@bk.ru

Несколько лет назад рынок коллективных инвестиций получил сильный толчок к развитию и был объектом пристального внимания многих инвесторов в связи с подъемом на фондовом рынке, наблюдавшемся до мая 2008 года. Сейчас на нем насчитывается более тысячи паевых инвестиционных фондов. Многие из них имеют активную стратегию управления инвестиционным портфелем. Это означает, что структура портфеля паевого фонда постоянно изменяется, наилучшим образом адаптируясь к рыночным условиям. За это отвечает портфельный менеджер паевого фонда. При росте фондового рынка он должен увеличивать риск инвестиционного портфеля, чтобы получить доходность выше, чем в среднем по рынку. При падении фондового рынка управляющий, наоборот, должен снизить риск инвестиционного портфеля и сделать его более консервативным, чтобы стоимость активов фондов упала в меньшей степени, чем рыночный индекс. В настоящем исследовании был проведен анализ динамики 33-х российских крупнейших активно управляемых инвестиционных фондов акций с целью выяснения действительно ли их менеджеры следуют описанной выше стратегии. Анализируемые фонды были разбиты по объекту инвестирования на пять групп: акции всего рынка, акции энергетических компаний, нефтегазовых компаний, телекоммуникационных компаний и металлургических компаний.

Для анализа инвестиционных фондов применялась модификация модели ценообразования на финансовые активы (САРМ), предложенная У. Шарпом:

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{Mt} + \gamma_j D_t R_{Mt} + \varepsilon_{jt} \quad (1),$$

где R_{jt} - доходность инвестиционного фонда j за период t ; R_{Mt} - доходность рыночного индекса за период t ; D_t — фиктивная переменная, принимающая значение 1, если на рынке наблюдается спад, и 0, если на рынке наблюдается подъем; α_j — альфа-коэффициент фонда j , отражающий сверхдоходность фонда по сравнению с рыночным индексом. Заметим, что положительная альфа будет означать, что доходность паевого фонда стабильно выше доходности рыночного индекса; β_j — бета-коэффициент фонда j , отражающий риск его инвестиционного портфеля (в данном уравнении коэффициент отражает риск портфеля на растущем рынке). Если $\beta_j < 1$, то считается, что портфель консервативный и, если $\beta_j > 1$, то инвестиционный портфель является рисковым; γ_j - величина, отражающая изменение бета-коэффициента на падающем рынке. У успешного

менеджера γ_j должна быть отрицательной, что будет означать более консервативную структуру портфеля на падающем рынке и более рисковый портфель на растущем рынке. Таким образом, если паевой фонд действительно применяет активную стратегию инвестирования, то при оценивании уравнения коэффициент γ_j при фиктивной переменной должен быть значимым и отрицательным, иначе будет сделан вывод о низком мастерстве портфельного управляющего.

Анализ проводился на основе месячных данных по доходностям паевых фондов и рыночного индекса ММВБ.

Для нахождения характеристик динамики фондов независимо от рыночных условий использовалась модель (1) без учета фиктивной переменной. При оценивании данной модели для фондов акций выяснилось, что ни у одного фонда нет значимо отличного от нуля альфа-коэффициента: это говорит о том, что фонды не показывают лучшей динамики в сравнении с рыночным индексом. Бета-коэффициенты фондов значимо отличны от нуля и лежат в интервале от 0,76 до 0,95, т.е. портфельные менеджеры в среднем придерживаются защитной стратегии. В некоторых уравнениях наблюдалась гетероскедастичность в остатках, в связи с этим стандартные ошибки коэффициентов рассчитывались по формулам Ньюи-Веста. Проблема автокоррелированности остатков решалась путем добавления в исходное уравнение авторегрессионной компоненты.

Для фондов, инвестирующих в акции нефтегазовых и металлургических компаний, альфа коэффициенты получились незначимыми, за исключением одного фонда — «ВТБ — Фонд Нефтегазового сектора». Все бета коэффициенты оказались значимыми и их среднее значение составило 1,1. Таким образом, фонды данной специализации в целом обладают более рисковыми портфелями, чем фонды акций, принадлежащие к первой группе.

Инвестиционные фонды, вкладывающие средства в акции телекоммуникационных и энергетических компаний, оказались наименее рискованными по сравнению с другими фондами. Средние значения бета коэффициентов составили 0,87 и 0,75 соответственно. Интересным является тот факт, что для телекоммуникационных и энергетических фондов значения коэффициентов детерминации существенно ниже, чем для фондов других категорий (0,5 против 0,8). Это говорит о том, что фонды данного типа имеют отличную от всего фондового рынка динамику, и на них влияют другие «нерыночные» факторы.

Что же касается активного управления (здесь для оценивания использовалась модель (1)), то среди 33-х фондов было выявлено лишь два фонда, изменяющих риск портфеля в ответ на рост или падение рынка. Это фонд «ЛУКОЙЛ Фонд Первый» и «БКС — Фонд Голубых Фишек». Бета коэффициенты этих фондов на растущем рынке составили 0,99 и 1,07 соответственно. На падающем рынке данные коэффициент приняли значения 0,56 и 0,76. Интересным является тот факт, что также было обнаружено два фонда, которые действуют противоположным образом, т.е. увеличивают риск портфеля при падении рынка, что говорит о невысоком мастерстве управляющих этих фондов. Этот факт также подтверждают левосторонняя скошенность распределений избыточных доходностей этих фондов и отрицательные математические ожидания распределений.

Проведенный анализ показал, что большинство российских фондов придерживаются защитной стратегии инвестирования. На падающем рынке наилучшую динамику показывают фонды, инвестирующие в акции телекоммуникационных и энергетических компаний, на растущем — нефтегазовые и металлургические фонды. Также не было найдено подтверждение применения активной стратегии

инвестиционными фондами — видимо, это — результат невысокого мастерства управляющих данными фондами. Получается, что данные фонды являются активно управляемыми лишь «на бумаге» и не подтверждают свой статус более высоким доходом по сравнению со среднерыночной доходностью.

Литература

1. У. Шарп, Г. Александр, Д. Бэйли. Инвестиции. Пер. с англ., Москва, ИНФРА-М, 2001.
2. R. Henriksson and R. Merton. On Market Timing and Investment Performance — Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills. *Journal of Business*, 1981, Vol. 54 pp. 513-533.
3. M. Jensen, The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *Journal of Finance*, 1967, Vol. 23, No. 2, pp. 389-416.
4. W. F. Sharpe. A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, Jan., 1963, Vol. 9, No. 2, pp. 277-293.
5. www.quote.ru.
6. www.investfunds.ru.

Исследование влияния мировых цен на нефть и ситуации на американском фондовом рынке на российский рынок ценных бумаг

Ковальская Кристина Григорьевна

студент

*Российский государственный торгово-экономический университет, Тульский филиал,
Тула, Россия*

E-mail: kristinakov@mail.ru

Нефть — один из важнейших энергетических ресурсов не только в мировой экономике, но и в политике, а Россия — один из важнейших игроков на нефтяном рынке. Россия давно и прочно утвердилась на мировом рынке в качестве одного из ведущих поставщиков нефти. На Россию приходится примерно 12% от всей мировой нефтедобычи. Если по производству наша страна входит в число лидеров и борется за первое место с Саудовской Аравией, то по объемам потребления Россия занимает более скромные позиции — всего около 3,5% от общемирового показателя. Поэтому нефть является одной из главных статей российского внешнеторгового оборота (около 40%). Таким образом, на основании выше сказанного можно сделать вывод о значительном влиянии рынка нефти на экономику России. Среди экспертов существует широко распространенное мнение о сильной зависимости российского рынка ценных бумаг от мировых цен на нефть. Это мнение имеет под собой реальное экономическое обоснование. Основную долю (около 70%) в капитализации российского фондового рынка составляют акции газо- и нефтедобывающих компаний. Рост цен на нефть повышает прибыли этих компаний, и, как следствие, благотворно влияет на положительные ожидания игроков на рынке относительно роста цен на акции этих эмитентов, что приводит к увеличению спроса на эти акции. Таким образом, ожидания игроков в отношении подъема цен оправдываются, и наблюдается рост российского фондового рынка.

Как известно, для характеристики состояния и динамики фондового рынка используются специальные показатели, называемые фондовыми индексами. В данной работе для характеристики динамики российского рынка акций был выбран индекс РТС. Анализ графика динамики индекса РТС и цены на нефть марки *Brent* показал, что в некоторые периоды времени динамика индекса РТС повторяет движения цены нефти, в другие же периоды прослеживаются существенные различия в изменениях изучаемых

показателей. По всей видимости, это связано с тем, что в какие-то периоды определяющим фактором для принятия решений относительно покупки или продажи акций российских эмитентов являются цены на нефть, а в другие периоды на первое место выступают другие, возможно, глобальные тенденции, присущие мировому фондовому рынку в целом. Для количественной оценки степени тесноты связи между рассматриваемыми показателями был рассчитан линейный коэффициент корреляции, значение которого оказалось равно 0,621. Таким образом, зависимость между ценами на нефть и российским фондовым рынком может быть признана умеренной. Для аналитического описания связи между индексом РТС и ценой на нефть марки *Brent* было построено несколько уравнений регрессии. Наиболее удачными оказались линейное и параболическое. Несмотря на то, что построенные уравнения оказались статистически значимыми, они плохо описывают динамику индекса РТС, поскольку объясняют менее 50% вариации изучаемого показателя (если судить по значениям показателя детерминации). Поэтому можно сделать вывод о том, что не только колебания мировых цен на нефть определяют динамику российского рынка, по всей видимости, существуют еще и другие факторы, влияющие на изменение цен акций отечественных эмитентов.

Российский фондовый рынок не является изолированным, он интегрирован в систему мировых финансовых рынков. В условиях глобализации конъюнктуры зарубежных рынков, действия крупных международных инвесторов являются решающим фактором динамики курсов российского фондового рынка. В связи с этим представляется весьма актуальным провести исследование влияния мировых финансовых рынков на фондовый рынок России. По мнению экспертов, в настоящее время доминирующее воздействие на финансовые рынки большинства стран оказывают процессы, происходящие в США. Это связано, прежде всего, с тем, что данное государство является признанным мировым финансовым центром. В качестве индикатора состояния и динамики США в настоящей работе был выбран композитный индекс Доу-Джонса (*DJC*). Визуальный анализ графика динамики индексов РТС и *DJC* дал возможность сделать вывод, что на протяжении достаточно длительных периодов динамика индекса РТС совпадает с движением индекса *DJC*. Для характеристики тесноты связи за весь изучаемый период был рассчитан линейный коэффициент корреляции, который оказался равен 0.841, что говорит о наличии тесной связи между американским и российским фондовыми рынками. Для аналитического описания связи между индексом РТС и индексом *DJC* было построено несколько уравнений регрессии. Наиболее удачными оказались линейное и параболическое. Построенные уравнения оказались статистически значимыми, они объясняют около 70% вариации изучаемого показателя, что говорит об их хорошем качестве.

С целью улучшения прогностических свойств регрессионной модели в уравнение, связывающее индекс РТС и индекс *DJC*, был включен «цена на нефть». Были построены три варианта уравнения множественной регрессии: линейное, степенное и параболическое. Параболическое оказалось наиболее лучшего качества и его целесообразно использовать, прежде всего, в прогностических целях, так как оно объясняет 92.3% вариации индекса РТС. На основании линейного уравнения были сделаны следующие выводы: 1) при изменении индекса *DJC* на 1 пункт, индекс РТС изменится в среднем на 0.654 пунктов, при неизменном значении цены на нефть; 2) при изменении цены на нефть на 1\$, индекс РТС изменится в среднем на 10.057 пунктов, при неизменном значении индекса *DJC*. Для ранжирования факторов по силе их влияния на резульативный признак были рассчитаны стандартизированные коэффициенты регрессии. В результате были получены следующие значения: $\beta_1 = 0.711$; $\beta_2 = 0.375$. Таким образом, по силе влияния на российский рынок ценных бумаг на первом месте находится ситуация на фондовом рынке США, а на втором — цены на нефть. Для

расширения аналитических возможностей и более подробной характеристики влияния факторов на резульативный признак были вычислены частные коэффициенты детерминации и Δ -коэффициенты. Анализ полученных результатов позволил сделать вывод о том, что примерно на 60% изменения, происходящие на рынке ценных бумаг России, обусловлены процессами, происходящими на фондовом рынке США, и лишь на 23% объясняются изменениями цен на нефть. Остальные 17% вариации индекса РТС обусловлены неучтенными в анализе факторами. Доля влияния первого фактора в суммарном влиянии факторов, включенных в модель регрессии, составляет 72%, остальные 28% приходятся на долю второго фактора. На основании построенного степенного уравнения были сделаны следующие выводы: 1) при изменении индекса *DJC* на 1%, индекс РТС изменится в среднем на 1.651%, при неизменном значении цены на нефть; 2) при изменении цены на нефть на 1%, индекс РТС изменится в среднем на 0.337%, при неизменном значении индекса *DJC*. Что бы компенсировать влияние снижение индекса *DJC* всего лишь на 1% необходимо, чтобы цена на нефть выросла почти на 5%.

Литература

1. Ефимчук И., Синотина Т. Нефтяные фьючерсы в России и мире// Рынок ценных бумаг. — 2006, №14. с. 38-42.
2. Маргевич А. Влияние индекса Доу-Джонса и цен на нефть на российский фондовый рынок // Рынок ценных бумаг. — 2008, №1. с. 61-64.
3. Миркин Я., Кудинова М. Будущая динамика российского рынка акций: взаимодействие с зарубежными рынками// Рынок ценных бумаг. — 2006, №8. с. 44-46.
4. Эконометрика: Учебник/ Под ред. И.И. Елисеевой. — М.: Финансы и статистика, 2002. — 344 с.

Проблемы формирования цены на нефть Urals

Кокуйцева Татьяна Владимировна, Черняев Максим Васильевич

студенты

Российский университет дружбы народов, Москва, Россия

E-mail: tschernjaewtt001@mail.ru

Россия — крупнейший экспортер энергоносителей, российские нефтяные компании превратились в крупных мировых игроков. Потому проблема формирования цены на нефть Urals, которую наша страна экспортирует, весьма актуальна. Начнем с того, что нефть — биржевой товар, в ее стоимости отражаются различные события, которые к рынку отношения не имеют. Это, например, нестабильность на Ближнем Востоке, или какой-либо субъективный фактор и т. д. Цена на нефть Urals формируется главным образом не под влиянием таких традиционных рыночных факторов, как спрос и предложение, но одним из определяющих факторов является цена нефти Brent. От прозрачности ценообразования зависят не только доходы российских компаний, но и эффективность мировой экономики в целом.

Актуальность темы нашей научной работы обусловлена резкими колебаниями цен на нефть. На протяжении длительного временного промежутка цены на нефть имели устойчивую тенденцию к росту, но, достигнув своего пика в июле 2008 г., они стали резко падать.

Цель работ — выявление фундаментальных факторов, влияющих на колебания цен на нефть, и прогнозирование цены на нефть в краткосрочной перспективе. Дело в том, что точно спрогнозировать подобные показатели на более длительный период времени

практически невозможно, т.к. фундаментальные показатели зачастую не являются однозначно определяющими цену на нефть, большую роль играют мировая экономическая и политическая ситуации.

Объект исследования — мировой рынок нефти. Предмет исследования — цена на нефть марки Urals. Хронологические рамки исследования охватывают период с января 1998 по декабрь 2007 г. Отметим, что для более достоверного прогноза мы используем ежемесячные показатели.

Теоретической базой данной научной работы стали труды Пилипенко А. И., Балашовой С. А., Бородич С. А. Статистическая база составлена из отчетов Центрального банка РФ, Министерства энергетики США, British Petroleum, Мирового банка.

Причины роста цен на нефть в конце XX в. — начале XXI в. Цены на энергоносители стабильно росли с конца 1990-х гг. Причины роста цены на нефть — слабеющий доллар (низкий курс доллара США), ослабление инфляционного давления в США, признаки замедления американской экономики.

Выделим отдельно причины роста цен на нефть, актуальные до ее недавнего падения (т. к. в данной работе анализируется период 1998—2007 гг.): экономическая, военно-политическая, климатическая, факторы, связанные с запасами и потреблением энергоносителей. Высокие цены на нефть определяются также ценой «корзины» ОПЕК, экспортными пошлинами и т. д.

Что касается текущей ситуации на мировом нефтяном рынке, согласно Goldman Sachs, цены на нефть демонстрировали волатильность в первые две недели 2009 г. благодаря геополитике и финансовым факторам с одной стороны, и слабым экономическим фундаментальным показателям — с другой. Аналитики Goldman также считают, что растущие запасы нефти приведут к большему контанго и высокой волатильности.

Факторы, определяющие цену на нефть марки Urals. В данной работе анализируется цена на нефть марки Urals, которая соответственно и является результативным фактором в наших моделях.

Urals — экспортная марка (сорт) нефти России, нефтяная смесь, получающаяся смешением тяжелой, высокосернистой нефти Урала и Поволжья с легкой западносибирской нефтью. Urals поставляется через Новороссийск и по системе нефтепроводов «Дружба».

На сегодняшний день цены на три марки российской нефти — Urals, Siberian Light и Rebco — привязаны к котировкам, рассчитываемым агентствами Argus Media и Platts на основе биржевых цен на нефть Brent (Brent Crude, BFO). Поэтому одним из факторов, определяющим цену на нефть является цена на нефть Brent.

Кроме того, последующая цена, безусловно, складывается на основе цены предыдущего периода, потому второй фактор — цена на нефть Urals предыдущего месяца.

Как отмечалось выше, цена на нефть зависит от курса доллара США, следовательно, это третий рассматриваемый нами фактор. К фундаментальным факторам относится объем добычи нефти и внутреннее потребление, в данном случае в России.

Итак, для анализа мы выбрали 6 показателей ($x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6$): цена на нефть Brent; цена на нефть Urals в предыдущем месяце; курс доллара США; объем добычи нефти в России; внутреннее потребление в России; разность между добычей и внутренним потреблением. В результате проведенного корреляционного анализа мы получили следующие данные (табл. 1).

Таблица 1. Корреляционная матрица

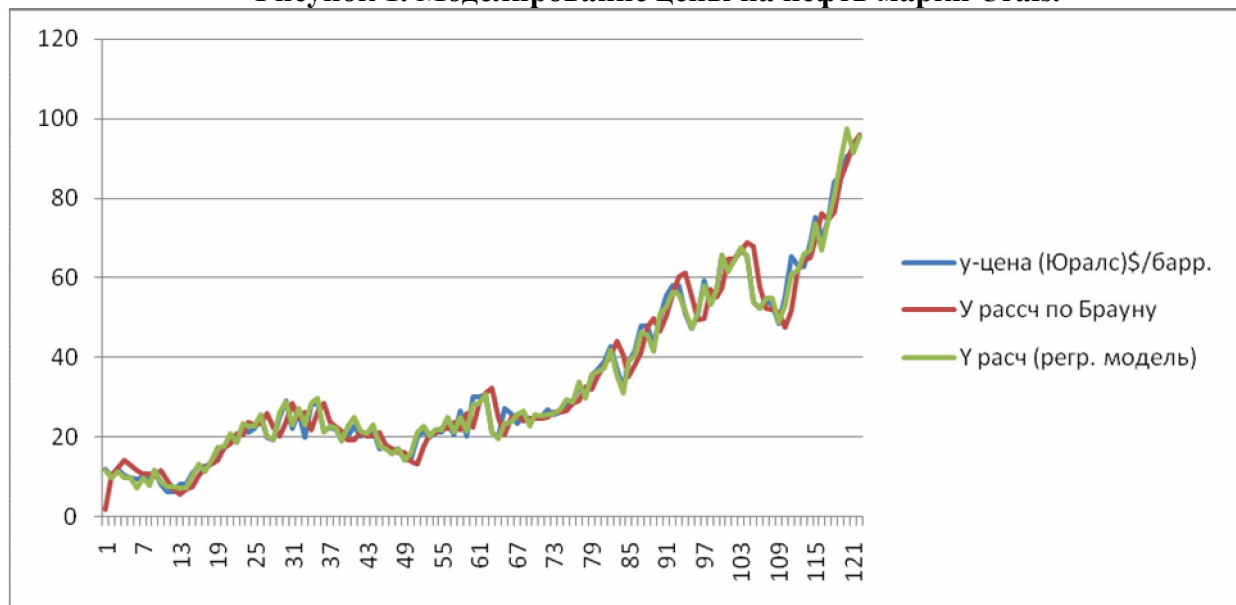
	y	x1	x2	x3	x4	x5	x6
y-цена (Юралс)/\$/барр.	1,0000						
x1добыча (тыс.барр. в день)	0,8581	1,0000					
x2вн.потребление (тыс.барр.в день)	0,9104	0,8136	1,0000				
x3-Brent (\$/барр)	0,9969	0,8463	0,9058	1,0000			
x4-курс \$/руб	0,2233	0,3955	0,2582	0,2280	1,0000		
x5-Разница между добычей и потреблением (тыс. барр. в день)	0,8432	0,9992	0,7903	0,8310	0,3994	1,0000	
x6-предыдущая цена	0,9786	0,8600	0,9038	0,9777	0,2225	0,8456	1,0000

Сильная корреляция с результативным признаком наблюдается во всех случаях, за исключением корреляции с курсом доллара США; связь слабая. Наблюдается мультиколлинеарность, следовательно, для получения более достоверных данных мы исключим ряд показателей.

Для прогноза с помощью двухфакторной модели использовались показатели внутреннего потребления нефти в России (x2) и цены на нефть Brent (x3). Получаем уравнение двухфакторной регрессионной модели: $Y = -27,62 + 0,01X_2 + 0,98X_3$

Модель Брауна. Для моделирования цены воспользуемся моделью Брауна. Построив линию тренда, найдем параметры модели a_0 и a_1 , которые равны 1,401 и 0,517 соответственно. Эти коэффициенты используем для расчета цены с помощью модели Брауна. По методологии Брауна нами проведены вычисления, наглядное выражение которых мы представили на графике (рис. 1).

Рисунок 1. Моделирование цены на нефть марки Urals.



Выводы. В ходе работы мы пришли к выводу, что наибольшее влияние на колебание цены на нефть Urals оказывает внутреннее потребление нефти в России и цена на нефть Brent. Нами предложены следующие варианты моделирования цены на нефть Urals: регрессионная модель; модель Брауна.

Данные методы являются допустимыми для моделирования цены на нефть. Однако не стоит забывать, что предложенные модели учитывают фундаментальные показатели, тогда как на мировом нефтяном рынке зачастую определяющими являются экономические и политические интересы.

Валютный курс рубля и факторы его определяющие

Мотохин Антон Михайлович

студент

*Российский государственный торгово-экономический университет, Тульский филиал,
Тула, Россия*

E-mail: infort-group@yandex.ru

Валюта — национальная денежная единица любой страны. Валютный курс — стоимостное соотношение двух валют при их обмене. Можно сказать валюта — лицо государства, потому что на валютный курс воздействуют факторы, отражающие состояние экономики данной страны: показатели экономического роста (ВНП, ВВП), состояние торгового баланса (экспорт, импорт), степень зависимости от внешних источников сырья (цена на нефть), рост денежной массы на внутреннем рынке, уровень инфляции, уровень процентной ставки, движение капитала, платежеспособность страны и доверие к валюте на мировом рынке, спекулятивные операции на валютном рынке, степень развития других секторов мирового финансового рынка, покупательная способность национальной и иностранной валюты, деловая активность в стране, соотношение спроса и предложения иностранной валюты, политические события и военные факторы, конкурентоспособность национальных товаров на мировых рынках, развитие телекоммуникаций и включение страны в мировой рынок валюты, деятельность фондов, высказывания политических деятелей, деятельность центральных банков, цена на золото и уровень безработицы.

В работе было проведено исследование изменения валютного курса рубля по отношению к доллару под воздействием выше указанных факторов России и США.

Цель исследования заключалась в следующем:

1. Определить факторы, существенно влияющие на валютный курс.
2. Построить уравнение регрессии, описывающее зависимость между курсом рубля по отношению к доллару и факторами его определяющими.
3. Проранжировать степень влияния факторов на валютный курс.

Так в работе рассмотрено совместное влияние на курс рубля таких факторов (России и США) как: ВВП, экспорт, импорт, денежная масса, инфляция, ставка рефинансирования, процентный дифференциал (разницей между ставкой рефинансирования РФ и США), торговый баланс, внешнеторговый оборот, инвестиции в основной капитал, уровень безработицы, дефицит и профицит бюджета, цены на нефть и золото. Так же в качестве факторов влияющих на валютный курс были взяты индексы деловой активности в обрабатывающей промышленности США и в сфере услуг США.

Для исследования были взяты показатели с 1 января 1999 г. по 30 ноября 2008 г.

Так же при любом анализе данных необходимо учитывать такой фактор влияния на результативную переменную как время. Включение времени в уравнение регрессии дает возможность определить наличие тенденции или циклических колебаний. В проведенном исследовании не было обнаружено циклических колебаний валютного курса рубля по отношению к доллару.

В ходе исследования при помощи корреляционного анализа были отобраны факторы, имеющие тесную линейную связь с валютным курсом рубля по отношению к доллару. Для этого анализа были рассчитаны коэффициенты корреляции для каждого фактора.

Отбор прошли следующие факторы: ВВП РФ, импорт РФ, экспорт РФ, денежная масса РФ, внешнеторговый оборот РФ, торговый баланс РФ, инфляция РФ, инвестиции в основной капитал РФ, ставка рефинансирования США, цена на золото и нефть.

Для дальнейшего исследования из экспорта РФ, импорта РФ, внешнеторгового оборота РФ, торгового баланса РФ, необходимо было выбрать один из факторов, так как все выше перечисленное имеют одну составляющую. Включение факторов в уравнение регрессии, которые являются составной частью другого фактора приводит к мультиколлинеарности. Наличие мультиколлинеарности сильно искажают результаты

определения степени влияния каждого фактора на результирующую переменную. Поэтому во избежание мультиколлинеарности было решено взять в качестве определяющего фактора торговый баланс РФ, так как именно этот фактор в полной мере отражает совместное влияние экспорта и импорта РФ на валютный курс рубля.

После операции отбора факторов в *Microsoft Office Excel* было построено линейное уравнение множественной регрессии, в которое были включены следующие факторы: время(x_1), денежная масса(x_2), инфляция РФ(x_3), ставка рефинансирования США(x_4), цена на нефть(x_5) и золото(x_6), ВВП РФ(x_7), инвестиции в основной капитал РФ(x_8), торговый баланс РФ(x_9):

$$\hat{y} = 32,29 + 0,073x_1 - 0,00025x_2 - 0,543x_3 - 0,353x_4 - 0,0093x_5 - 0,00064x_6 + 0,00032x_7 - 0,091x_8 + 0,00087x_9$$

Для получившегося линейного уравнения регрессии с помощью t -критерия Стьюдента была проведена проверка значимости параметров. В ходе выполнения этой операции были выбраны следующие статистически значимые факторы: время(x_1), денежная масса РФ(x_2), инфляция в РФ(x_3), ставка рефинансирования в США(x_4), цена на нефть(x_5) и золото(x_6).

Со статистическими значимыми факторами было построено новое уравнение множественной регрессии.

$$\hat{y} = 32,34 + 0,063x_1 - 0,0003x_2 - 0,492x_3 - 0,38x_4 - 0,011x_5 + 0,000534x_6$$

Это линейное уравнение множественной регрессии имеет следующие характеристики:

Показатель детерминации равен 0,834. Это говорит о том, что данное уравнение хорошо описывает взаимосвязь между переменными.

Средняя ошибка аппроксимации равна 3,29%, что также говорит о высокой точности уравнения.

Вероятность того что уравнение не значимо близко к нулю.

Для определения степени влияния статистических значимых факторов на валютный курс рубля по отношению к доллару были рассчитаны:

β -коэффициенты, которые показывают на сколько СКО изменится результирующий признак при изменении соответствующего фактора на СКО при неизменном значении остальных факторов. β — коэффициенты сравниваются между собой, после чего делается вывод о силе влияния фактора на изучаемую переменную.

Частные коэффициенты детерминации, которые показывают, на сколько процентов изменится валютный курс при изменении фактора.

Δ -коэффициенты, которые определяют долю влияния каждого фактора в изменении валютного курса рубля, под влиянием всех факторов включенных в уравнение регрессии.

Частные коэффициенты эластичности валютного курса рубля к доллару по отношению к изменению факторов

Q -коэффициенты. С помощью Q -коэффициентов можно сделать вывод о том, что тот фактор, который обладает максимальным показателем Q -коэффициента является непосредственным средством воздействия на валютный курс.

Литература

1. Елисеева И.И. Эконометрика: учебник/. И.И.Елисеева С.В. Курошева. Т.В. Костева; под ред. И.И.Елисеевой. — 2-е изд., перер. и доп. — Москва: ФИС, 2008 — 576 с.
2. Кремер Н.Ш. Эконометрика: учебник для вузов/ Н.Ш. Кремер, Б.А. Путко: под ред. Н.Ш. Кремера. — 2-е изд., стер. — Москва; ЮНИТИ-ДАНА, 2008. — 311 с.
3. Макарова Н.В. Статистика в Excel: Учеб. пособие. — М.: Финансы и статистика, 2002. — 368 с.
4. <http://www.cbr.ru>.

5. <http://www.bullion.ru>.

6. <http://rosfincom.ru>.

Регрессионный анализ рентабельности российских банков

Поленков Вячеслав Николаевич

старший преподаватель

*Обнинский государственный технический университет атомной энергетики, Обнинск,
Россия*

E-mail: iatel@yandex.ru

Добравшийся до России мировой финансовый кризис привел к тому, что для многих российских банков возник риск разделить участь некоторых европейских и американских коммерческих организаций и прекратить свое существование. Оказанная государством беспрецедентная финансовая помощь банковскому сектору строилась исходя из предпосылки о том, что российские коммерческие банки являются «классическими» банками и ведут свою деятельность по схеме «вклады — кредиты — прибыль», т. е. служат реальным двигателем большинства экономических процессов в стране. Соответственно, полученные банками средства должны идти на кредитование реальной экономики.

В связи с этим было бы целесообразно проверить, насколько российские банки в действительности ориентируются при планировании своей рентабельности на реальный сектор экономики — другими словами, насколько присутствие в структуре активов банка объемного кредитного портфеля увеличивает его рентабельность.

Очевидно, что сопоставление абсолютных значений прибыли и объема выдаваемых кредитов нецелесообразно в силу неоднородности банковской системы. Так, в используемой для анализа выборке из 100 крупнейших российских банков (по размеру работающих активов на 01.12.2008., данные журнала «Финанс»), коэффициент вариации прибыли составляет 448%, а для кредитов, выдаваемых частным лицам и предприятиям, соответственно, 364% и 352%. Избавление от неоднородности возможно как с помощью группировки данных, так и с помощью приведения показателей в сопоставимый вид. Для этого производится пересчет абсолютных величин в проценты:

1) Рассчитывается показатель рентабельности собственного капитала банка (прибыль/собственный капитал банка);

2) Рассчитывается показатель доли кредитов, выдаваемых частным лицам, в общем объеме работающих активов;

3) Рассчитывается показатель доли кредитов, выдаваемых предприятиям и организациям, в общем объеме работающих активов.

В результате подобных манипуляций происходит существенное снижение вариабельности признаков: для рентабельности собственного капитала до 120%, по кредитам частным лицам 95%, по кредитам предприятиям и организациям 41%.

После этого строится модель линейной множественной регрессии для переменной «рентабельность собственного капитала» ($R_{ск}$) на переменные «доля кредитов, выдаваемых частным лицам» (KP_{ph}) и «доля кредитов, выдаваемых предприятиям и организациям» (KP_{bus}). Общий вид модели следующий:

$$R_{ск} = \alpha + \beta * KP_{ph} + \gamma * KP_{bus}$$

Исходя из общих представлений об основных функциях банков в экономике, относительно данной модели можно выдвинуть три гипотезы:

Гипотеза А: Модель должна хорошо объяснять изменение рентабельности собственного капитала банка под влиянием вложений банка в кредитный портфель.

Соответственно, данная модель теоретически должна приводить к высокому значению коэффициента детерминации.

Гипотеза Б: Значение параметра β в модели (точнее, его оценка) должно быть больше 0. При этом сам параметр должен быть статистически значимым. Это соответствует прямой зависимости между долей вложений в кредиты частным лицам и рентабельностью собственного капитала банка.

Гипотеза В: Значение параметра γ в модели (точнее, его оценка) должно быть больше 0. При этом сам параметр должен быть статистически значимым. Это соответствует прямой зависимости между долей вложений в кредиты предприятиям и организациям и рентабельностью собственного капитала банка.

Оценка данной модели методом наименьших квадратов в пакете статистического анализа данных SPSS (версия 15.0) дает следующие результаты (уровень значимости 0,05):

Значение коэффициента детерминации $R^2 = 0,038$.

Оценка параметров модели представлена в Таблице 1.

Таблица 1 Оценки параметров

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	16,342	6,230		2,623	,010
	KPph	,022	,088	,035	,252	,802
	KPbus	-,114	,094	-,168	-1,214	,228

a Dependent Variable: Profitability

Обращает на себя внимание крайне низкое значение коэффициента детерминации: построенная модель адекватна менее чем для 4% выборки. Причем нетрудно предположить, какие банки составляют эти 4%: самые крупные отечественные банки: Сбербанк, Внешторгбанк, Газпромбанк, Банк Москвы и т.д. Эти банки уже длительное время присутствуют на рынке. Кроме того, стоит отметить, что Сбербанк и Внешторгбанк (а опосредовано и Газпромбанк) представляют собой полугосударственные банки и поэтому вынуждены вести работу по формированию кредитных портфелей. Например, Сбербанк, как в советские времена, спускает из головного офиса филиалам по всей стране плановые задания по объему кредитов, которые нужно выдать за определенный период. Если филиал не выполняет план, руководителя филиала «журят», и всему персоналу филиала не выплачивается годовая премия. Если же филиал «перевыполняет план», следуют награды, премии и... увеличение планового задания. Остается заметить, что эти планы ни в какой мере не согласуются со спросом на кредиты в конкретном регионе, а строятся по принципу «от достигнутого»: то есть, если филиал выполнил план на 110%, то на следующий год ему поставят плановую задачу выше этих 110%. При этом никого не волнует, что помимо Сбербанка на кредитном рынке присутствуют другие банки, и в условиях жесткой конкуренции каждый следующий процент дается большим трудом. Тем более что филиалы несвободны в своей политике и в значительной степени вынуждены ждать смены расценок на банковские продукты или новых видов кредитов от головного отделения. В результате руководство многих региональных отделений Сбербанка сознательно идет на занижение объема выдаваемых кредитов, чтобы и премию получить и оставить пространство «для маневра» на перспективу. Параметры β и γ оказались статистически незначимыми.

Таким образом, ни одна из трех гипотез (А, Б, В) не нашла своего подтверждения. Соответственно, для 96% российских банков размер кредитного портфеля не оказывает никакого влияния на рентабельность. Таким образом, агрессивная кредитная политика банка, направленная на максимизацию прибыли за счет возрастания выдаваемых кредитов, не характерна для подавляющего большинства российских коммерческих банков. Неудивительно, что значительная часть предоставленных банкам государственных средств в итоге поступила на валютный рынок, чем оказала серьезное давление на курс рубля и способствовала усугублению кризиса.

Моделирование динамики финансовых показателей в условиях экономического кризиса

Субботницкий Денис Юрьевич¹

аспирант

Санкт-Петербургский государственный университет, Санкт-Петербург, Россия

E-mail: dennis_sub@inbox.ru

Кризис мировой финансовой системы привел к значительным трудностям при моделировании динамики финансово-экономических показателей. Прежние прогнозы, составлявшие еще до кризиса, в большинстве случаев оказались несостоятельными, а поскольку ситуация по-прежнему остается неопределенной, то сделать новые, сколь-нибудь точные, предсказания о будущем мировой экономики в целом и экономики России в частности крайне непросто. Методы, используемые в эконометрике, достаточно эффективны в условиях стабильного развития, но в кризисной ситуации могут оказаться несостоятельными. Каждый очередной кризис приводит к адаптации эконометрических методов к изменившемуся положению в экономике, среди наиболее ярких примеров этого — экономический кризис и нефтяные шоки 1970-х гг., оказавшие серьезнейшее влияние на развитие экономик стран Западного блока.

Вместе с тем, очевидно, что прогнозы составлялись и будут составляться во время любого кризиса, что в XIX веке, что во время Великой депрессии, что в ходе кризиса 2008—2009 гг. [4] Следовательно, финансисты вне зависимости от наличия у них экономико-математических методик умеют использовать имеющуюся у них информацию о состоянии экономики и делать на ее основании правильные выводы (по крайней мере, в некоторых случаях). Ни один из агентов на рынке не может обладать всей полнотой информации обо всех текущих процессах. Впрочем, даже если предположить, что вся возможная информация о рынке у исследователя есть, все равно это даст ему не так уж много — обработать такой массив данных и верно истолковать их вряд ли возможно, а отбрасывание некоторых факторов, кажущихся изначально незначительными может исказить прогноз (особенно средне- или долгосрочный) до неузнаваемости [2, с. 225].

Предлагаемый в данной работе метод рандомизированных вероятностей и его модификация предполагают арифметизацию всей имеющейся у эксперта (или группы экспертов) информации (в виде оценок различных вариантов развития) и моделирование на ее основании вариантов динамики финансово-экономических показателей. Отметим, что эксперт не всегда может рационально объяснить причины того или иного выбора, который, тем не менее, оказывается правильным, т. е. часто оценки основываются на «личностном знании» агента [3, с. 18].

Предположим, что на основании сведений о системе в некоторый начальный момент времени t_0 можно сделать вывод о том, что в следующий момент времени она

¹ Автор выражает признательность профессору, д.ф.-м.н. Хованову Н.В. за помощь в подготовке тезисов.

перейдет в одно и только одно из состояний A_1, A_2, \dots, A_n , образующих группу попарно несовместных событий, т.е. $A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n = \Omega$, $A_i \cap A_j = \emptyset$, $i \neq j$. При этом каждая из этих альтернатив обладает определенной вероятностью осуществления $p_i = P(A_i)$, $\sum_{i=1}^n p_i = 1$. Информация об экономическом кризисе I , имеющаяся у исследователя, может быть разделена на два вида: ординальная (нечисловая) информация OI — сравнительные соотношения вида $p_i > p_j$, $p_l = p_k$, и интервальная (неточная) информация II — диапазоны $[a_i, b_i]$, $0 \leq a_i \leq b_i \leq 1$, $i = \overline{1, n}$, ограничивающие вероятности реализации отдельных вариантов p_i , $i = \overline{1, n}$. Информация неполна, если имеющихся данных недостаточно для однозначного определения вероятностей. Соответственно, можно сказать, что исследователь оперирует с ННН-информацией (неточной, неполной, нечисловой) [1].

Применение ННН-информации дает возможность редуцировать множество всех возможных векторов вероятностей P до множества допустимых (с точки зрения информации I) векторов вероятностей $P(I)$. Рандомизируя выбор вектора вероятностей $p = (p_1, \dots, p_n)$ из множества $P(I)$, можно получить случайный вектор $\tilde{p}(I) = (\tilde{p}_1(I), \dots, \tilde{p}_n(I))$, равномерно распределенный на множестве $P(I)$. Для элементов этого вектора (случайных величин) можно рассчитать математическое ожидание $\bar{p}_i(I) = E\tilde{p}_i(I)$ и дисперсию $\sigma_i^2 = D\tilde{p}_i(I)$. Математическое ожидание и стандартное отклонение σ_i могут рассматриваться как оценка вероятности p_i и мера точности этой оценки [5].

В данной работе рассматривается модификация метода, предназначенная для моделирования изменений показателей на нескольких интервалах. Будем считать, что рассматриваемый показатель (стоимость акций, объем задолженности, доходность по облигациям) может принимать значения только из нескольких непересекающихся интервалов. Рассматриваемый показатель может принять любое значение, принадлежащее интервалу, причем с одинаковой вероятностью. Вероятность же того, в какой именно интервал попадет исследуемая величина, неизвестна и оценивается экспертом. Для оценки этой вероятности можно использовать МРВ [4].

Рассмотрим характеристику x , которая принимает случайное значение \tilde{x} на интервале $[a_0, a_n]$, состоящего из n подинтервалов $[a_0, a_1], [a_1, a_2], \dots, [a_{n-1}, a_n]$. Вероятность того, что характеристика примет значение из i интервала — p_i , ($p_i \geq 0, i = 1, \dots, n, \sum_{i=1}^n p_i = 1$). (в нашем случае p_i также является оценкой, полученной по МРВ). Кусочно-постоянная функция плотности распределения \tilde{x} для общего случая будет иметь следующий вид:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{p_1}{a_1 - a_0}, & a_0 \leq x \leq a_1 \\ \dots & \\ \frac{p_n}{a_n - a_{n-1}}, & a_{n-1} < x \leq a_n \end{cases} \quad (1)$$

Рассчитаем математическое ожидание непрерывной случайной величины \tilde{x} :

$$\begin{aligned}
 E\tilde{x} &= \int_{a_0}^{a_n} xf(x)dx = \int_{a_0}^{a_1} xf(x)dx + \int_{a_1}^{a_2} xf(x)dx + \dots + \int_{a_{n-1}}^{a_n} xf(x)dx = \frac{P_1}{a_1 - a_0} \int_{a_0}^{a_1} xdx + \frac{P_2}{a_2 - a_1} \int_{a_1}^{a_2} xdx + \dots + \frac{P_n}{a_n - a_{n-1}} \int_{a_{n-1}}^{a_n} xdx = \\
 &= p_1 \frac{(a_1^2 - a_0^2)}{2(a_1 - a_0)} + p_2 \frac{(a_2^2 - a_1^2)}{2(a_2 - a_1)} + \dots + p_n \frac{(a_n^2 - a_{n-1}^2)}{2(a_n - a_{n-1})} = p_1 \frac{a_0 + a_1}{2} + p_2 \frac{a_1 + a_2}{2} + \dots + p_n \frac{a_{n-1} + a_n}{2}. \\
 E\tilde{x} &= p_1 \frac{a_0 + a_1}{2} + p_2 \frac{a_1 + a_2}{2} + \dots + p_n \frac{a_{n-1} + a_n}{2}. \quad (2)
 \end{aligned}$$

Дисперсия $D\tilde{x} = E\tilde{x}^2 - (E\tilde{x})^2$ непрерывной случайной величины \tilde{x} определяется по формуле

$$\begin{aligned}
 D\tilde{x} &= \frac{1}{3} [p_1(a_1^2 + a_1a_0 + a_0^2) + p_2(a_2^2 + a_2a_1 + a_1^2) + \dots + p_n(a_n^2 + a_na_{n-1} + a_{n-1}^2)] - \\
 &- [p_1 \frac{a_0 + a_1}{2} + p_2 \frac{a_1 + a_2}{2} + \dots + p_n \frac{a_{n-1} + a_n}{2}]^2.
 \end{aligned}$$

Использование данной модификации метода позволяет использовать всю имеющуюся у исследователя информацию для прогнозирования изменений финансово-экономических показателей в условиях нестабильного рынка и необходимости использования мнений экспертов.

Литература

1. Колесов Д.Н., Хованов Н.В., Юдаева М.С. Оценка вероятностей вариантов развития финансово-экономических систем // Вестник Санкт-Петербургского университета. Серия 5. 2007. Выпуск 1. С. 130-140.
2. Найт Ф. Риск, неопределенность и прибыль. М., 2003. 360 с.
3. Полани М. Личностное знание. На пути к посткритической философии. М., 1985. 344 с.
4. Субботницкий Д.Ю. Оценка вариантов динамики совокупной задолженности на рынке российских ГКО в 1998 году // Анализ, моделирование, управление, развитие экономических систем / под ред. О.Л.Королева, А.В.Сигала. Симферополь, 2008. С. 240-246.
5. Novanov, N. et al. Multicriteria estimation of probabilities on basis of expert..., European Journal of Operational Research (2007), doi: 10.1016/j.ejor.2007.11.018.

Краткосрочное прогнозирование курса доллара на основе нечетко-множественного подхода

Хасанова Светлана Фанилевна

студент

Казанский государственный финансово-экономический институт, Казань, Россия

E-mail: svetik-girl@bk.ru

В современных условиях финансового кризиса и глобализации экономики необходимой компонентой конкурентоспособности является возможность эффективного прогнозирования развития различных процессов, происходящих в социально-экономических системах. Однако отличительной чертой экономики является то, что многие экономические процессы не поддаются строгой формализации. Эконометрика предлагает широкий выбор моделей прогнозирования, но получить точный прогноз порой бывает невозможно.

При прогнозировании экономических процессов целесообразно учитывать экспертные суждения и оценки, которые часто не поддаются формализованному описанию, так как основаны на опыте, знаниях и интуиции. Применение аппарата

теории нечетких множеств позволяет не только учитывать события прошлого, но и использовать суждения экспертов для прогнозирования.

В работе рассматривается методика нечеткого прогнозирования экономических временных рядов, которая базируется на основных положениях метода, представленного в [1]. Исследовалась возможность и эффективность использования модификации этой методики для краткосрочного прогнозирования курса доллара США по отношению к российскому рублю.

Метод прогнозирования на основе нечетко-множественного подхода состоит из следующих этапов.

1. Выбор исходных данных и лингвистической переменной. При прогнозировании курса доллара название лингвистической переменной «Изменение курса доллара».

2. Определение «плавающего» универсального множества на прогнозируемый момент времени.

3. Определение соответствующих качественных значений лингвистической переменной.

4. Фаззификация изменений курса доллара. Происходит преобразование четких значений данных в нечеткие с помощью функции принадлежности, имеющей вид:

$$m_{A_i}(u_i) = \frac{1}{1 + C(U - u_{cp}^i)^2}$$

где U — фактическое значение изменения курса доллара, u_{cp}^i — средние точки соответствующих интервалов, C — постоянное число, которое подбирается таким образом, чтобы обеспечить преобразование четких количественных чисел в нечеткие, то есть входение в интервал $[0;1]$.

5. Выбор параметра $w > 1$, соответствующего отрезку времени, предшествующего текущему моменту времени. Вычисление матрицы нечетких отношений, формирование на ее базе нечеткого прогноза.

6. Дефаззификация нечетких прогнозных значений и определение четкого прогнозного курса доллара.

Как показали исследования, эффективно использование девяти значений лингвистической переменной «Изменение курса доллара»: сильно упадет, упадет, снизится, немного снизится, не изменится, немного повысится, повысится, сильно повысится, очень сильно повысится.

Целесообразно также определение для каждого прогнозируемого момента своего нового универсального множества. На основе данных за предыдущие 16 дней находятся наибольшее и наименьшее значения изменения доллара и определяется «плавающее» универсальное множество на момент прогноза. Период, равный 16 дням показывал в проведенных исследованиях прогнозирования самые лучшие результаты. Использование «плавающего» универсального множества нечеткого множества позволяет улучшить прогнозные качества модели.

Для определения временного интервала, по данным которого рассчитывается нечеткий прогноз, целесообразно пользоваться периодом в 4 дня, так как при этом повышается точность краткосрочного прогноза курса доллара по сравнению с использованием других значений периода.

В методике предусматривается возможность использования мнения экспертов относительно направления изменения курса доллара. Для этого прогнозирования осуществляется в трех вариантах: прогноз на снижение, на неизменность и на повышение курса доллара. Эксперту предоставляется выбор направления изменения, а модель рассчитывает прогнозное значение для соответствующего варианта. При этом для расчета прогноза на снижение курса доллара будут использоваться значения

лингвистических переменных «сильно упадет», «упадет», «снизится». Если, по мнению эксперта, курс доллара пойдет на повышение, тогда расчет будет производиться с использованием значений лингвистической переменной «повысится», «сильно повысится», «очень сильно повысится». Для предположения о неизменности будут использованы оставшиеся значения лингвистической переменной. Прогнозные качества такого «мягкого» прогнозирования более высокие. Появляется возможность использовать опыт и знания экспертов.

Рассмотренная методика прогнозирования показывает достаточно точные результаты. Были проведены исследования с использованием данных за период с сентября 2008 по февраль 2009 года. Результаты «мягкого» прогнозирования показали, что потенциально достижимые при выборе экспертами верных направлений изменения курса доллара средняя ошибка прогноза составляет всего 0,1384 рубля, в относительном выражении 0,45%. Для прогноза без учета мнения экспертов о направлении изменения курса доллара средняя ошибка прогноза составила 0,2154 рубля, в относительном выражении 0,7371% за полгода.

В заключение отметим, что в настоящее время методы теории нечетких множеств являются признанным инструментом решения экономических задач. Результаты работы свидетельствуют о целесообразности их использования в прогнозировании экономических временных рядов.

Литература

1. Мамедова М.Г., Джабраилова З.Г. Применение нечеткой логики в демографическом прогнозе // Информационные Технологии. — 2004. — №3.

Оптимизация производственной деятельности на предприятиях ЗАО «ФосАгро»²

Эрранс Денис Антониович

студент

Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова, Москва, Россия

E-mail: derranz@ya.ru

Теория оптимизации производственной деятельности развивалась известными учёными как Канторович, Данциг, Купманс, Шепард, Леонтьев, Диверт и другие. Данный доклад посвящён анализу производственной деятельности группы предприятий химической отрасли России ЗАО «ФосАгро». В число анализируемых предприятий входят: ОАО «Апатит», ОАО «Аммофос», ООО «Балаковские минеральные удобрения», ОАО «Череповецкий «Азот». Производственный процесс группы включает в себя все технологические стадии от добычи полезных ископаемых, до производства удобрений и квалифицируемых фосфатов.

Для анализа валовой выручки, применена модель множественной регрессии, связывающей основные микроэкономические показатели деятельности компании.

Анализ проводится в заводском (ООО «Балаковские минеральные удобрения», ОАО «Апатит», ОАО «Череповецкий «Азот», ОАО «Аммофос») и продуктовом разрезах. Осуществляется полный анализ построенной регрессии; осуществляется построение полугодового прогноза.

В дальнейшем, проводится анализ структуры и минимизация себестоимости, как на уровне завода-производителя, так и попродуктно в рамках регрессионной системы уравнений.

² Автор выражает благодарность за помощь в подготовке доклада кандидату физико-математических наук, доценту кафедры эконометрики и математических методов экономики Московской школы экономики МГУ имени М. В. Ломоносова Ивину Евгению Александровичу.

Проведённое исследование отображает происходящие производственные процессы, является базой для принятия управленческих решений всех уровней. Данные построенных моделей используются при планировании производственной деятельности, в том числе, даётся оценка величины спроса и валовой выручки будущих периодов.

Литература

1. Айвазян С.А. (2001) Прикладная статистика и основы эконометрики (изд. 2-ое). Том 2: Основы эконометрики. М.: ЮНИТИ.
2. Вербик М. (2007) Путеводитель по современной эконометрике. М.: Научная книга.
3. Берндт Э.Р. (2005) Практика эконометрики: классика и современность. М.: ЮНИТИ-ДАНА.
4. Иващенко Н.П. (2007) Экономика фирмы. М.: ИНФРА-М.
5. Виханский О.С. (2008) Стратегическое управление. М.: Экономистъ.
6. Кузнецов А.В. (1994) Высшая математика: Математическое программирование. Мн.: Вышэйшая школа.
7. Управленческая отчётность «ЗАО ФосАгро АГ».
8. Кузнецов А.С. (1996) Моделирование и анализ производственных ситуаций. Новосибирск: Наука.

Альтернативные методы в исследовании авторегрессивных моделей³

Янков Виктор Михайлович⁴

аспирант

Российская экономическая академия имени Г. В. Плеханова, Москва, Россия

E—mail: jankov@yandex.ru

При использовании для описания и прогноза состояний экономики авторегрессивных моделей, описываемых выражением $\phi(B)y_t = u_t$ с формулой фильтра $\phi(B) = 1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ (без константы и любых трендов) неизменно возникают вопросы о возможности проведения исследования без нарушения стабильности полученных результатов в условиях сильно ограниченной информации и меняющихся обстоятельств, когда выполнение базовых предпосылок модели, например, нормального распределения, может быть нарушено или определенные методы оценки теряют свою относительную эффективность.

Результаты изучения поведения авторегрессивных моделей при наличии небольшого количества наблюдений (в условиях малой выборки) могут быть применены для прогнозирования отдельных показателей производственного предприятия, моделируемых как зависимость от собственных лагов с обозримой, от одного до четырех периодов (например, месяцев), длиной лага. Если исходить из относительно умеренной инфляции и сильных, зачастую трудно предсказуемых, изменений спроса на продукцию предприятия, то финансовое планирование с большим (год и больше) временным горизонтом становится труднореализуемым. Применение авторегрессии в данном случае, в том числе с использованием сезонных компонент, может стать одной из возможностей спецификации модели и прогнозирования и может быть произведено с учетом изменений предпосылок модели и необходимой коррекции оценок и тестов модели, повышения надежности методов оценки.

³ Тезисы доклада основаны на фрагменте обзора литературы для диссертационного исследования (научный руководитель: профессор, д.э.н. Соловьев Ю.П.)

⁴ Поддержка и плодотворные замечания профессора, д.э.н. Тихомирова Н.П. определили конкретизацию темы исследования

Оценка авторегрессивной модели в общем случае может проводиться:

— методом наименьших квадратов, т.е. минимизации остатков (ошибок, возмущений), именуемым в данном случае «covariance method» и его модификациями;

— с помощью уравнений Юла-Уокера: $\rho = P\phi \Leftrightarrow P^{-1}\rho = \phi$, эмпирическая форма:

$r = R\hat{\phi} \Leftrightarrow R^{-1}r = \hat{\phi}$, при условии невырожденности (несингулярности) матрицы корреляционных коэффициентов;

— методом Бурга (с использованием алгоритма Дарбина-Левинсона) и его модификациями, рекомендуемым как наиболее приемлемым по сравнению с другими; в отличие от метода наименьших квадратов и уравнений Юла-Уокера, производящих прямую оценку параметров авторегрессии, метод Бурга сначала определяет рефлексионные коэффициенты k_l , минимизирующие ожидаемые значения ошибок для

суммы $E_l = \sum_{n=l}^{N-1} \left((f_n^{(l-1)} + k_l b_{n-1}^{(l-1)})^2 + (b_n^{(l-1)} + k_l f_{n-1}^{(l-1)})^2 \right)$ с учетом $f_n^{(0)} = b_n^{(0)} = y_n$ и

$n = l, l+1, \dots, N-1$, а затем вычисляет рекурсивным методом коэффициенты авторегрессии ϕ_m из рефлексионных коэффициентов согласно алгоритму Дарбина-

Левинсона: подстановка начинается с $\phi_0^{(0)} = 1$ и повторяется по формуле

$\phi_m^{(l)} = \phi_m^{(l-1)} + k_l \phi_{l-m}^{(l-1)}$, $m = 1, 2, \dots, l-1$; $\phi_l^{(l)} = k_l$ для $l = 1, 2, \dots, p$. После всех итераций $\phi_m^{(p)}$

задает желаемые коэффициенты ϕ_m фильтра ошибок прогноза в уравнении

$$\sum_{m=0}^p \phi_m y_{t-m} = u_t. \quad \text{Уравнение} \quad k_l = \frac{-2 \sum_{n=l}^{N-1} f_n^{(l-1)} b_{n-1}^{(l-1)}}{\sum_{n=l}^{N-1} \left[(f_n^{(l-1)})^2 + (b_{n-1}^{(l-1)})^2 \right]}$$

обеспечивает выполнение условия $|k_l| < 1$, в связи с чем метод Бурга предоставляет стабильную модель.

Учитывая математическую схожесть одномерной и многомерной авторегрессивных концепций, по методу Бурга ожидаются аналогичные результаты для мультивариатного случая авторегрессии; в связи с потерей уравнениями Юла-Уокера асимптотической эффективности при негауссовских условиях распределения предлагается также робастное (надежное, устойчивое) приближение авторегрессивных моделей оптимизирующим уравнения Юла-Уокера методом оценки.

В литературе содержатся также результаты: исследования свойств минимизации ошибок прогнозов при малых выборках с одновременным выбором длины лага; изучения особенностей прогнозов при малых выборках и структурных изломах; рассмотрения поведения нелинейной авторегрессии, показывающие необходимость учета смещения оценки в условиях использования малых выборок.

Вышеперечисленные аспекты изучения авторегрессивных моделей, в том числе в случаях особых условий, в которых рассматриваются данные концепции, расширяют возможности эффективного приближения модели к реальности и прогнозирования.

Литература

1. Ahmad, Yamin (2007) The Effects of Small Sample Bias in Threshold Autoregressive Models, University of Wisconsin — Whitewater, Working Paper 07 — 01, June 2007.
2. Broersen, Piet M.T. (1990) The Prediction Error of Autoregressive Small Sample Models. IEEE Transactions on acoustics, speech, and signal processing, Vol. 38, No. 5, May 1990.
3. De Hoon, M.J.L.; Van Der Hagen; T.H.J.J. Schoonewelle; H., Van Dam, H. (1996) Why Yule-Walker Should Not Be Used for Autoregressive Modeling, Annals of Nuclear Energy, vol. 23, pp. 1219—1228, 1996.

4. Pesaran, M. Hashem; Timmermann, Allan (2003) Small Sample Properties of Forecasts from Autoregressive Models under Structural Breaks, CESifo Working Paper No. 990, Category 10: Empirical and Theoretical Methods, July 2003.
5. Politis, Dimitris N. (2009) An algorithm for robust fitting of autoregressive models URL: <http://www.math.ucsd.edu/~politis/PAPER/RobustARfit.pdf> (дата обращения 30.01.2009).
6. Roth, Kari; Kauppinen, Ismo; Esquef, Paulo A. A.; Välimäki, Vesa (2003) Frequency Warped Burg's Method for AR-Modeling, 2003 IEEE Workshop on Applications of Signal Processing to Audio and Acoustics, October 19-22, 2003, New Paltz, NY.