

## **Probability-Based *versus* Parametric Methods of Estimating Stress Determinants: Models for Russian Federation**

***Babichenko J. S.***

*PhD student*

*Tallinn University, Institute of International and Social Studies, Tallinn, Estonia*

*E-mail: opera@flu.ee*

In the situation of unstable business environment, being a result of economic volatility, the behavioral patterns of an individual can become especially interesting, having consequent influence on market behavior. One of the factors, which can be of special interest, is the degree of work-related stress and fatigue, influencing individual perceptions and, correspondingly, the behavior of an individual in relation to the market. Here, two types of relations can be taken into account: the influence on organizational effectiveness (or internal type) and the influence on the behavioral habits of an individual on the market (external type), analyzed mainly in behavioral finance discipline. The objective of the current paper is the try to elaborate the system of work-related stress determinants (defining a set of indicators and their classification in groups) and model data for Russian Federation from ISSP databases with the aim to determine significant dependencies (determinants' relationships with work-stress factor behavior) for the first type of relations.

One special question is the choice of appropriate statistical procedures, as in the current research the data is the survey-based Likert-scale type variables, when the assumptions of multivariate normality and linearity may not hold. The character of raw data imposed a set of limitations to reliable mathematical analysis, as: a) most of the variables are non-normally distributed, b) no predetermined exact theoretical model specification exists, c) non-linear dependencies can hold, d) data consists of nominal and ordered categorical variables. Taking into account the data set characteristics and the absence of mathematically predetermined model type, two methods were chosen for the analysis with the aim to combine different approaches to mathematical formulation of the problem: probabilistic approach and parametric approach (ordered models). Namely, the first approach is the Bayesian modeling, designed to analyze discrete categorical variables with no limitations of sample size and no linearity assumptions. Here, *Bayesian classification networks* (analyzed by the mean of B-course tool) were constructed to test the significant (or, “more probable”) determinants, with Bayesian classification modeling meaning searching for the best predictors for group memberships and testing for class similarity, or estimating the probability that variable belongs to the certain class. Here, with the best model searching algorithm the models are compared by calculating the ratio of the probabilities, and the predictive accuracy of each model is estimated on the base of leave-one-out cross validation. The second approach included the estimation of ordered regressions with different link functions tested. The best type of ordered model for the current data set was *ordered logit* (testing as well *probit* and *extreme value* functions for each sample). The combination of the different categorical variables compatible methods has allowed making a comparative significance analysis of work-related stress determinants.

The phenomenon of work-related stress can be directly or indirectly influenced by multiple factors, so the structure of system of determinants can be quite complicated. In general context, work-related stress can emanate from two types of sources: a) direct stressing factors, b) factor of “realization” (balance of importance/presence of certain factor). Here, the first group can be divided into two sub-groups: internal and external factors. The first sub-group included real data (characteristics) of the workplace, such as: job characteristics group (8 variables) (income, advancement, independence, interesting job...); work climate group (2 variables) (relations between colleagues and management/employees); workplace characteristics group (2 variables) (working hours, place); stress group (3 variables) (hard physical work, work in dangerous conditions, possibility to loose the job); socio-demographic group (age, sex, position). The second sub-group included different aspects, representing

general perception of work as a part of life (or the personal importance of work), influencing the degree of "stress-resistance", such as: personal attitudes to work (3 variables); estimations concerning the importance of certain work characteristics (7 variables). For example, if the work is perceived as just a mean of earning money, the factor of negative work climate can be of less or no influence for the person. One theoretical problem to solve is the testing the significance of real work characteristics: including only the "presence" of certain work characteristics can lead to inconsistent findings, if the current factor is of no personal importance. To correct the model structure the synthetic "realization" index was calculated and included in the analysis, representing the difference (interval) between importance of certain job characteristics and their presence in real job. The current index implies that the positive difference can enlarge the stress. Here, the negative cases were recoded as zero differences, as it's not logical to suppose that the negative difference can diminish the stress factor. The overall degree of satisfaction from work was also tested in the second subset to study the effect of satisfaction on work-related stress. In total, about 36 independent variables were used in the analysis and two separate models for two stress-reflecting variables (degree of stress and degree of fatigue), were estimated by two methods with the aim to determine the structure of the determinants and compare obtained results in case of different methodology used.

Different methodology has yielded similar but not identical results, which made possible to conduct the comparative analysis and identify the work-related stress determinants' structure for Russian Federation data. The most significant determinants of work-related stress are: 1) commitment (trying to do the best at work) and attitude to work as the person's most important activity; 2) non-realized level of job security (difference between desired and real level); 3) hard physical work or working in dangerous conditions; 4) negative work climate (both for relations between colleagues and relations management/employees); 5) wish to have more advancement possibilities; 5) flexibility of working hours (related negatively). Determinants of less significance are: 6) social component: non-realized level of possibility to help other people and to be useful to society, wish to have the possibilities to help other people; 7) income and wish to have higher income; 8) importance of interesting work (decreases the probability); 9) sex, age and position.

Interesting findings have resulted from cross-cultural stress modeling analysis, not presented in the current paper. There can be two types of cross-cultural differences in terms of work-related stress determinants: the differences in the determinants structure and the difference in the nature of the relationship. The models for Russian Federation were compared to the models estimated for another four countries: Great Britain, USA, Japan and Germany, representing different cultural clusters and, consequently, having a potentially different system of work-related stress determinants. It was found, that Russian Federation (along with Japan) had a tendency to have unique determinants. The differences in nature of the relationship (positive/negative) concerned the following variables: relations management/employees - in Japan, USA and Great Britain good relations were surprisingly associated with the higher degree of fatigue, while in Russian Federation and Germany the relationship was inverse; importance of job to be interesting - in Germany and Great Britain this factor led to the higher degree of stress, while in Russia the relationship is inverse; in Japan, the probability to have higher degree of work-related stress is increasing with the age, while in Russia the relationship is inverse. Detailed Bayesian networks and ordered models' characteristics are not presented in the current paper and can be available from the author by request.

### References

1. Nokelainen, P., Silander, T., Ruohotie, P., Tirri, H. (2004), "Investigating the Number of Non-linear and Multi-modal Relationships between Observed Variables Measuring Growth-Oriented Atmosphere", *Quality and Quantity*, Vol. 41, No 6, pp. 869-890.
2. ZA Online Study Catalogue, Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln, ISSP Work Orientations II // <http://zocat.gesis.org>.
3. B-Course tool // <http://b-course.cs.helsinki.fi>.

## Methods for Correction of Judgmental Adjustments in Demand Forecasting Systems

**Davydenko Andrey**

*doctoral student*

*Department of Management Science, Lancaster University,  
Lancaster, UK*

*E-mail: [a.davydenko@lancaster.ac.uk](mailto:a.davydenko@lancaster.ac.uk)*

Demand forecasting methods based on statistical modelling and extrapolation of historical patterns often become inefficient in modern rapidly changing market conditions. A most widely adopted means for overcoming the disadvantages of purely extrapolative methods is using judgmental adjustments to model-based predictions. Typically, in a company such adjustments are done by managers who possess latest information about anticipated changes in the environment. However, it can be shown that final judgmentally adjusted forecasts due to their subjective nature contain systematic errors, which considerably reduce forecasting accuracy [1].

Practically important tasks therefore are to reveal the degree and the patterns of the induced cognitive biases and to find ways of eliminating them in the given context. In order to solve this task it is needed to construct appropriate correction methods whereby the persistent systematic error of final forecast can be estimated and compensated based on the dependencies shown in relevant observed data. The current analysis employed the data that had been collected from four companies specialising in manufacturing and distribution of fast-moving consumer goods (FMCG). The conducted research allowed to reveal the statistical properties of available data and to build regression models for improving the quality of final forecasts. The task of modelling in this case presents difficulties as available time series relate to different products, while the number of relevant observations is not sufficient for carrying out the analysis of dependencies within each time series individually. In addition, the existing dependencies between the variables of interest are generally non-linear, which renders many well-known models inadequate.

A number of possible approaches were evaluated with regard to the given task: local linear approximation with hierarchical Bayesian estimation techniques [1], linear and multiplicative compressions with least-squares estimation, recursive Kaczmarz's algorithm, and locally weighted polynomial regression [2]. The last method could be applied with minimal assumptions, and proved most accurate in terms of the improvements in MdAPE, RMSPE, hit rate for acceptable accuracy levels, and some relative error measures. In order to aggregate the heterogeneous data it is possible to scale source data variables or to apply panel data regression techniques. As a scaling factor it was recommended to use the mean absolute error of statistical forecast.

The analysis showed that the major factor that exerted influence on the bias of judgmental forecast was the value of judgmental adjustment. Including other factors such as the initial statistical forecast to be adjusted, previous forecasting errors, various additional lagged variables, and the value of the scaling factor into the model could also improve accuracy, however their influence was much smaller and depended on product group and company. The results suggest that a considerable proportion (approximately 10% for the given datasets) of the error of judgmentally adjusted forecast is formed by a systematic and predictable component. Nonparametric regression techniques with the use of the proposed scaling schemes can be recommended as an efficient, flexible, quick and easily implementable way of the compensation of the systematic errors.

### References

1. Davydenko, A., & Fildes, R. (2008). Models for Product Demand Forecasting with the Use of Judgmental Adjustments to Statistical Forecasts // 28th International Symposium on Forecasting (ISF2008), June 22-25, Nice.  
<http://www.forecasters.org/submissions/DAVYDENKOANDREYISF2008.pdf>
2. Cleveland, W.S., Grosse, E., & Shyu, W.M. (1992). Local regression models. Chapter 8 of *Statistical Models in S* eds J.M. Chambers and T.J. Hastie, Wadsworth & Brooks/Cole.

## Анализ эффективности инвестиционного проекта с учетом возможности альтернативных инвестиций

Афанасьев А.М.

Аспирант

Московский государственный университет имени М.В.Ломоносова, экономический факультет, Москва, Россия  
E-mail: saafan@yandex.ru

Цель работы заключается в построении моделей, позволяющих произвести сравнение экономической эффективности инвестиционного проекта (ИП) и альтернативных инвестиций (АИ) с учетом риска изменения их доходности. Методологической основой исследований являются результаты М.В. Грачевой, В.Н. Лившица и С.А. Смоляка.

Рассмотрим ИП, реализуемый в интервале времени  $[0, T]$  с интегральными стоимостными характеристиками  $\{C_0; d_1, \dots, d_b, \dots, d_T\}$ , где  $C_0$  – инвестиции в нулевой момент времени,  $d_t$  – доход в момент  $t$ . Предположим, что средства инвестора могут быть вложены в ИП, либо в АИ. Для определенности, АИ будем рассматривать далее как совокупность срочных вкладов. Задача состоит в том, чтобы определить общий минимальный размер АИ, который позволит получить тот же поток чистых доходов  $\{d_1, \dots, d_b, \dots, d_T\}$ , что реализация ИП, и на этой основе сделать выбор в пользу ИП или АИ.

Введем обозначения:  $j$  – индекс срочного вклада АИ,  $j = 1, \dots, n$ ;  $v_j$  – момент времени вложения по срочному вкладу  $j$ ;  $w_j$  – срок действия срочного вклада  $j$ ;  $r_j$  – доходность срочного вклада  $j$  за весь срок его действия;  $g$  – допускаемая инвестором доля потерь от общей суммы АИ;  $p_j$  – вероятность не возврата инвестиций по вкладу  $j$ ;  $G_t$  – множество индексов  $j$  таких, что  $t = v_j$ , т.е. по вкладу  $j$  сделано вложение в момент времени  $t$ ;  $Q_t$  – множество индексов  $j$  таких, что  $t = v_j + w_j$ , т.е. по вкладу  $j$  получена выплата в момент времени  $t$ . Рассмотрим следующую модель:

$$y \rightarrow \min ; \quad (1)$$

$$y - \sum_{j \in G_t} x_j = 0, t = 0 \quad (2)$$

$$\sum_{j \in Q_t} (1+r_j)x_j - \sum_{j \in G_t} x_j = d_t, t = 1, \dots, T-1; \quad (3)$$

$$\sum_{j \in Q_T} (1+r_j)x_j = d_T; \quad (4)$$

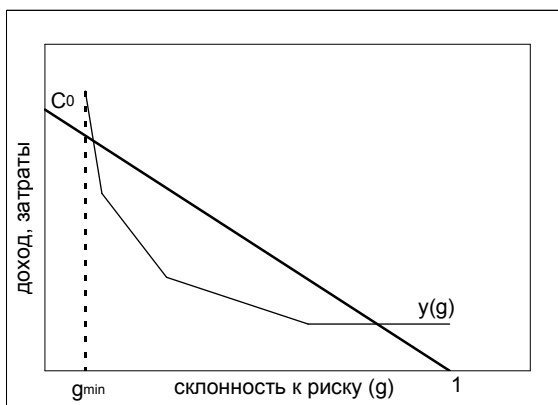
$$y \geq 0; x_j \geq 0; j = 1, \dots, n. \quad (5)$$

$$\sum_{j \in D_t} (g - p_j)x_j \geq 0, t = 1, \dots, T. \quad (6)$$

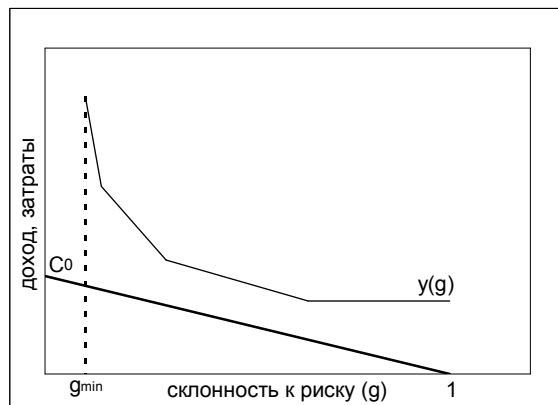
Значение двойственной оценки  $z_t^*$  ограничений (2-4) – приведенная к нулевому моменту времени стоимость единицы денежного дохода в момент  $t = 0, \dots, T$ . Ставка доходности АИ на шаге  $t$  равна:  $a_t = \frac{z_{t-1}^*}{z_t^*} - 1$ , причем  $z_t^* = \prod_{n=1}^t \frac{1}{(1+a_n)}$ . Оптимальное значение целевой функции задачи (1-6) – минимальный размер АИ, обеспечивающий тот же чистый денежный поток, что и ИП, равно:  $y(g) = \sum_{t=1}^T d_t z_t^*$ .

Чтобы с помощью АИ получить поток чистых доходов  $\{d_1, \dots, d_t, \dots, d_T\}$ , необходимо компенсировать ожидаемые потери в случае их не возврата. Для этого требуется величина АИ, равная  $\frac{y(g)}{1-g}$ . Решение в пользу ИП или АИ следует принимать на основе сравнения величин  $\frac{y(g)}{1-g}$  и  $C_0$ . Если при некоторых значениях  $g$  выполняется

неравенство  $\frac{y(g)}{1-g} < C_0$  (рис.1), то следует отдать предпочтение АИ. Если при любом  $g$  выполняется неравенство  $\frac{y(g)}{1-g} > C_0$ , то следует предпочесть ИП (рис.2).

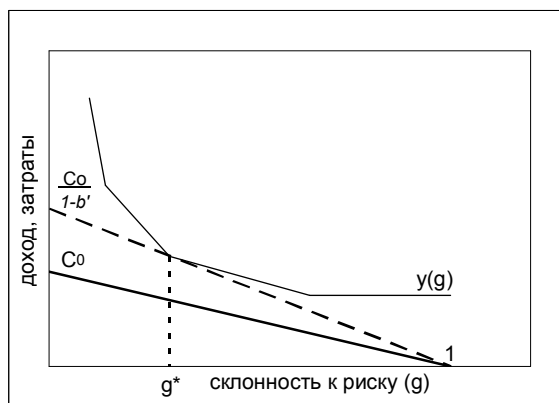


**Рис. 1. Выбор в пользу АИ**



**Рис. 2. Выбор в пользу ИП**

Особый интерес и практическую значимость представляет случай, когда фактический доход  $\phi_i$  является величиной случайной с математическим ожиданием  $E(\phi_i)$ . Тогда фактический приведенный чистый доход  $x$  от реализации ИП также является величиной случайной с математическим ожиданием  $E(x)$ . Относительный уровень  $b$  изменения дохода ИП можно характеризовать величиной  $b = \frac{E(x) - x}{E(x)}$ . Тогда решение инвестора о том, следует ли принять ИП, или отклонить его в пользу АИ, должно основываться на результатах сравнения величин  $\frac{C_0(1-g)}{1-b}$  и  $y(g)$ .



**Рис. 3. Пороговое значение изменения дохода**

Пусть  $b'$  - минимальное значение параметра  $b$ , при котором существует решение  $g^*$  уравнения  $y(g) = \frac{C_0(1-g)}{1-b'}$  (рис. 3). При реализации ИП риск изменения дохода состоит в том, что относительный уровень изменения доходности  $b$  станет выше порогового значения  $b'$ . При некоторых предположениях относительно распределений случайных величин  $\phi_1, \dots, \phi_T$  получены оценки вероятности того, что решение о реализации ИП является ошибочным, и ожидаемых потерь по сравнению с АИ. Рассматриваются возможности приложения, в которых имитационные модели распределений случайных величин  $\phi_1, \dots, \phi_T$  могут быть построены на основе методологии стохастической граничной производственной функции.

# Моделирование влияния неравенства в распределении доходов на экономический рост

*Ващелюк Наталья Васильевна*

*Студентка*

*Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова,  
экономический факультет, Москва, Россия*

*E-mail: [vashchelyukn@gmail.com](mailto:vashchelyukn@gmail.com)*

## Введение

Моделирование процесса экономического роста – одно из ведущих направлений в развитии экономической теории и прикладных экономико-математических методов. Новый виток исследований в этом направлении был вызван появлением и разработкой моделей эндогенного экономического роста, в которых особое внимание уделяется поиску субъективных (поведенческих, институциональных) детерминант экономического роста.

Р. Лукас (R. Lucas), лауреат Нобелевской премии 1995 г., показал, что учет этих факторов необходим для объяснения различий в темпах экономического роста между странами. Сопоставление Ю. Кореи и Филиппин показало, что, несмотря на практически одинаковые начальные условия (уровень ВВП на душу населения, численность населения и рабочей силы, число детей, получающих начальное образование) в 1960 г., темпы экономического роста в период 1960-1988 гг. в этих странах значительно отличались: Ю. Корея продемонстрировала «экономическое чудо», проявившееся в среднегодовых темпах роста экономики в 6,2%, в то же время темп экономического роста в Филиппинах едва превысил среднемировой и составил в среднем 1,8% в год. Таким образом, детерминанты экономического роста не исчерпываются факторами, предлагаемыми неоклассической теорией экономического роста.

В 1990-ых годах в математических и эконометрических моделях экономического роста в качестве важного детерминанта стало учитываться неравенство в распределении доходов. В частности, Р. Бенабоу (R. Benabou) привлекает среди прочих и этот фактор для объяснения «парадокса», поставленного Р. Лукасом, и «экономического чуда» роста производственного потенциала в Ю. Корее.

В 1990-ые гг. были разработаны основные теории, объясняющие влияние неравенства в распределении доходов на эндогенный экономический рост. Основным результатом состоит в том, что рост неравенства в распределении доходов замедляет темпы экономического роста. Вывод о значимом отрицательном влиянии неравенства в распределении доходов на экономический рост подтверждается большинством эконометрических исследований первой половины 1990-ых гг.

Проблема влияния неравенства в распределении доходов на темпы экономического роста актуальна и в наши дни. В частности, в одном из последних докладов Всемирного банка проблема социально-экономического неравенства поставлена как центральная в публичных дебатах о человеческом развитии и экономическом росте. Безусловно, учет влияния данного фактора экономического роста важен и для экономики России: исследования показывают, что высокий уровень неравенства в доходах тормозит экономический рост в стране.

Таким образом, цель исследования – проверить наличие влияния неравенства в распределении доходов на экономический рост. В случае обнаружения значимой зависимости, важно также оценить характер и степень влияния этого фактора на экономический рост.

## Методы

Используемые эконометрические методы – это построение модели множественной регрессии, описывающей зависимость средних темпов экономического роста за определенный период времени от начального неравенства в распределении доходов и нескольких контрольных переменных (как правило, первоначального объема выпуска в

экономике, оценки уровня человеческого капитала, и фиктивных переменных, отвечающих за принадлежность страны тому или иному региону). Отбор зависимых и объясняющих переменных для построения регрессии проводился на основе методики, используемой в работах, посвященных эконометрическому моделированию влияния неравенства в распределении доходов на экономический рост.

Для анализа была собрана информация по перечисленным показателям для 98 стран мира. Статистическая база формировалась на основе официальных данных из доклада ООН о человеческом развитии (2008 г.), данных института ООН Wider о социально-экономическом неравенстве в мире (2008 г.), данных Penn World Tables (2006 г.).

### Результаты

В качестве наилучшей была выбрана следующая модель:

$$Growth_i = 1.333 - 0.026Gini75_i + 0.052Lit_i - 0.681 \ln RGDP75_i + 0.124Cap_i + 0.413Lat_i \cdot \ln RGDP75_i + 1.916Asia_i,$$

где *Growth* – средний темп экономического роста за период 1975-2005 гг. (в процентах); *Gini75* – коэффициент Джини в 1975 г. (пределы изменения – от 0 до 1000 пунктов); *RGDP75* – ВВП в 1975 г. (в долларах, в ценах 2000 г.); *Lit* – уровень грамотности населения в возрасте старше 15 лет в 1975 г. (в процентах); *Cap* – средняя доля инвестиций в основные фонды в ВВП за период 1975-2005 гг. (в процентах); *Lat* – фиктивная переменная, принимающая значение 1, если страна входит в число стран Латинской Америки, и значение 0 в противном случае; *Asia* – фиктивная переменная, принимающая значение 1, если страна входит в число стран Азии (за исключением Юго-Восточной Азии), и значение 0 в противном случае. Группировка стран по регионам осуществлялась на основе классификации, предложенной международной организацией UNICEF.

Уравнение в целом значимо на 1%-ном уровне, все коэффициенты уравнения значимы на 5%-ном уровне. Доля объясненной дисперсии составила 48.15%, что представляет собой высокое значение для моделей данного класса.

Результаты моделирования подтвердили гипотезу об отрицательном влиянии неравенства в распределении доходов на экономический рост. При прочих равных условиях снижение коэффициента Джини на 10 пунктов в 1975 г. могло бы привести к увеличению среднего темпа роста за исследуемый период на 0,26 процентных пункта. Кроме того, знаки при остальных объясняющих переменных совпадают с ожидаемыми и соответствуют экономическому смыслу. В частности, первоначальный уровень дохода включается в регрессию для проверки гипотезы о конвергенции. В данном случае подтверждается наличие конвергенции: при прочих равных условиях страны с более высоким начальным уровнем ВВП демонстрируют более низкие темпы экономического роста. Установлено значимое и положительное влияние первоначального запаса человеческого капитала (оцениваемого с помощью показателя уровня грамотности населения) на экономический рост. Значимо и положительно влияет на экономический рост увеличение доли инвестиций в ВВП. Также полученная модель учитывает региональную специфику экономического роста. В частности, в странах Азии в период 1975-2005 гг. темп роста экономики в среднем был выше на 1.916 п.п.

Таким образом, моделирование процесса экономического роста в период 1975-2005 гг. подтвердило значимое негативное влияние на него неравенства в распределении доходов. Следовательно, можно сделать вывод о том, что неравенство в распределении доходов – это одна из важных детерминант экономического роста, влияние которой должно учитываться при разработке мер экономической политики.

### Литература

1. Alesina A., Rodrik D. (1994) Distributive Politics and Economic Growth // The Quarterly Journal of Economics. Vol. 109. P 465—489.
2. Barro R. (1999) Inequality, Growth and Investment: NBER Working Paper. N 7038

3. Benabou R. (1996) Inequality and Growth, New York University, Economic Research Reports July  
и др.

### **Влияние монетарных факторов на успех фискальной консолидации**

**Владимирова М.М.**

*Студент, бакалавр*

*Московский государственный университет имени М.В.Ломоносова,*

*экономический факультет, Москва, Россия*

*E-mail: mar-a@yandex.ru*

При решении проблемы регулирования госдолга особый интерес представляет координация бюджетно-налоговой и кредитно-денежной политики при проведении программы сокращения бюджетного дефицита и, соответственно, уменьшения размера госдолга, или так называемой фискальной консолидации. Фискальная консолидация необходима во многих странах ОЭСР, так как в среднесрочном и долгосрочном периоде бюджетные расходы, вероятнее всего, увеличатся, что в первую очередь связано со старением населения.

В последнее время во многих эмпирических исследованиях оценивается роль фискальной консолидации в увеличении темпов роста в стране, а также исследуется, какие факторы влияют на продолжительность и успех фискальной консолидации (общее сокращение дефицита бюджета). Современные эмпирические исследования в этой области в основном рассматривают процесс консолидации в развитых странах, и лишь небольшая часть работ посвящена фискальной консолидации в развивающихся странах. При этом влияние монетарных показателей на фискальную консолидацию не было исследовано на данных стран, не относящихся к развитым. Это отчасти связано с тем, что политика фискальной консолидации не получила там такого широкого распространения. Однако интересно проверить выводы, полученные в результате исследования консолидаций в развитых странах, на данных других стран, что и сделано в моем исследовании.

В данном исследовании был проведен регрессионный анализ влияния на успех фискальной консолидации показателей кредитно-денежной политики (изменение процентных ставок, обесценение валюты, изменение темпов инфляции). Полученные результаты только частично соответствуют предсказаниям теоретических моделей. Стоит учитывать, что более ранние исследования также привели к противоречивым результатам в проблеме влияния монетарных факторов на успех фискальной консолидации. Дальнейшие направления исследований этого вопроса связаны с рассмотрением влияния монетарной политики на фискальную консолидацию с учетом институциональных условий в стране, что может существенно помочь в получении значимых связей.

Несмотря на это, важным результатом исследования является то, что влияние успеха консолидации на изменение ВВП на душу населения оказалось положительным и значимым, то есть успешное проведение фискальной консолидации может увеличить уровень жизни населения.

### **Литература**

1. Ahrend R., Catte P., Price R. "Interactions between monetary and fiscal policy: how monetary conditions affect fiscal consolidation", OECD Economics department working papers, 521, 2006.
2. Alesina A., Perotti R. "Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries", NBER Working paper 5214, 1995.
3. Di Bartolomeo G., Di Gioacchino D. "Fiscal-monetary policy coordination and debt management: a two stage dynamic analysis", Universita Degli Studi Di Roma "La Sapienza", Working Paper No. 74, 2004.



- Petit M.L. "Fiscal and Monetary Policy Co-Ordination: A Differential Game Approach", *Journal of Applied Econometrics*, 4 (2), pp. 161 – 179, 1989.
- Global Development Finance – World Bank Database.

Определение оптимального регламента лиги в командных видах спорта

**Дьячкова Е.А.**

*студентка 1 курса магистратуры*

Московский Государственный Университет имени М.В. Ломоносова, экономический факультет, Москва, Россия

*E-mail: edyachkova@mail.ru*

В последние годы внимание к спортивной сфере неуклонно усиливается. С одной стороны, это связано с возросшей популярностью здорового образа жизни и активного проведения досуга. С другой стороны, это можно объяснить развитием телевидения и Интернета. Телевидение перевернуло мир спорта, в сотни раз расширив аудиторию спортивных соревнований. Большая аудитория означает большое количество людей, которые увидят размещенную в месте проведения соревнований спонсорскую рекламу, то есть, с появлением телевидения спорт стал популярен и как эффективный маркетинговый инструмент. Традиционно, одними из наиболее популярных являются командные виды спорта. Это футбол, баскетбол, хоккей, а также американский футбол и бейсбол в США. Одной из организационных особенностей командных видов спорта является наличие лиг.

Лига – это совокупность клубов, относящихся к одному и тому же виду спорта и проводящих соревнования между собой согласно оговоренному регламенту. В целом, любая лига может быть рассмотрена как некий олигополистический рынок, чаще всего как модель картеля, которому предстоит разработать структуру и регламент, оптимальные с точки зрения получения максимальной прибыли и наилучшего спортивного результата. Американские ученые Форт и Квирк в своей статье с помощью математических моделей определяют ряд элементов регламента спортивной лиги, способствующих повышению финансовых результатов клубов, а также проводят верификацию результатов на основе данных по североамериканским лигам. Мной была сделана попытка верификации этих выводов на основе сравнения НХЛ и чемпионата России по хоккею (до появления КХЛ) и на основе анализа европейских футбольных лиг с использованием корреляционного анализа и многомерных статистических методов.

На основе проведенного анализа был сделан вывод о том, что создание КХЛ должно в значительной мере улучшить экономические результаты хоккейных клубов России и сделать этот вид спорта более интересным для зрителей. Также были выявлены определенные резервы для развития футбольных клубов: более равномерное распределение клубов по территории страны и более активное использование платного и интернет-телевидения.

### Литература

- Fort R., Quirk J. "Cross-Subsidization, Incentives, and Outcomes in Professional Team Sports Leagues" / *Journal of Economic Literature*, Vol. 33, No. 3, (Sep., 1995), pp. 1265-1299
- Воскеричан Р. «Как из \$25 млн. сделать \$150 млн.» / <http://www.sportsdaily.ru/issue.aspx/357/7627/ft>
- Проект регламента Чемпионата КХЛ сезона 08/09 / [http://www.allhockey.ru/images/video/chl\\_10-03-2008.pdf](http://www.allhockey.ru/images/video/chl_10-03-2008.pdf)
- «Чемпионы хоккейных бюджетов» / <http://www.sportmanagement.ru/articles.php?id=2568>

5. Футбол в мире, энциклопедические статьи  
[http://ru.wikipedia.org/wiki/%D0%A4%D1%83%D1%82%D0%B1%D0%BE%D0%BB\\_%D0%B2\\_%D0%BC%D0%B8%D1%80%D0%B5](http://ru.wikipedia.org/wiki/%D0%A4%D1%83%D1%82%D0%B1%D0%BE%D0%BB_%D0%B2_%D0%BC%D0%B8%D1%80%D0%B5)

### **Взаимовлияние стран в условиях кризиса.**

**Зимин А.А.**

*Аспирант*

*Московский государственный университет имени М.В.Ломоносова,  
экономический факультет, Москва, Россия*

*E-mail: andrei.zimin@gmail.com*

Изучение взаимовлияния макроэкономических показателей стран-партнеров является актуальной темой экономического анализа. В рамках этой темы интерес представляют как каналы распространения этого влияния, так и характер этих связей.

В большинстве работ, посвященных последствиям Азиатского кризиса 1997-1999 гг., описываются «особые» принципы взаимовлияния, которые возникают в период экономического кризиса. Как правило, эти связи сильнее тех, которые можно зафиксировать в период экономического роста. Феномен изменения или усиления связей между странами в период кризиса принято называть «финансовым заражением».

Для понимания механизма взаимовлияния предлагается модификация простой модели открытой экономики. Модель предполагает наличие двух стран, причем одна из них является источником некоторого шока (к примеру, можно взять европейскую страну и США как источник влияния). Две страны связаны потоками международной торговли, а также инвестиционными потоками. В предложенной модификации чистый экспорт был разбит на экспорт и импорт, поскольку они являются различными по своей природе статьями национальных счетов. Функция импорта должна зависеть как от реального обменного курса, так и от располагаемого дохода. Экспорт страны, в свою очередь, зависит от курса и выпуска страны-партнера. Во-вторых, была изменена функция чистых зарубежных инвестиций – в ней к зависимости от внутренней ставки процента добавилась зависимость от ставки процента страны-партнера.

Такой тип модели представляется адекватным для выявления «финансового заражения», так как позволяет дать ответ на вопрос: как изменится выпуск в первой стране в ответ на шок, первоначально возникший во второй стране?

Модификация модели легла в основу эконометрической проверки теории взаимовлияния – поиска зависимости между выпуском одной страны и значениями выпуска страны-партнера:

$$\Delta Y^* \approx \alpha \cdot \Delta X + \beta \cdot \Delta NFI + \gamma \cdot \Delta Y_f + \varepsilon, \text{ где}$$

( $\Delta Y^*$  – отклонения равновесного выпуска в рассматриваемой стране от потенциального значения;  $\Delta X$  – изменения экспорта в рассматриваемой стране;  $\Delta NFI$  – изменения потока зарубежных инвестиций;  $\Delta Y_f$  – изменения выпуска страны-партнера;  $\varepsilon$  – изменения остальных факторов)

В работе использовались реальные данные по Западной Европе за 15 лет с 1 квартала 1994 по 3 квартал 2008 года в реальном выражении. Тест причинно-следственной зависимости Гранжера позволил для большинства стран Западной Европы рассматривать Германию и США как источники колебаний их выпусков.

Основной сложностью анализа явился сбор и сведение воедино статистических данных об интересующих нас объектах. Данные по прямым иностранным инвестициям и потокам товаров и услуг в США измеряются в долларах, в то время как остальные показатели, относящиеся к европейским экономикам, были представлены в евро. Эта проблема была решена путем пересмотра размерности коэффициентов при соответствующих переменных: если результирующий показатель измерялся в евро, а

объясняемая переменная – в долларах, то коэффициент регрессии измерялся в единицах евро/доллар.

Было оценено достаточно большое количество регрессий, которые описывают зависимость первых разностей выпусков европейских стран от первых разностей выпуска США, выпуска всего блока стран ЕС-15, от потоков инвестиций в рассматриваемую страну из США и наоборот. Наилучший результат был получен для Италии и Франции.

(GDP\_COUNTRY – ВВП отдельной страны в национальной валюте, USDI\_ABROAD\_COUNTRY – прямые инвестиции из США в рассматриваемую страну, FDI\_INUSA\_COUNTRY – прямые иностранные инвестиции в США от рассматриваемой страны, DW – Durbin-Watson, BG - Breusch-Godfrey, \* – значимость на 5% уровне, \*\* – значимость на 1% уровне)

$$\Delta GDP\_FR = 959.6^{**} + 0.07^{**} \cdot \Delta GDP\_EU15 + 0.327^{**} \cdot \Delta EXP\_FR - \\ - 0.328^{*} \cdot USDI\_ABROAD\_FR(-4) + 0.611^{*} \cdot \Delta IMP\_USA\_FR(-3)$$

54 наблюдения; R-squared=0.684; DW-stat=2.07; BG Prob.=0.94

В модели ВВП Франции поток прямых иностранных инвестиций в США негативно сказывается на ее экономическом росте, в то время как товары, экспортированные в США Францией, положительно влияют на ее ВВП. Аналогично была оценена логарифмическая модель:

$$\Delta \ln GDP\_FR = 0.0016^{*} + 0.4986^{**} \cdot \Delta \ln GDP\_EU15 + 0.0713^{**} \cdot \Delta \ln EXP\_FR + \\ + 0.0132^{*} \cdot \Delta \ln IMP\_USA\_FR(-3)$$

54 наблюдения; R-squared=0.642; DW-stat=1.99; BG Prob.=0.98

Анализ логарифмических уравнений представляется более адекватным исследуемым объектам, поскольку разности логарифмов лишены размерности, они могут быть интерпретированы как приросты исходных переменных. Так, дополнительный процент роста ВВП блока стран ЕС-15 стимулирует экономику Франции – рост ее ВВП при прочих равных увеличивается на 0.5%.

Для рассматриваемых моделей приведены значения коэффициента детерминации, статистика Дарбина-Уотсона, а также вероятность принять нулевую гипотезу в тесте на автокорреляцию первого и второго порядка Бреуша-Годфри. По двум тестам в моделях отсутствует автокорреляция первого порядка.

Отдельные модели помогли лишь выдвинуть предположение о наличии «финансового заражения» в рассматриваемых странах. Для его подтверждения предполагается построить регрессионные модели на нескольких периодах, чтобы проверить гипотезу о значимом изменении коэффициентов модели или самой модели.

### Литература

1. Artis M. J., Kontolemis Z. G., Osborn D. R.. “Business Cycles for G7 and European Countries”, *The Journal of Business*, Vol. 70, No. 2, April 1997, pp 249-279.
2. Backus D. K., Kehoe P. J. “International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles”, *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 4, September 1992, pp 864-888.
3. Backus D. K., Kehoe P. J., Kydland F. E. “International Real Business Cycles”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 4, August 1992, pp 745-775.
4. Pritsker M., “The Channels for Financial Contagion”. *The World Bank Research Observer*, This Version: August 11, 2000
5. Kodres L. E., Pritsker M., “A Rational Expectations Model of Financial Contagion”. *Journal of Finance*, This Version: April 19, 2001
6. Марков А.Р. “Интернационализация капиталистического цикла в условиях господства международных монополий”, Издательство Московского Университета, 1988.
7. Туманова Е.А., Шагас Н.Л. Макроэкономика, учебник, Москва, 2004.

8. EUROSTAT [ec.europa.eu/eurostat](http://ec.europa.eu/eurostat) (Служба статистики Европейского Союза).

## **Оценка российской макроэкономической динамики с помощью моделей теории реального делового цикла**

**Иващенко А.С.**

*Студент первого года магистерской программы ММАЭ  
Московский государственный университет имени М.В.Ломоносова,  
экономический факультет, Москва, Россия  
E-mail: ivashchenko.aleksey@gmail.com*

Теория реальных деловых циклов (Real Business Cycle, или RBC) в настоящий момент является одной из базовых теорий современной макроэкономики. Годом всеобщего признания успехов теории RBC можно считать год 2004-й, когда основатели теории: Финн Кидланд (Finn Kydland) и Эдвард Прескотт (Edward C. Prescott), – были удостоены Приза имени Альфреда Нобеля по экономике. Удивительно, что подобного широкого признания теория RBC добилась всего за двадцать два года. При этом российская экономическая наука долгое время не уделяла должного внимания теории реального делового цикла. На то были объективные причины: в 90-х годах тяжело было рассчитывать на разумное описание российской макроэкономической динамики с помощью западных моделей, очень требовательных к качеству данных. В России ряды статистических данных были некачественными, поэтому эмпирические работы на российских данных в рамках теории RBC до настоящего времени не проводились.

Данная работа восполняет существующий пробел в исследованиях российской макроэкономической динамики методами теории реальных деловых циклов и делает попытку применить качественные модели RBC к анализу квартальных российских макроэкономических показателей за 1995 – 2007 годы. Также данная работа сравнивает поведение различных RBC моделей на российских данных с целью определения движущих сил российских деловых циклов. Отобранные для анализа модификации моделей RBC были внимательно теоретически разобраны, и затем просимулированы на российских данных, что дало возможность рассмотреть применение моделей RBC к российской экономике не только с теоретической, но и с практической точки зрения.

Результаты расчётов показали, что модели реального делового цикла применимы к анализу российской макроэкономической динамики. Колебания рядов выпуска, потребления, инвестиций и госрасходов описываются моделями Christiano, Eichenbaum (1992) и Burnside, Eichenbaum, Rebelo (1993) достаточно точно. Положительные результаты сопоставления модельных и реальных российских характеристик временного ряда госрасходов поднимают вопрос об эффективности роли государства в российской экономике в период с 1995 по 2007 год. Перспективное развитие данного исследования видится в более внимательном изучении колебательных характеристик российского рынка труда, а также в оценке влияния шоков новостей на российскую макроэкономическую динамику.

### **Литература**

1. Burnside C., Eichenbaum M., Rebelo S. (1993), Labor Hoarding and The Business Cycle // The Journal of Political Economy. Vol. 101. No. 2.
2. Christiano L.J., Eichenbaum M. (1992), Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations // The American Economic Review. Vol. 82. No. 3.
3. King R.G., Plosser C.I., Rebelo S.T., Production, Growth and Business Cycles (1988) // Journal of Monetary Economics. Vol.21.
4. Kydland F.E., Prescott E.C. (1982), Time to Build and Aggregate Fluctuations // Econometrica. 1982. Vol. 50. No. 6.
5. OECD.Stat (статистическая база данных OECD)

**Математические методы управления кредитным риском при кредитовании  
физических лиц  
Коробейник Р.Н.**

*аспирант*

*Московский государственный университет имени М.В.Ломоносова, экономический  
факультет, Москва, Россия*

*E-mail: roman.korobeynik@gmail.com*

В современной банковской системе одним из важнейших принципов классификации кредитных операций, которые формируют кредитный портфель коммерческого банка, является уровень риска. Он используется для анализа кредитного портфеля банка и его качественной характеристики, а также определяет величину резерва банка для возмещения возможных потерь, связанных с кредитной деятельностью. Подобная классификация проводится по следующим критериям: по финансовому состоянию заемщика банка, по состоянию обслуживания долга заемщиком, по уровню обеспечения кредитной операции. Резервы банка неразрывно связаны с так называемым показателем *Risk-Cost*, который рассчитывается за определенный период (чаще всего год) и определяется следующим образом:

$$RC = \frac{PR_2 - PR_1}{(P_2 + P_1)/2} * \frac{365}{N},$$

где  $RC$  - значение показателя *Risk-Cost*, определенное за период,  $PR_{2(1)}$  - объем резервов (по ссуде) кредитного портфеля коммерческого банка на конец (начало) периода,  $P_{2(1)}$  - объем кредитного портфеля коммерческого банка на конец (начало) периода,  $N$  - количество дней в периоде.

*Risk-Cost* является одним из ключевых показателей банка, поскольку участвует в расчете маржи прибыли банка:

$$M = APR - RC - TC,$$

где  $M$  - маржа прибыли банка за период,  $APR$  - эффективная процентная ставка за период,  $RC$  - значение показателя *Risk-Cost* за период,  $TC$  - прочие издержки (операционные расходы, трансферты и т.д.).

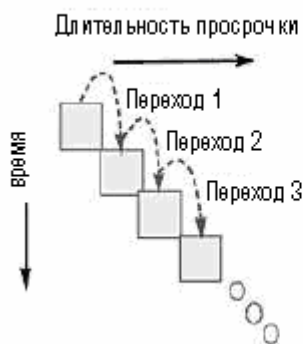
Таким образом, эффективная и адекватная оценка создаваемых резервов, а также планирование и последующее прогнозирование *Risk-Cost* становится одной из приоритетных задач банка.

В исследовании были рассмотрены две модели, определяющие различные методики резервирования, основывающиеся на наличии возможности объединить заемщиков в группы:

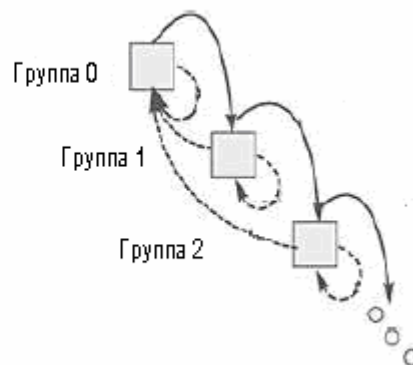
- 1) *Net-Flow Model*;
- 2) *Markov Model*.

*Net-Flow Model* является упрощенной версией *Markov Model* и учитывает только ухудшения в переходах между группами заемщиков. Вторая модель учитывает платежи по кредитам и соответствующие возвраты в лучшие группы.

### Net Flow Model



### Markov Model



Для расчета были взяты показатели объемов кредитного портфеля за 2007-2008 года в разрезе однородных групп одного из российских банков (ТОР-50).

Проведенное исследование показало эффективность предложенных моделей в формировании резервов, а также возможность их использования коммерческими банками в прогнозировании *Risk-Cost* и последующем управлении кредитными рисками. Модели могут быть улучшены посредством интеграции дополнительных показателей, необходимых для эффективного управления рисками («дефолт на первом платеже», «ожидаемое мошенничество» и других).

### **Литература**

1. Лобанов А.А., Чугунов А.В. (2003) «Энциклопедия финансового риск-менеджмента», М.: Альпина Паблишер
2. Y. Jafry, T. Schuermann (2000) «Measurement, estimation and comparison of credit migration matrices», “Journal of Banking and Finance” №24, p. 59-117
3. D. Feng, C.Gourieroux, J. Jasiak (2008) «The ordered qualitative model for credit rating transitions» “Journal of Empirical Finance” №15, p. 111-130

### **Применение имитационного агентного моделирования в практике компаний-операторов сотовой связи**

**Красносельский Алексей Валерьевич**

*аспирант*

*Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова, экономический факультет*

*E-mail: [a-krasnoselskiy@yandex.ru](mailto:a-krasnoselskiy@yandex.ru)*

Современный бизнес ставит перед научно-исследовательским сообществом широкий перечень практических задач. Одной из них является создание методов и средств поддержки принятия решений (ППР). Данная задача является особо актуальной для телекоммуникационной отрасли и рынка сотовой связи. С одной стороны здесь накоплены большие объемы статистической информации по абонентам, услугам, конкурентной ситуации. С другой стороны рынок настолько сложен и децентрализован, что решения, основанные на интуиции и экспертном мнении менеджмента, часто оказываются неверными. Агрегируя и обрабатывая статистику из различных источников, компьютерные системы ППР подготавливают базу для принятия стратегических и тактических решений менеджментом: помогают оптимизировать бизнес-процессы,

оценить инвестиционную привлекательность проекта, проиграть различные сценарии конкурентной борьбы.

Одним из возможных средств построения систем ППР является имитационное агентное моделирование. Агентный подход позволяет моделировать системы снизу-вверх, когда ее поведение на глобальном уровне возникает как результат деятельности тысяч индивидуальных субъектов рынка, агентов, каждый из которых обладает индивидуальными предпочтениями, логикой поведения и выбора, взаимодействует с внешней средой и другими агентами (1).

Применив агентный подход к рынку сотовой связи, автор создал модель, в основе которой лежит индивидуальное поведение абонента (2). Основными атрибутами агента при этом выступают его профиль пользования голосовыми услугами, эластичность трафика по цене, восприятие абонентом качества связи, тарифов оператора, отношение к бренду. Главным событием «в жизни» агента является выбор им оператора и тарифа. Основываясь на существующих подходах при моделировании потребительского поведения (3), автор поставил этот выбор в зависимость от изначальных предпочтений агента перед посещением точки продаж, от сравнения субъективной выгоды доступных для подключения тарифов, от влияния рекомендаций дилеров.

При моделировании показателей рыночного предложения учитываются основные направления деятельности оператора сотовой связи, такие как инвестиции в сеть, формирование и реклама тарифных планов, стимулирование дилеров, продвижение и PR бренда. Для инициализации и верификации модели использовались данные из CRM-систем компании Вымпелком и доступная статистика по другим компаниям отрасли, маркетинговые исследования российского рынка сотовой связи.

Созданная модель использовалась в качестве эффективного средства ППР в компании Вымпелком. Наиболее значимым примером применения модели стало ее использование при анализе инвестиционного проекта по приобретению оператором компаний сотового ритейла (4). С помощью модели были достигнуты следующие цели:

- смоделировать влияние рекомендаций дилера на выбор абонентом оператора и тарифа на основе проведенных опросов пользователей сотовой связи;
- оценить перераспределение потоков абонентов между салонами сотовой связи в случае, когда часть их становится эксклюзивными, то есть продающими контракты только одного оператора;
- оценить финансовый результат приобретения в зависимости от рыночной доли ритейлера;
- сравнить два варианта деятельности ритейлера, подконтрольного оператору: его трансформацию в сеть эксклюзивных салонов и обеспечение конкурентных преимуществ оператору-акционеру путем повышения

доли продаж его контрактов с помощью рекомендаций абонентам.

В ходе компьютерных симуляций каждый агент, в соответствии с заданной диаграммой состояний, с определенной частотой посещает дилерские салоны. В них агент периодически меняет оператора и тариф сотовой связи в зависимости от своих индивидуальных предпочтений, от профиля пользования и рекомендации дилера. В ходе проведенных симуляций популяция агентов составляла 200 тысяч, так что к российскому рынку сотовой связи применялся коэффициент масштабирования 0.001. На выходе из модели накапливалась статистика о динамике выручки и продаж каждого из операторов в зависимости от рыночной доли и варианта функционирования (моно- или мультибрендовые салоны) исследуемого дилера. Подставляя данные по выручке и продажам в расчетную DCF-модель, удалось оценить NPV проекта по приобретению компании-ритейлера. В качестве параметра для анализа чувствительности модели использовалось значение NPV. Полученный результат использовался для поддержки принятия стратегического инвестиционного решения по приобретению компаний сотового ритейла.

Опыт использования агентной модели рынка сотовой связи в компании Вымпелком подтверждает широкие возможности имитационного моделирования при создании систем поддержки принятия решений. Особенно полезным и востребованным оно может стать в тех отраслях, где, как и в телекоммуникациях, имеется богатая статистика по индивидуальным субъектам рынка.

#### **Литература**

1. Борщев А. От системной динамики и традиционного ИМ – к практическим агентным моделям: причины, технология, инструменты. [Электронный ресурс] – [www.gpss.ru/paper/borshevarc.pdf](http://www.gpss.ru/paper/borshevarc.pdf)
2. Красносельский А.В. (2008) Имитационное моделирование рынка сотовой связи. // Материалы докладов XV Международной конференции студентов, аспирантов и молодых ученых «Ломоносов» [Электронный ресурс] — М.: Издательство МГУ.
3. Janssen, M. and Jager, W. (1999) An integrated approach to simulating behavioural processes: a case study of the lock-in of consumption patterns. // Journal of Artificial Societies and Social Simulation, Vol. 2 No. 2.
4. Сотовые операторы скупают мобильный ритейл. [Электронный ресурс] – [top.rbc.ru/retail/17/11/2008/261157.shtml](http://top.rbc.ru/retail/17/11/2008/261157.shtml)

#### **Оценка эффективности кредитно-денежной политики в России**

*Леонтьева Е.А.*

*Аспирант*

*Московский государственный университет им. Ломоносова, экономический факультет*

*E-mail: ea.leontyeva@gmail.com*



Одним из инструментов поддержания макроэкономической стабильности и воздействия государства на экономическую ситуацию считается кредитно-денежная политика. В современной экономической науке существует две основные точки зрения на эффективность кредитно-денежной политики. Одна из точек зрения принадлежит приверженцам неокейнсианской экономической школы. Неокейнсианцы считают, что монетарная политика оказывает влияние на реальные и номинальные переменные в краткосрочном (среднесрочном) периоде, однако в долгосрочном периоде влияет только на номинальные переменные. Представители второй школы – неоклассики – считают, что монетарная политика не влияет на реальные переменные даже в краткосрочном периоде. Разработаны теоретические модели, подтверждающие обе точки зрения. Однако основным критерием объективности любой из школ может являться только соответствие теоретических моделей действительности. Таким образом, особую актуальность приобретает вопрос оценки влияния монетарной политики на макроэкономические переменные на реальных данных.

Методика оценки влияния шоков монетарной политики заметно эволюционировала с 80-х гг. XX века, когда основным инструментом исследователей являлась многофакторная регрессия. В современной литературе встречается два подхода к количественной оценке эффективности кредитно-денежной политики. Первый подход заключается в разработке и калибровке динамической стохастической модели общего равновесия для определенной экономики. Данный подход реализован, например, в работах Christiano, Eichenbaum и Evans (2004), Smets и Wouters (2002). В рамках таких моделей можно оценивать влияние денежной политики на макроэкономические переменные и сравнивать между собой различные монетарные стратегии. Однако проблема этих моделей заключается в отсутствии четких критериев оценки качества модели, ее способности описывать реальную экономику.

Второй подход связан с оценкой различных моделей векторной авторегрессии. С точки зрения значимости получаемых результатов, он также неоднозначен и неоднократно критиковался. Однако результаты VAR-оценивания используются даже для верификации результатов моделей общего равновесия. Оценка эффективности монетарной политики с помощью VAR-моделей представлена, например, в работах Bernanke и Mihov (1998), Boivin и Giannoni (2002).

Формальные исследования, посвященные вопросу эффективности кредитно-денежной политики Центрального Банка России, практически отсутствуют или не публикуются. Среди немногочисленных работ можно отметить работу Дробышевского, Трунина и Каменских (2008). Задача проведения эконометрического оценивания влияния кредитно-денежной политики на макроэкономические переменные в РФ является особенно актуальной. В работе проведен эконометрический анализ влияния кредитно-денежной политики ЦБ РФ на основные макроэкономические показатели России (ВВП, темп инфляции, темп роста промышленного производства, темп роста оборота розничной торговли) с использованием моделей многофакторной регрессии и векторной авторегрессии. Полученные результаты говорят о низкой эффективности кредитно-денежной политики в современной России.

#### **Литература**

1. Дробышевский С.М., Трунин П. В., Каменских “Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в российской экономике”, М.: ИЭПП, 2008
2. Bernanke B.S., Mihov I. “Measuring monetary policy”, *Quarterly Journal of Economics*, 1998 August
3. Boivin J., Giannoni M., “Assesing changes in the monetary transmission mechanism: a VAR approach”, *FRB of NY Economic policy review*, 2002 May
4. Christiano L.J., Eichenbaum L.J., Evans C.H., “Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy”, *Journal of political economy*, 2004

5. Smets F., Wouters R. “Opennes, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy”, Journal of Monetary Economics 49, 2002

### **О новых подходах к анализу рисков инвестиционных проектов**

**Никитин Станислав Андреевич**

*Аспирант*

*Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова, Москва, Россия*

*E-mail: stanislav.a.nikitin@gmail.com*

### **Введение**

Разработка инвестиционных проектов всегда осуществляется в условиях неопределенности. Стадии этого процесса часто находятся в сфере подготовки решений качественного характера, которым свойственны обобщенный взгляд на проблему и отсутствие внимания к деталям. Однако, необходимость учета неопределенности при оценке эффективности проектов очень важна, поскольку от этого, главным образом, зависит правильность принятия многих инвестиционных решений. Но и при этом условии принятое решение может оказаться неверным в смысле отклонения полученных результатов от ожидаемых по причине несовершенства существующих методов оценки проектных рисков. Это несовершенство, в основном, связано с не соответствующими реальности некоторыми предпосылками, лежащими в основе большинства существующих методов.

Для принятия решений в условиях неопределенности самыми популярными являются вероятностные методы. Однако после того как были выявлены и другие типы неопределенности, классические средства теории вероятностей применять, по меньшей мере, некорректно. В связи с этим потребовались другие математические средства для описания выявленных типов неопределенности, а также решения поставленных задач в области проектной эффективности. Все вышесказанное обуславливает актуальность и практическую значимость исследования.

### **Анализ**

Проведенный анализ подходов к оценке проектных рисков показал, что «традиционные» методы обладают существенными недостатками. При использовании вероятностного типа неопределенности предполагается, что все величины имеют вероятностное описание. Это означает, что всем показателям проекта присвоены вероятностные законы распределения. Но по этой причине, неопределенность, независимо от ее природы, отождествляется со случайностью. Помимо этого, в процессе описания сценариев возникает проблема выбора такого распределения вероятностей, которое бы максимально адекватно описывало поведение проектных показателей. Если же, закон подобран верно, то перед участниками проекта встает вопрос о присвоении вероятностей каждому из сценариев. В случае их большого количества точно присвоить вероятности почти невозможно. Недостаток интервального подхода, заключается в том, что он учитывает только крайние значения возможного эффекта проекта и не учитывает промежуточные. Кроме того, показатель  $\lambda$ , присутствующий в формуле Гурвица и характеризующий склонность инвестора к риску, также определить достаточно трудно. Подход, основанный на интервально-вероятностном типе неопределенности, сочетает в себе недостатки, свойственные двум предыдущим подходам. Применяя его, необходимо подобрать уже несколько вероятностных распределений. Кроме того, также остается открытым вопрос об определении коэффициента оптимизма-пессимизма.

### **Результаты**

Основным результатом исследования является попытка разработать способ оценки эффективности инвестиционного проекта с учетом свойственных ему рисков, на основе аппарата теории нечетких множеств.

Суть предлагаемой модели заключается в том, что на этапе разработки проекта экспертами выявляются факторы, а также виды затрат и доходов по проекту в течение срока его реализации, зависящие от факторов, и интервалы возможного изменения всех этих параметров. После чего строится база нечетких логических высказываний, в которой отражается влияние каждого вида фактора на каждый вид затрат и доходов. Затем вычисляется значение чистого дисконтированного дохода как нечеткого числа на основе правил сложения и умножения нечетких чисел. На основе полученного значения вычисляется степень эффективности инвестиционного проекта.

Теоретическая и практическая значимость работы заключается в том, что исследование развивает пока недостаточно хорошо разработанное в экономической науке направление оценки эффективности инвестиционных проектов и их рисков с позиции теории нечетких множеств, а также содержит пути решения некоторых проблем, связанных с недостатками традиционных методов анализа.

### Литература

1. Леоненков А. В. Нечеткое моделирование в среде MATLAB и FUZZYtech. – СПб.: БХВ-Петербург, 2005.
2. Нечеткие множества в моделях управления и искусственного интеллекта / Под ред. Поспелова Д. А., – М.: Наука, 1986.
3. Птускин А. С. Решение стратегических задач в условиях размытой информации. – М.: Дашков и Ко, 2003.
4. Риск-анализ инвестиционного проекта / Под ред. Грачевой М. В., – М.: Юнити-Дана, 2001.
5. Смоляк С. А. Оценка эффективности инвестиционных проектов в условиях риска и неопределенности. – М.: Наука, 2002.
6. Carr V., Tah J. H. (2001) “A fuzzy approach to construction project risk assessment and analysis: construction project risk management system”. *Advances in Engineering Software*, Vol. 32, pp. 847–857.
7. Kahraman C., Ruan D., Tolga E. (2002) “Capital budgeting techniques using discounted fuzzy versus probability cash flows”. *Information Sciences*, Vol. 142, pp. 57–76.
8. Mohamed S., McCowan A. K. (2001) “Modelling project investment decisions under uncertainty using possibility theory”. *International Journal of Project Management*, Vol. 19, pp. 231–241.

**Региональные рынки банковской розницы: структура, устойчивость, эффективность**

***Никишин Константин Николаевич***

*аспирант*

*Московский государственный университет им. М. В. Ломоносова, экономический факультет, Москва, Россия*

*E-mail: nickishin@gmail.com*

Модели функционирования банковских систем значительно отличаются друг от друга в зависимости от того, описывается ли развитие банков в период стабильного роста или оцениваются последствия разнообразных шоков. Темой, тесно связанной как с периодами стабильного развития, так и с периодами неустойчивости, является взаимная связь между проблемами стабильности банковской системы, её структуры и эффективности. Под стабильностью здесь и далее подразумевается устойчивость по отношению к разнообразным внешним негативным воздействиям. Структуру банковской системы можно характеризовать традиционно используемым в экономической литературе набором показателей концентрации. Эффективность здесь и далее

интерпретируется в максимально широком смысле как отношение полезного эффекта к затраченным ресурсам.

Во время кризисов на рынке активизируются тенденции к спасению банков, испытывающих трудности с платёжеспособностью. Здесь естественным вопросом оказывается, насколько запоздалой стала поддержка государством этих слияний, и – вообще говоря – насколько покупка проблемных банков предпочтительнее их банкротства.

Исследования по описанной проблематике в течение десятилетий проводятся по банковским данным в США и Европе. В то же время российский опыт заслуживает не меньшего внимания, хотя на сегодняшний момент недостаточно исследован.

Объектом настоящего исследования являются наиболее крупные региональные рынки розничных банковских продуктов. В качестве обобщённых продуктовых групп рассматриваются кредиты, предоставляемые банками физическим лицам, и депозитные продукты (как срочные вклады, так и текущие счета). В силу ограниченности публикуемой Банком России статистики по региональным рынкам рассматриваются только регионы с долями местных банков, превышающими 30%. Показатели деятельности этих банков возможно оценить по публикуемой отчётности. При этом для исследователя недостижимыми остаются данные по уровню присутствия в регионах крупных федеральных банков, в т. ч. Сбербанка России. Указанным критериям по состоянию на 1 января 2009 г. соответствуют Ростовская Самарская, Саратовская, Свердловская, Челябинская, Тюменская, Амурская области, а также республики Татарстан и Мордовия.

По данным отчётности банков в перечисленных регионах тестируются следующие гипотезы:

- 1) существование значимой отрицательной связи между количеством зарегистрированных в данном регионе («домашних») банков и их рыночной долей в регионе и уровнем рентабельности розничного бизнеса этих банков;
- 2) существование значимой положительной связи между количеством «домашних» банков и их рыночной долей и их близостью к границе производственных возможностей банковского сектора России;
- 3) существование значимой положительной связи между уровнем концентрации на региональном рынке и устойчивостью «домашних» банков в период масштабного изъятия вкладов из банковской системы осенью 2008 г.

Гипотеза 1 проверяется в рамках теоретической концепции, впервые сформулированной А. Берджером (Berger, 1995), которая позволяет выявить определить, насколько значимой является рыночная власть для прибыльности:

$$P_i = f(XEff_i, SEff_i, CONC_m, MS_i, Z_i) + e_i \quad (1)$$

где  $P_i$  – показатель прибыльности (доходность капитала, активов, процентная маржа и т. п.);  $XEff_i$  - показатель технической эффективности, отражающий способность банка производить данный набор выпусков при минимальных затратах благодаря высокому качеству управления и технологий;  $SEff_i$  - показатель эффективности от масштаба;  $CONC_m$  - уровень концентрации на рынке  $m$ ;  $MS_i$  - рыночная доля банка  $i$  на рынке  $m$ ;  $Z_i$  - набор дополнительных характеристик банка  $i$ ;  $e_i$  - случайная ошибка.

Гипотеза 2 проверяется для показателей эффективности, рассчитанных при помощи метода огибающих (data envelopment analysis, DEA) по данным для всей банковской системы России. Данный метод позволяет получить численные значения показателей, интерпретируемых как техническая эффективность и эффективность от масштаба, характеризующих удалённость банка от границы производственных возможностей. Наличие связи между структурой рынков и уровнем эффективности банков проверяется в рамках следующей упрощённой схемы:

$$XEff_i = f(CONC_m, MS_i, Z_i) + e_i \quad (2)$$

$$SEff_i = f(CONC_m, MS_i, Z_i) + e_i \quad (3)$$

Формулирование и тестирование гипотезы 3 опирается на теоретическую модель Ф. Аллена и Д. Гале (Allen, Gale, 2004), показывающую, что финансовая напряжённость более вероятна в странах с низкой концентрацией на банковском рынке, и наоборот – чем выше концентрация, тем меньше опасность кризиса. В настоящем исследовании методика Ф. Аллена и Д. Гале применена для региональных рынков РФ.

### Литература

Allen F., Gale D. (2004) Competition and Financial Stability, Journal of Money, Credit and Banking, 36 (3, 2), 453-480

Berger A. (1995) The Profit Structure Relationship in Banking - Tests of Market Power and Efficient Structure Hypothesis, Journal of Money, Credit and Banking, 27 (2), 404-431

### Моделирование влияния бюджетно-налоговой политики на потребление

*Перевышин Ю.Н.*

*Студент 2-го года обучения магистратуры*

*Московский Государственный Университет имени М.В. Ломоносова, экономический факультет, Москва, Россия*

*E-mail: [perevyshin.yuri@gmail.com](mailto:perevyshin.yuri@gmail.com)*

Одна из актуальных на сегодняшний день проблем, рассматривающихся в макроэкономических исследованиях: какое влияние оказывает увеличение государственных расходов на потребление. В последнее время было опубликовано большое количество эмпирических работ, посвященных этому вопросу. Исследования, основанные на структурной векторной авторегрессии (Blanchard, Perotti, 2002), показали, что существует положительная связь между потреблением, выпуском и одномоментным увеличением государственных расходов. Авторы проводили анализ на основе временных рядов для США в период с 1960 по 1997 гг. и установили, что мультипликатор расходов на потребление находится в диапазоне между 1/3 и 1. С другой стороны, работы, в которых используется анализ на основе фиктивных переменных (Ramey, Shapiro, 1998), (Burnside, Eichenbaum, Fisher, 2004), указывают на наличие отрицательной связи между государственными расходами и потреблением. Третья группа исследователей утверждает, что в начале 1980-х в США изменился трансмиссионный механизм фискального шока, в результате чего влияние бюджетно-налоговой политики на основные макроэкономические показатели снижается с течением времени.

Существует несколько гипотез, доказывающих, что переломным моментом в фискальной политике Соединенных Штатов стало начало 1980-х. Во-первых, проводимая монетарная политика существенно различалась до и после 1980-х. Во-вторых, изменилась сама фискальная политика, например, фискальный шок имеет в последнее время гораздо меньшую продолжительность. В-третьих, возросла роль финансовых рынков, в результате чего появилось больше возможностей варьировать частное потребление экономических агентов. До конца 1970-х на финансовых рынках существовали значительные ограничения, что препятствовало участию в их деятельности большому количеству домохозяйств. Но с течением времени вход на финансовый рынок США становился все более доступным, и с каждым годом все большая доля экономических агентов начинала принимать в нем активное участие. Не имея доступа к финансовым рынкам, домохозяйства вели себя в соответствии с

кейнсианской теорией, в которой текущее потребление зависит от располагаемого дохода. После финансовой либерализации и появления финансовых инноваций у большей части домохозяйств появился доступ к рынкам активов, в результате увеличилась доля экономических агентов, имеющих возможность сглаживать потребление. Поведение все большего количества домохозяйств стало согласовываться с неоклассической теорией. Таким образом, возникла необходимость построения модели, учитывающей наличие в экономике домохозяйства с двумя типами поведения.

В работе (Gali, Valles, Lopez-Salido, 2007) построена некейнсианская модель общего равновесия с двумя типами домохозяйств:  $\lambda$  – доля экономических агентов, не имеющих доступа к финансовому рынку,  $1-\lambda$  – доля домохозяйств, которая имеет доступ к финансовому рынку. В результате в ответ на увеличение государственных расходов может произойти как увеличение потребления, так и его сокращение. При расширительной бюджетно-налоговой политики держатели активов снижают свое потребление в результате действия отрицательного эффекта дохода, вызванного ростом налогового бремени. Однако шок государственных расходов приводит к изменениям на рынке труда, в результате чего происходит изменение реальной заработной платы. Если заработная плата увеличивается, то вырастает располагаемый доход агентов без активов и, следовательно, их потребление. В результате в экономике в целом потребление может увеличиться.

В рассмотренной модели доля домохозяйств, имеющих доступ к финансовому рынку, предполагалась неизменной. Однако изучение теоретических и эмпирических работ наводит на мысль о том, что доля экономических агентов, задействованных на финансовых рынках, изменяется с течением времени. В результате была построена модель, учитывающая изменение доли потребителей, имеющих доступ к финансовому рынку. Таким образом, удается теоретически объяснить, наблюдающееся на протяжении последних лет уменьшение реакции основных макроэкономических показателей (в том числе и потребления) в ответ на проведение бюджетно-налоговой политики.

На основе моделей векторной авторегрессии был проведен эмпирический анализ влияния бюджетно-налоговой политики на потребление в России для двух периодов с 1992 по 2000 гг. и с 2000 по 2008 гг. В результате выяснилось, что влияние фискальной политики на макроэкономические показатели с течением времени ослабевает. Это может быть объяснено увеличением доли домохозяйств, имеющих доступ к финансовому рынку и, тем самым, «сглаживающих» свое потребление во времени.

### **Литература**

1. Blanchard, O., Perotti, R. (2002) An empirical characterization of dynamic effects of changes in government spending and taxes on output // Quarterly Journal of Economics No 117 p. 1329-1368
2. Burnside, K., Eichenbaum, M., Fisher, J. (2004) Fiscal Shocks and Their Consequences // Journal of Economic Theory No 115 p. 89-117
3. Galí, J., López-Salido, D., Vallés, J. (2007) Understanding the Effects of Government Spending on Consumption // Journal of the European Economic Association March 5(1) p. 227-270
4. Perotti, R. (2007) In Search of the Transmission Mechanism of Fiscal Policy // NBER – Working Paper No 13143
5. Ramey, V., Shapiro, M. (1998) Costly Government Reallocation and the Effects of Government Spending // Carnegie Rochester Conference on Public Policy No 48 p. 145-194

**Управление тщательностью андеррайтинга при ипотечном кредитовании**

**Рощина Я.А.**

*Аспирант*

*Московский Государственный Университет им. М.В. Ломоносова,  
экономический факультет, Москва, Россия*

Ипотечкой называют обременение имущественных прав собственности на объект недвижимости. Ипотечное кредитование - кредитование под залог недвижимости, то есть кредитование с использованием ипотеки в качестве обеспечения возвратности кредитных средств [3, с. 186]. Мировой финансовый кризис, затронувший практически все сферы экономики, не обошел стороной и российский рынок ипотечного кредитования: всего за несколько месяцев произошло его катастрофическое сужение, темпы выдачи ипотечных кредитов замедлились в разы, а условия выдачи ужесточились до уровня 2003-2004 годов. При этом, в свою очередь, отправной точкой развития мирового финансового кризиса явился обвал американского рынка рискованной ипотеки. Для оздоровления и дальнейшего развития мировой экономики в целом и рынка ипотечного кредитования РФ в частности важно не только преодолеть, пережить кризис, но и воспользоваться им и извлечь преподнесенный урок. Одним из выводов, которые можно сделать уже сейчас, является необходимость своевременной и адекватной оценки кредитоспособности заемщиков (андеррайтинга заемщиков).

В статье предлагается способ управления таким свойством андеррайтинга как тщательность, скрупулезность рассмотрения заявки. Обычно банком устанавливается некий минимально допустимый уровень тщательности (путем строгого прописывания процедур андеррайтинга), и все заявки рассматриваются с этим заданным уровнем тщательности. Повышение тщательности, очевидно, ведет к снижению риска невозврата кредита и просрочек по нему, однако также ведет и к увеличению затрат банка на рассмотрение заявки. Как следствие принятия решения о повышении качества кредитного портфеля обычно принимается решение и о повышении тщательности андеррайтинга. Поскольку тщательность во многом определяется временем, затраченным на рассмотрение заявки, то, как правило, она повышается или за счет увеличения сроков рассмотрения заявки, или за счет увеличения штата сотрудников отдела андеррайтинга. Наоборот, при принятии решения о сокращении затрат банка допустимый уровень тщательности может быть снижен (путем исключения или облегчения некоторых процедур андеррайтинга). Все процедуры, связанные с изменением штата сотрудников, а также с изменением декларируемых банком сроков рассмотрения заявки, являются довольно затратными и трудоемкими, и применяются относительно нечасто. В статье рассмотрена возможность более гибкого регулирования тщательности рассмотрения заявки в зависимости от текущей ситуации в отделе андеррайтинга.

Для обозначения тщательности вводится переменная  $T(t)$  (предположим, что тщательность рассмотрения заявок регулярно пересматривается, следовательно, зависит от времени). Чтобы математически строго описать переменную  $T$ , рассмотрим параметры, от которых она зависит:

- Во-первых, от количества документов, запрашиваемых сверх обязательного минимума. Среднее число документов, запрашиваемых отделом андеррайтинга банка сверх установленного минимума, легко оценить. Обозначим данное число через  $D$ . Для объективного учета рассматриваемого параметра введем переменную  $d$  следующим образом. Если дополнительных документов не запрашивается, то переменной присваивается значение ноль:  $d = 0$ . Если число дополнительных запрашиваемых документов больше нуля и невелико, т.е. не превышает  $D$ , переменной присваивается значение один:  $d = 1$ . Если же число дополнительных запрашиваемых документов велико, т.е. превышает  $D$ , то переменной присваивается значение два:  $d = 2$ .
- Во-вторых, от способов проверки предоставленных заемщиком сведений. Наиболее распространенными являются следующие способы дополнительной проверки:

- ✓ звонок в организацию/организации, где работает заемщик;
- ✓ выезд сотрудника банка на место работы сотрудника;
- ✓ приглашение заемщика в банк для личной встречи с сотрудником банка;
- ✓ выезд сотрудника банка на объект залога;
- ✓ обращение за дополнительной информацией о заемщике в соответствующее подразделение банка (службу безопасности итп);

Для учета каждого из этих способов введем булевы переменные  $d_1, \dots, d_5$ , которые принимают значение 1, если соответствующий способ проверки данных применяется, и значение 0 – в противном случае. Итак, для описания тщательности предлагается следующая формула, описывающая простейшую линейную зависимость:

$$T(t) = d_0(t) + ad(t) + \sum_{i=1}^5 a_i d_i(t),$$

где  $a, a_1, \dots, a_5$  - веса соответствующих переменных, индивидуальные для каждого банка, определять их, соответственно, предлагается экспертно самим банкам. Переменная  $d_0$  характеризует тщательность основных процедур андеррайтинга и теоретически, может принимать любое положительное значение. На практике же  $d_0$  принимает довольно постоянные и сходные для всех банков значения. Переменные  $d_0, d, d_1, \dots, d_5$ , также как и  $T$ , зависят от времени.

Для банков типична ситуация, когда значение параметров  $d, d_i$  установлено заранее и зависит только от суммы кредита, в лучшем случае – от оценки сотрудником отдела андеррайтинга нужности соответствующих процедур. В данной статье предлагается рассмотреть возможность управления этими параметрами для максимизации прибыли отдела андеррайтинга банка.

Итак, в статье строится модель работы отдела андеррайтинга ипотечных заявок и находится зависимость прибыли от тщательности обслуживания заявки. Для построения модели отдел андеррайтинга рассматривается как система массового обслуживания. С необходимой периодичностью пересчитывая оптимальные значения параметров  $d, d_i$  можно управлять тщательностью андеррайтинга ипотечных заявок, пересматривая необходимость и качество процедур андеррайтинга.

## Литература

1. Матвеев В. Ф., Ушаков В. Г. Системы массового обслуживания. – М.: Издательство Московского Университета, 1984.
2. Волошин Г. Я. Методы оптимизации в экономике. – М.: Дело и сервис, 2004
3. Сергеев Д.А. Влияние системы ипотечного кредитования на преодоление кризисных явлений в экономике. Финансовые проблемы РФ и пути их решения: теория и практика. Материалы Международной научно-практической конференции. - СПб.: Нестор, 2000. -С.186- 191.
4. Селюков В.К., Гончаров С.Г. Управление рисками. Ипотечная сфера. Москва, МГТУ им. Баумана, 2001.
5. Павлова И.В. Ипотечное жилищное кредитование. Москва, издательская группа “БДЦ-пресс”, 2004.

### Эффективное хеджирование в случае коинтеграции

**Соколов П.И.**

Аспирант экономического факультета

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

E-mail: paall@rambler.ru



Хеджирование, по сути своей, представляет собой задачу построения портфеля, реплицирующего (копирующего) данный (хеджируемый) актив. Одним из способов построить такой портфель является способ, основанный на коинтеграции. Именно, если ряды  $z_t, x_{1t} \dots x_{nt}$  коинтегрированы, то это, по определению означает, что существуют такие коэффициенты  $a_1 \dots a_n$ , что

$$z_t + a_1 x_{1t} + \dots + a_n x_{nt} = u_t \quad (1)$$

где  $u_t$  - стационарный ряд.

На тех рынках, где коинтеграция является распространённым явлением (к такому можно отнести международный валютный рынок Forex), может возникнуть ситуация, при которой существует несколько различных коинтеграционных соотношений с хеджируемым активом  $z_t$ . В этих условиях, помимо собственно этих коинтеграционных соотношений можно также использовать их комбинации. В качестве критерия выбора естественно взять минимум дисперсии отклонения реплицирующего портфеля от хеджируемого актива. В случае, если имеется два коинтеграционных соотношения, задача выбора их наилучшей комбинации имеет вид:

$$z_t + cx_t = v_t \quad (2)$$

$$z_t + by_t = w_t \quad (3)$$

$$D(z_t + \alpha cx_t + \beta by_t) \rightarrow \min_{\alpha, \beta} \quad (4)$$

Задача (2) - (4) была решена аналитически. Приложение этой задачи к данным о динамике валютных курсов на рынке Forex показало, что снижение дисперсии отклонения реплицирующего портфеля от хеджируемого актива за счёт комбинации коинтеграционных соотношений может быть весьма существенным, что позволяет повысить эффективность хеджирования.

### Литература

1. Valeriy V. Gavrishchaka (2006) Discovery of multi-spread portfolio strategies for weakly-cointegrated instruments using boosting-based optimization, New mathematics and natural computation (NMNC), volume 02, issue 03
2. Carol Alexander, Ian Giblin, Wayne Weddington 3 (2001) Cointegration and asset allocation. ICMA centre discussion papers in finance, icma-dp2001-03
3. David R. Shaffer, Andrea Demaskey (2005) Currency hedging using the mini-gini framework. Review of quantitative finance and accounting
4. Asim Ghosh (1996) Cross-hedging foreign currency risk: empirical evidence from an error correction model. Review of quantitative finance and accounting
5. Stephen E. Wiclox, John M. Geppert (2007) An error-correction model for forecasting changes in foreign currency futures spreads. Journal of economics and finance
6. Anthony Neuberger (1999) Hedging long-term exposures with multiple short-term futures contracts. The review of financial studies

**Вполне сбалансированные целочисленные кооперативные игры с трансферальной полезностью и целочисленные рынки обмена**

**Старцев И.А.**

Сотрудник

ООО «ГМО-Тест», Санкт-Петербург, Россия

В теории кооперативных игр изучаются ситуации, в которых агенты (игроки) могут кооперироваться в группы (коалиции). Результат кооперирования описывается с помощью функции, называемой характеристической, сопоставляющей каждой коалиции множество исходов, которые она может обеспечить сама без помощи других игроков. Эти исходы могут оцениваться численными выигрышами.

Нами был введен класс *целочисленных* кооперативных игр (далее ЦТП-игры), т.е. кооперативных игр, значение характеристической функции которых может принимать только целочисленные значения. Моделируя подобными играми ситуации распределения конечного набора предметов среди множества агентов естественно полагать численные выигрыши игроков также целыми. *ЦТП-игра* – это упорядоченная пара  $(N, v)$ , где  $N$  – конечное множество *игроков*,  $v: 2^N \rightarrow Z_+$  – *характеристическая функция*, сопоставляющая каждой *коалиции*  $S \subseteq N$  целое неотрицательное число,  $Z_+$  – множество неотрицательных целых чисел.

Важнейшим понятием решения для кооперативных игр является понятие *c-ядра*  $C(N, v) = \{x \in R^N : x(N) = v(N), x(S) \geq v(S), \text{ для всех } S \subset N\}$ . *Целочисленным c-ядром* игры  $(N, v)$  будем называть множество целочисленных значений из *c-ядра*  $C_Z(N, v) = Z^n \cap C(N, v)$ . В классических (не целочисленных) ТП-играх для не пустоты *c-ядра* достаточно сбалансированности игры (Бондарева, 1963; Shapley, 1969). Однако для ЦТП-игр в общем случае целочисленное *c-ядро* может оказаться пустым, даже в случае не пустоты *c-ядра*. Поэтому интерес представляют классы ЦТП-игр, целочисленное *c-ядро* которых не пусто. Первым очевидным таким классом может служить класс выпуклых игр. Игра  $(N, v)$  называется *выпуклой*, если для любых коалиций  $S, T \subset N$  выполняется неравенство  $v(S) + v(T) \leq v(S \cup T) + v(S \cap T)$ .

Нами рассмотрен класс вполне сбалансированных ЦТП-игр. Игра  $(N, v)$  называется *вполне сбалансированной*, если она сама и все её под-игры сбалансированы.

Согласно Kalai, Zemel (1982) вполне сбалансированная игра имеет достаточно простую структуру – представима как минимальная игра для некоторого набора аддитивных игр. Игра называется *аддитивной*, если существует набор неотрицательных вещественных чисел  $a_1, \dots, a_n \in R_+$  такой, что  $v(S) = \sum_{i \in S} a_i$  для каждого  $S \subseteq N$ . Пусть  $\{v_t\}_{t \in T}$  – произвольный набор игр  $n$  лиц. *Минимальной игрой* для набора  $\{v_t\}_{t \in T}$  называется игра  $v_0$ , определяемая по правилу  $v_0(S) = \min_{t \in T} \{v_t(S)\}$ . Для ЦТП-игр можно получить аналогичный результат.

**Теорема.** Для того чтобы ЦТП-игра была вполне сбалансирована и целочисленные *c-ядра* всех её под-игр были не пусты необходимо и достаточно, чтобы она являлась минимальной игрой для некоторого набора аддитивных ЦТП-игр.

По аналогии с классическими играми вполне сбалансированная игра может быть представлена моделью целочисленного рынка обмена в случае "вогнутых" функций полезности участников.

Пусть имеется  $n$  участников рынка. Пусть каждый из участников характеризуется своей функцией полезности, зависящей только от его набора товаров  $x^i \in Z_+^m$ , где  $m$  – число товаров,  $i$  – номер агента, и обладает начальным набором товаров  $a^i \in Z_+^m$ , которые игрок вводит в обращение на рынке, полагая, что новые товары не производятся, а имеющиеся рынок не покидают. При этом каждый игрок имеет и может обменивать целое число единиц товаров. Исходы описываются *допустимым распределением товаров*, т.е. распределением товаров  $(x^1, \dots, x^n)$ , для которого

$$\sum_{i \in \Omega} x^i = \sum_{i \in \Omega} a^i.$$

Целочисленным рынком с трансферабельной полезностью называется упорядоченная четвёрка  $M = \langle \Omega, Z_+, \{u^i\}_{i \in \Omega}, \{a^i\}_{i \in \Omega} \rangle$ , где  $\Omega = \{1, \dots, n\}$  – множество игроков;  $u^i : Z_+^m \rightarrow Z$  – функции полезности, представляющие предпочтения игроков на множестве товаров;  $\{a^i\}_{i \in \Omega}$  множество начальных распределений товаров у игроков. Спрос на каждый товар можно выразить посредством его цены. Вектором цен называется вектор  $p \in \mathbb{R}_+^m$ .

Если в результате предложения и спроса появляется цена, то каждый игрок будет стремиться максимизировать при таких ценах значение своей функции полезности с учётом затрат на приобретение того или иного набора товаров. Пара  $(\bar{p}, \bar{x})$  называется точкой равновесия если имеет место соотношение

$$u^i(\bar{x}^i) - \bar{p}(\bar{x}^i - a^i) \geq u^i(y^i) - \bar{p}(y^i - a^i), \text{ для всех } i \in \Omega \text{ и } y \in \mathbb{R}_+^m.$$

При таких ценах игроки уже не могут путём продажи-покупки увеличить значение своей функции полезности.

Т.к. функция полезности принимает только целочисленные значения, то будем говорить, что функция полезности *вогнута*, если для неё существует вогнутая кусочно-полилинейная функция совпадающая с ней на всех целых значениях аргументов.

**Теорема.** Пусть  $M = \langle \Omega, Z_+^m, \{u^i\}_{i \in \Omega}, \{a^i\}_{i \in \Omega} \rangle$  – целочисленный рынок. Пусть имеет место  $\sum_{i \in \Omega} a^i > 0$ , и пусть каждая функция полезности  $u_i : Z_+^m \rightarrow Z$  вогнута. Тогда существует целочисленная точка равновесия  $(\bar{p}, \bar{x})$ .

Пусть  $M$  – рынок с трансферабельной полезностью. Не нарушая общности можно считать, что  $u^i \geq 0$  для всех  $i \in \Omega$ . Функция  $v^M : 2^M \rightarrow \mathbb{R}_+$ , определённая равенством

$$v^M(S) = \max_{\substack{x^i \in \mathbb{R}^m \\ \sum_{i \in S} x^i = \sum_{i \in S} a^i}} \left\{ \sum_{i \in S} u^i(x^i) \right\}$$

называется *игрой рынка, порождённой рынком  $M$* .

Вектор  $\mu^M = \mu^M(\bar{p})$ , определяемый соотношением  $\mu_i^M = u^i(\bar{x}^i) - \bar{p}(\bar{x}^i - a^i)$ ,  $i \in \Omega$ , называется *равновесным распределением выигрышей на рынке  $M$* . Для целочисленного рынка он всегда целочислен, является дележом в игре  $v^M$  и принадлежит её  $c$ -ядру. Игра рынка  $v^M$  супераддитивна и сбалансирована. Более того, это утверждение справедливо и для всех под-игр игры  $v^M$ . Поэтому в условиях теоремы целочисленная игра рынка  $(\Omega, v^M)$  вполне сбалансирована и  $c$ -ядра всех её под-игр не пусты.

### Литература

1. Бондарева О.Н. (1963) Некоторые применения методов линейного программирования к теории кооперативных игр // Проблемы кибернетики. Вып. 10.: Физматгиз. С. 119–140.
2. Shapley L.S. (1969) On balances sets and cores // Naval. Res. Logist. Quart. Vol. 14. P. 453–460.
3. Kalai E., Zemel E. (1982) Totally Balances Games and Games of Flow // Mathematics of Operations Research, Vol. 7, №. 3, p. 476–478.

### СТРАХОВАНИЕ ОПЕРАЦИОННЫХ РИСКОВ: РАСЧЕТ ВЕЛИЧИНЫ ДОСТАТОЧНОГО КАПИТАЛА В МОДЕЛЯХ STOP LOSS

Стрелков С.В.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Автор выражает признательность профессору, д.э.н. Мастяевой И.Н. за помощь в подготовке тезисов.

В настоящее время целесообразность страхования операционных рисков кредитных организаций не вызывает сомнений. Громкие банкротства и огромные масштабы убытков последних лет (BBСI - потери более 10 млрд. долларов; BSGV - потери более 5 млрд. евро, Orimal IG - потери более 3.5 млрд. долларов и др.), причиной которых явились операционные риски (далее - ОР), привлекает все больше страховых компаний и международных перестраховочных групп на данный сегмент рынка страховых услуг, стимулирует их разрабатывать конкурентоспособные специализированные страховые покрытия, ориентированные именно на ОР.

Помимо основной цели - минимизации состоявшихся и потенциальных убытков, применение страхования также косвенно решает не менее важную задачу - уменьшение величины рискового (достаточного) капитала, на покрытие ОР кредитных организаций. В соответствии с требованиями к методике LDA (Базель II [5]) величина рискового капитала рассчитывается как 99.9% квантиль распределения совокупного убытка. В общем случае задача расчета величины достаточного капитала сводится к оценке случайной суммы случайных величин с заранее заданными функциями распределения. В [4] предложены численные аппроксимации многомерных сверток распределений на основе копульного подхода, итерационного процесса Панжера и быстрого преобразования Фурье (по сложности вычислений эквивалентные  $\underline{O}(n!)$ ). В данной работе рассмотрен альтернативный метод (со сложностью  $\underline{O}(1)$ ) расчета величины достаточного капитала на основе широко распространенной в теории риска аппроксимации Крамера-Лундберга вероятности разорения, модифицированной для усеченных за счет страхования случайных величин.

Рассмотрим процесс риска:

$$R_t = u + c_t - \sum_{i=1}^{N_t} Y_i, \text{ где}$$

$R_t$  - величина гарантийного капитала в момент времени  $t$ ,  $u > 0$  – начальный гарантийный капитал ( $R_0$ ),  $c_t$  - приближение ступенчатой функции дохода рассматриваемого вида бизнеса в момент времени  $t$ .  $\{N_t\}$ - процесс восстановления (случайные величины  $\theta = T_i - T_{i-1}$  независимы и одинаково распределены,  $\{T_i\}$ - моменты наступления убытков).  $\{Y_i\}$ - величина убытков, происходящих в  $i$ -ый момент скачка процесса  $\{N_t\}$ .  $\{Y_i\}$ - н.о.р.с.в. с функцией распределения  $G(x)$ . Предполагается, что  $\{N_t\}$  и  $\{Y_i\}$  независимы.

Определим момент разорения ([1], [2], [7]) соотношением:  $\tau = \inf\{t \geq 0 : R_t < 0\}$ .

И будем далее рассматривать вероятность разорения  $\Psi(u)$ :

$$\Psi(u) = P(\tau < \infty).$$

Из теории риска ([1],[2]) известно, что при существовании экспоненциальных моментов распределения величины (severity) убытков:

$$\exists R \in \mathfrak{R} : \int_0^{\infty} e^{Rx} [1 - G(x)] dx = 1,$$

выполняется следующая аппроксимация (Крамера-Лундберга) вероятности разорения:

$$\underline{C}e^{-Rx} \leq \Psi(x) \leq \bar{C}e^{-Rx}, \text{ где}$$

$$\underline{C} = \inf_{y>0} K; \quad \bar{C} = \sup_{y>0} K; \quad K = e^{-Ru} (1 - G(y)) \left( \int_y^{\infty} e^{Rz} dG(z) \right)^{-1}$$

(при этом  $R$  называется характеристическим коэффициентом Крамера-Лундберга).

Однако, для некоторых распределений, известных из Теории Экстремальных Значений (Парето, Логнормальное, Фреше и др.), распространенных в теории управления операционными рисками [4] благодаря своим «тяжелым хвостам», условие Крамера-Лундберга не выполняется ( $E[e^{Ry}] = \infty$ ). На практике такие распределения наилучшим образом описывают убытки, происходящие редко, но имеющие большие финансовые последствия: хищения денег из хранилищ, разрушения, судебные иски, связанные с профессиональной деятельностью кредитной организации и действиями ее топ-менеджмента и т.п. Общепринятой практикой минимизации убытков от событий такого рода (катастрофических) является применение страхования (например, приведенные выше примеры убытков покрываются стандартными страховыми программами ВВВ, ЕСС и D&O).

Предположим, что убыток  $Y$  застрахован с приоритетом  $a$ , т.е. в случае его наступления кредитная организация получает возмещение от страховой компании в размере  $\max(Y - a, 0)$  (данный вид страхования называется страхованием эксцедента убытка - Stop Loss [6]). Тогда определенный выше процесс риска можно переписать в следующем непрерывном виде:

$$R_t^a = u + \int_0^t c(a_s) ds - \sum_{i=1}^{N_t} Y_i \wedge a_{Ti}.$$

Вероятность разорения для данного процесса может быть получена из следующего уравнения Гамильтона-Якоби-Беллмана:

$$\inf_{a \in [0, \infty]} c(a) \psi'(x) + \lambda \left[ \int_0^\infty \psi(x - (y \wedge a)) dG(y) - \psi(x) \right] = 0.$$

Характеристический коэф.  $R$  для которого можно найти из следующего уравнения:

$$\inf_{a \in [0, \infty]} \lambda \int_0^a (1 - G(x)) e^{rx} dx - c(a) = 0.$$

Корректность и единственность такого подхода обоснована в работах [6], [7] (Verification Theorem by H.Schmidli). В заключение хотелось бы отметить, что численный метод расчета величины достаточного капитала на основе вышеописанного подхода реализован одним из авторов в пакете MATLAB.

### Список использованной литературы:

1. Калашиников В., Константинович Д. Вероятность разорения // Фундаментальная и прикладная математика.-1996.-Т.2, вып.4.
2. Королев В.Ю., Бенинг В.Е., Шоргин С.Я. Математические основы теории риска: Учебн. пособ. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2007.
3. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения. Т.1. – М.: МИР, 1984.
4. H. Panjer Operational risk : modeling analytics // John Wiley & Sons, Inc. 2006.
5. International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: a Revised Framework, Comprehensive Version // Basel Committee on Banking Supervision, Basel: June 2006.
6. Schmidli H. Asymptotics of ruin probabilities for risk processes under optimal reinsurance and investment policies: the large claim case. // Queueing Syst. Theory Appl. 2004.
7. Waters H.R. Some mathematical aspects of reinsurance. // Insurance Math. Econom. 1983.

**Моделирование социально-экономического развития региона на основе графов  
Таточенко Тамара Викторовна, Радченко Мария Викторовна**

Старший преподаватель,

Ставропольский государственный университет, экономический факультет

Ставрополь, Россия

E-mail:tatochenko@rambler.ru

Одним из важнейших принципов развития социально-экономических систем регионов является проведение необходимых экономических и структурных преобразований, способствующих стабилизации и повышению экономической и социальной стабильности. Экономическое моделирование позволяет проводить исследование тенденций развития экономики региона, как в целом, так и его составляющих, его финансового и налогового потенциала, выработать перечень взаимосогласованных предложений по изменению системы налогообложения. Одной из важнейших задач краевых органов управления является совершенствование функционирования СЭС на основе моделирования и анализа взаимовлияний совокупности экономических характеристик (факторов), определяющих ее текущее и прогнозируемое состояние.

Анализ различных математических моделей применительно к развитию и функционированию социально-экономических систем различного типа показал, что для этих целей достаточно использовать аппарат знаковых, взвешенных знаковых и функциональных знаковых графов. Аппарат позволяет работать с данными как качественного, так и количественного типа, причем степень использования количественных данных может увеличиваться в зависимости от возможностей количественной оценки взаимодействующих факторов в итерационном цикле моделирования. Математическая модель знаковых, взвешенных знаковых, функциональных знаковых орграфов является расширением математической модели орграфов. Кроме орграфа  $G(X, E)$ , в модель включаются следующие компоненты:

1) Множество параметров вершин  $V$ . Каждой вершине ставится в соответствие ее параметр.

2) Функционал преобразования дуг  $F(V, E)$ , ставящий в соответствие каждой дуге либо знак, либо вес, либо функцию.

Если функционал имеет вид:

$$F(V_i, V_j, E_{ij}) = \begin{cases} +1, & \text{если рост (падение) } V_i, \text{ влечет за собой рост (падение) } V_j \\ -1, & \text{если рост (падение) } V_i, \text{ влечет за собой падение (рост) } V_j \end{cases}$$

то такая модель является знаковым орграфом.

Если функционал имеет вид:

$$F(V_i, V_j, E_{ij}) = \begin{cases} + W_{ij}, & \text{если рост (падение) } V_i, \text{ влечет за собой рост (падение) } V_j \\ - W_{ij}, & \text{если рост } V_i, \text{ влечет за собой падение (рост) } V_j \end{cases}$$

то такая модель является взвешенным знаковым орграфом. Здесь  $W_{ij}$  является весом соответствующей дуги.

Если функционал имеет вид:

$$F(V_i, V_j, E_{ij}) = f(V_i, V_j)$$

то такая модель является взвешенным знаковым орграфом.

Используются понятия четного и нечетного цикла. Четный цикл имеет положительное произведение знаков всех входящих в него дуг, нечетный отрицательное.

Предлагаемая в исследование система формируется на основе анализа явления резонанса, возникающего в результате взаимодействия циклов знакового орграфа. Таким образом, от традиционных задач для этого аппарата моделирования («что будет, если»), мы переходим к решению обратной задачи: «что надо сделать для достижения заданного поведения системы».

Моделирование взаимовлияние базовых факторов системы друг на друга рассматривается как попытка, во-первых, отобразить взаимовлияние базовых факторов, которые оказывают как прямое, так и косвенное влияние на составляющие систему параметры. Во-вторых, дополнить данную модель факторами макроэкономического уровня, которые включены в модель после рассмотрения совокупности моделей,

разработанных в Институте народнохозяйственного прогнозирования РАН под руководством д.э.н. Н.И.Комкова. Орграф  $G(X, E) = (\{x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9, x_{10}, x_{11}, x_{12}, x_{13}, x_{14}, x_{15}, x_{16}, x_{17}, x_{18}, x_{19}, x_{20}, x_{21}, x_{22}, x_{23}, x_{24}, x_{25}, x_{26}\}, (x_1, x_6), (x_1, x_2), (x_6, x_9), (x_6, x_5), (x_2, x_{20}), (x_2, x_{13}), (x_2, x_{14}), (x_3, x_4), (x_3, x_8), (x_3, x_{15}), (x_3, x_{12}), \dots, (x_{25}, x_{26}))$  (рисунок 1), состоит из следующих компонентов, множество параметров вершин  $V = \{V_i, i < N = \|X\|\}$ :  $x_1$  – уровень поддержки населением активной стратегии преодоления экономической депрессии,  $x_2$  – уровень влияния криминальных структур,  $x_3$  – уровень налогооблагаемой базы,  $x_4$  – уровень выплат долга,  $x_5$  – уровень собираемости налогов,  $x_6$  – уровень консолидации интересов населения и политического руководства,  $x_7$  – уровень эффективности механизмов управления реализацией активной экономической стратегии,  $x_8$  – уровень влияния властных структур,  $x_9$  – инфляция,  $x_{10}$  – уровень медицинского обеспечения,  $x_{11}$  – уровень инвестиционных вложений в строительство,  $x_{12}$  – уровень реализации активной экономической стратегии (программы),  $x_{13}$  – уровень законодательной поддержки активной экономической стратегии,  $x_{14}$  – уровень развития фондового рынка,  $x_{15}$  – уровень разработки концепции активной экономической стратегии,  $x_{16}$  – законодательная поддержка и эффективность производства,  $x_{17}$  – уровень инвестиций,  $x_{18}$  – уровень налоговых ставок,  $x_{19}$  – уровень поддержки всего общества (власти и населения) активной экономической стратегии,  $x_{20}$  – уровень экономического роста,  $x_{21}$  – уровень эффективности производства,  $x_{22}$  – уровень платежеспособного спроса населения,  $x_{23}$  – уровень доступности банковских кредитов,  $x_{24}$  – уровень инфляции,  $x_{25}$  – спрос населения,  $x_{26}$  – состояние фондового рынка.

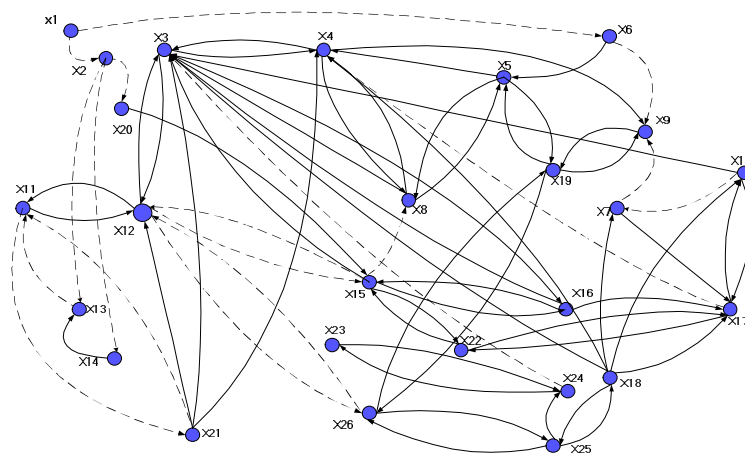


Рисунок 1 – Модель орграфа взаимосвязи базовых факторов социально-экономического развития на примере Ставропольского края

Каждой вершине ставится в соответствие ее параметр  $V_i, i \in V$ : Степень вершин  $V(x_1)=2, V(x_2)=4, V(x_3)=12, V(x_4)=9, V(x_5)=6, V(x_6)=3, V(x_7)=4, V(x_8)=6, V(x_9)=5, V(x_{10})=5, V(x_{11})=5, V(x_{12})=9, V(x_{13})=3, V(x_{14})=2, V(x_{15})=9, V(x_{16})=5, V(x_{17})=8, V(x_{18})=7, V(x_{19})=6, V(x_{20})=2, V(x_{21})=5, V(x_{22})=4, V(x_{23})=2, V(x_{24})=4, V(x_{25})=5, V(x_{26})=6$ .

Результатом использования вышеприведенных алгоритмов и методики расчета является модель орграфа взаимовлияния базовых факторов (рисунок 1), а также на ее основе матрица смежности. Длина любой дуги должна находиться в пределах от -1 до 1, чем ближе значение дуги приближается к |1|, тем сильнее влияние и резонанс. Использование разработанной модели даст возможность определения функциональных зависимостей между выбранными показателями и, как следствие, объективной оценки потенциала региона и сценариев его развития.

### Прогнозирование экономического развития региона на основе односекторной динамической модели макроэкономики

**Тихонов М.С.**

*Студент*

*Рязанский государственный университет имени С.А. Есенина,*

*экономический факультет, Рязань, Россия*

*E-mail: tikhmikh@yandex.ru*

Целями настоящей работы являются:

1) построение и исследование односекторной динамической модели развития региона (Рязанской области), учитывающей конкуренцию среди занятых в экономике за ограниченный ресурс рабочих мест;

2) прогнозирование изменения следующих экономических показателей: численности населения, занятого в экономике, стоимости основных фондов экономики и валового регионального продукта Рязанской области.

Был проведен эконометрический анализ изменения основных макроэкономических показателей Рязанской области. Основной статистической базой стали сведения Федеральной службы государственной статистики и различные статистические сборники по Рязанской области. Полученные данные были использованы для построения модели развития экономики региона, учитывающей конкуренцию среди занятых в экономике за ограниченный ресурс рабочих мест:

$$\begin{cases} \dot{K} = (1-a)a_0 K^{a_1} L^{a_2} - \left( \frac{bL}{\mu} - \frac{b\alpha}{\mu} + c \right), \\ \dot{L} = -\frac{rL^2}{M\mu} + L \left( r + \frac{2r\alpha}{M\mu} \right) - r\alpha \left( 1 + \frac{\alpha}{M\mu} \right), \end{cases}$$

где  $K$  – стоимость основных фондов экономики,  $L$  – численность населения, занятого в экономике,  $a \in [0; 1)$  – склонность к потреблению,  $b$ ,  $c$  – параметры, описывающие динамику конечного потребления,  $M$  – максимально допустимая численность населения на данной территории,  $r$  – коэффициент прироста (убыли) населения, коэффициенты  $a_0$ ,  $a_1$ ,  $a_2$  – технологический уклад экономики,  $\mu$ ,  $\alpha$  – параметры, определяющие динамику численности населения, занятого в экономике.

Проведенное исследование позволило дать прогнозы (на примере Рязанской области): численности населения, занятого в экономике, стоимости основных фондов экономики, валового регионального продукта.

### **Литература**

1. Базыкин, А.Д. Нелинейная динамика взаимодействующих популяций/ А.Д. Базыкин. – М.-Ижевск: Институт Компьютерных Исследований, 2003.
2. Елисеева, И.И. Эконометрика/ И.И. Елисеева, С.В. Курашева, Т.В. Костеева и др; под ред. И.И. Елисеевой. – М.: Финансы и статистика, 2007.
3. Рязанской области 70 лет// Юбилейный статистический сборник. – Рязань: Рязаньстат, 2007.
4. Тихонов, М.С. Определение параметров уравнения Ферхюльста о допустимой численности населения// Материалы Международной научно-практической конференции «Национальная экономика: региональный аспект». – Рязань, 2007. – С. 197 – 200.

### **Математическая модель влияния факторов - условий дорожного движения на количество дорожно-транспортных происшествий**

**Шиянова А.А.<sup>1</sup> Галстян А.Ш.<sup>2</sup>**

*Старший преподаватель<sup>2</sup>, ассистент<sup>1</sup>, кандидат экономических наук<sup>1,2</sup>,*

*Ставропольский государственный университет,*



В России потери, связанные с ДТП, в несколько раз превышают ущерб от железнодорожных катастроф, пожаров и других видов несчастных случаев. Данная проблема отличается сложностью и многоплановостью, приобрела особую остроту в связи с возрастающей диспропорцией между приростом числа автомобилей, качеством дорожной сети и инфраструктуры и недостаточной эффективностью функционирования системы обеспечения безопасности дорожного движения, в том числе организации медицинского обеспечения. К решению данной проблемы надо подходить комплексно и, с нашей точки зрения, целесообразно задействовать финансовый потенциал страховых компаний, так как снижение числа ДТП приведет к снижению количества выплат по страховым случаям.

Число ДТП ( $Y$ ) включает в себя условно постоянную часть  $Y_0$ , обусловленную повышенной опасностью, источником которой является транспортное средство, зависящую и от автомобилизации общества (числа автомобилей на душу населения), и от количества и качества дорог, и от множества других факторов. Однако эти факторы не являются объектами влияния страховых компаний и, следовательно, в математической модели оптимизации деятельности страховых компаний условно постоянное число ДТП  $Y_0$  неизменно. Вторая часть числа ДТП является переменной, так как к ней относятся те ДТП, на которые могут влиять страховые компании участием в финансировании мероприятий, исключая такие факторы, как, например, недостаточное освещение дороги в ночное время. Вероятность проявления таких факторов по результатам оценки эффективности мероприятий по снижению числа ДТП в тех странах, где такие факторы исключены в той или иной степени из причин аварий путем финансирования соответствующих мероприятий, известна и имеет следующие значения: отсутствие видеонаблюдения, а, соответственно, возможность нарушения ПДД  $p_1=0.07$ ; отсутствие разметки  $p_2=0.1$ ; недостаточная освещенность  $p_3=0.08$ ; недостаток дорожных знаков  $p_4=0.05$ ; недостаток дорожных ограждений  $p_5=0.05$ .

Ввиду того, что такие причины возникновения аварий можно исключить, то из общего числа ДТП исключается число аварий по каждому фактору, равное  $Y_i * p_i$ , а при исключении всех факторов, на которые могут влиять страховые компании, суммарный

эффект составит  $Y_i * \sum_{i=1}^N p_i$ , причем, такой эффект приведет к снижению числа ДТП ( $Y$ ) до условно постоянного  $Y_0$ .

Тогда зависимость числа ДТП от вероятности проявления факторов имеет вид:

$$Y = Y_0 + Y * \sum_{i=1}^N p_i \quad \text{или} \quad Y = Y_0 / \left(1 - \sum_{i=1}^N p_i\right) \quad (1).$$

Для моделирования влияния всех факторов на число ДТП необходимо дифференцировать их по отдельным видам ( $j$ -м), например, учетные случаи ДТП включают виды: столкновение; опрокидывание; наезд на стоящее ТС; наезд на препятствие; наезд на пешехода; наезд на велосипедиста; наезд на гужевой транспорт; падение пассажира; иной вид.

При разделении ДТП по видам суммарное их количество равно  $Y = \sum_{i=1}^N Y_i$ . Каждое значение  $Y_i$  характеризуется собственным набором факторов, оказывающих влияние на их появление. Анализ учётных случаев ДТП позволил представить такое влияние матрицей  $F$ , в которой наличие логической единицы обозначает возможность проявления  $i$ -го фактора в снижении числа ДТП  $j$ -го вида.

Выполненный анализ учётных ДТП позволил установить, что часть из них сопряжена с проявлением одновременно нескольких влияющих факторов. Следовательно, сущность совместного влияния факторов на число ДТП реализована в математических моделях.

$$F = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

(2)

По теории вероятностей раздельное проявление факторов (или одного, или второго и т.д.) в математической модели должно быть учтено суммой их вероятностей с учетом весов проявления факторов, то есть значений матрицы F.

Идентификация параметров модели известных предельных значений вероятностей  $p_{i5}$  и зависимости от них суммарного числа ДТП.

$$Y_i = Y_0 + Y_i \left( (1 + \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^N F_{ji} \cdot p_{ji}) + \sum_{j=1}^M (1 + F_{ji} \cdot p_{jis}) \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^N (1 + F_{ji} \cdot p_{jis}) - N + \right. \\ \left. + \sum_{j=1}^M (1 + F_{ji} \cdot p_{jis}) \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^N (1 + F_{ji} \cdot p_{jis}) \cdot (1 + F_{ji} \cdot p_{jis}) - N + \sum_{j=1}^M \prod_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^N ((1 + F_{ji} \cdot p_{jis}) - 1) \right)$$

(3),

где  $i$  – номер финансируемого страховой компанией фактора влияния на число ДТП,  $j$  – номер вида ДТП,  $M=9$  – число видов ДТП,  $N=5$  – число финансируемых страховой компанией факторов влияния на снижение ДТП.

Был проведён расчёт вероятности без учета  $Y_0$  по видам ДТП при проявлении выделенных факторов, а также расчёт вероятности с учетом  $Y_0$  по видам ДТП при совместном и раздельном проявлении выделенных факторов.

Таким образом, результаты моделирования показывают, что при реализации выделенные мероприятия, улучшающих условия дорожного движения количество дорожно-транспортных происшествий снизится примерно на 35%.