

Bayesian Prediction Models with Prior Expert Information in a Form of Forecasts

Davydenko Andrey

doctoral student

Lancaster University, UK

a.davydenko@lancaster.ac.uk

A common situation in economic forecasting is when forecasts are provided by experts at some points of time, but estimates should be updated as new observed data becomes available. The frequency of updating short-term or medium-term predictions needed for decision-making can be much higher than the frequency of obtaining new forecasts from experts. Moreover, quite often prior expectations are given in an aggregated form (for example, most probable total or average yearly values), while it is important for practical purposes to timely produce shorter-range forecasts as well. One of the examples considered below is when long-range expert forecasts of exchange rates are issued quarterly, however, more frequent updating is required. Such situations can also happen in product demand forecasting if managerial estimates are provided for new product total sales over certain periods, but this information should then be transformed into weekly or daily predictions. In these cases applying well-known forecasting techniques can be inefficient since they employ historical data only and do not take into account important information known to experts.

The proposed herein approach allows to incorporate prior judgmental information into a statistical predictive model and thereby to obtain forecasts using both expert knowledge and available latest statistical data. The approach is based on constructing an aggregated model where both kinds of data are described by means of corresponding regression equations. Expert forecasts can be given in a form of estimations of future time series values or their functions. With the use of Bayesian methodology together with Monte-Carlo Markov Chain (MCMC) algorithm for numeric integration it becomes possible to use most realistic and flexible specifications for a data generation process. The combined model is constructed as follows.

Let the history of observed values $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_T)$ till present time T be known. Future unknown time series values from $T + 1$ till some moment L will be denoted as $\mathbf{z} = (x_{T+1}, x_{T+2}, \dots, x_L)$. It is assumed that x_i can adequately be represented using some known regression function:

$$x_i = f(\mathbf{B}_i) + e_i, \quad i = 1, \dots, L, \quad (1)$$

where \mathbf{B}_i – exogenous variables known at moment i , $f(\mathbf{B}_i)$ – regression function, e_i – noise.

Alongside with the statistical data it is assumed that a number of expert forecasts are available, which are denoted as $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_m)$. These forecasts are estimations of values of some known functions of past and future time series elements:

$$y_j = g_j(\mathbf{x}, \mathbf{z}) + u_j, \quad j = 1, \dots, m, \quad (2)$$

where $g_j(\mathbf{x}, \mathbf{z})$ - a function being estimated by experts (if forecast y_j is simply an estimation of x_i then $g_j(\mathbf{x}, \mathbf{z}) = x_i$, if y_j relates to a total value for a period between a and b then $g_j(\mathbf{x}, \mathbf{z}) = \sum_{i=a}^b x_i$, etc.), u_j – error corresponding to expert forecast y_j .

Uniting equations (1) and (2) allows building a model of a combined set of data. The choice of regression function and exact specification of error models for e_i and u_j depend on the nature of the process being forecast and on the features of expert errors.

Ultimately, the forecasting task becomes to find estimations of future time series values \mathbf{z} . According to Bayesian problem formulation all unknown parameters of model (1)-(2), which may include trend function parameters, seasonal indexes, variances of noise functions, etc., are treated

as random variables. A vector of these variables will be denoted as θ . Prior probability density functions (PDFs) for the elements of θ are taken as independent proper uninformative PDFs with sufficiently large variances. In current interpretation \mathbf{z} is also viewed as an unknown model parameter. This allows finding forecasts based on marginal posterior PDF $p(\mathbf{z}|\mathbf{x},\mathbf{y})$. The required PDF is obtained using Metropolis-Hastings algorithm that generates a sequence $((\mathbf{z}^{(1)}, \theta^{(1)}), (\mathbf{z}^{(2)}, \theta^{(2)}), \dots, (\mathbf{z}^{(N)}, \theta^{(N)}))$ converging to the posterior distribution $p(\mathbf{z}, \theta|\mathbf{x}, \mathbf{y})$. Using generated realisations of $\mathbf{z}^{(i)}$ forecasts are derived as characteristics of $p(\mathbf{z}|\mathbf{x}, \mathbf{y})$ depending on a given loss function. For a quadratic loss function, means are taken as optimal predictions.

The following example demonstrates how the outlined approach can be applied to forecasting exchange rates for GBP/USD pair using expert forecasts shown in Table 1.

Table 1: Expert forecasts taken from forecasts.org, published on October 16, 2009

	October 2009	November 2009	December 2009	January 2010
Average rate +/- 50% correct	1.637 +/- 0.025	1.648 +/- 0.031	1.657 +/- 0.035	1.663 +/- 0.038

Series elements x_i were represented by a sum of random walk and white noise processes:

$$x_i = \beta_i + e_i, \quad i = 1, \dots, L,$$

$$\beta_i = \beta_{i-1} + \varepsilon_i,$$

Since expert forecasts relate to average values, they were modelled as

$$y_j = \frac{\sum_{k=a(j)}^{b(j)} x_k}{b(j) - a(j) + 1} + u_j, \quad j = 1, \dots, m$$

Noise components e_i, ε_i, u_j were modelled as i.i.d. variables with Gaussian distribution, variances of u_j were derived from Table 1 data, other variances and β_0 were taken as model parameters to be estimated. Fig. 1 shows the results of forecasting made at point T .

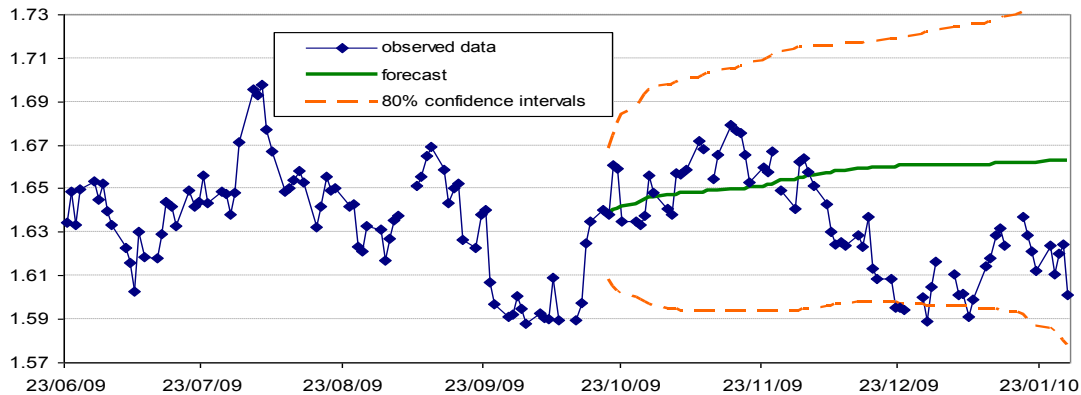


Fig. 1. GBP/USD exchange rate forecasts obtained with the use of the combined model

In order to evaluate the performance of the model, forecasts with different horizons were calculated at every origin starting from October 17, 2009 till February 18, 2010 using latest available expert information. Table 2 shows the results of evaluation.

Table 2: Average absolute errors of out-of-sample forecasts

Horizon	5 days	10 days	15 days	20 days
Combined model	0.0221	0.0279	0.0294	0.0269
Naïve method	0.0235	0.0310	0.0324	0.0297

Analysis of different series has shown the possibilities of gains in accuracy as a result of composite use of statistical data and expert information. In comparison with alternative Bayesian approaches based on providing subjective prior PDFs on a model parameter space the above

approach is more convenient and can be easier implemented in practical settings as it allows utilising subjective information directly in a form of forecasts.

Оценка инвестиционных проектов, направленных на повышение эффективности производства, с учетом альтернативных возможностей

Афанасьев Александр Михайлович

Аспирант

Московский государственный университет имени М.В.Ломоносова,

экономический факультет, Москва, Россия

E-mail: saafan@yandex.ru

Цель работы заключается в построении модели, позволяющей произвести оценку инвестиционных проектов (ИП), направленных на повышение эффективности производства продуктов и услуг с учетом возможности альтернативных инвестиций (АИ), риска изменения затрат и 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 .

Особый интерес и практическую значимость представляет случай, когда фиксированный объем инвестиций $C_0 > 0$ порождает случайный объем дополнительных затрат Δc в момент времени $t = 0$. Предполагается, что доход ϕ_t в каждый момент времени $t = 1, \dots, T$, также является величиной случайной, причем $\phi_t = \gamma_t \Delta c$. Такая ситуация возникает, например, вследствие реализации мероприятий по рекламированию кредитных продуктов. В этом случае затраты на рекламное мероприятие C_0 являются известной величиной. Эти затраты порождают экономический эффект, который реализуется в момент времени $t = 0$ в виде дополнительного объема выданных кредитов Δc , который является случайной величиной. Дополнительные кредиты вызывают поток доходов, причем величина дохода при существующей практике погашения кредита в каждый момент времени пропорциональна Δc , то есть, $\phi_t = \gamma_t \Delta c, t = 1, \dots, T$. В результате возникает денежный поток $\{-C_0 - \Delta c, \gamma_1 \Delta c, \dots, \gamma_T \Delta c\}$. Тогда фактический интегральный дисконтированный эффект (прибыль) от реализации ИП является величиной случайной и определяется формулой
$$\Phi = \Delta c \sum_{t=1}^T \frac{\gamma_t}{\prod_{n=1}^t (1 + a_n)} - C_0 - \Delta c$$
, где a_n - ставка доходности на шаге

n реализации проекта. Приведенный доход x также является величиной случайной и определяется формулой
$$x = \Delta c \sum_{t=1}^T \frac{\gamma_t}{\prod_{n=1}^t (1 + a_n)}$$
. Объем дополнительных кредитов Δc может

отличаться от ожидаемого значения $E(\Delta c)$. Соответственно, фактический доход в каждый момент времени $\phi_t = \gamma_t \Delta c$ будет отличаться от ожидаемой величины дохода

$E(\phi_t) = \gamma_t E(\Delta c)$. В результате фактический приведенный чистый доход x от реализации ИП также будет отличаться от ожидаемого значения $E(x)$. Относительный уровень b изменения дохода ИП можно характеризовать величиной $b = \frac{E(\Delta c) - \Delta c}{E(\Delta c)} = \frac{E(x) - x}{E(x)}$.

Инвестор может компенсировать снижение доходности по ИП с помощью АИ, вкладывая в АИ дополнительные средства в размере $\frac{E(x)b}{1-g}$, где g – допустимая инвестором доля потерь от общей суммы АИ.

Введем обозначения: j – индекс АИ, $j = 1, \dots, n$; v_j – момент времени вложения по альтернативному финансовому активу j ; w_j – срок действия АИ j ; r_j – доходность АИ j за весь срок его действия; p_j – вероятность не возврата инвестиций по активу j ; G_t – множество индексов j таких, что $t = v_j$, т.е. по активу j сделано вложение в момент времени t ; Q_t – множество индексов j таких, что $t = v_j + w_j$, т.е. по АИ j получена выплата в момент времени t . Рассмотрим следующую модель:

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

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

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

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

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

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

Рассмотрим задачу линейного программирования (1-6) при $\{d_1 = \gamma_1 E(\Delta c), \dots, d_T = \gamma_T E(\Delta c)\}$. Пусть z_t^* – значения двойственных оценок ограничений (2-4) этой задачи. Оптимальное значение целевой функции (1), равно $y(g) = E(\Delta c) \sum_{t=1}^T \gamma_t z_t^*$, является минимальной суммой АИ, обеспечивающей ожидаемый для ИП поток доходов, причем $y(g) = E(x)$. Тогда решение инвестора о том, следует ли принять ИП или отклонить его в пользу АИ, при возможном уровне изменения дохода b и допустимой доли g потерь от АИ должно основываться на результатах сравнения величин $(\frac{Co}{1-b} + E(\Delta c))(1-g)$ и $y(g)$.

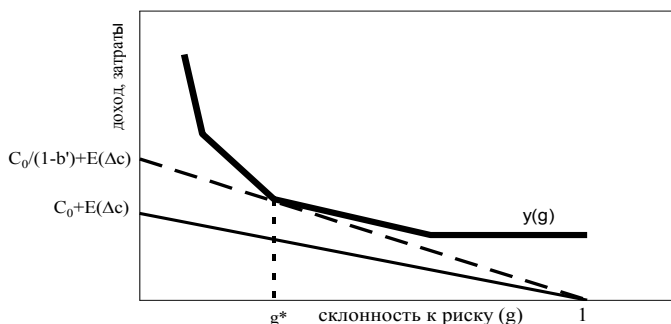


Рис. 1. Пороговое значение изменения дохода

Пусть b' - минимальное значение параметра b , при котором существует решение g^* уравнения $(\frac{C_0}{1-b} + E(\Delta c))(1-g) = y(g)$ (рис. 1). При реализации ИП риск изменения дохода состоит в том, что относительный уровень изменения доходности b станет выше порогового значения b' .

На примере реальных данных по рекламированию розничного автокредитования в филиалах крупного российского банка произведены расчеты по модели ЛП (1-6), построена функция $y(g)$, получены оценки ставок дисконтирования z_t^* , рассчитаны значения параметра b' . На основе методологии стохастической границы оценен ожидаемый поток доходов и построены прогнозные значения приращения объемов автокредитования от реализации рекламных мероприятий. С помощью этого подхода удалось построить распределение экономического эффекта от рекламного мероприятия, что важно для оценки рисков, связанных с его реализацией.

Эконометрический анализ воздействия кредитно-денежной политики

на выпуск и инфляцию

Бадасен Полина Васильевна

Аспирант

Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова,

экономический факультет, Москва, Россия

E-mail: pbadasen@gmail.com

Главной целью данной работы является определение характера влияния кредитно-денежной политики на основные индикаторы экономического развития – уровень выпуска и уровень инфляции. Исследование вопроса о влиянии кредитно-денежной политики на экономику проводится в рамках стохастических динамических моделей общего экономического равновесия, в которых экономическая система описывается с помощью уравнений совокупного спроса и совокупного предложения, а действия монетарных властей вводятся в модель с помощью правила для инструментальной переменной кредитно-денежной политики. При этом правило кредитно-денежной политики представляет собой правило Тейлора, в котором процентная ставка реагирует на выпуск и инфляцию.

Теоретической основой для стохастических динамических моделей общего экономического равновесия является новая кейнсианская концепция, в рамках которой функции совокупного спроса и совокупного предложения выводятся из решения оптимизационных задач экономических агентов в условиях существования в экономике

«номинальных жесткостей», препятствующих моментальной корректировке цен (в данной работе была введена предпосылка о «жестких» ценах).

Для исследования взаимосвязей между макропеременными в российской экономике была построена структурная модель векторной авторегрессии с введением краткосрочных идентифицирующих ограничений. В результате были получены следующие результаты:

- ✓ Ужесточение кредитно-денежной политики, выражающееся в увеличении процентной ставки, приводит к снижению производства.
- ✓ Стимулирующая кредитно-денежная политика, выражающаяся в увеличении денежного предложения, приводит к росту производства.
- ✓ Повышение монетарными властями процентных ставок ведет к росту цен (классический пример феномена «ценовой загадки», который может интерпретироваться как функционирование в экономике кредитного канала денежной трансмиссии).
- ✓ Шоки предложения денег не оказывают значимого влияния на темпы роста цен. Данный результат может быть обусловлен невозможностью включения в модель векторной авторегрессии достаточного количества лагов из-за отсутствия длинных временных рядов. Однако с помощью корреляционного анализа удалось выявить положительную взаимосвязь между темпами роста денежного предложения и инфляцией. При этом наибольшее значение корреляционной функции наблюдалось в случае лага для M2 в 13 месяцев.
- ✓ Инфляционные ожидания носят адаптивный характер.

На основании проведенного эконометрического анализа были сформулированы некоторые рекомендации относительно проведения кредитно-денежной политики в современных условиях. С учетом сохранения промышленного производства на уровне ниже докризисного и отсутствия рисков повышения инфляции в результате сокращения совокупного спроса (и денежной массы) последовательное снижение ставок по инструментам денежно-кредитной политики представляется адекватной мерой в текущих условиях.

Литература

1. Bernanke B.S. and Mihov I. “Measuring Monetary Policy”, *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), pp. 869-902, 1998.
2. Gali J. “How Well Does the IS-LM Model Fit the Postwar U.S. Data?”, *Quarterly Journal of Economics*, pp. 709-738, 1992.
3. Rotemberg J.J. and Woodford M. “An Optimizing-Based Econometric Model for the Evaluation of Monetary Policy”, *NBER Macroeconomics Annual*, pp.297-346, 1997.
4. Sims C.A. “Money, Income and Causality”, *American Economic Review*, 62(4), pp. 540-552, 1972.
5. Svensson L.E.O. (1996) “Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets”, *NBER Working paper #5797*.

Учет научно-технического прогресса в моделях экономического роста

Божечкова Александра Викторовна

Аспирант

Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова,

экономический факультет, Москва, Россия

E-mail: bojech_sandra@mail.ru

В долгосрочной перспективе экономики различных стран мира характеризуются ростом реального дохода. Отклонения от повышательного тренда представляют собой краткосрочные циклические колебания. Исследование основных факторов долгосрочного экономического роста является ключевым для анализа различных сценариев развития экономики одной страны, выявления причин различий в уровне жизни и постепенного увеличения разрыва в уровне благосостояния между развитыми и развивающимися странами.

Один из наиболее существенных источников экономического роста - научно-технический прогресс (НТП). НТП представляет собой ненаблюдаемый непосредственно показатель, отражающий уровень технологического развития страны, возможности эффективного использования факторов производства. Научно-технический потенциал экономики, в свою очередь, формируется под действием целого ряда факторов, прямо или косвенно, через некоторые каналы, оказывающих влияние на уровень НТП, и, следовательно, на динамику выпуска и темпы экономического роста.

В данной работе исследуется влияние таких факторов НТП, как прямые иностранные инвестиции, степень открытости экономики, уровень человеческого капитала, а также степень близости к технологической границе на динамику выпуска. Прямые иностранные инвестиции, а также участие страны в международной торговле, измеренное как степень открытости экономики или отношение суммы экспорта и импорта к ВВП, представляют собой два основных механизма технологического трансферта между странами. Уровень человеческого капитала определяет условия для создания новых, а также заимствования уже существующих технологий. Степень близости к технологической границе, измеренная как доля промышленного производства в ВВП, представляет собой некоторую характеристику уровня развития технологий в стране.

Эконометрическое оценивание влияния перечисленных выше факторов на динамику выпуска проводится на основе панельного анализа данных по странам за период с 1990 по 2003 год. Исследуемые страны разделены на четыре группы по уровню дохода на душу населения, что позволяет выявить факторы НТП и особенности их влияния на динамику выпуска для каждой отдельной группы.

На основе проведенного в работе исследования получены следующие результаты.

Степень открытости экономики оказывает отрицательное влияние на реальный ВВП в бедных странах, а также в странах со средним уровнем дохода на душу населения и положительное влияние выпуск в богатых странах.

Прямые иностранные инвестиции являются значимыми для стран с уровнем дохода на душу населения выше среднего и для стран, перешедших из группы бедных в группу стран со средним уровнем дохода, и оказывают положительное влияние на динамику реального ВВП.

Уровень человеческого капитала, измеряемый в исследовании уровнем образования населения, оказывает положительное влияние на уровень выпуска во всех группах стран.

При этом для бедных стран значимым является начальное образование, для всех остальных групп – высшее.

Близость к технологической границе оказывается значимой для группы бедных стран и группы стран с уровнем душевого дохода ниже среднего.

Таким образом, на основе проведенного исследования разработан подход к одновременному учету влияния уровня человеческого капитала, степени открытости экономики, прямых иностранных инвестиций и степени удаленности от технологической границы как факторов НТП на динамику выпуска стран, классифицированных по уровню дохода на душу населения.

Литература

1. Павлова Н. Экономико-математический анализ влияния образования на экономический рост. Современные проблемы экономико-математического моделирования. Сборник научных трудов. М.: ТЕИС. 2001.
2. Aghion, P., Howitt, P. Capital, innovation and growth accounting // Oxford Review of Economic Policy. 2007, №1(23).
3. Borensztein, E., Gregorio, J., Lee, J. How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth // Journal of International Economics. 1998, №3(45).
4. Mingyong, S. Technology Spillovers, Absorptive Capacity and Economic Growth // China Economic Review. 2006, №17.
5. www.worldbank.org (Всемирный банк).

Моделирование влияния динамики ВВП на неравенство в распределении доходов

Ващелюк Наталья Васильевна

Студент

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

E-mail: vashchelyukn@gmail.com

В марте 2009 года в Риме на саммите стран «Большой восьмерки» глава Организации экономического сотрудничества и развития Анхель Гуриа поднял вопрос о «вполне проявившем себя социальном кризисе», важным элементом которого является дифференциация доходов. В качестве решения было предложено «восстановление глобального экономического роста», которое считается не только важной политической и экономической задачей, но и панацеей от высокого уровня бедности, неравномерности распределения доходов и других аспектов социального кризиса.

Тем не менее результаты теоретического моделирования и эмпирических исследований, проводимых с середины XX века, показывают, что рост ВВП далеко не всегда сопровождается решением такой социально-экономической проблемы, как высокий уровень неравенства в распределении доходов.

В 1955 году Саймон Кузнец сделал предположение о существовании обратной U-образной зависимости между ростом доходов и неравномерностью их распределения. До восьмидесятых годов эта гипотеза признавалась неоспоримым фактом. Она находила подтверждение в ряде эконометрических работ, использующих пространственные выборки стран. В это же время предпринимались попытки формализовать гипотезу Кузнеца. Однако они содержали минимум экономических предпосылок, в том числе относительно каналов трансмиссии воздействия экономического развития на тот или иной показатель

неравенства, и сводились к нахождению функциональной формы, описывающей это влияние (Robinson, 1976; Anand, Kanbur, 1993).

Впоследствии универсальный характер кривой Кузнеця стал подвергаться сомнению из-за двух принципиальных изменений в эмпирических исследованиях. Так, в 1996 году Дейнинджер и Сквир представили новую базу данных о неравенстве в распределении доходов, основанную на соблюдении требований к качеству этих сведений (Deininger, Squire, 1996). Надежными признавались данные, полученные на базе опроса репрезентативной выборки домохозяйств обо всех источниках их доходов (или направлений расходов). Эконометрическая проверка гипотезы Кузнеця на этих данных показала ее несостоятельность.

Вторым важным изменением стало применение техники панельного анализа, которое часто приводило к выводу об отсутствии значимого влияния динамики ВВП на неравенство в распределении доходов (Li, Squire, Zou, 1998; Fields, 2001; Angeles, 2007). Тем не менее были также работы, в которых наличие воздействия подтверждалось (Thornton, 2001; Barro, 1999; List, Gallet, 1999; Jeong, 2005). Особо стоит отметить вывод работы Листа и Галета (List, Gallet, 1999), состоящий в том, что существует третий участок кривой Кузнеця, связанный с ростом неравенства из-за перехода от индустриального общества к информационному.

В последние годы все чаще стали применяться непараметрические и полупараметрические методы оценивания, которые говорят о наличии влияния динамики ВВП на неравенство в доходах в форме обратной U-образной кривой.

Таким образом, на современном этапе результаты эмпирических исследований не позволяют говорить о наличии некоей универсальной траектории неравенства в ходе экономического развития стран.

К такому же выводу приходят авторы работ, посвященных теоретическому моделированию. Многие из них делают вывод о важности учета таких явлений, как «проблема колеи» и «эффект блокировки», проявляющихся в том, что стартовые условия развития экономики во многом определяют ее будущую динамику, в том числе неравенство в доходах. Основные направления теоретических исследований, изучающих механизмы передачи влияния ВВП на неравенство в доходах, представлены в таблице 1.

Таблица 1. Подходы к теоретическому обоснованию гипотезы С. Кузнеця.

Венедомогательный механизм Канал трансмиссии	Учет рынков капитала	Влияние уровня человеческого капитала
Эффект «перетекания богатства»	Aghion, Bolton (1996)	Perotti (1993)
Роль профессиональной структуры	Banerjee, Newman (1993)	
Развитие финансового и торгового посредничества	Greenwood, Jovanovic (1990)	
Воздействие технологического прогресса		Galor, Tsiddon (1996)
Влияние экзогенных технологических шоков и инноваций		Grimalda, Vivarelli (2004) Barlevy, Tsiddon (2006)

Для проведения собственного исследования были собраны данные по наиболее распространенным и доступным показателям неравенства в доходах (коэффициенту Джини и доли доходов нижних 20% населения в распределении доходов), а также о ВВП на душу населения и другим важным показателям экономического развития (доле чистого экспорта

в ВВП, отношения ликвидных банковских резервов к активам, среднее число лет, затраченное индивидом в возрасте старше 15 лет на обучение в школе и пр.) в период с 1960 по 2009 гг. для 53 развитых и развивающихся стран. Далее для сглаживания кратковременных колебаний применялась стандартная процедура усреднения данных по пятилетним интервалам. Применение панельного анализа позволило оценить влияние динамики реального ВВП на неравенство в доходах. В результате, была гипотеза Кузнецца найдена подтверждение. Включение контрольных переменных показало устойчивость модели. Было обнаружено также, что рост уровня человеческого капитала и устойчивости банковской системы снижают уровень неравенства, а более высокие темпы экономического роста приводят к росту дифференциации доходов, то есть за ускоренное развитие приходится «расплачиваться» нарастанием социальных проблем.

Таким образом, проведенное исследование показало, что на начальных этапах развития неравномерность в распределении доходов возрастает, а впоследствии снижается. Также было показано наличие воздействия на неравенство и других макроэкономических факторов. Следовательно, при планировании социальных последствий экономической политики необходимо ориентироваться не только на рост уровня ВВП, но и на этап развития страны и «качество» экономического роста.

Литература

1. *Aghion P., Bolton P. (1996). A Theory of Trickle-Down Growth and Development. The Review of Economic Studies, 64.*
2. *Barro R.J. (1999). Inequality, Growth and Investment. NBER, 7038.*
3. *Deininger K., Squire L. (1998). New ways of looking at old issues: Inequality and Growth. Journal of development economics, 57.*
4. *List J., Gallet C. (1999). The Kuznets Curve: What Happens after the Inverted-U? Review of Development Economics, 3(2).*
5. http://www.google.com/hostednews/afp/article/ALeqM5glsLLOj_uezoU--E6L_Vy5Zgf26Q (новостной портал).

Источники статистических данных

- 1) http://www.wider.unu.edu/research/Database/en_GB/database/
- 2) The World Development Indicators Database (2009). World Bank
- 3) Barro, Robert J., Jong-Wha Lee, "[International Data on Educational Attainment: Updates and Implications](#)" (CID Working Paper No. 42, April 2000)

Эконометрическое моделирование поведения Центрального Банка с учетом особенностей проведения монетарной политики

Еуров Никита Александрович

Студент 1 курса магистратуры

*Государственный университет – Высшая школа экономики, Санкт-Петербургский филиал
ena@pochta.ru*

Денежно-кредитная политика является элементом экономической политики государства, наряду с бюджетно-налоговой, структурной, внешнеэкономической. Конечные макроэкономические цели денежно-кредитной политики совпадают с прикладными целями экономической политики.

Роль денежно-кредитной политики Центрального банка заключается в определении приоритетных направлений развития и совершенствования банковской деятельности в

процессе аккумуляции и инвестирования кредитных ресурсов, развитии кредитного процесса и повышении его эффективности, а также совершенствовании платежного оборота и обеспечении всех секторов экономики необходимыми и достаточными доступными кредитными ресурсами.

Актуальность исследования связана с необходимостью выработки нестандартных решений повышения эффективности денежно-кредитной и бюджетной политики в условиях затяжного экономического кризиса, неразвитости механизмов рыночной конкуренции, неблагоприятного для инвестиций состояния реального сектора экономики, низкой конкурентоспособности.

Новизной работы является модификация функции полезности, предложенной статье Тишлера [Tishler, 1987], проверяя гипотезу об использовании ЦБ коридоров для инфляции и отклонения выпуска; в работе используется нетрадиционный эконометрический инструментарий, включая ARCH-модель и метод оценки ломаной кривой с неизвестной точкой излома, предложенный в статье Тишлера [Tishler, 1987]. Также предложенные методы проверяются на данных по Великобритании.

Рассмотрим основную модель, описывающую поведение ЦБ при выработке денежно-кредитной политики.

Основа моделирования – динамическая модель общего равновесия. В модели монетарная политика влияет на экономику в коротком периоде. В этом есть что-то общее с кейнсианской моделью IS/LM.

Важное допущение состоит в том, что текущее поведение экономики зависит как от ожиданий того, что будет в будущем, так и от текущих действий монетарных властей.

Пусть π_t – инфляция в период t , определяемая как процентное изменение уровня цен от периода $t-1$ к периоду t . Обозначим за i_t номинальную ставку процента. Каждая переменная может быть выражена как отклонение от своего долгосрочного тренда.

Тогда возможно представить модель в виде двух уравнений: кривой IS, а также кривой Филиппса, которая показывает зависимость инфляции от отклонения выпуска:

$$x_t = -\phi [i_t - E_t \pi_{t+1}] + E_t x_{t+1} + g_t \quad (1.1)$$

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (1.2)$$

где g_t и u_t - случайные распределения

Целевая функция Центрального Банка должна измерять эффективность политики банка в зависимости от значения некоторых переменных.

В данной модели используется следующая функция:

$$\max -\frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [\alpha x_{t+i}^2 + \pi_{t+i}^2] \right\} \quad (1.3)$$

Данная модель позволяет получить следующие результаты:

- 1) пока в модели существует инфляция издержек, существует компромисс между дисперсиями инфляции и выпуска в коротком периоде, этот результат был впервые получен Тейлором в 1979 году и впоследствии стал важным принципом;
- 2) оптимальная политика предполагает, что инфляция должна стремиться к своему целевому значению постепенно по траектории. Резкое смещение инфляции к своей цели оптимально только в двух случаях: (1) отсутствует инфляция издержек; или (2) ЦБ не волнуют отклонения выпуска;
- 3) в случае оптимальной политики, в ответ на повышение ожидаемой инфляции, номинальная процентная ставка должна вырасти еще сильнее, чтобы увеличить реальную

ставку. То есть в уравнении правила для процентной ставки коэффициент перед ожидаемой инфляцией должен быть больше единицы;

4) оптимальная политика предполагает полную компенсацию шоков спроса за счет изменения процентной ставки, а также отсутствие реакции на шоки потенциального выпуска.

Во многих работах, включая например Kydland and Prescott (1979), Barro and Gordon (1983), рассматривается возможность наличия целевого значения для отклонения выпуска $k > 0$.

В случае, когда банк применяет такой вид таргетирования, можно предположить, что зависимость функции потерь ЦБ от отклонения инфляции будет линейно-квадратичная, так называемая функция Хубера. Такая форма предполагает уменьшение значимости отклонений инфляции при выходе отклонений ВВП из коридора.

Чтобы определить, так ли на самом деле устроена функция потерь Банка Англии, смоделируем его поведение с помощью модели Клариды-Гали-Гертлера:

Уравнение кривой IS сохраним стандартным:

$$x_t = -\varphi [i_t - E_t \pi_{t+1}] + E_t x_{t+1} + g_t$$

x – отставание выпуска от долгосрочного значения,

i – отклонение уровня номинальной ставки процента от долгосрочного уровня

π – отклонение темпа инфляции от желательного уровня,

E – оператор ожидания,

g – случайный шок спроса

Кривая Филипса в модели Клариды-Гали-Гертлера описывается уравнением:

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t$$

u – случайный шок предложения

Функция потерь ЦБ имеет вид, описанный выше, то есть:

$$L_t = \frac{1}{2} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (x_{t+i}^2 + \alpha \pi_{t+i}^2) \quad \text{при } |x| < x_0$$

$$\text{и } L_t = \frac{1}{2} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (x_{t+i}^2 + \omega |\pi_{t+i}|) \quad \text{при } |x| > x_0.$$

Таким образом, в работе предложен качественно новый универсальный подход к оценке действий ЦБ и функции полезности ЦБ, а также соответствуют ли действия ЦБ заявленной политике.

Литература

1. Clarida R. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective / Richard Clarida, Jordi Gali, Mark Gertler // Journal of Economic Literature. - 1999. – Vol. 37, No. 4. – pp.1661-1707.
2. Srinivasan N. UK monetary policy under inflation forecast targeting: is behavior consistent with symmetric preferences? / Naveen Srinivasan, Vidya Mahambare, M. Ramachandran // Oxford Economic Papers. – 2006. – 58. – pp.706-721.
3. Tishler A. A Maximum Likelihood Method for Piecewise Regression Models with a Continuous Dependent Variable / Asher Tishler, Isreal Zang // Applied Statistics. – 1987. – Vol.30, No. 2. – pp.116-124.

Выявление финансового заражения в мировом экономическом кризисе 2007-2009 с использованием модели с латентной переменной

Зимин Андрей Александрович

Аспирант

Московский государственный университет имени М.В.Ломоносова,

экономический факультет, Москва, Россия

E-mail: andrei.zimin@gmail.com

В современной экономике нет единой теории, которая бы описывала взаимовлияние различных стран в периоды кризисов. Так или иначе, каждый раздел макроэкономики изучает страны, отдельную страну или сектор экономики как открытую систему, в том числе описывая так называемые «внешние» шоки.

Во-первых, взаимовлияние описывают модели открытой экономики, в том числе модели общего экономического равновесия. Во-вторых, это модели международных деловых циклов, в которых постулируется наличие некоего общего для всех или группы стран цикла, оказывающего влияние на эти страны.

В-третьих, это модели финансового заражения, которые непосредственно описывают взаимовлияние групп стран в предкризисные и кризисные периоды. В моделях данного класса утверждается, что механизм взаимовлияния качественно изменяется в периоды кризиса. Возможность для развития подобной теории возникла, когда классические модели не смогли в полной мере объяснить колебания макроэкономических показателей во время последних кризисов.

Основа данной теории была заложена при изучении причин и последствий Азиатского финансового кризиса 1997 года и других кризисов 1990-х гг., когда были сформулированы основные теоретические модели и эмпирические подходы к выявлению заражения.

Согласно классификации определений этого термина, предложенной Всемирным банком, по *нестрогому определению*, финансовое заражение – это передача от одной страны к другой различных экономических шоков. По *строгому определению*, это передача шоков от одной страны к другим странам, при которой межстрановая корреляция по основным макроэкономическим показателям выше любой фундаментальной связи между странами. По так называемому *очень строгому определению* заражение возникает, когда межстрановые корреляции по основным макроэкономическим показателям возрастают во время кризисов по сравнению с аналогичными значениями в «спокойный» период. В настоящем исследовании применяется нестрогое определение.

На практике заражение измеряют несколькими способами. В первую очередь, это анализ корреляции стоимости активов или валютных курсов стран. Во-вторых, это анализ условных вероятностей возникновения кризиса. Условием здесь служит фиктивная переменная, обозначающая факт наступления кризиса в стране-партнере. В-третьих, это анализ при помощи VAR-моделей.

Наконец, в-четвертых, финансовое заражение можно выделить при помощи выделения глобального фактора, или латентной переменной. В рамках данного метода по набору наблюдаемых экономических рядов восстанавливается общий латентный фактор, который вбирает в себя максимум однонаправленного движения. Иными словами, в модели с латентной переменной предполагается, что для каждой страны $i=1, \dots, n$ в каждый период времени $t=1, \dots, T$ значение макроэкономического ряда $y_{i,t}$ может быть представлено в следующей форме:

$$y_{i,t} = f_{i,t}^{country} + \lambda_i f_t^{global}$$

где $f_{i,t}^{country}$ – национальная компонента ряда, f_t^{global} – глобальная компонента ряда, λ_i называется факторной нагрузкой, поскольку показывает, как макроэкономический показатель той или иной страны влияет на изменение глобального фактора.

Среди разнообразных инструментов выявления модель с латентной переменной обладает рядом преимуществ. Во-первых, она не требует введения большого числа предпосылок, в частности, о стране-источнике шоков, рассматривая в равной степени каждый ряд из набора. Во-вторых, в работе [2] было доказано, что любой другой применяющийся метод выявления финансового заражения (корреляционный анализ, анализ условных вероятностей, VAR-моделирование) может быть успешно реализован с помощью модели с латентной переменной.

Для выявления заражения на примере мирового экономического кризиса 2007-2009 из статистической базы [6] были собраны квартальные значения реальных ВВП стран в национальной валюте, которые были переведены в реальные темпы прироста. В итоговую выборку вошло 31 страна, которые вместе составляют примерно две трети мирового ВВП, за 58 периодов: со второго квартала 1995 года по третий квартал 2009.

Результаты расчетов по модели, описанной в работах [1,3,4], показали различную степень зависимости стран от глобального фактора. Сам же глобальный фактор колебался вокруг нуля до 2008 года, чтобы затем стремительно упасть в 4 кв. 2008, показывая общий спад в национальных экономиках.

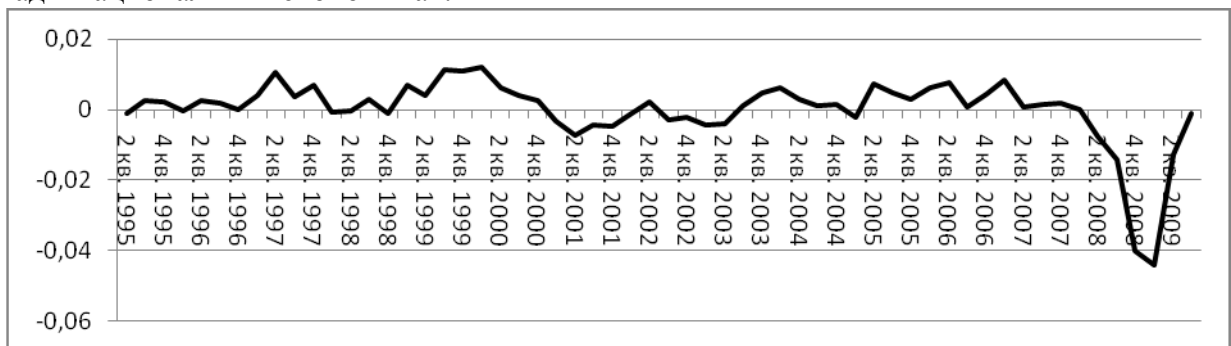


Рисунок 1. Глобальный фактор со 2 кв. 1995 по 3 кв. 2009.

Разбивка рассматриваемого периода на два приблизительно равных отрезка позволяет отследить изменение факторных нагрузок, показывающих степень зависимости стран от глобального фактора. Расчеты на двух промежутках показали существенное увеличение коэффициентов λ_i практически для каждой страны во втором периоде, включающем мировой экономический кризис. Что особенно интересно, увеличение значимости глобального фактора наблюдается даже для тех стран, которые в так называемый «спокойный период» практически не зависели от общего компонента.

Подобные изменения в характере взаимовлияния стран в кризисный период, в соответствии с существующими определениями, являются формальным доказательством наличия финансового заражения.

Литература

1. Otrok C., Whiteman C. H. Bayesian Leading Indicators: Measuring and Predicting Economic Conditions in Iowa // International Economic Review, Vol. 39, No. 4, Symposium on Forecasting and Empirical Methods in Macroeconomics and Finance (Nov., 1998), p. 997-1014.

2. Dungey M., Fry R., Gonz'alez-Hermosillo B., Martin V. Empirical Modelling of Contagion: A Review of Methodologies // Quantitative Finance, 2005, 5(1), p. 9-24.
3. Kose M. A., Otrok C., Whiteman C. H. Understanding the evolution of world business cycles // Journal of International Economics, Vol. 75 (2008), p. 110–130.
4. Crucini M. J., Kose M. A., Otrok C. What Are the Driving Forces of International Business Cycles? // NBER Working Paper No. 14380, October 2008
5. Kose M. A., Otrok C., Prasad E. S. Global Business Cycles: Convergence or Decoupling? // NBER Working Paper 14292, October 2008.
6. OECD.stat www.oecd.stat.org (Статистическое подразделение Организации экономического сотрудничества и развития).

Эконометрическое моделирование каналов конвергенции регионов в России

Кабачек Алексей Викторович

аспирант

Санкт-Петербургский государственный университет экономики и финансов

E-mail: kabalevic@yandex.ru

Исследование динамики регионального неравенства и процесса конвергенции регионов, а также выявление факторов снижения дифференциации регионов являются важными задачами на современном этапе экономического развития России. В данной работе моделируются каналы межрегиональной конвергенции на основе декомпозиции темпов экономического роста регионов.

Для описания производственного процесса в каждом регионе, будем использовать производственную функцию Кобба-Дугласа с постоянной отдачей от масштаба так же, как в статье Холла и Джонса (1999):

$$Y = K^\alpha (AhL)^{1-\alpha}, \quad (1)$$

где Y – совокупный уровень выпуска, K – физический капитал, h – человеческий капитал на одного работника, L – число работников, A – мера технологической эффективности или общей производительности факторов, α – эластичность выпуска по капиталу, равная доле капитала в доходе.

Разделив обе части уравнения (1) на $Y^\alpha L$ и сделав перестановку, получим:

$$\frac{Y}{L} = \left(\frac{K}{L}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} Ah. \quad (2)$$

Прологарифмировав обе части уравнения (2) и взяв производные по времени, получим:

$$g\left(\frac{Y}{L}\right) = g(k) + g(h) + g(A), \quad (3)$$

где $g\left(\frac{Y}{L}\right)$ – темп роста выпуска на одного работника, $g(h)$ – темп роста человеческого капитала, $g(A)$ – темп роста общей производительности факторов, $g(k) = \frac{\alpha}{1-\alpha} g\left(\frac{K}{Y}\right)$ – темп роста физического капитала.

С другой стороны, эконометрический подход для проверки гипотезы о конвергенции, предложенный Баумолем (1986), предусматривает построение регрессии темпа роста

выпуска на одного работника на константу и первоначальный уровень выпуска (в логарифмах):

$$g\left(\frac{Y}{L}\right)_i = c + \beta \ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right)_{t_0,i} + \varepsilon_i. \quad (4)$$

Если коэффициент регрессии $\beta < 0$ является статистически значимым, то гипотеза о конвергенции не отвергается, т.е. бедные регионы будут характеризоваться более высокими темпами экономического роста, чем богатые регионы. Этот результат известен как «абсолютная β -конвергенция», так как предполагается, что регионы сходятся к одному и тому же устойчивому состоянию.

Вонг (2007) показал, что, так как темп роста $g\left(\frac{Y}{L}\right)$ в левой части уравнения (4) в соответствии с уравнением (3) тождественно равен сумме трех компонентов $g(k)$, $g(h)$, $g(A)$, то можно построить отдельные уравнения регрессии для проверки гипотезы о конвергенции для каждого из этих трех компонентов, т.е.

$$g(k)_i = c_k + \beta_k \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t_0,i} + \varepsilon_i, \quad (5)$$

$$g(h)_i = c_h + \beta_h \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t_0,i} + \varepsilon_i, \quad (6)$$

$$g(A)_i = c_A + \beta_A \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t_0,i} + \varepsilon_i. \quad (7)$$

Используя оценки МНК для коэффициентов регрессии β_k , β_h и β_A , можно показать, что их сумма равна коэффициенту β в уравнении (4), т.е. $\beta \equiv \beta_k + \beta_h + \beta_A$. Поэтому, для определенного значения β соответствующие величины β_j -коэффициентов будут характеризовать вклад каждого канала в конвергенцию региона, т.е. β_k можно интерпретировать как вклад накопления физического капитала в конвергенцию, β_h – как вклад человеческого капитала, и β_A – как вклад технологического обновления.

В работе обсуждается методология моделирования каналов конвергенции регионов и проводится ее апробация на основе данных Росстата о российских регионах за 1996-2007 г. Результаты данной работы могут быть полезны для оценивания эффективности региональной политики и могут быть использованы для формирования концепции развития регионов.

Литература

1. Baumol, W. (1986), Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show, *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 5 (Dec., 1986), pp. 1072-1085.
2. Hall, R. and Jones, C. (1999), Why do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others? *Quarterly Journal of Economics*, 114, pp. 83-116.
3. Wong, W. (2007), Economic Growth: A Channel Decomposition Exercise, *The B.E. Journal of Macroeconomics: Vol. 7: Iss. 1 (Topics)*, Article 4.

Оценка инвестиционного климата российских регионов в условиях неопределенности и риска

Куренкова Анна Сергеевна

Аспирант

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

E-mail: anna0901@mail.ru

Ключевым условием развития экономики России является активизация инвестиционного процесса. В особенности важны инвестиции для проведения эффективной инновационной перестройки экономического комплекса, наращивания темпов производства, осуществления успешной модернизации. В этой связи важную роль приобретает проблема перспективности вложения инвестиционных средств именно в российскую экономику, то есть создания привлекательного инвестиционного климата.

Однако, при всем разнообразии подходов, применяемых для оценки инвестиционного климата, еще не сформированы надлежащие модели для описания всего комплекса факторов, составляющих инвестиционный климат, и создания системы информационного сопровождения состояния инвестиционного климата как в целом по стране, так и в конкретных регионах. Отсутствие мониторинговых оценок инвестиционного климата не позволяет отслеживать динамику и интенсивность развития входящих в него факторов, что затрудняет внедрение многих инвестиционных проектов, значимых для развития российской экономики [2,3,7].

Решить эту проблему позволяет разработанный критерий оценки инвестиционного климата регионов, основанный на теории нечетких множеств и нечеткого кластерного анализа.

Первым этапом оценки является анализ состояния внутренних компонентов-составляющих инвестиционного климата – инвестиционного потенциала и инвестиционного риска.

В целях сопоставления оценки инвестиционного климата разных объектов необходимо использовать количественные показатели. В исследовании представлены количественные показатели социально-экономического развития регионов России, рассчитываемые Росстатом, которые систематизированы по компонентам инвестиционного климата и могут быть применены для его оценки.

На втором этапе оценки производится нечеткий кластерный анализ регионов по отобранному выше показателю. Модель основывается на стандартной задаче нечеткой кластеризации. Начальными условиями задачи являются матрица значений факторов, определяющих инвестиционный климат, а также число кластеров. Результатом является матрица значений функций принадлежности объектов кластеризации (субъектов РФ) нечетким классам, которые минимизируют отклонение объектов кластеризации от центров классов пропорционально значениям функции принадлежности.

Разработанная модель позволяет устранить основные недостатки существующих подходов к оценке инвестиционного климата, такие как «непрозрачность» процедуры отбора показателей, влияющих на инвестиционный климат, и алгоритма сведения их в интегральную оценку, субъективность экспертных оценок. Результаты могут быть легко интерпретированы, поскольку предложенный критерий позволяет не только разделить

регионы на классы, но также дает представление о степени принадлежности региона к рассматриваемому классу [4].

Литература

1. Волков И.М., Грачева М.В. Проектный анализ: Продвинутый курс: Учебное пособие. – М.: ИНФРА-М, 2004.
2. Гришина И.В. Анализ рисков осуществления инвестиционной деятельности в субъектах российской федерации // Финансы и кредит. 2006, №009.
3. Кузнецова В.Е., Сивелькин В.А. Статистическая оценка инвестиционного климата на региональном уровне // Вопросы статистики. 2003, №11.
4. Леоненков А. В. Нечеткое моделирование в среде MATLAB и FUZZYtech. – СПб.: БХВ-Петербург, 2005.
5. Фоломьев А. Инвестиционный климат регионов России // Вопросы экономики. 1999, №9.
6. Syed A. Mahmood. Why the investment climate matters // The World Bank. 2006.
7. <http://www.raexpert.ru> (Рейтинговое агентство «ЭкспертРА»).

Моделирование конкуренции в российском банковском секторе с использованием подхода Панзара-Роуза: теоретический и прикладной аспекты

Мамонов Михаил Евгеньевич

Студент

Московский государственный университет имени М.В.Ломоносова,

экономический факультет, Москва, Россия

E-mail: mikhmat@gmail.com

Проблеме моделирования конкуренции в российском банковском секторе до сих пор уделяется достаточно мало внимания. Между тем, именно конкуренция – наряду с наличием барьеров для входа иностранных банков и наличием института страхования депозитов – является важнейшим параметром стабильности банковского сектора, определяющим два значимых момента. С одной стороны, конкуренция существенно влияет на устойчивость банковского сектора к макроэкономическим шокам (шокам доходов населения и нефинансовых предприятий, инфляции и валютного курса). С другой стороны, при различных обстоятельствах, конкуренция может способствовать экономическому росту или препятствовать ему. Кроме того, в кратко- и среднесрочной перспективах в структуре российского банковского сектора ожидаются существенные изменения, связанные с двумя явлениями. Во-первых, с продолжением экспансии иностранных банков на российский рынок банковских услуг. Во-вторых, с принятием федерального закона об установлении нижнего предела размера собственного капитала банков на уровне 1 млрд. руб., вступающим в силу, предположительно, через шесть лет (последствия: существенное снижение количества банков и провоцирование сделок M&A в банковском секторе). Все это указывает на необходимость иметь четкое представление о динамике уровня конкуренции в российском банковском секторе и о структурных характеристиках конкурирующих групп банков. Это позволит, в частности, определять влияние изменения уровня конкуренции на кредитование реального сектора и населения, что в условиях выхода экономики России из кризиса является одной из актуальнейших проблем.

Проведенное на основе подхода Панзара-Роуза исследование показало, что изменение уровня конкуренции в российском банковском секторе на протяжении 2004-2009 гг. сопровождалось двумя качественными явлениями. С одной стороны, происходило усиление

диспропорций между ключевыми группами банков – госбанками, дочерними банками нерезидентов, частными московскими банками и частными региональными банками – по ряду относительных характеристик, отражающих кредитные риски и риски ликвидности. С другой стороны, имело место ослабление стабильности банковского сектора, что, в частности, негативно отразилось на динамике реального ВВП в 2009 г.

Литература

1. Bikker J.A., Spierdijk L., Finnie P. «Misspecification of the Panzar-Rosse Model: Assessing Competition in the Banking Industry». De Nederlandsche Bank, Working Paper No. 114, September 2006
2. Goddard J., Wilson J.O.S. «Measuring Competition in Banking: A Disequilibrium Approach». Bangor Business School, University of Wales, November 2006
3. Levy Yeyati E., Micco A. «Concentration and foreign penetration in Latin American banking sector: impact on competition and risk» // Journal of banking and finance, № 31, 2007
4. Panzar J. C., Rosse J. N. «Testing for Monopoly Equilibrium» // The Journal of Industrial Economics, Vol. 35, No. 4, 1987
5. Shaffer S. «A nonstructural test for competition in financial markets» // Federal Reserve Bank of Chicago, Proceedings of a Conference on Bank Structure and Competition, 225-243. 1982

Больные дети: последствия для рынка труда

Мелькумянц Кирилл Артурович

Аспирант

Центральный экономико-математический институт РАН, Москва, Россия

E-mail: kirmelk@gmail.com

По данным Росстата за 13 лет, прошедших между переписями населения 1989 и 2002 годов, произошла значительная убыль населения и изменение его возрастного состава. Демографический кризис привёл к существенному снижению числа людей трудового возраста. По оценкам МЭР дефицит рабочей силы в 2015 году составит, порядка 7 миллионов человек. Несмотря на то, что финансовый кризис временно снизил спрос на рабочую силу, как в России, так и во всём мире, глобальные дисбалансы на рынке труда сохраняются и, вероятно, станут серьёзным вызовом после выхода российской экономики из кризиса. При этом даже в докризисный период миграция не позволяла решить проблему нехватки рабочей силы. На этом фоне работы, выявляющие причины того, что часть людей трудоспособного возраста сокращают объем предложения труда или выходят из состава рабочей силы, приобретают особую актуальность.

Существующая литература, посвящённая исследованиям предложения труда, в большинстве случаев учитывает индивидуальные характеристики экономического агента и параметры его семьи «как целого». Лишь малая доля работ учитывает индивидуальные особенности других членов домохозяйства и их влияние на поведение экономического агента. К этой группе работ относятся исследования ([2], [3], [4]) в которых как с помощью теоретических моделей, так и на основании эконометрического анализа, показано, что решения, принимаемые агентами на рынке труда, зависят не только от состояния здоровья самого агента, но и от состояния здоровья других членов его домохозяйства. К сожалению, почти все эмпирические исследования, посвящённые данной теме, были сделаны на базе данных США, или стран Западной Европы, что не позволяет распространять их выводы на

российский рынок труда, поскольку, как показано в работе [1], эти рынки труда существенно различны. Структура домохозяйств в России, равно как и система медицинского страхования, также существенно отличается от распространённых в США и других странах ОЭСР. Таким образом, выводы представленного исследования вполне могут принципиально отличаться от выводов, полученных в исследованиях, выполненных на базе иностранных данных.

В работе основное внимание уделяется влиянию состояния здоровья детей на поведение работоспособных членов домохозяйства на рынке труда. А именно, исследуется влияние наличия в семье больного ребёнка на решение экономического агента работать в принципе, и на количество часов, которые занятый на рынке труда агент уделяет работе.

Для ответа на поставленные вопросы использовались данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ). На основании данных опросов построены объективный и субъективный индексы, отражающие состояние здоровья ребёнка. Основными эконометрическими инструментами исследования являются эконометрические модели панельных регрессий бинарного выбора (panel binary choice models) и модели отбора Хекмана, как стандартные, так и модифицированные, для оценки модели упорядоченного выбора на втором шаге процедуры.

Результаты проведённого исследования показали, что эффект наличия больного ребёнка характеризуется сильной гендерной и возрастной асимметрией. Величина эффекта в большой степени зависит от уровня дохода домохозяйства. Использование разных индексов уровня здоровья позволило показать, что в домохозяйстве мужчины и женщины реагируют на разные «проявления нездоровья»: для женщин важна субъективная оценка здоровья ребёнка, для мужчин – объективный медицинский диагноз. Также было получено свидетельство того, что женщины с больными детьми склонны, с заметно более высокой вероятностью, работать на госпредприятиях.

Анализ российских данных показал, что с точки зрения поведения на рынке труда, реакция экономических агентов на наличие в семье больного ребёнка существенно отличается от результатов, полученных для развитых стран. Так, например, женщины склонны увеличивать предложение труда, при наличии больного ребёнка. Этот вывод диаметрально противоположен результату, полученному для данных США.

Результаты исследования показали, что состояние здоровья детей оказывает существенное влияние на предложение труда родителей и таким образом, является немаловажным фактором для обеспечения устойчивого экономического развития страны.

Литература

1. Капелюшников Р.И., Российская модель рынка труда: мы не как все // "Какой рынок труда нужен российской экономике? Перспективы реформирования трудовых отношений" М: ОГИ, 2003. с. 11-34
2. Bartel, A.; Taubman, P. Health and Labor Market Success: The Role of Various Diseases // The Review of Economics and Statistics, Vol. 61, No. 1 (Feb., 1979), pp. 1-8
3. Coile C. Health shocks and couples' labor supply decisions // CRR Working Paper, no.08, May, 2003.
4. Breslau, N.; Salkever, D.; Staruch K. Women's Labor Force Activity and Responsibilities for Disabled Dependents: A Study of Families with Disabled Children // Journal of Health and Social Behavior, Vol. 23, No. 2 (Jun., 1982), pp. 169-183

Эконометрическое моделирование международной миграции высококвалифицированных специалистов

Могилат Анастасия Николаевна

Студентка, 4 курс

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

E-mail: anastasia0789@mail.ru

Одной из характерных особенностей глобализации мировой экономики является интенсификация процессов миграционного движения населения, что находит выражение в расширении географии международных миграций, количественном росте миграционных потоков, а также увеличении актуальности отдельных её видов, среди которых особую роль играет миграция высококвалифицированных специалистов. Несмотря на то, что данная категория включает широкое разнообразие форм миграционного движения, наибольший интерес для данного исследования, а также для разработки мер миграционной политики представляет безвозвратная её часть, или «утечка умов».

Рост «утечки умов» (т.е. оттока квалифицированных специалистов для постоянного проживания и работы вне страны своего происхождения) – это прежде всего социальный процесс, напрямую связанный с развитием образования и науки страны эмиграции, в том числе инновационной её составляющей. Так, по мнению экспертов, в России в настоящее время наблюдается острый дефицит молодых ученых (согласно данным РАН, до 75% молодых ученых, связанных с биотехнологиями, уезжают из России)¹, а научная карьера становится всё менее привлекательной альтернативой для выпускников и молодых специалистов. Таким образом, из-за недостатка внимания со стороны государства, как в аспекте финансирования, так и в части создания инфраструктуры, делающей возможной проведение научных исследований в разных областях, перед отечественной наукой встает острейшая проблема – угроза нарушению преемственности поколений (Newsweek, 2008).

Учитывая все перечисленные аргументы в пользу актуальности проблемы «утечки умов» для современного общества, приобретает особую значимость разработка государственной политики регулирования этого процесса, и в первую очередь исследование факторов миграции высококвалифицированных специалистов.

На основе анализа теоретических работ в области моделирования миграции квалифицированных специалистов и эмпирических исследований её факторов были выделены и сгруппированы статистические индикаторы, описывающие различные аспекты природы «утечки умов», а также сформулированы основные гипотезы относительно её динамики. На базе данных Всемирного Банка (F. Docquier, L. Lowell, A. Marfouk, 2007) и статистики ООН был проведен эконометрический анализ «утечки умов», сформулированы выводы по гипотезам, а также рекомендации автора в области миграционной политики государства в отношении специалистов. Анализ проводился в программных оболочках Eviews.3.1 и Stata8.

Проведенное исследование подтвердило гипотезу многоаспектности процесса «утечки умов» (были получены значимые оценки для большинства показателей), а также выявило нелинейную взаимосвязь результирующей переменной с рядом регрессоров, что позволило сделать вывод о неоднозначности априорного причисления отдельных факторов к «выталкивающим» или «притягивающим» для мигрантов. Наконец, было получено

¹ *Мозговая гипермобильность*//Профиль, №1/19 января 2009 г., с. 72

эмпирическое подтверждение теоретических обоснований необходимости продуманной государственной политики в области «утечки умов».

Литература

1. Алешковский И.А. (2006) Детерминанты внутренней миграции населения: анализ отечественных и зарубежных исследований. – М.: МАКС Пресс. – 76 с.
2. Колесов В.П. (ред.) (2008) Экономика знаний. – М.: ИНФРА-М. – 432 с.
3. *Мозговая гипермобильность*//Профиль, №1/19 января 2009 г. – М.: Издательский дом Родионова – 88 с.
4. *Возвращаться – плохая зарплата*// Русский Newsweek, 3-9 ноября 2008 г.
5. Docquier F., Lowell L., Marfouk A. (2007) A gendered assessment of the brain drain. Policy Research Discussion Paper, World Bank.
6. <http://unstats.un.org/unsd/snaama/dnlList.asp>
7. <http://econ.worldbank.org>
8. <http://data.un.org/>

О существовании равновесия по Нэшу на реальном олигопольном рынке

Мусатова Наталья Владимировна

сотрудник, к.э.н.

*Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана,
факультет «Инженерный бизнес и менеджмент», Москва, Россия*

E-mail: borgomy@yandex.ru

В настоящее время теория взаимодействия фирм в условиях рынка олигополии не достаточно разработана. Наиболее перспективным является рассмотрение взаимодействия фирм на рынке олигополии с позиций теории игр.

В теории игр исследуются ситуации, в которых игроки одновременно достигают своих целей в каком-либо объеме. Одной из таких ситуаций, которая еще характеризуется устойчивостью, является ситуация равновесия по Нэшу.

Представленные тезисы посвящены авторскому доказательству конечности игры в условиях реального олигопольного рынка, что в соответствии с теоремой Нэша обеспечивает существование ситуации равновесия по Нэшу в указанных условиях.

Авторское доказательство конечности игры в условиях реального олигопольного рынка строится на обосновании того, что: 1) временной интервал, в течение которого длится любая конкретная игра на рассматриваемом рынке, ограничен; 2) количество игроков в этой игре – конечно, – а также: 3) на доказательстве конечности стратегий каждого игрока в этой игре.

Возможность существования ситуации равновесия по Нэшу в условиях реального олигопольного рынка обеспечивает для фирм на этом рынке существование оптимальной устойчивой ситуации, к которой все эти фирмы и будут стремиться. Дальнейшая задача теории игр – обеспечить для всех фирм в условиях реального олигопольного рынка оптимальные способы нахождения этой ситуации.

Литература

1. Харшаньи Дж., Зельтен Р. Общая теория выбора равновесия в играх: Пер. с англ. под ред. Н.А. Зенкевича. СПб.: Экономическая школа, 2001. – 424 с.

Моделирование влияния монетарной политики в многоотраслевой экономике

Мухин Дмитрий Андреевич

студент

Московский государственный университет имени М.В.Ломоносова,

экономический факультет, Москва, Россия

E-mail: mukhinda@yandex.ru

Современные модели, посвящённые кредитно-денежной политике, предполагают, что центральный банк способен оказывать влияние на реальные и номинальные показатели в краткосрочной перспективе. Влияние монетарного шока на рост реального ВВП и уровня цен в экономике зависит от вида кривой краткосрочного предложения. Её моделированию, а также моделированию её эквивалента, кривой Филлипса, посвящено большое количество западных и отечественных работ (см. например, Akerlof, Yellen, 1985; Mankiw, 1985; Blanchard, Kiyotaki, 1985; Mankiw, Reis, 2002). Многие авторы, строя модели, базирующиеся на одинаково реалистичных предположениях, и подтверждая свои результаты эконометрическими расчётами, приходят к взаимоисключающим выводам относительно последствий проведения той или иной монетарной политики, что не позволяет считать этот вопрос полностью исследованным (Полтерович, 1997).

В данной работе предлагается модель, в которой традиционная предпосылка об одной репрезентативной фирме заменена предпосылкой о многоотраслевой структуре экономики. При этом преследуются две цели. С одной стороны, многоотраслевая модель открывает путь для синтеза других моделей. Так в современной экономической теории накопилось множество теорий, объясняющих жёсткость цен, лежащую в основе краткосрочной кривой Филлипса (Fabiani, 2006), однако редко можно встретить модели, учитывающие сразу несколько из них. С другой стороны, учёт взаимосвязей между отраслями экономики позволяет получить качественно новые результаты для объяснения лагов монетарной политики, деловых циклов, инфляции спроса и предложения.

Данная модель идеологически близка модели межотраслевого баланса В. Леонтьева, однако цены в ней являются не экзогенными, а определяются самой моделью. Экономика состоит из N отраслей, производящих по одному однородному благу. Каждая отрасль представлена n_i фирмами ($i = \overline{1, N}$), конкурирующими в рамках модели Курно: функция спроса на продукцию отдельной фирмы (p_{ij}) зависит от объёма продаж всех фирм в отрасли ($Q_i = \prod_{j=1}^{n_i} Q_{ij}$). Для производства благ каждая фирма использует, во-первых, труд (L_{ij}) и капитал (K_{ij}) в соответствии с производственной функцией Кобба-Дугласа, а во-вторых, продукцию других отраслей в неизменных пропорциях (на единицу конечной продукции c_l единиц продукции отрасли l). Таким образом, функция прибыли отдельной фирмы имеет вид

$$p_{ij} = Q_{ij} \Psi_i(Q_i) - Q_{ij} \prod_{l=1}^N c_{li} p_l - wL_{ij} - rK_{ij}, \quad (1)$$

$$Q_{ij} = A_i K_{ij}^{a_i} L_{ij}^{1-a_i}. \quad (2)$$

Спрос на продукцию отрасли формируют другие отрасли и домохозяйства. Очевидно, данная базовая модель легко дополняется введением новых экономических агентов – государства и экспортёров и импортёров. Основные выводы и решения в явном виде можно

получить для модели с двумя – тремя отраслями. Случай с большим числом отраслей исследуется с помощью компьютерного моделирования.

В результате можно наблюдать мультипликативный эффект роста цен в экономике в результате повышения цен в одной отдельной отрасли. При этом этот рост может быть вызван как факторами, которые традиционно относят к причинам инфляции издержек (рост налогов, усилением профсоюзов, рост мировых цен), так и, например, ростом совокупного спроса в результате увеличения объема денежной массы. Это позволяет по-новому взглянуть на инфляцию спроса и предложения, облегчая их эмпирическую оценку.

Стоит отметить, что модель не использует гипотезу естественного уровня занятости и потенциального выпуска априори. В то же время существуют механизмы, не позволяющие экономике неограниченно удаляться от долгосрочного равновесия, – рынок труда и рынок капитала, которые связывают все отрасли и фирмы. Это позволяет исследовать систему на устойчивость и рассмотреть её в динамике.

Литература

1. Akerlof G.A., Yellen J.L. (1985) A Near-Rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Inertia. *Quarterly Journal of Economics*.
2. Akerlof G.A., Dickens W.T., Perry G.L. (2000) Near-Rational Wage and price Setting and the Long-Run Phillips Curve. [Brookings Papers on Economic Activity](#), Economic Studies Program.
3. Blanchard O.J., Kiyotaki N. (1985) [Monopolistic Competition, Aggregate Externalities and real Effects of Nominal Money](#). NBER Working Paper.
4. Fabiani S., Druant M., Hernando I. and others (2006) What Firms' Surveys Tell Us about Price-Setting Behavior in the Euro Area // *International J. of Central Banking*.
5. Friedman M. (1968) The Role of Monetary Policy // *American. Econ. Rev.*
6. Mankiw N.G. (1985) [Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model](#) // [Quarterly J. of Econ.](#)
7. Mankiw N.G., Reis R. (2002) Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve // *Quarterly J. of Econ.*
8. Полтерович В.М. (1997) Кризис экономической теории. Доклад на научном семинаре отделения экономики и ЦЭМИ РАН «Неизвестная экономика».

Анализ динамики эффективности российской банковской системы в 2002-2009 гг.

Никишин Константин Николаевич

аспирант

*Московский государственный университет им. М. В. Ломоносова, экономический факультет, Москва, Россия
E-mail: nickishin@gmail.com*

Благодаря эффективной банковской системе финансовые ресурсы перераспределяются в отрасли экономики, в которых они будут применены с наибольшей отдачей. Это способствует более быстрому экономическому росту и более полному удовлетворению потребностей общества. В то же время в период экономической нестабильности эффективные банки должны оказывать стабилизирующее воздействие на экономическую систему в целом, быть средством, облегчающим проведение государственной макроэкономической политики.

За последнее десятилетие российские кредитные организации функционировали в разнообразных условиях: во время стремительного восстановительного роста, во время кредитной экспансии середины 2000-х гг., во время кризиса 2008-2009 гг. Изучение динамики эффективности банков в подобных разнообразных условиях представляет значительный практический интерес.

Каждый банк можно описать множеством величин, характеризующих используемые им ресурсы, создаваемые продукты и оказываемые услуги. Для численного измерения эффективности банков необходимо произвести свёртку векторов затрат и выпусков в показатель, который бы наглядно отражал всю сложную совокупность видов банковского бизнеса.

В настоящем исследовании в качестве такого метода свёртки используются модели метода огибающих (data envelopment analysis). В его рамках при помощи теории линейного программирования для каждого банка из выборки оценивается показатель эффективности, представляющий собой отношение особым образом взвешенной суммы выпусков к взвешенной сумме затрат. При этом веса выбираются таким образом, чтобы показатель эффективности получался как можно более близким к своему максимальному значению – единице. Полученные для каждого банка показатели эффективности интерпретируются как расстояния, отделяющие его от границы производственных возможностей, которая строится по данным для всех банков из выборки.

Новизна используемого подхода заключается в том, что граница производственных возможностей строится по объединённой выборке из более чем 200 крупнейших российских банков за период с 2001 по 2009 гг. В предположении о стабильности границы производственных возможностей это даёт устойчивые оценки эффективности отдельных банков, а также показывает динамику эффективности отдельных кредитных организаций во времени.

Показатели эффективности, рассчитанные для каждого года по отдельности, позволяют отказаться от предположения о стабильности границы производственных возможностей во времени и оценить индексы производительности Малмквиста. Индекс Малмквиста может быть разложен на составляющие, отражающие изменение эффективности, вызванное собственно ростом эффективности банка, а также на изменение, вызванное сдвигом границы производственных возможностей (то есть изменением эффективности других банков).

Показатели затрат и выпуска, характеризующие деятельность банка, для расчёта выбирались, исходя из подхода, называемого в литературе посредническим (intermediation approach). Предполагалось, что в своей работе банк использует основные фонды, труд персонала, собственный капитал, срочные депозиты населения, средства на срочных и текущих счетах предприятий. В качестве выпуска банка рассмотрены счета населения до востребования, вложения в ценные бумаги, кредиты населению, кредиты предприятиям. Поскольку для эффективно функционирующей кредитной организации важна не только количественная, но и качественная составляющая, в расчёте эффективности были учтены объёмы просроченных кредитов, являющиеся своеобразным негативным, побочным выпуском.

Обобщённые результаты расчёта для средних показателей эффективности российских банков приводятся в таблице 1.

Таблица 1. Динамика средних показателей эффективности крупнейших российских банков

на начало года	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Уровень эффективности, %	44,82	46,89	48,40	58,14	56,32	60,68	63,23	64,50
Индекс Малмквиста	1,0883	1,2440	1,0762	1,0911	1,0366	1,0658	1,1274	0,9969

Средние показатели эффективности за рассмотренный период демонстрируют устойчивый рост, который прерывался лишь в 2007 г. В то же время кризис доверия 2004 г. и финансовый кризис 2008-2009 гг. привели лишь к замедлению роста общего уровня эффективности российских банков. В первую очередь этому способствовала динамика показателей банков, поддерживаемых государством, а также дочерним банкам иностранных организаций, работающих на российском рынке.

Динамика индекса Малмквиста также говорит о достаточно успешном технологическом росте в российской банковской системе. Лишь в кризисном 2009 г. эффективность банковского сектора уменьшилась. При этом такое изменение эффективности вызвано ухудшением положения отдельных банков на фоне относительной стабильности во времени границы производственных возможностей.

Литература

1. Banker R. D., Charnes A., Cooper W. W. Models for the Estimation of Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis // Management Science. – 1984. – С. 1078-1092.
2. Coelli T., Prasada Rao D., O'Donnell C., Battese G. (2005) An Introduction To Efficiency And Productivity Analysis, Springer Science+Business Media, 2nd edition
3. Seiford L., Zhu J. (2002) Modeling undesirable factors in efficiency evaluation, European Journal of Operational Research, 142, 16-20.

Эмпирический анализ фискальной политики в России в 1993-2008 годах

Перевышин Юрий Николаевич

Аспирант 1-го года обучения

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

E-mail: 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.

Методы

В эмпирических исследованиях принято выделять два основных подхода: подход на основе фиктивных переменных (DV) и подход на основе структурной векторной авторегрессии (SVAR). Смысл подхода на основе фиктивных переменных заключается в оценивании приведенной формы VAR вида (1):

$$X_t = A(L)X_{t-1} + B(L)D_t + U_t \quad (1),$$

где $A(L)$ – полином порядка n_A , $B(L)$ – полином порядка n_B , $D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{если } t = t_i \\ 0 & \text{в другом случае} \end{cases}$ L – оператор лага, т.е. $X_{t-1} = LX_t$, U_t – вектор остатков приведенной формы.

Предполагается, что существуют периоды, в которые происходит значительное отклонение государственных расходов. Для учета этих отклонений используют фиктивные переменные.

Подход, основанный на структурной векторной авторегрессии, начинается с оценивания приведенной формы VAR вида (2):

$$Y_t = A(L)Y_{t-1} + U_t \quad (2),$$

где Y_t – вектор эндогенных переменных, U_t – вектор остатков приведенной формы.

Затем оценивается система одновременных уравнений остатков приведенной формы.

Применение SVAR подхода требует введения дополнительных предпосылок для оценивания системы одновременных уравнений, в которой количество переменных больше количества уравнений. Зачастую эти предпосылки носят субъективный характер, и их применение может предопределять результат исследования. С этой точки зрения более объективным является подход на основе фиктивных переменных. Поэтому в работе проводилось эконометрическое исследование на основе российских данных с использованием DV подхода

Результаты

Сначала исследовался отклик выпуска на изменения в бюджетно-налоговой политике. Для этого с помощью векторной авторегрессии оценивалось уравнение (1) и строилась функция отклика выпуска на импульс государственных расходов и налогов. Результаты представленные на рис. 1. соответствуют как неоклассическим, так и некейнсианским моделям: выпуск увеличивается при росте госрасходов и падает при увеличении налогов.

Затем, чтобы понять влияние шоков бюджетно-налоговой политики на потребление и заработную плату строились графики функций отклика на фискальный импульс для этих переменных.

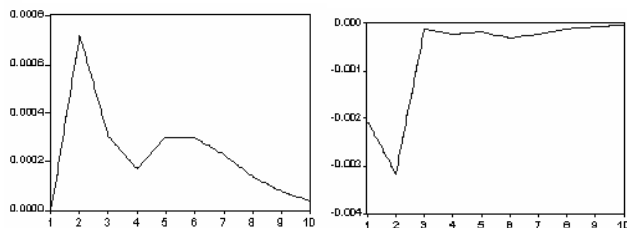


Рис.1. Функция отклика выпуска на импульс госрасходов и налогов

В результате увеличение госрасходов приводило к падению потребления и не влияло на зарплату рис.2.

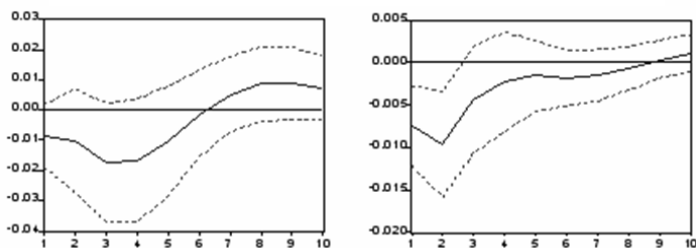


Рис.2. Функция отклика реальной зарплаты и потребления на фискальный шок

Если предположить, что фискальные эпизоды имели разную форму и продолжительность, то для оценки влияния фискальной политики необходимо использовать DV3 подход.

На рис.3. представлены графики функций отклика на импульс государственных расходов в двух эпизодах. Принципиальных различий в поведении экономических показателей со случаем DV1 нет. Потребление снижается в обоих эпизодах в ответ на положительный шок государственных расходов, а отклик заработной платы является незначимым.

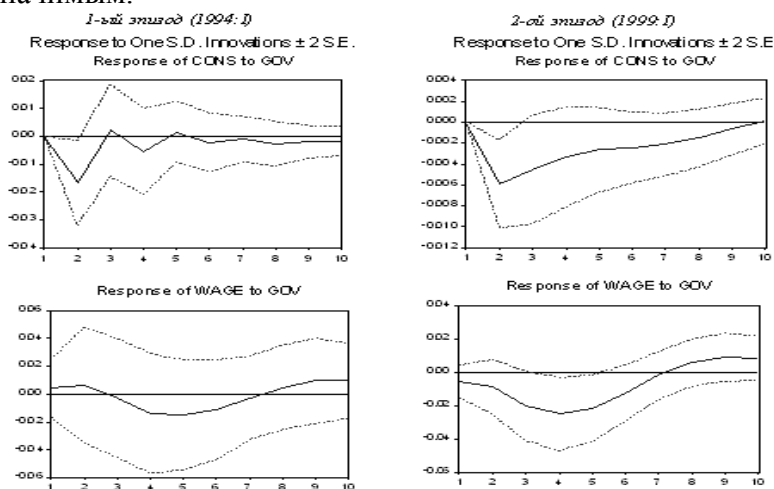


Рис.3. Отклик потребления и реальной зарплаты в различные фискальные эпизоды

Проведенные расчеты согласуются с неоклассическими моделями с точки зрения падения потребления. Возможно, такой результат связан с тем, что в российской экономике относительно мало фирм с жестким ценообразованием, а одна из основных предпосылок неокейнсианских моделей – существование фирм с жесткими ценами.

Литература

1. 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
2. Perotti, R. (2007) In Search of the Transmission Mechanism of Fiscal Policy // NBER – Working Paper No 13143

Стресс-тестирование российской банковской системы

Пестова Анна Андреевна

студентка магистратуры

Московский государственный университет имени М.В.Ломоносова,

экономический факультет, Москва, Россия

E-mail: annapestova@gmail.com

Стресс-тестирование банковской системы является важным дополнением к ставшим уже традиционными пруденциальным требованиям к финансовой устойчивости институтов со стороны регулятора и системам раннего оповещения о наступлении банковских кризисов. Целью стресс-тестирования является выявление основных видов рисков банковской системы и оценка возможных потерь в случае их реализации. Проведенный анализ рисков российской банковской системы на современном этапе показал, что наиболее значимым является кредитный риск. Источниками потерь банковской системы в результате реализации кредитных рисков являются проблемные кредиты, не возвращаемые заемщиками в срок. Потери банков в результате кризиса плохих долгов заключаются в существенном снижении собственного капитала вплоть до уровней ниже нормативного.

На основе построенной эконометрической модели на панельных данных были выявлены основные факторы, ведущие к росту плохих кредитов. Были проведены расчеты по возможному снижению капитализации российской банковской системы в результате кризисных процессов, а также рассчитаны необходимые вливания в капитал банков со стороны государства.

Литература

1. Blaschke, Jones, Majnoni, Martinez-Peria. Stress-testing of financial systems: an overview of issues, methodologies and FSAP experiences. IMF WP 01/88. 2001.
2. Boudriga, Abdelakder, Boulila Taktak, Neila and Jellouli, Sana Bank specific, business and institutional environment determinants of nonperforming loans: Evidence from MENA countries. 2009
3. Boudriga, Abdelakder, Boulila, Neila and Jellouli, Sana. Does bank supervision impact nonperforming loans: cross-country determinants using aggregate data. MPRA Paper No.18068. 2009.
4. Fofack, Hippolyte. Non-performing loans in sub-Saharan Africa: Causal Analysis and Macroeconomic Implications. World Bank Policy Research Working Paper No. 3769. November 2005.
5. Hu, Jin-Li, Yang Li and Yung-Ho, Chiu. Ownership and Non-performing Loans: Evidence from Taiwan's Banks. Developing Economies. 2006.
6. Jimenez, Gabriel and Jesus Saurina. Credit cycles, credit risk, and prudential regulation. International Journal of Central Banking. June 2006
7. Keeton, William R. Does Faster Loan Growth Lead to Higher Loan Losses? Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review. Second Quarter 1999.
8. Khemraj, Pasha. The determinants of non-performing loans: an econometric case study of Guyana. 2008.
9. Sorge, Marco. Stress-testing financial systems: an overview of current mythologies. BIS Working Papers No. 165. December 2004.
10. <http://www.imfstatistics.org/imf/> (International financial statistics).

Моделирование стоимости опциона с частичным барьером

Простакова Ирина Вадимовна

Студент магистратуры

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

E-mail: irina@prostakov.com

Барьерные опционы привлекательны как для частных инвесторов, поскольку позволяют страховать себя от рыночного риска и применять разнообразные, отвечающие интересам инвестора, стратегии торговли ценными бумагами; так и для компаний, которые могут использовать опцион в качестве универсального инструмента оценки своих обязательств.

Для исследователя опционы с частичным барьером интересны с точки зрения ценообразования. Этот вид контракта характеризуется несколькими внутренними параметрами, изменение которых позволяет влиять на цену опциона. Универсальных аналитических формул расчёта стоимости опциона с частичным барьером на данный момент не существует.

В докладе представлена методика расчёта стоимости опциона с частичным барьером. Теоретической базой для методики послужила модель Кокса–Росса–Рубинштейна, расширенная за счёт включения дополнительных параметров, позволяющих повысить скорость сходимости вычислений и избежать смещения оценки. Такими параметрами послужили эффективный и модифицированный барьер, а также показатель растяжения полиномиальной решётки.

Кроме того, в работе представлены результаты применения методики к различным типам рынка. Общими для моделируемых рынков являлись классические предпосылки теории ценообразования опционов: дивиденды по акциям не выплачиваются, налоги, транзакционные издержки, гарантийные требования предполагаются нулевыми.

Сравнения скорости сходимости и изменения стоимости опциона в зависимости от высоты барьера, его протяжённости и положения приведены для случаев эффективного и модифицированного барьеров, биномиального и триномиального деревьев, базисных активов с различными процессами цен.

В общем случае применение триномиальных деревьев позволяет достичь более привлекательных результатов. Однако выбор метода зависит от особенностей рынка базисного актива и от отношения участников сделки к риску.

Литература

1. Cox, J., Ross, S, Rubinstein, M. Option Pricing: A Simplified Approach. // Journal of Financial Economics, 7. – 1979.
2. Derman, E., Kani, I., Ergener, D., Bardhan, I. Enhanced Numerical Methods for Options with Barriers. // Financial Analysts Journal, Vol.51, №6. – 1995.
3. Hull, J.C. Options, Futures, and Other Derivatives.
4. Kamrad, B., Ritchken, P. Multinomial Approximating Models for Options with k State Variables. // Management Science. Vol. 37, №12. – 1991. Merton, R. The Theory of Rational Option Pricing. // Bell Journal of Economics and Management Science. – 1973. No. 4.
5. Ширяев А.Н. Вероятность: В 2-х кн. – 4-е изд., переработ. и доп. – М.: МЦНМО, 2007.

6. <http://wilmott.com/> (Wilmott, сообщество специалистов по количественным финансам)
7. <http://www.espenhaug.com/index.html> (Сайт Эспена Хауга)

Вероятность дефолта ипотечного кредита

Рощина Я.А.

Аспирант

Московский Государственный Университет имени М.В. Ломоносова,

экономический факультет, Москва, Россия

E-mail: janina-d@yandex.ru

Каждый ипотечный кредит к концу своей “жизни” окажется принадлежащим одному из двух классов – “хороших” или “плохих” кредитов. Важной характеристикой процесса ипотечного кредитования является вероятность дефолта, т.е. попадания в класс “плохих” кредитов, для вновь выданных кредитов. Для нахождения данной вероятности будем рассматривать процесс выплаты кредита как однородную цепь Маркова с дискретным временем. В начальный момент времени заемщик находится в некотором “хорошем” состоянии и может изменять свое состояние раз в месяц, в дату очередного платежа. Будем предполагать, что заемщик может находиться в следующих шести состояниях:

1. Состояние №1 - “хорошее”, находящийся в нем заемщик не имеет текущей просрочки и не имел просрочек предыдущие три месяца.
2. Состояние №2 – “нормальное”, находящийся в нем заемщик не имеет текущей просрочки, но имеет погашенную просрочку “не старше” трех месяцев.
3. Состояние №3 – “30-дневная просрочка”, находящийся в нем заемщик имеет непогашенную 30-дневную задолженность.
4. Состояние №4 – “60-дневная просрочка”, находящийся в нем заемщик имеет непогашенную 60-дневную задолженность.
5. Состояние №5 – “90-дневная просрочка”, находящийся в нем заемщик имеет непогашенную 90-дневную задолженность.
6. Состояние №6 – “дефолтное”, находящийся в нем заемщик имеет непогашенную 120-дневную задолженность, что приравнивается к дефолту – происходит продажа заложенной недвижимости, списание задолженности итд.

Опишем матрицу перехода P с элементами $p_{ij}, i, j \in \{1, \dots, 6\}$. Будем считать, что если у заемщика есть просрочка, то на очередном шаге он может либо полностью погасить ее, внося текущий платеж и всю сумму задолженности, либо ничего не заплатить, увеличив просрочку на 30 дней. Мы пренебрегаем малой вероятностью того, что заемщик погасит часть своей задолженности. Отметим, что мы не пренебрегаем случаем реструктуризации долга и изменения схемы платежей по договоренности с банком и в этом случае считаем, что заемщик, вносящий часть долга в соответствии с новой схемой, выполняет свою договоренность с банком и переходит в состояние №2. Из состояния №1 заемщик может перейти в состояние №3, допустив просрочку, или остаться в текущем “хорошем” состоянии. Из состояния №2 заемщик может перейти в состояния №1 и №3. Кроме того, он может остаться в состоянии №2, если он не совершил просрочки, но не находился в состоянии №2 на предыдущих двух шагах. Из состояния №3 заемщик может перейти в состояния №2 и №4. Из состояния №4 заемщик может перейти в состояния №2 и №5. Из состояния №5 заемщик может перейти в состояния №2 и №6. При попадании в состояние

№6 заемщик остается в нем навсегда (поглощающее состояние). Таким образом, матрица перехода имеет следующий вид:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & 0 & p_{13} & 0 & 0 & 0 \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & p_{32} & 0 & p_{34} & 0 & 0 \\ 0 & p_{42} & 0 & 0 & p_{45} & 0 \\ 0 & p_{52} & 0 & 0 & 0 & p_{56} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Рассмотрим подробнее ненулевые элементы матрицы P . Будем считать, что вероятность не совершить просрочки при отсутствии текущей просрочки не зависит от предыстории платежей и равна p . Тогда имеем $p_{11} = p_{21} + p_{22} = p, p_{21} = p/3, p_{22} = 2p/3$. Далее, будем считать, что вероятность погасить текущую просрочку не зависит от предыстории платежей: $p_{32} = p_{42} = p_{52}$. И, наконец, будем считать, что вероятность допустить очередную просрочку при наличии текущей просрочки не зависит от предыстории платежей и в два раза превышает вероятность совершить просрочку при отсутствии текущей просрочки: $p_{34} = p_{45} = p_{56} = 2p_{23}$. Пользуясь введенными предположениями и стохастичностью матрицы P , можно выразить все ее элементы через p :

$$P = \begin{pmatrix} p & 0 & 1-p & 0 & 0 & 0 \\ p/3 & 2p/3 & 1-p & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2p-1 & 0 & 2(1-p) & 0 & 0 \\ 0 & 2p-1 & 0 & 0 & 2(1-p) & 0 \\ 0 & 2p-1 & 0 & 0 & 0 & 2(1-p) \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Согласно теории марковских цепей (Кельберт, 2009) распределение состояния заемщика в момент M равно первой строке матрицы P^M . Обозначим вероятность попадания в состояние №6 (дефолт) через p_{def} . Если к концу срока кредита заемщик оказался в этом состоянии, то кредит можно считать «плохим». Если к концу срока кредита заемщик оказался в состоянии №1 или №2, то кредит можно считать «хорошим». Если же к концу срока заемщик оказывается в состоянии №3, №4 или №5, то будем считать кредит «хорошим», т.к. заемщик, выплативший всю сумму кредита за исключением не более трех платежей, прибылен для банка. Итак, вероятность того, что кредит сроком M месяцев окажется «плохим», равна $p_{def} = (P^M)_{16} = p_{def}(p)$. Пользуясь полученной зависимостью и оценив вероятность p , банк может определять вероятность дефолта вновь выданного кредита. Ниже приведено вычисление вероятности дефолта для кредитов с наиболее распространенными сроками (по данным ЦБ РФ).

Таблица №1. Вероятности дефолта для 10-летнего, 15-летнего и 20-летнего кредитов.

Вероятность не совершить просрочки при отсутствии текущей просрочки	Вероятность дефолта для 10-летнего кредита	Вероятность дефолта для 15-летнего кредита	Вероятность дефолта для 20-летнего кредита
0,86	0,26305	0,36966	0,46085
0,9	0,08017	0,11872	0,15565
0,94	0,01130	0,01705	0,02276

Литература

1. Волошин Г. Я. (2004) Методы оптимизации в экономике. М.: Дело и сервис.
2. Кельберт М.Я. (2009) Вероятность и статистика в примерах и задачах. Том II. Марковские цепи как отправная точка теории случайных процессов и их приложения. М.: МЦНМО.
3. Morimoto T. (1963) Markov processes and the H-theorem. J. Phys. Soc. Jap. 12 (1963).
4. www.cbr.ru (Центральный банк Российской Федерации).

Моделирование закрытого аукциона первой цены с подставным покупателем

Савченко Дмитрий Игоревич

Студент 4-го курса

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

E-mail: d.i.savchenko@gmail.com

Теория аукционов является одной из самых динамичных отраслей знания в современной микроэкономике. Началом отсчета для данной дисциплины можно считать статью Уильяма Викри (Нобелевский лауреат 1996 года) 1961 года [7]. В дальнейшем развитию дисциплины серьезно способствовали Роджер Майерсон [3] и Эрик Маскин (Нобелевские лауреаты 2007 года), Пол Милгром и Роберт Вебер [2], Джон Рилей и Уильям Самуэльсон [5]. Среди российских авторов можно отметить Константина Сони́на и Сергея Измалкова [1].

В данный момент существует множество различных направлений, по которым развивается теория аукционов. Большинство последних работ посвящено различным аспектам анализа асимметричных моделей аукционов с несколькими товарами (multi-unit auctions), также разрабатываются модели аукционов с последующей перепродажей и более обще рассматривается проблема выполнения соглашений (commitment problem), суть которой заключается в том, что у продавца (дизайнера экономического механизма) зачастую существуют стимулы для изменения правил игры после получения новой информации. В этой связи особенно можно отметить работу [6], в которой убедительно показывается приоритет модифицированной формы английского аукциона перед остальными. Отметим также, что существуют эмпирические и экспериментальные исследования в данной области.

Важным вопросом теории является тот факт, что, несмотря на довольно большое разнообразие типов аукционов, в реальном мире применяются не так много из них. Более того существенный приоритет отдается классическому английскому аукциону.

Данная работа исследует вопрос о возможностях продавца, которому противостоит единственный покупатель. Классический результат [4], говорит о том, что не существует эффективного механизма без внешних денежных потоков для данной продажи. Для решений данной проблемы предложена модель, в которой продавец использует подставного игрока («куклу») и вместо того, что торговаться с одним покупателем проводит аукцион между двумя. При этом предполагается, что продавец использует закрытый аукцион первой цены. В результате решения модели, оказывается, что у продавца существует слабо доминантная стратегия: $\beta_2^s(x_s) = r$, где x_s – внутренняя стоимость продавца, а r – объявленная резервная цена. Кроме того, оказывается, что у покупателя (при предпосылках о симметричности) существует оптимальная стратегия:

$$\beta(x) = \frac{-(p+(1-p)G(x)) + \sqrt{p^2(r+1)^2 + 2p(1-p) \left[G(x) + G(r)r + \int_r^x yg(y)dy \right] + (1-p)^2(G(x))^2}}{p}$$

где x – внутренняя стоимость покупателя, p – оценка покупателем вероятности того, что ему противостоит ненастоящий соперник, G – функция распределения внутренних стоимостей покупателя.

Литература

1. Sergei Izmalkov. Shill bidding and optimal auctions. September 30, 2004, mimeo
2. Paul R. Milgrom; Robert J. Weber. A Theory of Auctions and Competitive Bidding. *Econometrica*, Vol. 50, No. 5. (Sep., 1982), pp. 1089-1122
3. Roger B. Myerson. Optimal Auction Design. *Mathematics of Operations Research*, Vol. 6, No. 1. (Feb., 1981), pp. 58-73
4. Roger B. Myerson; Mark A. Satterthwaite. Efficient mechanisms for bilateral trading. J. L. Kellogg Graduate School of Management, Northwestern University Evanston, Illinois 60201
5. John G. Riley and William F. Samuelson. Optimal Auctions. *The American Economic Review*, Vol. 71, No. 3 (Jun., 1981), pp. 381-392
6. Hannu Vartiainen. Auction Design without Commitment. Aboa Centre for Economics. Discussion Paper No. 44, March 2009
7. William Vickrey. Counterspeculation, Auctions, and Competitive Sealed Tenders. *The Journal of Finance*, Vol. 16, No. 1 (Mar., 1961), pp. 8-37

Адаптация метода комплексов для решения оптимизационной задачи экономико-математического моделирования с целью повышения устойчивости результатов решения

Чернигина Е.А.

Сотрудник, магистр экономики

Воронежский государственный аграрный университет им. К.Д.Глинки,

Экономический факультет, Россия, Воронеж

E-mail: elenachernigina@gmail.com

Устойчивость системы – это ее способность функционировать в состояниях, близких к равновесному, в условиях постоянных внешних и внутренних возмущающих воздействий [5]. Применительно к экономическим системам устойчивость можно определить как

способностью вести непрерывную по времени и экономически успешную в отношении достижения поставленных стратегических целей деятельность в условиях изменяющейся внешней среды [4]. Предприятие может работать устойчиво, если оно быстро и адекватно реагирует на рыночные регуляторы и делает ставку на собственное умение самостоятельно прогнозировать ситуацию и принимать необходимые меры [1]. Деятельность предприятия сегодня в большой степени определяется изменениями, происходящими во внешней среде - возникновение и резкое возрастание числа принципиально новых задач, непредсказуемость условий и нарастание темпов нестабильности. Организация, реализуя процесс активного развития, создает «потенциал прочности», который свидетельствует о способности к адаптивному развитию.

Количественный результат функционирования системы заранее превосходит значение соответствующей фазовой координаты цели, поэтому есть некоторый «запас прочности» и если под воздействием параметров внешней среды значение фазовой координаты системы окажется меньше запланированного, все равно оно попадает в изображающую область цели. Действие качественных факторов проявляется в возможности мгновенной адаптации системы к изменившимся условиям внешней среды. Здесь задача анализа устойчивости системы состоит в определении меры возможности достижения системой поставленной цели в условиях неопределенности параметров внешней среды.

В современной практике для поиска оптимального варианта плана производства продукции конкретным аграрным предприятием широко используются методы линейного программирования, позволяющие определять базовые параметры развития исходя из прибыльности отдельных отраслей и совокупности моделируемых агротехнических, зооветеринарных и организационно-экономических требований. Наиболее распространенным и универсальным методом решения задач линейного программирования сегодня является метод последовательного улучшения плана (симплекс-метод). Согласно теории, оптимальное решение задачи линейного программирования связано с угловыми (крайними) точками многогранника решений, которым отвечают опорные планы (неотрицательные базисные решения системы уравнений). В то же время система должна быть ориентирована на учет факторов устойчивости применительно к конечному результату решения оптимизационной задачи для конкретного аграрного формирования. А расположение единой оптимальной точки на вершине многогранника делает построенную систему уязвимой в случае корректировки ограничений, которая неизбежна при непосредственной реализации производственной программы предприятия. Повышение устойчивости решения задачи в таком случае возможно при работе со значениями решения, не достигающими предельных оптимальных величин, находящихся внутри многогранника.

С середины 70-х годов прошлого века при решении оптимизационных задач линейного программирования активно начинает использоваться метод случайного поиска. Данный метод характеризуется намеренным введением элемента случайности в алгоритм поиска и предполагает наличие генератора случайных чисел, обращаясь к которому в любой нужный момент можно получить какую-либо реализацию n -мерного случайного вектора ε с заданным законом распределения.

Наибольшая эффективность данному методу свойственна при учете на каждой итерации накопленного опыта поиска экстремума на предыдущих итерациях и перестроении вероятностных свойств поиска так, чтобы направления более перспективные в смысле убывания/возрастания функции становились более вероятными. Такой поиск известен как случайный поиск с обучением, которое осуществляется посредством

целенаправленного изменения закона распределения случайного вектора ε в зависимости от номера итерации и результатов предыдущих итераций.

Одним из таких методов является метод Бокса или комплексный метод, который представляет модификацию метода деформируемого многогранника и предназначен для решения задачи с ограничениями-неравенствами. Однако классический вариант данного метода предполагает наличие ограничений для каждой переменной. Тогда как в случае решения экономико-математической задачи имеют место ограничения на группы переменных, т.е. функциональные ограничения, и ограничения на переменные совмещены.

Для минимизации/максимизации функции n переменных $f(x)$ в n -мерном пространстве строят многогранники - комплексы, содержащие $q > n+1$ вершин. Поиск решения осуществляется не только по крайним точкам многогранника, но и внутри него. Это позволяет перемещать удовлетворяющий нас результат решения внутри области «оптимальных решений» в ответ на изменения параметров производства.

В качестве первой вершины начального комплекса выбирается некоторая допустимая точка $x[1, 0]$. Координаты остальных $q-1$ вершин комплекса определяются соотношением:

$x_{ij} = l_j + r(u_j - l_j)$, $i = 1$, для $j = 1, 2, \dots, n$, где r – псевдослучайная равномерно распределенная переменная на интервале $[0;1]$. Полученные точки удовлетворяют ограничению $a \leq x \leq b$, либо методом половинного деления определяются новые до выполнения всех условий. Далее, на каждой итерации наихудшая, в смысле функционала, из точек комплекса через центр тяжести остальных точек отражается с коэффициентом отражения $a > 1$. Если полученная (отраженная) точка улучшает значение комплекса, то она заменяет наихудшую. В результате последовательной замены худших точек на лучшие, комплекс постепенно сжимается в точку, координаты которой и являются решением задачи. Преимущество примененного метода заключается в его свободе от заикливания и дает решение задачи не на границе, а внутри, что обеспечивает известную устойчивость решения. Метод на каждом шаге использует информацию только о значениях целевой функции и функций-ограничений задачи, что позволяет получать решение для плохо обусловленных систем.

Литература

1. Алексашенко С., Набиуллина Э. Предприятия в переходный период: новые модели поведения// ЭКО.1993. №11.
2. Банди Б. Методы оптимизации. Вводный курс: Пер с англ. М.: Радио и связь. 1988.
3. Бахшиян Б.Ц., Федяев К.С. Об эффективном решении почти вырожденных и плохо обусловленных задач линейного программирования, возникающих при управлении системой//Изв.РАН. ТиСУ. 2005. №4. С.77-88.
4. Данилов А.А. Анализ устойчивости экономических систем на примере государственных организаций// Проблемы современной экономики, 2008. N 2(26).
5. Терехов Л.Л. Кибернетика для экономистов. – М.: Финансы и статистика. 1983.

Исследование заражения финансовых систем на основе российского кризиса 2009 года

Шишкин А.А.

Аспирант

Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова,

экономический факультет, Москва, Россия

E-mail: anthon.shishkin@gmail.com

Под заражением финансовых систем в широком смысле понимается трансмиссия шоков, передача явлений, характеризуемых как финансовый кризис, от одной страны к другой. В строгом смысле под заражением финансовых систем понимается увеличение тесноты связей между двумя странами в такие моменты, когда в одной из этих стран начинается кризис. В условиях глобальной экономики заражение финансовых систем – важная тема, которая может быть интересной как государственным органам различных стран, так и частным инвесторам, вкладывающим свои средства в локальные финансовые системы. Воспроизведем логику, описанную в [2], чтобы показать значимость исследуемой темы для государства: если в стране происходит кризис из-за фундаментальных причин, возможно, потребуется структурная перестройка экономики, поиск долгосрочных мер по оздоровлению экономической системы. Когда происходит заражение экономики, главное для страны – пережить определенное время, ведь в её экономике объективных причин для спада нет. Пакет краткосрочных мер по стабилизации экономики в этом случае может быть действенной мерой. Следуя логике, описанной в [5], заражение может быть интересно частным инвесторам, потому что позволяет учесть особые ситуации, когда негативные явления, случающиеся в экономике одной страны, транслируются в экономику других стран, тем самым повышая уровень риска инвестиций в различные экономические системы.

Для России в последнее время тема заражения финансовых систем приобрела особую значимость. После начала кризисных явлений в США в 2008 -2009 г.г. российская экономика столкнулась с наиболее серьёзным кризисом за последние десять лет. Идеи о том, что одной из основных причин российского кризиса послужило заражение со стороны американской экономики, высказывалась неоднократно, тем не менее, работ, формально проверяющих это утверждение в российской литературе пока не было.

Для изучения феномена заражения финансовых систем нами была применена техника Марковских регрессий с переключением, описанных, например, в [3]. На данных 1997-2009 г.г. рассматривалась модель вида:

$$MICEX_t = \beta_S^{(0)} + \beta_S^{(1)} MICEX_{t-1} + \beta_S^{(2)} DOWJONES_{t-1} + \xi_{S,t} \quad (1)$$

где $S_t = \{1, 2\}$ – состояния системы

$MICEX$ – логарифмическая доходность индекса ММВБ (логарифм цены в текущий момент времени минус логарифм цены в прошлый момент времени)

$DOWJONES$ – логарифмическая доходность индекса Dow Jones,

ξ – случайная ошибка со средним 0 и дисперсией σ_S .

Оценивание этой модели дало следующие оценки основных параметров модели:

Параметр	S=1	S=2
σ_s	0.02 (0.001)	0.05 (0.001)
$\beta_S^{(0)}$	0.0019 (0.0014)	-0.0016 ($7.2 \cdot 10^{-5}$)
$\beta_S^{(1)}$	-0.009 (0.007)	0.065 (0.002)
$\beta_S^{(2)}$	0.3462 (0.063)	0.71 (0.03)

Таблица 1. Результаты оценивания модели (1). В скобках приведены оценки стандартных отклонений коэффициентов.

Из этой таблицы можно сделать следующие выводы: во втором состоянии дисперсия ошибок выше, чем в первом. Это говорит о том, что первое состояние свойственно «кризисным» временам. Во-вторых, и это главное, видно, что в состоянии 2 (кризисное состояние) коэффициент при лагированной доходности индекса Dow Jones выше по абсолютному значению, чем в первом состоянии. Также для него выше показатель t-статистики, что можно принять в качестве доказательства того, что связь между индексами теснее в кризисные времена. Будем далее называть это состояние «Заражение и кризис».

И, наконец, рассмотрим график апостериорной вероятности нахождения системы в состоянии 2 (для наглядности приводим только последние 500 точек):

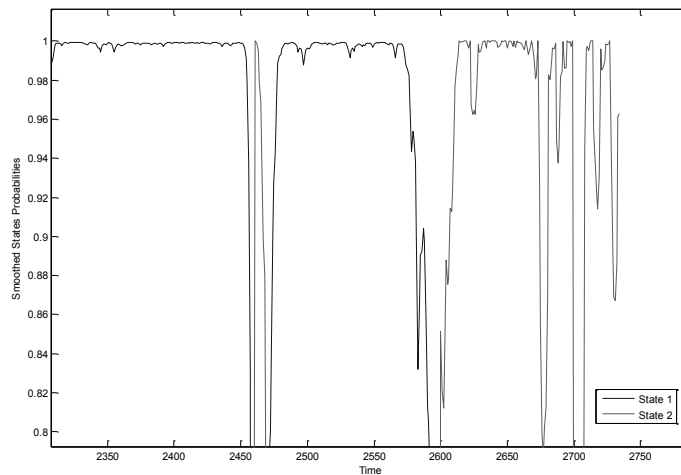


Рис. 1. Апостериорные вероятности принадлежности системы к состоянию 1 (чёрным) и 2 (серым)

Из рисунка 1 видно, что с середины августа 2008 года (наблюдение 2600 и далее) вероятность нахождения системы в первом состоянии (кризис и заражение) близко к 1.

Проведенное исследование показывает, что для российского кризиса 2008-2009 года немаловажную роль сыграло заражение экономики со стороны США.

Литература

1. Edwards, Sebastian. Contagion, NBER Working Papers (February, 2000)
2. Forbes, Kristin and Roberto Rigobon. Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues, December 13, 1999 (Paper prepared for the November 19-20, 1999 UNU-WIDER conference on Financial Contagion held in Helsinki, Finland. <http://www.imf.com>)
3. Hamilton, James D. Regime-Switching Models, Prepared for: Palgrave Dictionary of Economics (2005)

4. Kim, Chang-Jin, Jeremy M. Piger, and Richard Startz. Estimation of Markov Regime-Switching Regression Models with Endogenous Switching, Federal Reserve Bank of St. Louis, Research Division, Working Paper 2003-015C (2003)
5. McNeil, Alexander J., Frey, Rüdiger and Embrechts, Paul. Quantitative Risk Management. Concepts, Techniques and Tools, Princeton University Press, Princeton and Oxford, 2005
6. Rigobon, Roberto. Contagion: How to Measure it? NBER Working Paper 8118 February 2001

Сравнительная оценка процедур прогнозирования дефолта эмитента корпоративных облигаций на российском долговом рынке

Шкляев Леонид Олегович

Аспирант

ФГОУ ВПО «Финансовая академия при Правительстве РФ», Москва, Россия

E-mail: lshklyev@mail.ru

С начала 2009 года резко возросла стоимость финансовых средств на российском рынке облигаций, как следствие мирового финансового кризиса. В связи с этим многие компании малого и среднего бизнеса столкнулись с проблемой привлечения средств для рефинансирования текущего финансового долга. На середину мая 2009 года в России произошло более ста дефолтов. В этом контексте возникает необходимость определения прогнозного качества моделей, описывающих риск дефолта эмитента в среднесрочной перспективе в условиях современного российского рынка.

Все множество моделей, прогнозирующих дефолт эмитента облигационного займа можно разделить на четыре класса:

1. Дискриминантные модели (Z – модель Альтмана)
2. Логит – модели (модель Credit Portfolio View);
3. Структурные модели (модель Мертона, модель EDF);
4. Модели упрощенной формы (модель миграции рейтингов Ярроу - Турнбулла, модели Даффи - Синглетона);

Дискриминатное качество моделей, т.е. их способность разделять все множество эмитентов облигаций на два класса: на тех, кто в среднесрочной перспективе выполнит все условия проспекта эмиссии облигаций и на те, кто объявит дефолт, – можно определить с помощью специальных тестов, наиболее распространенными из которых являются: CAP (Cumulative Accuracy Profile) тест, ROC (Receiver operating characteristic) [Jorge Sobehart: 51-52] тест и тест, основанный на расчете коэффициента Бриера.

Автором работы была проанализирована специфика российского рынка облигаций²: его ликвидность и эффективность, а также была посчитана доля эмитентов, акции которых котируются на бирже.

Ликвидность рынка анализировалась исходя из показателей вязкости и глубины рынка. В качестве показателей вязкости были выбраны следующие коэффициенты:

- $PS = \left| \frac{HIGHBID - LOWASK}{WAPRICE} \right| \cdot 100\%$ ценовой спред облигации
- $\alpha = \max PS$ (максимальный ценовой спред за весь период торгов);

² В работе были рассмотрены 163 облигации российских эмитентов, из них 82 дефолтных [4,5].

- $\beta = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n PS_i$ (средний дневной ценовой спред за весь период торгов);

В качестве показателей глубины рынка были выбраны следующие коэффициенты:

- $\gamma = \frac{\text{количество дней с ненулевым объемом торгов}}{\text{всего дней}} \cdot 100\%$
- $\delta = \frac{\text{Объем сделок в день, руб.}}{\text{Объем размещенных ценных бумаг}} \cdot 100\%$

В результате проведенных тестов рынок облигаций третьего и второго эшелона³ был признан низколиквидным.

Эффективность рынка облигаций анализировалась на основе двух тестов: на основе вычисления коэффициента серийной корреляции [Дамодаран: 163], а также на основе вычисления показателя Херста (H) [Петерс, 213]. Тесты проводились на основе анализа дневных, 3-х дневных, 5-ти дневных и 10-ти дневных доходностей. Обозначим через d , дней величину лага, которая принималась при расчете доходностей.

Проведенные тесты показали, что удовлетворительный уровень эффективности рынка для акций третьего эшелона наблюдается при величине лага $d=10$, а для облигаций второго эшелона при $d=3$. На основе расчета коэффициентов серийной корреляции мы не можем утверждать, что рынок облигаций третьего и второго эшелонов является эффективным, те же результаты показал тест, основанный на расчете показателя Херста.

Исходя из того, что российский рынок рискованных облигаций (второго и третьего эшелонов) является низколиквидным и неэффективным, а значит, цены на облигации не являются полной репрезентативной характеристикой финансового состояния эмитента. Поэтому можно считать, что модели, основанные на анализе цен облигаций, не будут иметь хорошей прогностической способности.

Анализ организационно – правовой формы эмитентов облигаций и их поручителей показал, что акции только 12.5% компаний, потерпевших дефолт, размещены на бирже, а значит, только для 12.5% дефолтных компаний могли быть применены структурные модели, что является крайне низким показателем.

Учитывая специфику российского рынка облигаций, автором работы было принято решение осуществить оценку дискриминантного качества только двух моделей: Z – модели Альтмана и модели Даффи – Синглетона. Последняя модель была включена в список оцениваемых моделей исходя из научного эксперимента, потому как она основана на анализе облигаций.

Результаты проведенных тестов показали, что наилучшее прогностическое качество показала Z – модель Альтмана.

Спецификация построенной модели Альтмана имеет вид:

$$Z = 1.111K_{об\ сок}^{3кв} + 0.814K_{рент.СОК}^{3кв} - 3.395K_{ДО}^{2кв} + 1.31K_{рент.ДО}^{2кв}$$

$$\Lambda = 0.41 \quad p = 0.005,$$

$$\hat{C} = -1.311$$

где

$K_{об\ сок}^{3кв}$ – коэффициент обеспеченности собственным капиталом на конец 3 кв. 2008 г.

$K_{рент.СОК}^{3кв}$ – коэффициент рентабельности собственного капитала на конец 3 кв. 2008 г.

³ Именно для облигаций третьего эшелон риск дефолта очень высок, для облигаций второго эшелона он ниже.

$K_{ДО}^{2кв}$ – доля долгосрочных обязательств в активах на конец 2 кв. 2008г.

$K_{рент.ДО}^{2кв}$ – рентабельность долгосрочных обязательств на конец 2 кв. 2008 г.

При $Z \geq -1.311$ анализируемую компанию можно отнести к классу финансово устойчивых компаний в среднесрочной перспективе (1.5 месяца. – 3 месяца.)

При $Z < -1.311$ анализируемую компанию необходимо отнести к классу финансово неустойчивых компаний в среднесрочной перспективе (1.5 месяца. – 3 месяца.), для которых высока вероятность дефолта.

Литература

1. Дамодаран Асват. Инвестиционная оценка: Инструменты и методы оценки любых активов; Пер. с англ. – 4 – е изд. – М.: Альпина Бизнес Букс, 2007
2. Петерс Э. Фрактальный анализ финансовых рынков: применение теории хаоса в инвестициях и экономике. – М.: Интернет – трейдинг, 2004
3. Jorge Sobehart, Sean Keenan, Roger Stein. Validation methodologies for default risk models// Credit: Moody's Investors Service, May 2000
4. www.cbonds.ru (сайт информационного агентства Cbonds)
5. www.micex.ru (сайт группы ММВБ)

Математическая модель тарифа на электроэнергию для населения на розничном рынке г. Волгограда

Эйфельд Анастасия Александровна

Аспирант

Волгоградский государственный университет,

факультет управления и региональной экономики, Волгоград, Россия

E-mail: aeisfeld@yandex.ru

Статья посвящена моделированию тарифа на электроэнергию для населения. Многоставочные тарифы на электроэнергию рассматривались разными авторами [1, 2]. В модели, рассматриваемой в данной работе, целью построения двухставочного тарифа является социальная защита наименее обеспеченных групп населения. Первая ставка за объем потребления, равный социальной норме, низкая. Вторая ставка выбирается из условия безубыточности энергокомпании. Такой тариф перекладывает нагрузку по оплате электроэнергии на группу населения с высоким уровнем электропотребления.

Будем предполагать, что спрос потребителя на электроэнергию зависит от цены и дохода. Пусть минимальный среднедушевой доход составляет I^{\min} . Пусть значение социальной нормы потребления $Q_{соц}$ задано. Определим социальный тариф как $P_{соц} = P(Q_{соц}, I^{\min})$. Обозначим вторую ставку тарифа через $P_1 > P_{соц}$. Эту ставку будем выбирать из условия безубыточности энергокомпании. Предположим, что предельные издержки энергокомпании составляют c рублей, а постоянные издержки F рублей. Доход будем рассматривать как случайную величину с известной плотностью распределения $f(x)$.

Найдем P_1 и $I^{неод}$, решив систему уравнений:

$$\begin{cases} Q(P_1, I^{пред}) = Q_{соц}, \\ Q_{соц}(P_{соц} - c) + (P_1 - c) \int_{I^{пред}}^{\infty} (Q(P_1, I) - Q_{соц}) \cdot f_{\xi}(I) dI = F \end{cases} \begin{matrix} \text{Итого} \\ \text{построения} \end{matrix}$$

предложенного двухставочного тарифа применительно к розничному рынку электроэнергии г. Волгограда по данным [3, 4] с заданными параметрами $Q_{соц} = 35$ кВт-ч и $P_{соц} = 1,5$ руб./кВт-ч является следующий двухставочный тариф: $P_{соц} = 1,5$ руб./кВт-ч за первые $Q \leq 35$ кВт-ч и $P_1 = 3,11$ руб./кВт-ч за остальные $Q > 35$ кВт-ч. В данном тарифообразовании расходы на оплату электроэнергии увеличатся примерно только у 18% потребителей, имеющих доход выше 20133 руб. Представляется, что социальная норма потребления поможет справиться с проблемой перекрестного субсидирования и заставит абонентов задуматься об экономии электроэнергии.

Литература

1. Забелло Е.П. О тарифной политике в электроэнергетике на современном этапе и на ближайшую перспективу. // Промышленная энергетика, 2005, №11.
2. Зайцева Ю.В. Оптимизационные модели многоставочных тарифов на электроэнергию. // Управление большими системами. Выпуск 20. М.: ИПУ РАН, 2008.
3. www.energосale34.ru (ОАО «Волгоградэнергосбыт»).
4. www.gks.ru (Федеральная служба государственной статистики России).