

СТАТЬИ

УДК 336.71(470)

ОЦЕНКА ФИНАНСОВОГО СОСТОЯНИЯ БАНКОВСКОГО СЕКТОРА РФ С ПОМОЩЬЮ ЭНТРОПИЙНОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ**Аникин А.В., Чеснокова Л.А., Моисеев И.А., Кравченко А.С., Баландина О.И.***ФГАОУ ВО «Национальный исследовательский Нижегородский государственный университет им. Н.И. Лобачевского», Нижний Новгород, e-mail: alexan801@mail.ru*

Статья посвящена решению проблемы получения достоверной оценки тенденций, связанных с изменением состояния системы коммерческих банков России за анализируемый период времени. В качестве количественной меры системных изменений авторы использовали информационный (энтропийный) критерий, вычисление которого производилось в рамках энтропийной модели рассматриваемой системы. Для формирования модели банковского сектора России авторы применили методику оценки энтропии стохастической системы, предложенную Тырсиним и Лебедевой-Ворфоломеевой. На основе данных темпов прироста показателей банковского сектора, публикуемых ЦБ РФ, авторами была сформирована система факторов, пригодная для энтропийного моделирования. Предложенная авторами система факторов легла в основу энтропийной модели, на основе которой была произведена оценка изменения энтропии российского банковского сектора для двухгодичных временных интервалов с 2012 по 2019 гг. В статье авторы в подробностях раскрывают алгоритм оценки изменения энтропии системы коммерческих банков. Анализ полученных данных позволил выявить периоды, для которых было характерно увеличение показателя системной энтропии, и периоды, в течение которых демонстрировалось снижение данного показателя. Полученные с помощью модели данные иллюстрируют преодоление банковским сектором России финансового кризиса 2014–2015 гг. к 2016–2017 гг. Динамика изменения энтропийного критерия соответствует основным стадиям изменения банковской системы РФ в кризисный и посткризисный периоды. Это свидетельствует о возможности использования модели для решения задачи диагностики российского банковского сектора.

Ключевые слова: показатели банковского сектора, энтропийный критерий, энтропийная модель

ASSESSMENT OF THE FINANCIAL STATE OF THE BANKING SECTOR OF THE RUSSIAN FEDERATION USING ENTROPIC SIMULATION**Anikin A.V., Chesnokova L.A., Moiseev I.A., Kravchenko A.S., Balandina O.I.***Federal State Autonomous Educational Institution of Higher Education «National Research Lobachevsky State University of Nizhny Novgorod», Nizhny Novgorod, e-mail: alexan801@mail.ru*

The article is devoted to solving the problem of obtaining a reliable assessment of trends associated with changes in the state of the system of commercial banks in Russia for the analyzed period of time. As a quantitative measure of systemic changes, the authors used the information (entropy) criterion, the calculation of which was carried out within the entropy model of the system under consideration. To form a model of the banking sector in Russia, the authors applied the methodology for assessing the entropy of a stochastic system proposed by Tyrsin and Lebedeva-Vorfolomeeva. Based on the data on the growth rates of the banking sector indicators published by the Central Bank of the Russian Federation, the authors have formed a system of factors suitable for entropy modeling. The system of factors proposed by the authors formed the basis of the entropy model, on the basis of which the change in entropy of the Russian banking sector was estimated for two-year time intervals from 2012 to 2019. In the article, the authors reveal in detail the algorithm for assessing the change in the entropy of the system of commercial banks. The analysis of the data obtained made it possible to identify periods for which an increase in the system entropy indicator was characteristic, and periods during which a decrease in this indicator was demonstrated. The data obtained using the model illustrate the overcoming of the financial crisis of 2014–2015 by the Russian banking sector by 2016–2017. The dynamics of changes in the entropy criterion corresponds to the main stages of changes in the banking system of the Russian Federation in the crisis and post-crisis periods. This indicates the possibility of using the model to solve the problem of diagnosing the Russian banking sector.

Keywords: banking sector indicators, entropy criterion, entropy model

Система коммерческих банков представляет собой эволюционирующий и динамичный системный объект. Изменение системы коммерческих банков в процессе эволюции предполагает два варианта развития событий: либо редукция и деградация системы, либо прогресс и развитие. Ситуация, когда эволюционный процесс благоприятствует системному развитию, свидетельствует о прогрессе системы. Однако эволюционный процесс может привести и к деградации системы, краху системообразующих банков и затяжному финансовому кризису. В этой связи проблема раннего обнаруже-

ния деструктивных явлений, развивающихся внутри банковского сектора, тесно связана с решением задачи системной диагностики. Достаточным и необходимым результатом разрешения данной проблемы представляется получение достоверной оценки о состоянии системы коммерческих банков в конечный момент времени и определение тенденций, связанных с изменением состояния за период времени. Достижение подобного результата возможно в рамках решения диагностической задачи. Инструментом решения будет выступать диагностическая модель системы коммерческих банков.

Чем выше уровень эволюционного развития системы коммерческих банков, тем большим разнообразием характеризуются межэлементные связи внутренней системной среды и связи с внешней средой. Снижение тесноты и эффективности внутренних и внешних связей банковского сектора ведет к возникновению кризисных явлений и деструктивных процессов. Современный системный подход и общая теория систем в качестве количественной меры тесноты и эффективности взаимодействия системных элементов рассматривает информацию. Таким образом, информацию можно считать одновременно и количественной мерой системного регресса либо прогресса. Формализация информационного критерия в рамках диагностической задачи находит свое отражение в энтропийном моделировании.

В процессе анализа научных разработок, посвященных применению энтропийного подхода для оценки состояния банковского сектора, были изучены следующие исследования. Так, в своей работе [1] М. Тойванен, применяя вычисления на основе энтропийных моделей, оценивает риски реализации и распространения масштабного банковского кризиса в Финляндии в 2005–2007 гг. Автор в своем исследовании базировался на закономерностях и трендах, характерных для банковского кризиса в Финляндии 1990-х. Что касается среды распространения кризиса, то автор в качестве такой среды рассматривал рынок межбанковского капитала. Джианпинг Ли с коллегами в своей работе [2] формулируют энтропийную модель, базирующуюся на статистической информации фондового рынка. С помощью предложенной модели авторами определяется теснота и характер взаимозависимости китайских банков и прогнозируется механизм реализации системных рисков в китайской банковской системе. Моника Биллио с соавторами [3], объединив энтропийное моделирование и методику VAR, предложили собственный подход к оценке и прогнозированию системного риска банковского сектора на основе расчета энтропийных показателей. По итогам анализа представленных работ можно констатировать слабую разработанность изучаемой проблемы и отсутствие достаточно простых и адекватных экономико-математических моделей, позволяющих

связать инструментарий энтропийного подхода с фактическими количественными параметрами состояний банковской системы.

Цель исследования: решение диагностической задачи по поводу оценки финансового состояния банковского сектора РФ с помощью энтропийного моделирования.

*Теоретические аспекты
и методы исследования*

Сформулируем математическую модель банковского сектора РФ в виде многомерной случайной величины $X = (X_1, X_2, \dots, X_m)$. В рамках предложенной модели сделаем допущение, что каждая составляющая X_j вектора X является одномерной случайной величиной, характеризующей определенный аспект функционирования банковской системы. Подобные векторные компоненты могут как коррелировать друг с другом, так и являться независимыми. Их дисперсии следует рассматривать в качестве характеристик интенсивности и тесноты связи рассматриваемой системы с внешней средой, а индексы детерминации – в качестве характеристик межэлементных связей внутренней среды. Иными словами, данные показатели характеризуют такие системные свойства, как аддитивность и целостность. Однако возникает вопрос о связи энтропии и указанных показателей.

Развивая подход К. Шеннона [4], Тырсин и Лебедева-Ворфоломеева в своих работах [5; 6] обосновывают возможность оценки энтропии стохастической системы с учетом двух энтропийных показателей, характеризующих такие системные свойства, как аддитивность и целостность.

Предположим, что существуют две системы непрерывных случайных величин $X^{(1)} = (X_1^{(1)}, X_2^{(1)}, \dots, X_m^{(1)})$ и $X^{(2)} = (X_1^{(2)}, X_2^{(2)}, \dots, X_m^{(2)})$, каждая из которых соответствует предыдущему и текущему периодам функционирования банковского сектора. Что касается соответствующих составляющих обеих системы непрерывных случайных величин $X_i^{(1)}, X_i^{(2)}$ ($i = 1, 2, \dots, m$), то они имеют конечные дисперсии и описываются однотипными распределениями с некоторыми параметрами положения и масштаба. Тогда, по Тырсину и Лебедевой-Ворфоломеевой, разность энтропий указанных систем случайных величин определяется формулой 1:

$$\Delta H(X) = H(X^{(2)}) - H(X^{(1)}) = \sum_{k=1}^m \ln \frac{\sigma_{X_k}^{(2)}}{\sigma_{X_k}^{(1)}} + \frac{1}{2} \sum_{k=2}^m \ln \frac{1 - R_{X_k^{(2)}/X_k^{(2)} \dots X_{k-1}^{(2)}}^2}{1 - R_{X_k^{(1)}/X_k^{(1)} \dots X_{k-1}^{(1)}}^2}, \quad (1)$$

где $\sigma_{X_k^{(j)}/X_k^{(j)} \dots X_{k-1}^{(j)}} = \sigma_{X_k^{(j)}} \sqrt{1 - R_{X_k^{(j)}/X_k^{(j)} \dots X_{k-1}^{(j)}}^2}$; $R_{X_k^{(j)}/X_k^{(j)} \dots X_{k-1}^{(j)}}^2$ – индексы детерминации соответствующих регрессионных зависимостей ($k = 2, 3, \dots, m; j = 1, 2$) [5].

В случаях, когда гауссовский вектор $X = (X_1, X_2, X_3, \dots, X_m)$ характеризуется совместным нормальным распределением с корреляционной матрицей R_X , корреляционные связи между его компонентами определяются зависимостью линейного типа, а индекс детерминации $R_{X_k/X_{k-1} \dots X_1}^2$ рассчитывается по формуле 2:

$$R_{X_k/X_{k-1} \dots X_1}^2 = 1 - \frac{\Delta_k}{\Delta_{k-1}}, \quad (2)$$

где Δ_k – угловые миноры корреляционной матрицы R_X ; $k = 1, 2, \dots, m$ [6].

Тырсин и Ворфоломеева-Лебедева подвергают формулу 2 интерпретации и определяют формулы по расчету энтропийных показателей (формула 3). Первое слагаемое $H(X)_\Sigma$ условно именуется приростом энтропии хаотичности (формула 4). Оно определяет изменение энтропии при росте (уменьшении) независимости элементов системы. Второе слагаемое $H(X)_R$ следует рассматривать в качестве прироста энтропии системной самоорганизации (формула 5). Данная величина отражает изменение энтропии при росте (уменьшении) совместной корреляционной взаимосвязи между элементами системы [5].

$$\Delta H(X) = \Delta H(X)_\Sigma + \Delta H(X)_R, \quad (3)$$

$$\Delta H(X)_\Sigma = \sum_{k=1}^m \ln \frac{\sigma_{X_k}^{(2)}}{\sigma_{X_k}^{(1)}}, \quad (4)$$

$$\Delta H(X)_R = \frac{1}{2} \sum_{k=2}^m \ln \frac{1 - R_{X_k^{(2)}/X_k^{(2)} \dots X_{k-1}^{(2)}}^2}{1 - R_{X_k^{(1)}/X_k^{(1)} \dots X_{k-1}^{(1)}}^2}. \quad (5)$$

Сформируем систему сводных факторов, пригодную для энтропийного моделирования. Использование предложенной в работах Тырзина и Ворфоломеевой-Лебедевой энтропийной модели возможно в том случае, если для системы групповых сводных факторов X_1, \dots, X_m в виде случайного вектора X выполняется закон нормального распределения. Введем сле-

дующие исходные переменные, характеризующие состояние системы коммерческих банков РФ в период с 2012 г. по 2019 г.: x_1 – месячный темп прироста активов банковского сектора, %; x_2 – месячный темп прироста собственных средств (капитала), %; x_3 – месячный темп прироста кредитов и прочих размещенных средств, предоставленных нефинансовым организациям, %; x_4 – месячный темп прироста вкладов физических лиц, %. Источником указанных показателей выступают Обзоры банковского сектора Российской Федерации, регулярно публикуемые Центральным банком России на официальном сайте cbr.ru [7]. Выбор факторов был обусловлен тем, что отобранные показатели характеризуют основные финансовые фонды системы коммерческих банков: фонд финансовых ресурсов, привлеченных в виде вкладов физических лиц; фонд собственных средств (капитала); ссудный фонд, ориентированный на нефинансовые организации; фонд активов. Темп прироста характеризует динамику того или иного фонда за единицу времени. Синхронность изменения показателей свидетельствует о слаженном функционировании элементов системы коммерческих банков и о нормальной работе перераспределительного механизма системы, несинхронное изменение говорит о возможной дестабилизации системы.

На основе динамических рядов месячных значений подобранных показателей была сформирована матрица исходных данных. Энтропийное моделирование проведем на базе полученной системы групповых сводных факторов X_1, X_2, X_3, X_4 в виде вектора $X = (X_1, X_2, X_3, X_4)$. Для данных вектора X характерно нормальное распределение. Для повышения точности модели был укрупнен временной период, описывающий стационарное состояние банковской системы, с месячного до двухлетнего: период 1 включает интервал 2012–2013 гг.; период 2 – интервал 2014–2015 гг.; период 3 – 2016–2017 гг.; период 4 – 2018–2019 гг. С помощью программы SPSS 17.0 были рассчитаны ковариационные и корреляционные матрицы для каждого вектора, соответствующего двухлетнему периоду:

$$\Sigma^{(1)} = \begin{pmatrix} 1,9145 & 0,796 & 0,6283 & 2,1 \\ 0,796 & 1,4882 & 0,2349 & 0,9871 \\ 0,6283 & 0,2349 & 0,9201 & 0,4172 \\ 2,1 & 0,9871 & 0,4172 & 4,12 \end{pmatrix}; \quad \Sigma^{(2)} = \begin{pmatrix} 9,0603 & 0,7647 & 6,663 & 3,6619 \\ 0,7647 & 1,5364 & 0,6896 & 0,584 \\ 6,663 & 0,6896 & 7,0743 & 2,6567 \\ 3,6619 & 0,584 & 2,6567 & 4,595 \end{pmatrix};$$

$$\Sigma^{(3)} = \begin{pmatrix} 2,0182 & 0,4447 & 1,7014 & 1,9768 \\ 0,4447 & 2,0455 & 0,303 & 0,937 \\ 1,7014 & 0,303 & 2,8351 & 1,2285 \\ 1,9768 & 0,937 & 1,2285 & 3,9461 \end{pmatrix}; \Sigma^{(4)} = \begin{pmatrix} 1,5218 & 1,0291 & 0,8064 & 1,2083 \\ 1,0291 & 3,8216 & 0,595 & 0,905 \\ 0,8064 & 0,595 & 1,0288 & 0,3605 \\ 1,2083 & 0,905 & 0,3605 & 2,816 \end{pmatrix};$$

$$R_X^{(1)} = \begin{pmatrix} 1 & 0,4912 & 0,4931 & 0,779 \\ 0,4912 & 1 & 0,2091 & 0,4153 \\ 0,4931 & 0,2091 & 1 & 0,2232 \\ 0,779 & 0,4153 & 0,2232 & 1 \end{pmatrix}; R_X^{(2)} = \begin{pmatrix} 1 & 0,2135 & 0,867 & 0,5912 \\ 0,2135 & 1 & 0,2179 & 0,229 \\ 0,867 & 0,2179 & 1 & 0,4854 \\ 0,5912 & 0,229 & 0,4854 & 1 \end{pmatrix};$$

$$R_X^{(3)} = \begin{pmatrix} 1 & 0,228 & 0,7409 & 0,7297 \\ 0,228 & 1 & 0,131 & 0,3436 \\ 0,7409 & 0,131 & 1 & 0,3826 \\ 0,7297 & 0,3436 & 0,3826 & 1 \end{pmatrix}; R_X^{(4)} = \begin{pmatrix} 1 & 0,4445 & 0,6713 & 0,608 \\ 0,4445 & 1 & 0,3126 & 0,2874 \\ 0,6713 & 0,3126 & 1 & 0,2206 \\ 0,608 & 0,2874 & 0,2206 & 1 \end{pmatrix}.$$

Далее приводится подробный механизм расчета изменения энтропийных показателей для периода 1 и периода 2. На основе данных ковариационных матриц $\Sigma^{(1)}$ (2012–2013 гг.) и $\Sigma^{(2)}$ (2014–2015 гг.) было найдено изменение показателя энтропии хаотичности:

$$\ln \frac{\sigma_{X_1}^{(2)}}{\sigma_{X_1}^{(1)}} = \ln \frac{9,0603}{1,9145} = 1,5544; \ln \frac{\sigma_{X_2}^{(2)}}{\sigma_{X_2}^{(1)}} = \ln \frac{1,5364}{1,4882} = 0,0319; \ln \frac{\sigma_{X_3}^{(2)}}{\sigma_{X_3}^{(1)}} = \ln \frac{7,0743}{0,9201} = 2,0397;$$

$$\ln \frac{\sigma_{X_4}^{(2)}}{\sigma_{X_4}^{(1)}} = \ln \frac{4,595}{4,12} = 0,1091; \Delta H(X)_\Sigma = \sum_{k=1}^4 \ln \frac{\sigma_{X_k}^{(2)}}{\sigma_{X_k}^{(1)}} = 1,5544 + 0,0319 + 2,0397 + 0,1091 \approx 3,74.$$

С учетом данных корреляционных матриц $R_X^{(1)}$ (2012–2013 гг.) и $R_X^{(2)}$ (2014–2015 гг.) было вычислено изменение показателя энтропии системной самоорганизации:

$$0,5 \ln \frac{1 - R_{X_2^{(2)}/X_1^{(2)}}^2}{1 - R_{X_2^{(1)}/X_1^{(1)}}^2} = 0,5 \ln \frac{1 - 0,0456}{1 - 0,2413} = 0,1147;$$

$$0,5 \ln \frac{1 - R_{X_3^{(2)}/X_1^{(2)}X_2^{(2)}}^2}{1 - R_{X_3^{(1)}/X_1^{(1)}X_2^{(1)}}^2} = 0,5 \ln \frac{1 - 0,7527}{1 - 0,2446} = -0,5583;$$

$$0,5 \ln \frac{1 - R_{X_4^{(2)}/X_1^{(2)}X_2^{(2)}X_3^{(2)}}^2}{1 - R_{X_4^{(1)}/X_1^{(1)}X_2^{(1)}X_3^{(1)}}^2} = 0,5 \ln \frac{1 - 0,3644}{1 - 0,642} = 0,287;$$

$$\Delta H(X)_R = \frac{1}{2} \sum_{k=2}^4 \ln \frac{1 - R_{X_k^{(2)}/X_k^{(2)} \dots X_{k-1}^{(2)}}^2}{1 - R_{X_k^{(1)}/X_k^{(1)} \dots X_{k-1}^{(1)}}^2} \approx -0,16.$$

Было рассчитано изменение энтропии между первым и вторым аналитическим периодом: $\Delta H(X) = \Delta H(X)_\Sigma + \Delta H(X)_R = 3,74 + (-0,16) = 3,58$.

Используя данные ковариационных матриц $\Sigma^{(2)}$ (2014–2015 гг.) и $\Sigma^{(3)}$ (2016–2017 гг.), было определено изменение показателя энтропии хаотичности для периодов 2 и 3:

$$\ln \frac{\sigma_{X_1}^{(3)}}{\sigma_{X_1}^{(2)}} = \ln \frac{2,0182}{9,0603} = -1,5017; \quad \ln \frac{\sigma_{X_2}^{(3)}}{\sigma_{X_2}^{(2)}} = \ln \frac{2,0455}{1,5364} = 0,2862; \quad \ln \frac{\sigma_{X_3}^{(3)}}{\sigma_{X_3}^{(2)}} = \ln \frac{2,8351}{7,0743} = -0,9144;$$

$$\ln \frac{\sigma_{X_4}^{(3)}}{\sigma_{X_4}^{(2)}} = \ln \frac{3,9461}{4,595} = -0,1522; \quad \Delta H(X)_\Sigma = \sum_{k=1}^4 \ln \frac{\sigma_{X_k}^{(3)}}{\sigma_{X_k}^{(2)}} = -1,5017 + 0,2862 - 0,9144 - 0,1522 \approx -2,28.$$

Основываясь на данных корреляционных матриц $R_X^{(2)}$ (2014–2015 гг.) и $R_X^{(3)}$ (2016–2017 гг.), нашли изменение показателя энтропии системной самоорганизации:

$$0,5 \ln \frac{1 - R_{X_2^{(3)}/X_1^{(3)}}^2}{1 - R_{X_2^{(2)}/X_1^{(2)}}^2} = 0,5 \ln \frac{1 - 0,052}{1 - 0,0456} = -0,0034;$$

$$0,5 \ln \frac{1 - R_{X_3^{(3)}/X_1^{(3)X_2^{(3)}}}^2}{1 - R_{X_3^{(2)}/X_1^{(2)X_2^{(2)}}}^2} = 0,5 \ln \frac{1 - 0,5504}{1 - 0,7527} = 0,2988;$$

$$0,5 \ln \frac{1 - R_{X_4^{(3)}/X_1^{(3)X_2^{(3)X_3^{(3)}}}^2}{1 - R_{X_4^{(2)}/X_1^{(2)X_2^{(2)X_3^{(2)}}}^2} = 0,5 \ln \frac{1 - 0,6162}{1 - 0,3644} = -0,2522;$$

$$\Delta H(X)_R = \frac{1}{2} \sum_{k=2}^4 \ln \frac{1 - R_{X_k^{(3)}/X_k^{(3)} \dots X_{k-1}^{(3)}}^2}{1 - R_{X_k^{(2)}/X_k^{(2)} \dots X_{k-1}^{(2)}}^2} \approx 0,04.$$

Определим изменение энтропии между вторым и третьим аналитическим периодом: $\Delta H(X) = \Delta H(X)_\Sigma + \Delta H(X)_R = -2,28 + 0,04 = -2,24$.

На основе данных ковариационных матриц $\Sigma^{(3)}$ (2016–2017 гг.) и $\Sigma^{(4)}$ (2018–2019 гг.) было найдено изменение показателя энтропии хаотичности:

$$\ln \frac{\sigma_{X_1}^{(4)}}{\sigma_{X_1}^{(3)}} = \ln \frac{1,5218}{2,0182} = -0,2823; \quad \ln \frac{\sigma_{X_2}^{(4)}}{\sigma_{X_2}^{(3)}} = \ln \frac{3,8216}{2,0455} = 0,625; \quad \ln \frac{\sigma_{X_3}^{(4)}}{\sigma_{X_3}^{(3)}} = \ln \frac{1,0288}{2,8351} = -1,0136;$$

$$\ln \frac{\sigma_{X_4}^{(4)}}{\sigma_{X_4}^{(3)}} = \ln \frac{2,816}{3,9461} = -0,3374; \quad \Delta H(X)_\Sigma = \sum_{k=1}^4 \ln \frac{\sigma_{X_k}^{(4)}}{\sigma_{X_k}^{(3)}} = -0,2823 + 0,625 - 1,0136 - 0,3374 \approx -1,01.$$

Данные корреляционных матриц $R_X^{(3)}$ (2016–2017 гг.) и $R_X^{(4)}$ (2018–2019 гг.) были использованы при вычислении изменения показателя энтропии системной самоорганизации:

$$0,5 \ln \frac{1 - R_{X_2^{(4)}/X_1^{(4)}}^2}{1 - R_{X_2^{(3)}/X_1^{(3)}}^2} = 0,5 \ln \frac{1 - 0,1976}{1 - 0,052} = -0,0834;$$

$$0,5 \ln \frac{1 - R_{X_3^{(4)}/X_1^{(4)X_2^{(4)}}}^2}{1 - R_{X_3^{(3)}/X_1^{(3)X_2^{(3)}}}^2} = 0,5 \ln \frac{1 - 0,451}{1 - 0,5504} = 0,1;$$

$$0,5 \ln \frac{1 - R_{X_4^{(4)}/X_1^{(4)}X_2^{(4)}X_3^{(4)}}^2}{1 - R_{X_4^{(3)}/X_1^{(3)}X_2^{(3)}X_3^{(3)}}^2} = 0,5 \ln \frac{1 - 0,4344}{1 - 0,6162} = 0,194;$$

$$\Delta H(X)_R = \frac{1}{2} \sum_{k=2}^4 \ln \frac{1 - R_{X_k^{(4)}/X_k^{(4)} \dots X_{k-1}^{(4)}}^2}{1 - R_{X_k^{(3)}/X_k^{(3)} \dots X_{k-1}^{(3)}}^2} \approx 0,21.$$

Было рассчитано изменение энтропии между третьим и четвертым аналитическим периодом: $\Delta H(X) = \Delta H(X)_\Sigma + \Delta H(X)_R = -1,01 + 0,21 = -0,8$.

Результаты исследования и их обсуждение

Результаты расчетов изменения параметра системной энтропии банковского сектора России по всем периодам представлены в таблице.

Результаты оценки изменения энтропии банковского сектора для двухгодичных временных интервалов с 2012 по 2019 г.

Диапазон периодов	1-2	2-3	3-4
$\Delta H(X)_\Sigma$	3,74	-2,28	-1,01
$\Delta H(X)_R$	-0,16	0,04	0,21
$\Delta H(X)$	3,58	-2,24	-0,8

Локальный максимум изменения энтропийного критерия наблюдается в 2014–2015 гг. после двухлетнего периода 2012–2013 гг. Достижение подобного показателя явилось результатом роста системной хаотичности (неблагоприятные тенденции во внешней среде) и уменьшением системной взаимозависимости элементов банковского сектора (негативные процессы внутри системы коммерческих банков). Именно на конец 2014 г. приходится развитие российского экономического кризиса, порожденного экономическими санкциями со стороны ряда стран. В 2016–2017 гг. по сравнению с предыдущим двухгодичным периодом уменьшение системной энтропии оценивается в (-2,24) условной единицы, а в 2018–2019 гг. – в (-0,8) условной единицы. Полученные с помощью модели данные иллюстрируют преодоление банковским сектором России финансового кризиса к 2016–2017 гг. Достижение подобного результата стало следствием оздоровления банковского сектора России и поддержки со стороны государства. Для периода 2018–2019 гг. модель демонстрирует позитивное развитие банковского сектора, однако темп

уменьшения системной энтропии ($\Delta H(X)_R$) сокращается, что свидетельствует о зарождении негативных процессов, способных привести к кризису системы.

Выводы

На основе методики энтропийного моделирования была сформулирована модель, которая позволила рассчитать показатель системной энтропии банковского сектора России – энтропийный критерий. В результате анализа полученных данных были выявлены периоды, для которых было характерно увеличение показателя системной энтропии и периоды, для которых демонстрировалось снижение данного показателя. Динамика изменения энтропийного критерия соответствует основным стадиям изменения банковской системы РФ в кризисный и посткризисный периоды. Это свидетельствует о возможности использования модели для решения задачи диагностики российского банковского сектора.

Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 18-010-00909.

Список литературы

- Toivanen M. Financial Interlinkages and Risk of Contagion in the Finnish Inter-bank Market. University of Vaasa, Department of Economics Working Papers. 2009. Vol. 11. P. 38.
- Li J., Liang C., Zhu X., Sun X., Wu D. Risk Contagion in Chinese Banking Industry: A Transfer Entropy-Based Analysis. Entropy. 2013. Vol. 15. P. 5549–5564.
- Billio M., Casarin R., Costola M., Pasqualini A. An entropy-based early warning indicator for systemic risk. Working Papers Department of Economics Ca' Foscari University of Venice. 2015. Vol. 9. P. 1–21.
- Shannon C. A Mathematical Theory of Communication. The Bell System Technical Journal. 1948. Vol. 27. P. 379–423, 623–656.
- Тырсин А.Н., Ворфоломеева О.В. Исследование динамики многомерных стохастических систем на основе энтропийного моделирования // Информатика и её применения. 2013. Т. 7. Вып. 4. С. 3–10.
- Тырсин А. Н. Энтропийное моделирование многомерных стохастических систем: монография. Воронеж: Издательство «Научная книга», 2016. С. 156.
- Обзор банковского сектора Российской Федерации. Официальный сайт Банка России. [Электронный ресурс]. URL: https://cbr.ru/statistics/bank_sector/review/ (дата обращения: 20.11.2020).