

Использование экспертных оценок в условиях дефицита информации в инновационной экономике

*Д. Ю. Субботницкий
Санкт-Петербургский государственный
университет, г. Санкт-Петербург*

Переход к инновационному развитию экономики подразумевает ускорение экономического роста и появление новых отраслей промышленности. Усложняющаяся система экономических связей как на национальном, так и на международном уровне делает макроэкономическое прогнозирование все более сложным. Каждый серьезный экономический подъем, сопровождающийся ускоренным развитием производительных сил общества и активным внедрением инноваций, сменяется со временем кризисом, причины которого часто остаются до конца неясными (наиболее известный пример — Великая депрессия в США). Для моделирования подобных «внезапных кризисов» часто удобно использовать экспертные оценки. Эксперты, обладающие опытом в соответствующей сфере и часто располагающие инсайдерской информацией, могут высказывать достаточно обоснованные суждения о возможности кризиса [1].

При оценивании сложных систем, характерных для инновационной экономики, вероятности того, что в будущем система перейдет в то или иное состояние, часто не могут быть определены при помощи использования обычных статистических методов по имеющимся у исследователя историческим данным [2]. В связи с этим исследователю приходится привлекать к оценке вероятностей экспертов, которые, в свою очередь, обычно не могут дать точных числовых оценок вероятностей наступления рассматриваемых событий и выражают свои суждения путем сравнения отдельных возможных исходов (заявляя, что один из них вероятнее другого, оба примерно равновероятны и т. п.). Опять же, различные эксперты могут упорядочивать альтернативы по-разному даже обладая одной и той же информацией [3].

Метод рандомизированных вероятностей позволяет создавать довольно простые стохастические модели неопределенности для определения вероятностей реализации различных вариантов развития системы, что позволяет использовать все имеющиеся у исследователя неточные, нечисловые и неполные данные (собственно ННН-информацию), причем как о вероятностях исследуемых альтернатив, так и о сравнительной значимости и надежности используемых источников информации [4].

Будем считать, что нам известно состояние системы в текущий момент времени, и нам нужно составить прогноз того, в какое состояние она перейдет в будущем. Инновационная экономика характеризуется высоким уровнем неопределенности, на нее влияет большое количество факторов, причем не только экономических, например, большое значение приобретает научно-технический прогресс — появляются новые отрасли промышленности, происходят значительные изменения в старых. Кроме того, возрастает роль государства в экономике — если в XIX веке оно могло ограничиваться ролью «ночного сторожа», занимающегося сбором налогов и охраной общественного порядка, то на современном этапе, при ускоренном внедрении инновационных технологий, крайне важны государственные инвестиции в науку и образование. Особенно характерно это для крупных государств, обладающих значительными ресурсами и для государств, характеризующихся «догоняющей моделью» развития. Государство определяет собственные приоритеты в рамках инновационной экономики, как правило, обращая особое внимание на военно-промышленный комплекс, космическую отрасль, авиастроение и некоторые другие отрасли обрабатывающей промышленности (так или иначе связанные с инновационными технологиями). В этом плане достаточно сложно предсказать варианты развития экономики в зависимости от действий государства, часто определяющихся политическими мотивами и неэкономическими целями, например, достаточно неожиданным было появление госкорпораций в сфере высоких технологий («Роснано», «Ростехнологии», «Росатом»). Увеличение государственных инвестиций в инновационные отрасли, рост государственных закупок (например, высокотехнологичной аппаратуры для армии) может оказать значительное влияние на развитие экономики и, соответственно, сделать его менее предсказуемым.

Предположим, что рассматриваемая финансово-экономическая система в определенный момент времени t_0 может, к моменту времени $t_1 = t_0 + \tau$, перейти в одно и только одно из состояний

(альтернатив, вариантов) A_1, A_2, \dots, A_n , образующих полную группу попарно несовместных событий, то есть $A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n = \Omega$, $A_i \cap A_j = \emptyset$, $i \neq j$ [5]. Положим, что исследователь обладает информацией I двух типов — ординальной (нечисловой) информацией OI , выражаемой соотношениями вида $p_i > p_j$, $p_l = p_k$, и интервальная (неточная) информация II , определяемая диапазонами $[a_i, b_i]$, $0 \leq a_i \leq b_i \leq 1$, $i = \overline{1, n}$, в которых могут находиться вероятности p_i , $i = \overline{1, n}$ рассматриваемых альтернатив A_1, A_2, \dots, A_n [6]. Таким образом, нечисловая и неполная информация $I = OI \cup II$, задает систему равенств и неравенств для вероятностей p_i , $i = \overline{1, n}$, альтернатив A_1, A_2, \dots, A_n . Информация неполна, если имеющихся данных недостаточно для однозначного определения вероятностей. В этом случае мы будем говорить, что исследователь оперирует с ННН-информацией (неточной, неполной, нечисловой) [7].

В случае, если имеется несколько источников информации I_1, \dots, I_m , можно считать, что из каждого источника I_j исследователь получает ННН-информацию о вероятностях p_i , $i = \overline{1, n}$, альтернатив A_1, A_2, \dots, A_n . Следовательно, можно говорить о том, что исследователь обладает совокупной информацией I , являющейся кортежем $I = (I_1, \dots, I_m)$, состоящим из систем соответствующих равенств и неравенств, получаемых из всех доступных источников информации I_1, \dots, I_m [8].

Предположим дополнительно, что в распоряжении исследователя имеется ННН-информация J , характеризующая сравнительную значимость мнений экспертов и различных источников информации (что часто также является довольно проблематичным). Поскольку сравнительная значимость считается известной, то ННН-информация J может быть описана системой равенств и неравенств для весовых коэффициентов w_1, \dots, w_m , $w_i \geq 0$, $w_1 + \dots + w_m = 1$ [9].

Следовательно, всю доступную исследователю ННН-информацию можно выразить в виде следующего кортежа: $(I; J) = ((I_1, \dots, I_m); J)$, где I_j — информация о вероятностях p_i , $i = \overline{1, n}$ вариантов (альтернатив) A_i , $i = \overline{1, n}$, получаемых из источника j , J — ННН-информация, характеризующая сравнительную значимость мнений отдельных экспертов для оценки вероятностей возможных вариантов развития исследуемой сложной финансово-экономической системы [10].

Учет ННН-информации ограничивает множество $P(r)$ всех возможных векторов $p = (p_1, \dots, p_n)$ вероятностей альтернатив A_i , $i = \overline{1, n}$, до множества всех допустимых (с точки зрения рассматриваемого источника информации) векторов вероятностей $P(r, I_j)$ [11]. В результате, имеем, что информация I_j , которую исследователь получает из источника j , определяет вектор вероятностей $p = (p_1, \dots, p_n)$ с точностью до множества $P(r, I_j)$. Рандомизируя выбор вектора вероятностей $p = (p_1, \dots, p_n)$ из множества $P(r, I_j)$, получим случайный равномерно распределенный на $P(r, I_j)$ вектор $\tilde{p}(I_j) = (\tilde{p}_1(I_j), \dots, \tilde{p}_n(I_j))$ [12].

Отметим, что компонента $\tilde{p}_i(I_j)$ случайного вектора $\tilde{p}(I_j)$ является рандомизированной оценкой вероятности альтернативы A_i , соответствующая информации I_j , полученной из источника j . Для случайных величин $\tilde{p}_i(I_j)$, $i = \overline{1, n}$, можно рассчитать математическое ожидание $\bar{p}_i(I) = E\tilde{p}_i(I)$ и дисперсию $D\tilde{p}_i(I)$ (стандартное отклонение $\sigma_i(I) = \sqrt{D\tilde{p}_i(I)}$) [8]. Величину математического ожидания $\bar{p}_i(I)$ рандомизированной вероятности $\tilde{p}_i(I_j)$ можно считать оценкой вероятности p_i альтернативы A_i , полученной с помощью информации I_j . Точность оценки $\bar{p}_i(I)$ определяется с помощью стандартного отклонения $\sigma_i(I)$ [13].

Из совокупности случайных векторов $\tilde{p}(I_j) = (\tilde{p}_1(I_j), \dots, \tilde{p}_n(I_j))$, $j = \overline{1, m}$, получим вектор $\tilde{p}^{(i)} = (\tilde{p}_i(I_1), \dots, \tilde{p}_i(I_m))$ рандомизированную многокритериальную оценку вероятности p_i альтернативы A_i . Следует отметить, что рандомизацию нужно проводить таким образом, чтобы для случайных величин $\tilde{p}_i(I_l)$, $l = \overline{1, m}$, соблюдалось условие независимости в совокупности. Для свертки получаемой таким образом многокритериальной оценки в единую оценку вероятности альтернативы A_i будем использовать информацию J [1].

Учитывая информацию J для весовых коэффициентов (о сравнительной значимости источников информации), получим множество $W(m; J)$, состоящее из весовых векторов, допустимых с точки зрения ННН-информации J . Следовательно, ННН-информация J , характеризующая сравнительную значимость экспертов I_1, \dots, I_m , определяет вектор весов (весовых коэффициентов) $w = (w_1, \dots, w_m)$ с точностью до множества $W(m; J)$ [9]. Рандомизируя неопределенность выбора вектора весовых коэффициентов из множества $W(m; J)$ получим случайный вектор $\tilde{w}(J) = (\tilde{w}_1(J), \dots, \tilde{w}_m(J))$, равномерно распределенный на множестве $W(m; J)$ допустимых векторов. Здесь элемент $\tilde{w}_h(J)$ полученного выше вектора следует рассматривать как рандомизированную оценку веса (значимости) информации I_h , получаемой из источника h [14].

Следовательно, для каждой альтернативы A_i исследователь имеет рандомизированную многокритериальную оценку, которая представляет собой случайный вектор $\tilde{p}^{(i)}$ с независимыми компонентами. Более того, исследователю известен рандомизированный вектор весовых коэффициентов $\tilde{w}(J)$, с компонентами, представляющими собой рандомизированные оценки относительной значимости отдельных источников информации [15].

Используя полученные данные можно построить дважды рандомизированную сводную оценку $\tilde{\tilde{p}}_i(I, J) = \tilde{p}_i(I_1) \cdot \tilde{w}_1(J) + \dots + \tilde{p}_i(I_m) \cdot \tilde{w}_m(J)$ вероятности p_i альтернативы A_i , учитывающую всю имеющуюся у исследователя ННН-информацию $(I; J) = ((I_1, \dots, I_m); J)$. Для этой оценки, учитывая независимость случайных величин $\tilde{p}_i(I_j), \tilde{w}_j(J)$, можно вычислить математическое ожидание $\overline{\tilde{\tilde{p}}_i(I, J)} = E\tilde{\tilde{p}}_i(I, J)$ и стандартное отклонение $\sigma_i(I, J) = \sqrt{D\tilde{\tilde{p}}_i(I, J)}$ [16].

Результаты, описанные выше, могут быть описаны в виде следующего алгоритма оценки вероятностей вариантов (альтернатив) по ННН-информации, получаемой из различных источников, характеризующихся разными степенями значимости [3]. Сначала исследователь учитывает ННН-информацию I_1, \dots, I_m , которая поступает из m различных источников и позволяет построить матрицу $(\bar{p}_i(I_j))$, $i = \overline{1, n}$, $j = \overline{1, m}$, усредненных оценок вероятностей альтернатив. Строки данной матрицы — вектора $\bar{p}(I_j)$, компонентами которых являются усредненные оценки вероятностей альтернатив, соответствующие ННН-информации, получаемой из одного из источников [5]. Транспонированным столбцом данной матрицы является вектор, элементы которого — усредненные оценки вероятности p_i альтернативы A_i . На следующем шаге полученные оценки $\bar{p}_i(I_1), \dots, \bar{p}_i(I_m)$ вероятности p_i альтернативы A_i синтезируются в сводную оценку $\overline{\tilde{\tilde{p}}_i(I, J)}$, характеризующейся стандартным отклонением $\sigma_i(I, J) = \sqrt{D\tilde{\tilde{p}}_i(I, J)}$. Конечные результаты оценивания вероятностей альтернатив можно представить в виде соотношений $\overline{\tilde{\tilde{p}}_i(I, J)} \pm \sigma_i(I, J)$ [17].

Развитие инновационной экономики предполагает рост значения стратегического прогнозирования — часто инвестиции в высокие технологии становятся экономически эффектив-

ными не сразу, а через несколько периодов времени («шагов» в МРВ). Особенно это касается фундаментальных исследований, практические приложения которых станут возможны несколько. В связи с этим часто нужно проследить варианты развития экономики на несколько шагов вперед — то, что принесет одни убытки через год, через десять лет может стать основой экономического (а часто и военного) могущества государства. В качестве примера, можно привести исследования в области расщепления радиоактивности и расщепления атома. От открытия радиоактивности (1896 г., А. Беккерель) до строительства первого ядерного реактора (1942 г., группа Э. Ферми, Чикагский университет) прошло почти полвека. Но создание ядерного оружия превратило США в сверхдержаву, обеспечив им лидерство в послевоенном мире. Поэтому весьма важно иметь возможность последовательного прогнозирования на основании экспертных оценок. Серьезной сложностью в этом вопросе может стать определение изменения общей погрешности в прогнозе.

При последовательном применении МРВ на протяжении нескольких шагов (периодов) возникает необходимость найти суммарную погрешность оценок на последнем шаге [11]. Примером такой ситуации может служить принятие субъектами решений в зависимости от того, какие действия были предприняты ранее (на предыдущих шагах). В данном разделе рассматривается обобщенный МРВ, применяемый для прогнозирования повторяющихся действий (событий) (подробнее см. [18]). Рассмотрим одну из возможных последовательностей (будем считать, что в момент (на шаге) t_0 был выбран вариант A_i , в t_1 — A_2 , и т. д.). Получим последовательность (A_0, A_1, \dots, A_n) , где A_0 — состояние в начальный момент t_0 , A_n — в конечный t_n .

Случайные вероятности $\tilde{p}_1, \dots, \tilde{p}_n$ перехода от предыдущего состояния A_i к последующему A_{i+1} $\tilde{p}_1, \dots, \tilde{p}_n$ независимы в совокупности. Введем следующие обозначения: $E\tilde{p}_i = \mu_i$, $D\tilde{p}_i = \sigma_i^2$. Вероятность перехода из начального состояния A_0 в завершающее последовательность состояние A_n представляет собой произведение $\tilde{p} = \tilde{p}_1 \cdot \dots \cdot \tilde{p}_n = \prod_{i=1}^n \tilde{p}_i$ [19].

Вычислим математическое ожидание \tilde{p} , учитывая независимость $\tilde{p}_1, \dots, \tilde{p}_n$:

$$E\tilde{p} = E\left(\prod_{i=1}^n \tilde{p}_i\right) = \prod_{i=1}^n E\tilde{p}_i = \prod_{i=1}^n \mu_i. \quad (1)$$

Рассчитаем дисперсию случайной величины \tilde{p} :

$$D\tilde{p} = E\tilde{p}^2 - (E\tilde{p})^2 = E\left(\prod_{i=1}^n \tilde{p}_i\right)^2 - \left(E\prod_{i=1}^n \tilde{p}_i\right)^2 = \prod_{i=1}^n E(\tilde{p}_i^2) - \prod_{i=1}^n (E\tilde{p}_i)^2.$$

Поскольку $D\tilde{p}_i = E(\tilde{p}_i^2) - (E\tilde{p}_i)^2$, и $E(\tilde{p}_i^2) = D\tilde{p}_i + (E\tilde{p}_i)^2 = \sigma_i^2 + \mu_i^2$, то:

$$D\tilde{p} = \prod_{i=1}^n (\sigma_i^2 + \mu_i^2) - \prod_{i=1}^n \mu_i^2. \quad (2)$$

Рассмотрим теперь взаимную зависимость двух возможных последовательностей $A^{(1)}$ и $A^{(2)}$, где $A^{(1)} = (A_0, A_1, \dots, A_k, A_{k+1}^{(1)}, \dots, A_n^{(1)})$, $A^{(2)} = (A_0, A_1, \dots, A_k, A_{k+1}^{(2)}, \dots, A_n^{(2)})$.

Обозначим $\tilde{p}_i = \tilde{P}(A_i)$, $i = \overline{1, k}$, $\tilde{p}_{j+1}^{(1)} = \tilde{P}(A_{j+1}^{(1)})$, $\tilde{p}_{l+1}^{(2)} = \tilde{P}(A_{l+1}^{(2)})$, $j, l = \overline{k+1, n}$. Элементы каждой из последовательностей $\tilde{p}_1, \dots, \tilde{p}_k, \tilde{p}_{k+1}^{(1)}, \dots, \tilde{p}_n^{(1)}$ и $\tilde{p}_1, \dots, \tilde{p}_k, \tilde{p}_{k+1}^{(2)}, \dots, \tilde{p}_n^{(2)}$ независимы в совокупности, но случайные величины $\tilde{p}_{k+1}^{(1)}, \tilde{p}_{k+1}^{(2)}$ зависимы и могут иметь ненулевой коэффициент корреляции: $\text{cov}(\tilde{p}_{k+1}^{(1)}, \tilde{p}_{k+1}^{(2)}) \neq 0$.

Рассмотрим величины $E\tilde{p}_r = \mu_r$, $D\tilde{p}_r = \sigma_r^2$, $r = 1, \dots, k$; $E\tilde{p}_s^{(i)} = \mu_s^{(i)}$, $D\tilde{p}_s^{(i)} = \sigma_s^2(i)$, $s = k+1, \dots, n$, $i = 1, 2$ [20]. Поскольку $\tilde{p}^{(i)} = \prod_{r=1}^k \tilde{p}_r \cdot \tilde{p}_{k+1}^{(i)} \cdot \prod_{s=k+2}^n \tilde{p}_s^{(i)}$, $i = 1, 2$, то ковариация между ветвями дерева событий будет иметь вид

$$\begin{aligned} \text{cov}(\tilde{p}^{(1)}, \tilde{p}^{(2)}) &= E(\tilde{p}^{(1)}\tilde{p}^{(2)}) - E\tilde{p}^{(1)}E\tilde{p}^{(2)} = \\ &= E\left(\prod_{r=1}^k \tilde{p}_r \cdot \tilde{p}_{k+1}^{(1)} \cdot \prod_{s=k+2}^n \tilde{p}_s^{(1)} \cdot \prod_{r=1}^k \tilde{p}_r \cdot \tilde{p}_{k+1}^{(2)} \cdot \prod_{s=k+2}^n \tilde{p}_s^{(2)}\right) - \\ &- E\left(\prod_{r=1}^k \tilde{p}_r \cdot \tilde{p}_{k+1}^{(1)} \cdot \prod_{s=k+2}^n \tilde{p}_s^{(1)}\right) \cdot E\left(\prod_{r=1}^k \tilde{p}_r \cdot \tilde{p}_{k+1}^{(2)} \cdot \prod_{s=k+2}^n \tilde{p}_s^{(2)}\right) = E\left(\prod_{r=1}^k \tilde{p}_r^2 \cdot \tilde{p}_{k+1}^{(1)} \cdot \tilde{p}_{k+1}^{(2)} \cdot \prod_{s=k+2}^n (\tilde{p}_s^{(2)}\tilde{p}_s^{(1)})\right) - \\ &- \left(\prod_{r=1}^k E\tilde{p}_r \cdot E\tilde{p}_{k+1}^{(1)} \cdot \prod_{s=k+2}^n E\tilde{p}_s^{(1)}\right) \cdot \left(\prod_{r=1}^k E\tilde{p}_r \cdot E\tilde{p}_{k+1}^{(2)} \cdot \prod_{s=k+2}^n E\tilde{p}_s^{(2)}\right) = \prod_{r=1}^k E\tilde{p}_r^2 \cdot E(\tilde{p}_{k+1}^{(1)} \cdot \tilde{p}_{k+1}^{(2)}) \cdot \prod_{s=k+2}^n E(\tilde{p}_s^{(2)}\tilde{p}_s^{(1)}) - \\ &- \left(\prod_{r=1}^k E\tilde{p}_r \cdot E\tilde{p}_{k+1}^{(1)} \cdot \prod_{s=k+2}^n E\tilde{p}_s^{(1)}\right) \cdot \left(\prod_{r=1}^k E\tilde{p}_r \cdot E\tilde{p}_{k+1}^{(2)} \cdot \prod_{s=k+2}^n E\tilde{p}_s^{(2)}\right) = \\ &= \prod_{r=1}^k E\tilde{p}_r^2 \cdot E(\tilde{p}_{k+1}^{(1)} \cdot \tilde{p}_{k+1}^{(2)}) \cdot \prod_{s=k+2}^n E\tilde{p}_s^{(2)} E\tilde{p}_s^{(1)} - \\ &- \left(\prod_{r=1}^k \mu_r \cdot \mu_{k+1}^{(1)} \cdot \prod_{s=k+2}^n \mu_s^{(1)}\right) \cdot \left(\prod_{r=1}^k \mu_r \cdot \mu_{k+1}^{(2)} \cdot \prod_{s=k+2}^n \mu_s^{(2)}\right) = \\ &= \prod_{r=1}^k ((E\tilde{p}_r)^2 + D\tilde{p}_r) \cdot (\text{cov}(\tilde{p}_{k+1}^{(1)}, \tilde{p}_{k+1}^{(2)}) + E(\tilde{p}_{k+1}^{(1)}) \cdot E(\tilde{p}_{k+1}^{(2)})) \cdot \prod_{s=k+2}^n \mu_s^{(2)} \mu_s^{(1)} - \\ &- \left(\prod_{r=1}^k \mu_r^2 \cdot \mu_{k+1}^{(1)} \mu_{k+1}^{(2)} \cdot \prod_{s=k+2}^n \mu_s^{(1)} \mu_s^{(2)}\right) = \\ &= \prod_{r=1}^k ((E\tilde{p}_r)^2 + D\tilde{p}_r) \cdot (\text{cov}(\tilde{p}_{k+1}^{(1)}, \tilde{p}_{k+1}^{(2)}) + E(\tilde{p}_{k+1}^{(1)}) \cdot E(\tilde{p}_{k+1}^{(2)})) \cdot \prod_{s=k+2}^n \mu_s^{(2)} \mu_s^{(1)} - \\ &- \left(\prod_{r=1}^k \mu_r^2 \cdot \mu_{k+1}^{(1)} \mu_{k+1}^{(2)} \cdot \prod_{s=k+2}^n \mu_s^{(1)} \mu_s^{(2)}\right) = \\ &= \prod_{r=1}^k (\mu_r^2 + \sigma_r^2) \cdot (\text{cov}(\tilde{p}_{k+1}^{(1)}, \tilde{p}_{k+1}^{(2)}) + \mu_{k+1}^{(1)} \cdot \mu_{k+1}^{(2)}) \cdot \prod_{s=k+2}^n \mu_s^{(2)} \mu_s^{(1)} - \left(\prod_{r=1}^k \mu_r^2 \prod_{s=k+2}^n \mu_s^{(1)} \mu_s^{(2)}\right). \end{aligned}$$

Окончательно получаем формулу

$$\text{cov}(\tilde{p}^{(1)}, \tilde{p}^{(2)}) = (\text{cov}(\tilde{p}_{k+1}^{(1)}, \tilde{p}_{k+1}^{(2)}) + \mu_{k+1}^{(1)} \cdot \mu_{k+1}^{(2)}) \cdot \prod_{r=1}^k (\mu_r^2 + \sigma_r^2) \cdot \prod_{s=k+2}^n \mu_s^{(1)} \mu_s^{(2)} - \prod_{r=1}^k \mu_r^2 \cdot \prod_{s=k+2}^n \mu_s^{(1)} \mu_s^{(2)}.$$

Предложенный в данной статье метод эффективен при прогнозировании экономик, характеризующихся высоким уровнем неопределенности, например, инновационных или модернизируемых (России свойственны модернизационные «скачки», связанные с внедрением инновационных технологий и серьезными преобразованиями в обществе, например, в XVIII веке при Петре I, в XIX при С. Ю. Витте и в XX в ходе индустриализации). Моделирование вариантов развития экономики позволяет оценить перспективы поддержки той или иной альтернативы и понять, насколько она реализуема и сможет ли получить поддержку в обществе.

Список литературы

1. Субботницкий Д. Ю. Оценка вариантов динамики совокупной задолженности на рынке российских ГКО в 1998 году // Анализ, моделирование, управление, развитие экономических систем: Труды II Международной школы-симпозиум АМУР-2008 / под ред. О. Л. Королева, А. В. Сигала. Симферополь, 2008. С. 240—246.
2. Колесов Д. Н., Котов Н. В., Юдаева М. С. Управление портфелем облигаций по нечисловой, неточной и неполной информации // Сборник трудов Международной конференции «Устойчивость и процессы управления». Санкт-Петербург. 27 июня — 1 июля 2005 г. Том 3. СПб.: СПбГУ, 2005. С. 1527—1536.

3. Макаров А. В., Федотов Ю. В., Хованов Н. В. Байесовская модель оценки вероятностей альтернативных состояний финансово-экономической среды реализации инвестиционных проектов // Материалы Международной научной конференции «Экономическая наука: проблемы теории и методологии». Санкт-Петербург. 16—18 мая 2002 г. Секции 5—10. СПб.: ОЦЭиМ, 2002. С.141—142.
4. Субботницкий Д. Ю. Прогнозирование изменения чистой прибыли предприятия в условиях дефицита числовой информации // Материалы XIV Международной конференции студентов, аспирантов и молодых ученых «Ломоносов-2007». Москва, 11—14 апреля 2007 г. Том. 4. М.: Издательство МГУ, ИТК «Дашков и К», 2007. С. 232.
5. Hovanov N., Yudaeva M., Hovanov K. «Multicriteria estimation of probabilities on basis of expert non-numeric, non-exact and non-complete knowledge // Abstracts of 18-th International Conference on Multiple Criteria Decision Making». Chania (Greece), June 19—23, 2006. P.102.
6. Колесников Г. И., Корникова Н. В., Федотов Ю. В., Хованов Н. В. Оценка вероятностей альтернатив развития фондового рынка в условиях дефицита числовой информации // Вестник Санкт-Петербургского университета. 2005. Сер. 10. Вып.2. С. 151—160.
7. Субботницкий Д. Ю. Применение метода рандомизированных вероятностей для оценки возможных альтернатив развития сложных финансово-экономических систем // Современные аспекты экономики. 2006. № 17(110). С.213—223.
8. Hovanov, N. et al. Multicriteria estimation of probabilities on basis of expert ..., European Journal of Operational Research (2007), doi: 10.1016/j.ejor.2007.11.018.
9. Колесов Д. Н., Михайлов М. В., Хованов Н. В. Оценка сложных финансово-экономических объектов с использованием системы поддержки принятия решений АСПИД-3W. СПб.: ОЦЭиМ, 2004. 64 с.
10. Колесников Г. И., Хованов Н. В., Юдаева М. С. Оценивание ожидаемой доходности и риска портфеля по нечисловой, неточной и неполной информации // Труды 7-й международной научной школы «Моделирование и анализ безопасности и риска в сложных системах». Санкт-Петербург, 4—8 сентября 2007 г. СПб.: ГУАП, 2007. С. 269—278.
11. Субботницкий Д. Ю. Использование экспертных оценок при прогнозировании развития сложных систем // Современные аспекты экономики. 2007. № 4(117). С.168—182.
12. Колесников Г. И., Хованов Н. В., Юдаева М. С. Применение метода квантификации нечисловых оценок вероятности для выбора оптимального портфеля ценных бумаг // Вестник Санкт-Петербургского университета». Серия 5. 2007. Выпуск 3. С. 58—68.
13. Колесов Д. Н., Хованов Н. В., Юдаева М. С. Оценка вероятностей вариантов развития финансово-экономических систем // Вестник Санкт-Петербургского университета». Серия 5. 2007. Выпуск 1. С. 130—140.
14. Hovanov N.V., Yudaeva M. S., Kotov N. V. Alternatives probabilities estimation by means of non-numeric, non-exact and non-complete information obtained from sources of different reliability // Proceedings of the International Scientific school «Modeling and Analysis of Safety and Risk in Complex Systems». SPb., RAS, 2005. P. 271—277.
15. Хованов Н. В. Математические модели риска и неопределенности. СПб.: СПбГУ, 1998. 201 с.
16. Колесников Г. И., Федотов Ю. В., Хованов Н. В. Оценка в условиях дефицита числовой информации состояния среды осуществления стратегических проектов развития предприятия // Материалы восьмого всероссийского симпозиума «Стратегическое планирование и развитие предприятий». Москва, 10—11 апреля 2007 г. Секция 2. Модели и методы разработки стратегии предприятия. М.: ЦЭМИ РАН, 2007. С. 117—119.
17. Хованов Н. В., Федотов Ю. В. Рациональная оценка вероятностей альтернатив состояния среды осуществления проектов — основа эффективного стратегического менеджмента // Материалы конференции «Концепции и инструменты эффективного менеджмента». Санкт-Петербург, 28 октября 2005 г. СПб.: СПбГУ, 2005. С.31—32.
18. Hovanov N. V., Yudaeva M. S., Kotov N. V. Event-Tree with randomized transition probabilities as a new tool for alternatives probabilities estimation under uncertainty // Proceedings of the Sixth International Scientific school «Modeling and Analysis of Safety and Risk in Complex Systems». St.Petersburg, July 4—8, 2006. SPb., RAS, 2006. P.118—125.
19. Колесников Г. И., Хованов Н. В., Юдаева М. С. Оценка доходности инвестиций по экспертной и статистической информации // Материалы международной экономической конференции «Экономическое развитие: теория и практика». Санкт-Петербург, 5—7 апреля 2007 г. Секции 3—7. СПб.: ОЦЭиМ, 2007. С. 48—49.
20. Колесов Д. Н., Котов Н. В., Юдаева М. С. Оценка вероятностей альтернатив развития рынка российских корпоративных облигаций в условиях дефицита числовой информации // Материалы международной научной конференции «Экономическая наука в начале третьего тысячелетия: история и перспективы развития». Санкт-Петербург. 22—23 сентября 2005 г. Секции 4—8. СПб.: ОЦЭиМ, 2005. С. 18—19.