

## МОДЕЛЬ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ И ОПТИМИЗАЦИИ ИННОВАЦИОННОГО РАЗВИТИЯ РЕГИОНА НА ПРИМЕРЕ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ СОЗДАННЫХ ПЕРЕДОВЫХ ПРОИЗВОДСТВЕННЫХ ТЕХНОЛОГИЙ<sup>1</sup>

А. В. Багаряков, Г. П. Быстрай

*В статье приводится модель прогнозирования и оптимизации инновационного развития региона применительно к анализу использования созданных передовых производственных технологий (ППТ), составляющих основу рассмотрения угрозы инновационной безопасности как одной из сфер жизнедеятельности экономической безопасности региона. В качестве одной из основных угроз для различных областей выступает в данной статье недостаточное использование ППТ. Приведены результаты прогнозирования и оценки рисков от недостаточного использования технологий субъектов Уральского федерального округа за период 2000–2010 гг. Апробирован и усовершенствован методический инструментарий, разработанный в Институте экономики Уральского отделения Российской академии наук.*

Инновационный путь развития России состоит в создании новых технологий, отвечающих мировому уровню, осуществлении их, внедрении новшеств и адаптации их для повседневной жизни. Выбор данного пути развития послужит приращению национального богатства и улучшению жизни людей [1].

Способность реагировать, своевременно нейтрализовать, упреждать появление угроз является главным признаком безопасности. При этом к критериям безопасности относятся наличие запаса прочности системы в условиях возможных и появляющихся возмущающих воздействий, адекватность реакции на возмущающие воздействия, динамика накопления угроз.

<sup>1</sup> Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научно-исследовательского проекта «Социально-экономические риски в саморазвитии регионов России: диагностика кризисных процессов и разработка механизма минимизации рисков», проект РФФИ №10-06-00042а.

В современных условиях бизнесу для того, чтобы существовать, следует поддерживать высокий уровень конкурентоспособности. Главным инструментом повышения конкурентоспособности бизнеса сегодня выступает инновационная деятельность. За счет технических и организационно-управленческих инноваций фирмы создают и удерживают ключевые компетенции (знания, навыки, связи и др.), которые определяют конкурентные преимущества.

Отечественные предприятия интегрируются в мировое хозяйственное пространство, в котором существует острая конкуренция. Занять достойное место в такой подвижной среде можно только при условии, если фирма последовательно и неуклонно развивает инновационную деятельность. Вместе с тем для большинства отечественных предприятий инновационная деятельность осуществляется фрагментарно и несистемно.

Разработанный авторами метод [13, 14]<sup>2</sup> и программный продукт по определению инновационных рисков может интегрировать большой спектр показателей экономической и финансовой инновационной деятельности на уровне региона в программно-технический комплекс. В статье рассмотрен новый синергетический метод оценки и прогнозирования развития рисков по коротким временным рядам экономических

<sup>2</sup> См. также: Лыков И. А., Быстрай Г. П., Куклин А. А., Никулина Н. Л. Свидетельство о государственной регистрации программы для ЭВМ №2011614670 «Нелинейный анализ и прогнозирование коротких временных рядов экономических показателей». Роспатент. Зарегистрировано 10 июня 2011 г.; Быстрай Г. П., Лыков И. А. Свидетельство о государственной регистрации программы для ЭВМ №2012615414 «Оценка рисков, нелинейный анализ и прогнозирование для длинных временных рядов экономических показателей». Роспатент. Зарегистрировано 15 июня 2012 г.

показателей на уровне региона. Подход подразумевает использование методов нелинейной и хаотической динамики, включая расчет фрактальных характеристик временных рядов статистических данных и прогнозирование поведения социально-экономических показателей с помощью модернизированного метода Хёрста [13-14] и моделировать на основе восстановления вероятностной функции распределения неравновесные потенциальные функции с целью определения локальной и глобальной устойчивости состояний региональной экономики. Этим самым создаются предпосылки для создания унифицированной методики определения рисков в инновационной деятельности как вероятности реализации угроз экономического характера.

Цель данного исследования состоит в развитии методов оценки и анализа инновационной деятельности и формировании принципов разработки инновационных программ на уровне региона.

### 1. Модернизированный метод прогнозирования

Разработанный авторами метод прогнозирования, основанный на методе Хёрста, называемого также методом нормированного размаха, или  $R/S$ -методом, применяется для анализа временных рядов инновационных показателей и заключается в установлении временной зависимости выбранной характеристики от длины интервала нормированного размаха ( $R/S$ ).

Что такое нормированный размах? Сегодня разработанный Хёрстом метод прогнозирования является одним из широко распространенных методов прогнозирования на финансовых рынках. Одна из рассмотренных Хёрстом [19, 21] задач, на основе которой и базируются все последующие применения, заключалась в определении оптимального объема резервуара (водохранилища) с целью обеспечения бесперебойной постоянной подачи воды для орошения в течение нескольких лет при меняющемся естественном притоке в водохранилище. Для имеющегося временного ряда втекающего в водохранилище водного потока  $\xi(t)$  Хёрст вычислял среднее значение  $\langle \xi(t) \rangle_\tau$ , которое будет потребляться непрерывно для орошения:

$$\langle \xi(t) \rangle_\tau = \frac{1}{\tau} \cdot \sum_{t=1}^{\tau} \xi(t), \quad (1)$$

где  $\langle \xi(t) \rangle_\tau$  — средний объем потребляемой воды на интервале времени  $\tau$ , на котором тре-

буется бесперебойная подача воды,  $t$  — текущее время,  $\xi(t)$  — значение водного потока в данный момент. Затем он рассчитывал зависимость накопленного отклонения  $X(t, \tau)$  от среднего значения  $\langle \xi(t) \rangle_\tau$  на интервале накопления  $\tau$ :

$$X(t, \tau) = \sum_{u=1}^t \{ \xi(u) - \langle \xi(t) \rangle_\tau \}, \quad (2)$$

где  $X(t, \tau)$  — накопленный объем воды в водохранилище, накопление которого происходит при превышении втекающего в водохранилище водного потока над потребляемым.

По накопленному объему воды вычисляется функция абсолютного размаха  $R$ , как разность между максимально и минимально накопленным объемом воды:

$$R(\tau) = \max_{1 \leq t \leq \tau} X(t, \tau) - \min_{1 \leq t \leq \tau} X(t, \tau) \quad (3)$$

Следует отметить, что размах зависит от времени накопления  $\tau$  таким образом, что он может расти с увеличением  $\tau$ . Для перехода к безразмерным переменным Хёрст нормировал  $R$  на стандартное отклонение  $S$  исходного временного ряда  $\xi(t)$ :

$$S(\tau) = \sqrt{\frac{1}{\tau} \cdot \sum_{t=1}^{\tau} \{ \xi(t) - \langle \xi(t) \rangle_\tau \}^2}.$$

Он рассчитал зависимость разности максимального и минимального уровней в водохранилище ( $R$  — размах) при постоянном оптимальном стоке, нормированного на среднеквадратичное отклонение  $S$ , от периода времени, требуемого для обеспечения бесперебойной подачи воды.

**Показатель Хёрста.** Оказалось, что эта зависимость имела степенной характер с некоторой постоянной степенью, которую сегодня называют показателем Хёрста. Это происходит, так как сток реки зависит не только от недавних осадков, но и от более ранних дождей. Поток воды в крупных системах рек должен зависеть от содержания воды на обширных природных территориях со сложной геометрией. В природных системах такая геометрия связана с понятием фрактал.

Хёрст по результатам исследования многих природных процессов установил эмпирическую связь между нормированным размахом  $R/S$  и длиной интервала  $\tau$  через показатель  $H$  [7]:

$$R/S \sim (\tau/2)^H, \quad (4)$$

Из (4) следует что показатель Хёрста в классической теории фракталов равен:

$$H = \frac{\ln(R(\tau)/S(\tau))}{\ln \tau - \ln 2},$$

где  $H$  может принимать значения от 0 до 1. Это наблюдение Хёрста интересно потому, что если отсутствует долговременная статистическая зависимость (случайный ряд), данное отношение должно асимптотически стремиться к  $\tau^{1/2}$  ( $H = 0,5$ ) при стремлении длины выборки к бесконечности. Значения же  $H > 0,5$  характеризуют сохранение тенденции ряда к росту или убыванию, как в прошлом, так и в будущем (персистентное поведение — сохранение структуры). Если  $H < 0,5$  — это означает склонность ряда к смене тенденции (смена одной простой структуры на другую): рост сменяется убыванием и наоборот. Все эти свойства, как уже отмечалось выше, справедливы для достаточно длинных временных рядов. Однако прогнозирование может быть осуществлено только на один временной период, например, на один год. Последнее является существенным недостатком этого классического метода.

Знак пропорциональности в выражении (4) связан с тем, что размерность левой и правой части не совпадают. Покажем это на примере решаемой Хёрстом задачи [19, 21].

Хёрст рассматривал исходные временные ряды стока реки  $\xi(t)$ , имеющие размерность  $[\xi(t)] = \text{м}^3/\text{год}$  на интервалах времени  $\tau$  с размерностью  $[\tau] = \text{год}$ . Размерность накопленного отклонения таким образом:  $[X(t, \tau)] = [\xi(t)] \cdot [\tau] = \text{м}^3$ . Размах  $R$  имеет размерность  $X(t, \tau) : [R(\tau)] = [X(t, \tau)] = \text{м}^3$ . Размерность среднеквадратичного отклонения  $S$ :  $[S(\tau)] = ([\tau]^{-1} \cdot [\xi(t)]^2 \cdot [\tau])^{0,5} = \text{м}^3/\text{год}$ . В этом случае размерность  $[R/S] = [\tau] = \text{год}$ . Выражение (4) для подстановки знака точного равенства требует введения размерного коэффициента  $A$ . Такой коэффициент призван обеспечить совпадение размерностей в левой и правой частях выражения (4):

$$R/S = A \cdot (\tau)^H. \tag{5}$$

В этом случае  $[R/S] = [A] \cdot [\tau]^H$ . Рассмотрим предельный случай единичного интервала  $\tau = 1$  и выясним физический смысл коэффициента введенного нами коэффициента  $A$  в равенстве (5):  $A = (R/S)_{\tau=1} \equiv (R/S)_0$  — функция нормированного размаха на единичном временном интервале при любых  $H$ . Размерность  $[(R/S)_0] = [R(1)/S(1)] \cdot [\tau]^{-H} = [\tau]^{1-H}$ . Если использовать связь фрактальной размерности времен-

ного ряда  $D$  и показателя Хёрста  $H$  [3]:  $D = 2 - H$ , то  $[(R/S)_0] = [\tau]^{1-D}$ , следовательно данный параметр, являясь функцией нормированного размаха на единичном временном интервале, характеризует также дополнительную временную размерность временного ряда.

При  $D = 1$  исходный временной ряд имеет собственную размерность  $[\xi(t)]$  и может аппроксимироваться простой кривой. При  $D \rightarrow 2$  у данного временного ряда появляется дополнительная размерность  $[\tau]$ , и временной ряд стремится занять все предоставленное ему двумерное пространство с размерностями  $[\xi(t)]$  и  $[\tau]$ .

Величина  $H$  может принимать значения от 0 до 1. Если отсутствует долговременная статистическая зависимость (случайный ряд), данное значение должно асимптотически приближаться к  $H = 0,5$  при стремлении длины выборки к бесконечности. Значения же  $H > 0,5$  характеризуют сохранение тенденции ряда к росту или убыванию как в прошлом, так и в будущем (персистентное поведение — сохранение структуры). Если  $H < 0,5$ , это означает склонность ряда к смене тенденции (смена одной простой структуры на другую): рост сменяется убыванием и наоборот. Все эти свойства, как уже отмечалось выше, справедливы для достаточно длинных временных рядов.

**Классификация рядов.** Время достоверного прогноза. Анализ поведения функции  $H(t/t)$ , которую дальше будем называть характеристической функцией, позволяет по постоянству  $H$  классифицировать ряд как фрактальный или нефрактальный. Если  $H = \text{const}$ , то есть не зависит от  $\tau$ , и при этом  $H \neq 0,5$ , то ряд можно считать статистически фрактальным с фрактальной размерностью  $D = 2 - H$ .

На рис. 1 показано поведение функций отношения абсолютного размаха  $R$  и стандартного отклонения  $S$  (функции  $R/S$ ) для исходного ряда исследуемого показателя. Для полученной функции  $R/S$  на рисунке также приведена зависимость показателя Хёрста  $H$  от временного масштаба  $\tau$ . В модернизированном методе дифференцирование кривой рис. 1а осуществляется для каждой точки временной оси, в то время как в классическом методе Хёрста определяется средний наклон функции  $R/S$ . В результате мы приходим не к одному показателю, а к их большому числу (рис. 1б).

Если  $H = 0,5$ , то ряд случаен, его фрактальная размерность имеет значение  $D = 1,5$ , а корреляционная функция, так же, как и у фрактального

ряда, не зависит от времени и равна 0. То есть при  $H = \text{const}$  справедливы формулы для определения фрактальной размерности  $D$  и корреляционной функции  $C$ . Граница  $H = 0,5$  характеризует время достоверного прогнозирования (ВДП) (рис. 16).

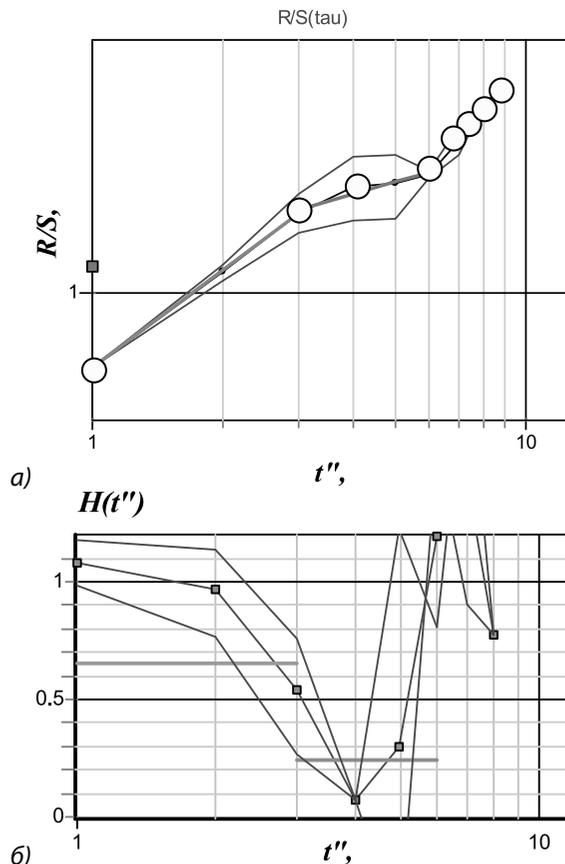
Если же функция  $H(t')$  испытывает скачок при каком-либо значении  $t'$  — это означает, что существует некоторый характерный временной масштаб изменения фрактальной размерности  $D$  [20]. При этом для периодических функций будет наблюдаться переход от  $H > 0,5$  к  $H < 0,5$ . Для рядов с локальной антиперсистентностью и глобальным поддержанием тенденции характеристическая функция будет испытывать обратный скачок. В этом случае можно выделить характерное время смены тенденции  $t_p$ , при котором и произошел скачок.

На временах, на которых показатель Хёрста достигает значения 0,5, ряд становится случайным. Таким образом, это время для показателей Челябинской области — 3 точки (3 года) — является временем достоверного прогнозирования. Горизонтальные линии соответствуют средним значениям показателя Хёрста.

Таким образом, по поведению характеристической функции можно классифицировать временные ряды как статистически фрактальные, случайные, периодические и выделить ещё один тип с глобальной персистентностью, который характерен для функций роста или убывания. Установлено, что наилучшим образом фрактальные характеристики передает не сам ряд, а скорости его изменения [13, 14]<sup>1</sup>.

Считая фрактальные свойства территориально-экономической системы неизменными (постоянство территории и слабая изменчивость налоговых ставок и ставки рефинансирования, а главное — форм собственности), мы производим построение временного ряда исследуемого экономического показателя на некоторый временной интервал в будущем. Неизменность фрактальных свойств включает в себя все виды

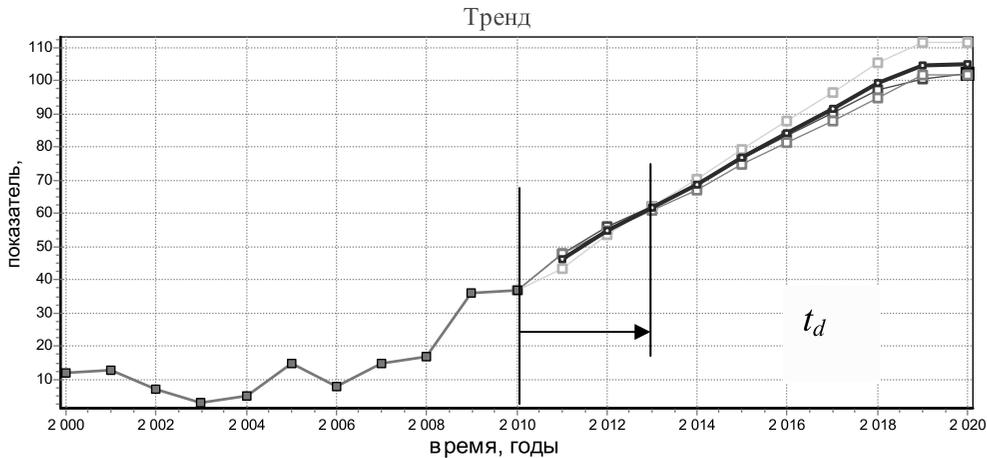
<sup>1</sup> Лыков И. А., Быстрай Г. П., Куклин А. А., Никулина Н. Л. Свидетельство о государственной регистрации программы для ЭВМ №2011614670 «Нелинейный анализ и прогнозирование коротких временных рядов экономических показателей». Роспатент. Зарегистрировано 10 июня 2011 г.; Быстрай Г. П., Лыков И. А. Свидетельство о государственной регистрации программы для ЭВМ №2012615414 «Оценка рисков, нелинейный анализ и прогнозирование для длинных временных рядов экономических показателей». Роспатент. Зарегистрировано 15 июня 2012 г.



**Рис. 1.** Зависимость  $R/S$  от временного масштаба исследуемого (а) для количества производственных технологий в Челябинской области (нежирной линией выделена ошибка определения  $R/S$ ); из наклона кривой с точками вычисляется зависимость  $H$  от временного масштаба для с аппроксимацией  $H=0,649\pm 0,03$  на интервале времени от 1 до 3, и с аппроксимацией  $H=0,244\pm 0,118$  на интервале времени от 3 до 6.

фрактальных структур на разных временных масштабах. Если эти свойства территориально-экономической системы не изменятся за время прогнозирования, то мы достаточно точно предскажем её поведение на таком участке времени. Функция Хёрста ( $R/S$ ) и его показатель  $H(\tau)$  являются постоянными для системы с неизменными фрактальными свойствами и не зависят от длины исследуемого временного ряда. Поэтому построение временного ряда на некоторый интервал в будущем выполняется таким образом, чтобы оно не меняло функцию Хёрста для исследуемого ряда.

Так как показатель Хёрста  $H(\tau)$  строится по функции Хёрста и его поведение от временного масштаба характеризует постоянство и возможную смену структуры временного ряда, исходная функция  $R/S$  учитывает все особенности системы, включая как неизменность структуры



**Рис. 2.** Восстановленный по ряду скорости изменения показателя прогнозируемый тренд для Челябинской области. Спрогнозированные траектории строились по следующим отрезкам исходного ряда: 1) 2000–2010 гг.; 2) 2001–2010 гг.; 3) 2002–2010 гг. Им соответствует средняя траектория с достоверным временем прогнозирования  $t_d$  — 3 года. Прогнозируется рост созданных ППТ

на определенных временах, так и ее смену. Поэтому предполагая  $R/S$  неизменной, мы также учитываем в прогнозе все особенности эволюции структуры в системе.

В отличие от метода Хёрста прогнозирование может быть осуществлено неограниченное число временных периодов, например, на несколько лет вперед. Последнее является существенным преимуществом модернизированного метода по сравнению с классическим [3].

Некорректность анализа временных рядов методом Хёрста в классической линейной теории [19, 20, 21] заключается в том, что наличие постоянной фрактальности анализируемых рядов предполагается на всех временных масштабах, т. е. структура экономических отношений предполагается неизменной все время. Это приводит в классической теории к достаточно высокой погрешности определения показателя Хёрста. Анализ нелинейного поведения от временного масштаба  $H(tt')$  и показывает, что существует характерное время смены структуры — время достоверного прогнозирования, которое необходимо учитывать при прогнозе и анализе.

Реальный прогноз использования созданных передовых производственных технологий (ППТ). На рис. 2 приведен восстановленный по ряду скорости изменения передовых производственных технологий (ППТ) прогнозируемый тренд. Спрогнозированные траектории строились по следующим отрезкам исходного ряда: траектории соответствуют следующим временным отрезкам: 1) 2000–2010 гг.; 2) 2001–2010 гг.; 3) 2002–2010 гг. Им соответствует средняя тра-

ектория с достоверным временем прогнозирования  $t_d$ . Следует отметить что разница значений между оптимистическим (3 траектория) и пессимистическим прогнозами является незначительной.

Теория предсказывает на период 2011–2020 гг. увеличение для Челябинской области использования передовых производственных технологий (ППТ). Им соответствует средняя траектория с достоверным временем прогнозирования  $t_d$ . Это означает, что прогноз для Челябинской области достоверен до 2016 г. Превышение этого срока приводит к увеличению погрешности прогнозирования.

Прогнозы показателя для других субъектов УрФО. Прогноз показателя для УрФО и его других субъектов приведены на рис. 3-5.

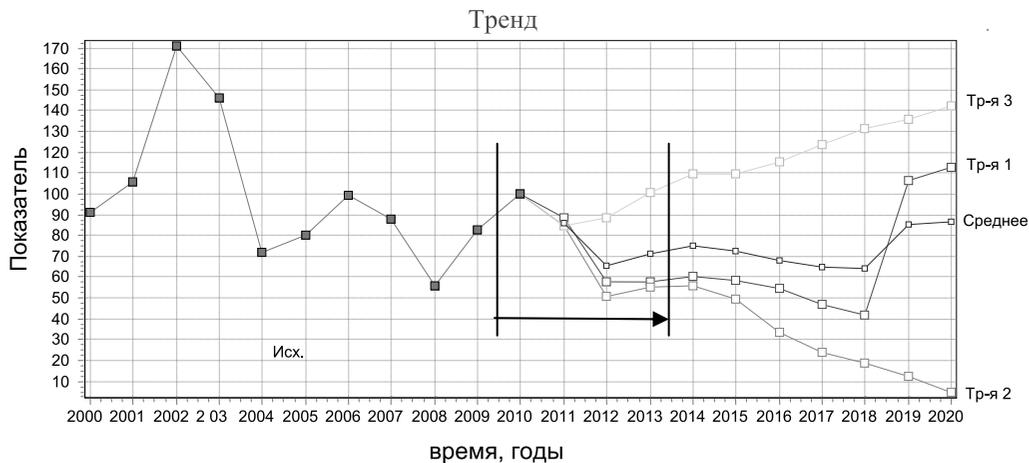
Прогнозируется примерно постоянное значение созданных ППТ на уровне 70 ед. (рис. 3). В инновационной деятельности менеджеров требуется обратить внимание на этот показатель и прогноз его поведения.

В инновационной деятельности менеджеров требуется обратить внимание на недостаточность роста этого показателя (рис. 4).

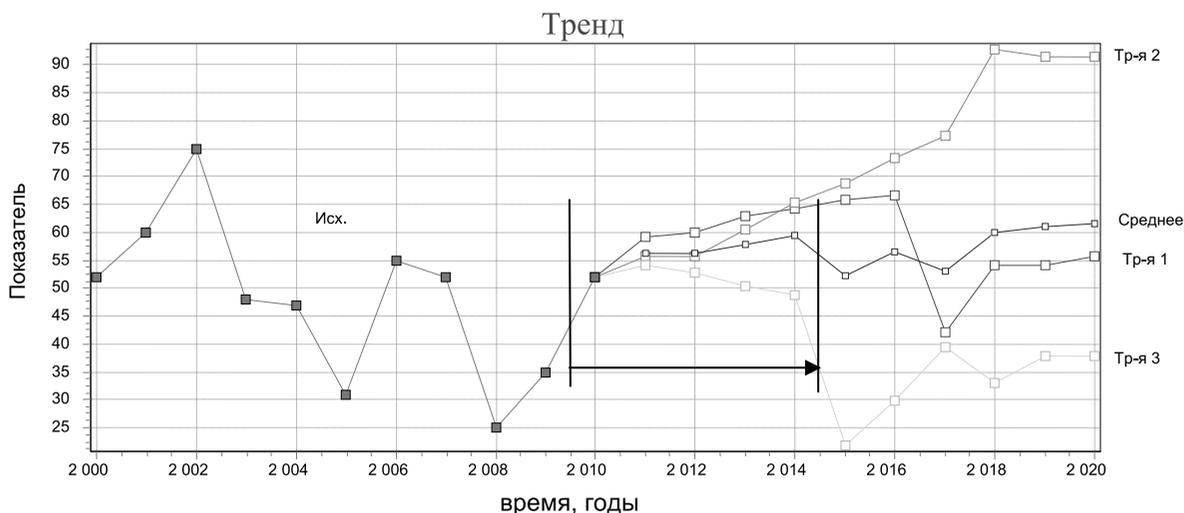
Прогнозируется резкое увеличение числа созданных ППТ, что, вероятно, говорит о финансовых возможностях региона в связи с увеличивающейся с годами международной конкуренцией на нефтяные природные ресурсы (рис. 5).

В ходе исследования сделаны следующие выводы.

1. Для УрФО и его субъектов время достоверного прогнозирования находится в интервале 3-5 лет. Хотя прогноз возможен и на большие



**Рис. 3.** Восстановленный по ряду скорости изменения показателя прогнозируемый тренд для УрФО. Спрогнозированные траектории строились по следующим отрезкам исходного ряда: 1) 2000–2010 гг.; 2) 2001–2010 гг.; 3) 2002–2010 гг. Им соответствует средняя траектория с достоверным временем прогнозирования  $t_d$  (4 года) — расстояние между вертикальными линиями



**Рис. 4.** Восстановленный по ряду скорости изменения показателя прогнозируемый тренд для Свердловской области. Спрогнозированные траектории строились по следующим отрезкам исходного ряда: 1) 2000–2010 гг.; 2) 2001–2010 гг.; 3) 2002–2010 гг. Им соответствует средняя траектория с достоверным временем прогнозирования  $t_d$  (5 лет). Прогнозируется примерно постоянное значение созданных ППТ на уровне 60 ед.

времена, но погрешность прогнозирования при этом возрастает. Чтобы увеличить это время, необходимо иметь статистические данные не за 10 последних лет, а за гораздо больший период.

2. Число созданных производственных технологий в УрО и его отдельных субъектах, исключая Тюменскую область, является незначительным, если иметь в виду их высокий промышленный потенциал, большие территории и богатые природные ресурсы.

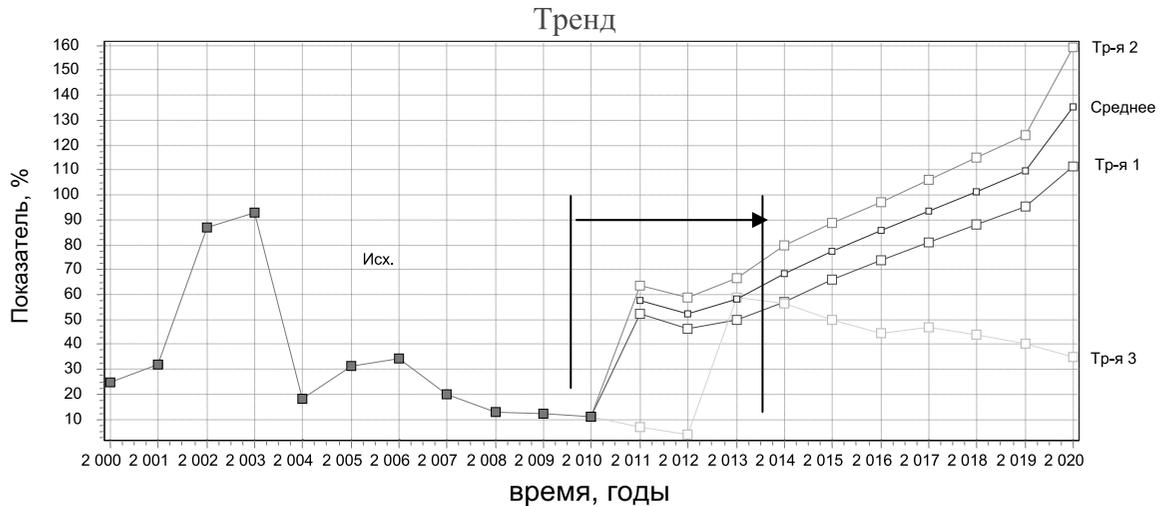
## 2. Математическая модель инновационных рисков

В этой части статьи рассмотрен предлагаемый авторами подход к оценке инновацион-

ных рисков<sup>1</sup>. Хотя сам анализ использует один фактор — использование созданных передовых производственных технологий (ППТ) [1], тем не менее, его распространение на другие факторы тоже обоснованно. Авторами акцентировано внимание на нелинейном подходе к теории рисков<sup>2</sup>. Экономический риск определяется как вероятность реализации угроз, способных оказать существенное негативное влияние на исследуе-

<sup>1</sup> Быстрая Г. П., Лыков И. А. Свидетельство о государственной регистрации программы для ЭВМ №2012615414 «Оценка рисков, нелинейный анализ и прогнозирование для длинных временных рядов экономических показателей». Роспатент. Зарегистрировано 15 июня 2012 г.

<sup>2</sup> Там же.



**Рис. 5.** Восстановленный по ряду скорости изменения показателя прогнозируемый тренд для Тюменской области. Прогнозируемые траектории строились по следующим отрезкам исходного ряда: 1) 2000–2010 гг.; 2) 2001–2010 гг.; 3) 2002–2010 гг. Им соответствует средняя траектория с достоверным временем прогнозирования  $t_d$  (4 года)

мую экономическую систему и изменить ее текущее состояние.

При этом результативность инновационной деятельности прямо зависит от того, насколько точно произведена оценка риска, а также от того, насколько адекватно определены методы управления им [12, 17]. Инновационная деятельность в большей степени, чем другие направления экономической деятельности, сопряжена с риском, так как полная гарантия благополучного результата в инновационном предпринимательстве практически отсутствует. В крупных организациях этот риск, однако, значительно меньше, поскольку перекрывается масштабами обычной хозяйственной деятельности (отлаженной и чаще всего диверсифицированной).

**Оценка риска.** При наличии малых флуктуаций нелинейная система описывается нормированной вероятностной функцией распределения  $g$ , связанной с потенциальной функцией системы  $F$  посредством уравнения Фоккера — Планка [2, 15, 16]:

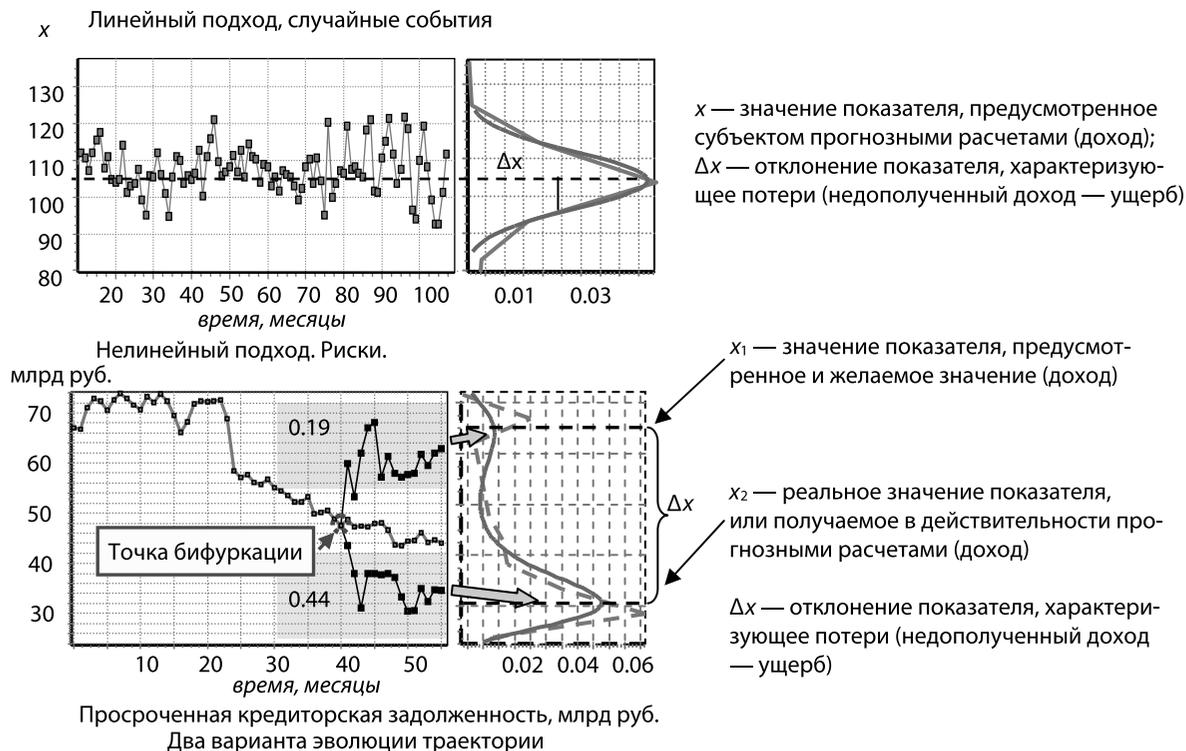
$$\frac{\partial g}{\partial t} = \nabla(g\nabla F) + \nabla^2(Dg), \quad (6)$$

где  $D$  — коэффициент диффузии (распространения) передовых технологий по территории. Потенциальная функция позволяет определить точки устойчивых и неустойчивых равновесий нелинейной системы, связанных с элементарными катастрофами. Правая часть уравнения состоит из двух членов — дрейфа и диффузии. Дрейф заставляет функцию распределения дви-

гаться по направлению к ближайшему локальному минимуму [7]. Роль диффузии двойка: она описывает размах функции распределения, которая концентрируется вокруг локального минимума, и вероятность, с которой флуктуация может перевести систему из метастабильного (локального) минимума в глобальный минимум. Если флуктуаций нет, то диффузия от локального к глобальному минимуму отсутствует.

По известной реализации, порожденной нелинейной системой, можно получить вероятностную функцию распределения (плотность вероятности) на основе хаотического поведения временного ряда. Исходя из предположения эргодичности временного ряда, вероятностная функция распределения считается независимой от времени (постоянной) [3]. Это позволяет для данной единственной, но достаточно длинной реализации заменить усреднение по ансамблю усреднением по времени. Тогда становится возможным восстановление вероятностной функции распределения  $g(x)$  [2].

Для этого диапазон значений временного ряда разбивается на множество интервалов, количество которых, однако, должно быть много меньше количества выборок значений. Для каждого диапазона производится определение значения функции плотности вероятности, нормированной на 1, исходя из его ширины и количества значений выборок временного ряда, попавших в этот диапазон. Это метод стохастического анализа нелинейных хаотических систем по временному ряду, будущее значение величины для



**Рис. 6.** Линейный и нелинейный подходы к теории риска. Риск существует тогда и только тогда, когда возможно не единственное развитие событий [5]

которых в рамках данного метода может быть определено лишь с известной вероятностью.

Проблема оценки рисков и устойчивого развития в рамках нелинейной динамики исследуется в работах В. А. Владимирова [18], Ю. Л. Воробьева [6], С. П. Курдюмова и Г. Г. Малинецкого [10], Н. А. Махутова [18], Г. П. Быстрая [3] и др. В настоящее время теория рисков рассматривается как часть кризисологии — науки о кризисах, которая объединяет научные знания об источниках, механизме развития кризисов, их диагностике, а также антикризисном управлении [17-18].

Рис. 6 дает наглядное представление о правомочности применения нелинейного подхода в определении риска по известной плотности функции распределения вероятностей.

По известной вероятностной функции распределения  $g(x)$  возможно восстановление нормированной на коэффициент диффузии функции потенциала  $F(x)/D$  по решению уравнения Фоккера-Планка в стационарном случае<sup>1</sup>:

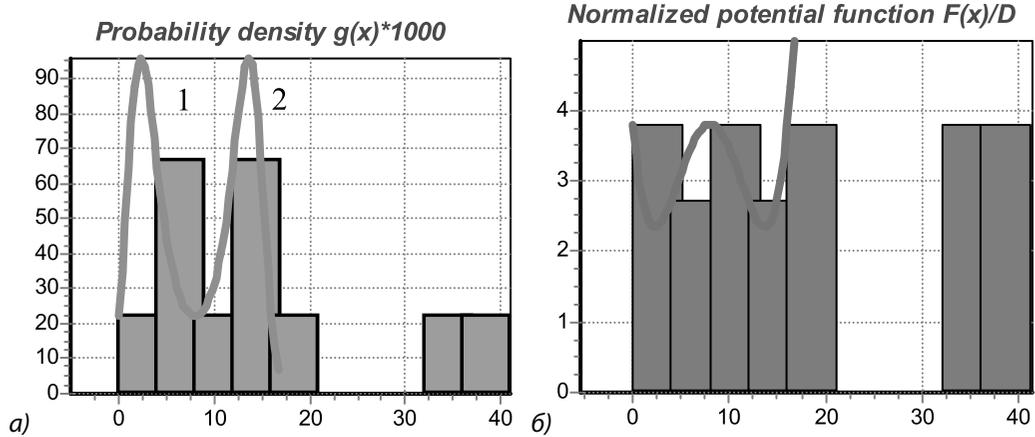
$$0 = \nabla(g\nabla F) + \nabla^2(Dg), \text{ тогда } g(x) = g_0 \cdot e^{-F(x)/D}.$$

<sup>1</sup> Быстрая Г. П., Лыков И. А. Свидетельство о государственной регистрации программы для ЭВМ №2012615414 «Оценка рисков, нелинейный анализ и прогнозирование для длинных временных рядов экономических показателей». Роспатент. Зарегистрировано 15 июня 2012 г.

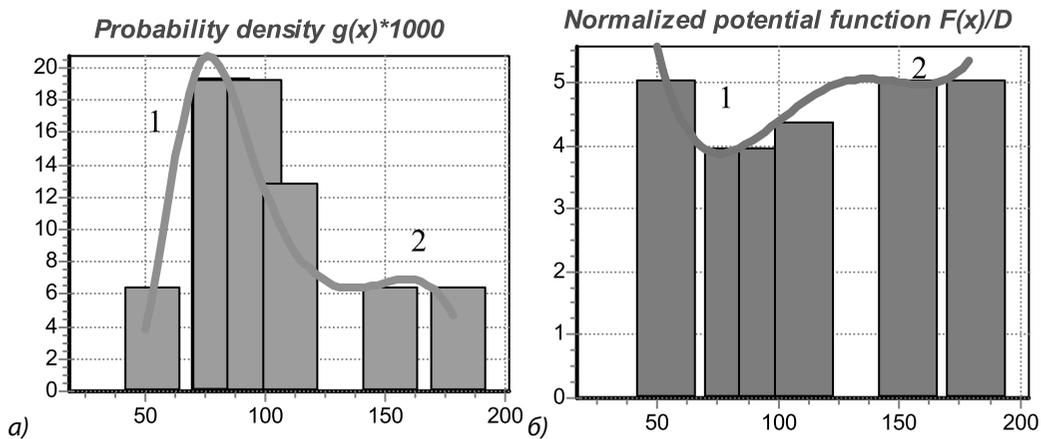
Отсюда следует выражение для потенциала:

$$F(x)/D = -\ln(g(x)/g_0).$$

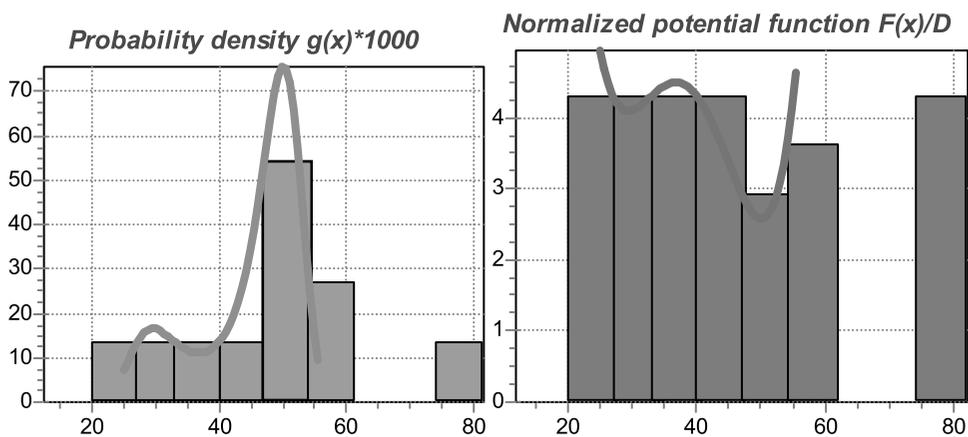
Аппроксимация потенциальной функции  $F$  [4] возможна полиномом  $n$  степени, что соответствует элементарным катастрофам (складки, сборки, ласточкин хвост и т. п.). Метод является применимым для анализа нелинейных систем по достаточно длинным временным рядам (реализациям). При его применении (в предположении эргодичности процессов, протекающих в исследуемой системе) становится возможным определение количества и типа точек равновесия системы, а также определение времен релаксации к локальному и глобальному минимумам. Расчет функции плотности вероятности  $g(x)$ , где  $x$  — значение экономического показателя, характеризующего рассматриваемую экономическую систему, производится исходя из предположения о флуктуационном характере экономического показателя, который предопределяет появление в будущем определенных значений экономического показателя лишь с известной вероятностью. В случае эргодического характера поведения показателя, распределение вероятности которого исследуется, вероятностная функция распределения считается независимой от времени (постоянной). В этом случае по времен-



**Рис. 7.** Функция плотности вероятности для количества ППТ Челябинской области (а). Имеет два экстремума — в области ППТ=2 и ППТ=13. Эта функция нормирована на 1. Потенциал  $F(x)$ , восстановленный по приведенной функции распределения, и аппроксимирован полиномом 4 степени на интервале от 0 до 17 (б)



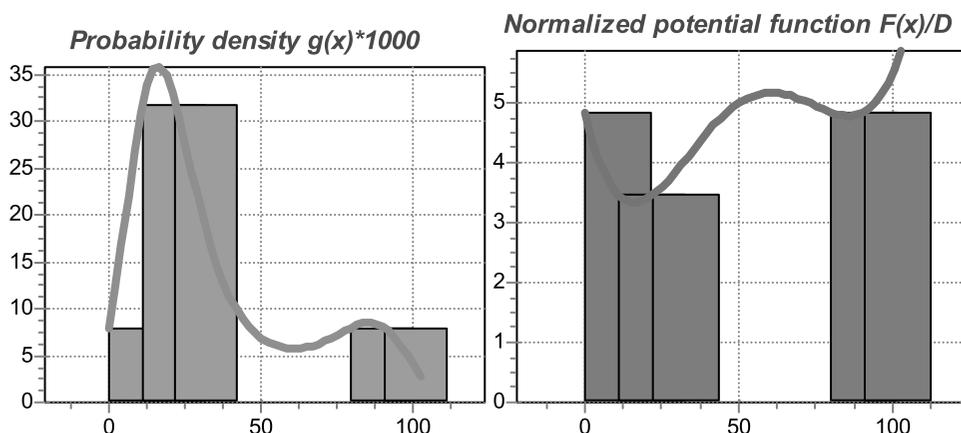
**Рис. 8.** Функция плотности вероятности для количества ППТ УрФО (а). Потенциал  $F(x)$ , восстановленный по приведенной выше функции распределения и аппроксимированный полиномом 4 степени на интервале от 50 до 181



**Рис. 9.** Функция плотности вероятности для количества ППТ Свердловской обл. Потенциал  $F(x)$ , восстановленный по приведённой выше функции распределения и аппроксимированный полиномом 4 степени на интервале от 25 до 56

ному ряду экономического показателя, длина которого стремится к бесконечности или велика по сравнению с периодом оценки рисков, можно

восстановить функцию плотности вероятности экономического показателя  $g(x)$ , заменив усреднение по ансамблю усреднением по времени.



**Рис. 10.** Функция плотности вероятности для количества ППТ Тюменской обл. (а) Потенциал  $F(x)$ , восстановленный по приведенной выше функции распределения и аппроксимированный полиномом 4 степени на интервале от 0 до 105 (б)

Вид вероятностной функции распределения, имеющей два экстремума для Челябинской области, приведен на рис. 7. Деление значений по вертикальной оси 1000 дает значение плотности вероятности для каждой точки кривой. Суммирование последних в окрестности каждого экстремума дает полную вероятность попадания в него. Вероятность реализации при больших значениях ППТ примерно в три раза меньше, чем при ППТ = 13. Для сравнения на рис. 7б приведены функция плотности вероятности (а) и восстановленный потенциал  $F(x)$  (б). Восстановленный потенциал говорит о трех точках равновесия, одна из которых неустойчива.

Пусть второй экстремум — значение показателя, предусмотренное и желаемое значение созданных ППТ, тогда первый экстремум — реальное значение числа созданных ППТ. Расстояние между экстремумами соответствует потерям ППТ. Эти потери могут быть выражены в единицах несозданных ППТ и могут быть выражены в денежных единицах.

Аналоги рис. 7 в целом для УрФО и его других субъектов приведены на рис. 8-10.

Рассмотренные в исследовании оценка и анализ инновационной деятельности применительно к анализу использования созданных передовых производственных технологий позволят внести предложения в стратегии, концепции, программы эффективного инновационного развития региональных экономических систем.

#### Список источников

1. Багаряков А. В. Инновационная безопасность в системе экономической безопасности региона // Экономика региона. — 2012. — №2. — С. 302-305.

2. Белоцерковский О. М., Быстрой Г. П., Цибульский В. Р. Экономическая синергетика: Вопросы устойчивости. — Новосибирск: Наука, 2006. — 116 с.

3. Быстрой Г. П. Термодинамика необратимых процессов в открытых системах. — М. — Ижевск: НИЦ «Регулярная и хаотическая динамика», Институт компьютерных исследований, 2011. — 264 с.

4. Быстрой Г. П., Куклин А. А., Цибульский В. Р. Новые экономические теории: физическая экономика // Труды II Всероссийского симпозиума по экономической теории. — Екатеринбург: Институт экономики УрО РАН, 2006. — С. 58-83.

5. Быстрой Г. П., Лыков И. А., Никулина Н. Л. Оценка рисков и прогнозирование длинных временных рядов экономических показателей // Экономика региона. — 2012. — №3. — С. 240-249.

6. Воробьев Ю. Л., Малинецкий Г. Г., Махутов Н. А. Управление рисками и устойчивое развитие. Человеческое измерение // Общественные науки и современность. — 2000. — №4. — С. 150-162.

7. Гилмор Р. Прикладная теория катастроф. — М.: Мир, 1984. — Т. 1. — 350 с.; Т. 2. — 285 с.

8. Глущенко В. В. Введение в кризисологию. Финансовая кризисология. Антикризисное управление. — М.: ИП Глущенко В. В., 2008. — 88 с.

9. Глущенко В. В. Кризисология. Общая теория кризиса, образ посткризисного будущего, критериальный подход к исследованию и рискованная теория фирмы, парадигма интеллектуального управления рисками. — М.: ИП Глущенко В. В., 2011. — 80 с.

10. Малинецкий Г. Г., Курдюмов С. П. Нелинейная динамика и проблемы прогноза // Вестник РАН. — 2001. — №3.

11. Методические рекомендации и материалы по разработке прогноза научно-технологического и социально-экономического развития России до 2030 года // Материалы секций Координационного совета Российской академии наук по прогнозированию. — М.: ИНЭС, 2010. — 542 с.

12. Методы анализа рисков. [Электронный ресурс]. URL: <http://www.risk24.ru/metodianaliza.htm>.

13. Методы нелинейной динамики в анализе и прогнозировании экономических систем регионального уровня / Быстрая Г. П., Коршунов Л. А., Лыков И. А., Никулина Н. Л., Охотников С. А. // Журнал экономической теории. — 2010. — №3. — С. 103-114.
14. Нелинейная динамика и прогнозирование развития социально-экономических систем / Быстрая Г. П., Коршунов Л. А., Никулина Н. Л., Лыков И. А. // Прогнозирование социально-экономической системы региона. — Екатеринбург: Институт экономики УрО РАН, 2011. — С. 164-182.
15. Николис Г., Пригожин И. Самоорганизация в неравновесных системах. — М.: Мир, 1979. 511 с.
16. Николис Дж. Динамика иерархических систем. Эволюционное представление : пер. с англ. / Предисл. Б. Б. Кадомцева. — М.: Мир, 1989. — 488 с.
17. Соложенцев Е. Д. Сценарное логико-вероятностное управление риском в бизнесе и технике. — СПб.: Издательский дом «Бизнес-пресса», 2006. — 530 с.
18. Управление риском. Риск, устойчивое развитие, синергетика / Владимиров В. А., Воробьев Ю. Л., и др. — М.: Наука, 2000.
19. Федер Е. Фракталы: пер. с англ. — М.: Мир, 1991. — 254 с.
20. Hurst H. E. Long-term storage capacity of reservoirs. Trans. Am. Soc. Civ. Eng., 1951 // Transactions of the American Society of Civil Engineers. — 1951. — Vol. 116. — P. 770-808.
21. Hurst H. E., Black R. P., Simaika Y. M. Long-term Storage: An Experimental Study. — London: Constable, 1965. 145 p.

УДК 001.895

**Ключевые слова:** прогнозирование и оптимизация инновационного развития, передовые производственные технологии