

17. Послание Президента Федеральному собранию. 3 дек. 2015 г. URL: <http://www.kremlin.ru/events/president/transcripts/messages/50864> (дата обращения: 12.01.2016).

18. Петербургский Международный экономический форум – 2015. Санкт-Петербург, Россия, 18–20 июня 2015 г. Теледебаты «Россия 24» и МДК «Валдай». «Шелковый путь и Большая Евразия: политика, экономика, инфраструктура». URL: <http://www.forumspb.com/ru/2015/sections/50/materials/260/sessions/1207> (дата обращения: 20.11.2015).

19. Новый путь в Европу. Реализация проекта «Западная Европа – Западный Китай». URL: <http://www.europe-china.kz/news/10087> (дата обращения: 22.01.2016).

20. Шадрина Т. От Европы до Китая проложат дорогу. URL: <http://www.rg.ru/2013/03/18/doroga-site.html> (дата обращения: 10.01.2016).

Yu. V. Mishalchenko
Saint Petersburg State University

T. I. Yuyukina
Saint Petersburg State University of Economics

«THE SILK ROAD ECONOMIC BELT»: DEVELOPMENT TENDENCIES IN THE INTERNATIONAL ECONOMIC AND LAW SYSTEMS

The form of international integration – free trade zones – is being studied in the article. The preconditions which had contributed to the formation of the free trade Russian-Chinese zone in the city Heihe and development of cross-border economic cooperation are explored. As additional barriers to trade the issue of sanctions which predetermine the «eastern vector» of the economic development for Russia is analyzed. According to the authors, «The Silk Road Economic Belt» and its integral part – the transport corridor «Western Europe – Western China» contribute to the development and diversification of trade between Russia and China.

Free trade zone, sanctions, «eastern vector» of economic development, «The Silk Road Economic Belt», Maritime Silk Road, the concept «One belt – one road», transport corridor «Western Europe – Western China», cross-border economic cooperation

УДК 658.1

О. А. Гуляева, А. Н. Мардас, Д. А. Мардас

Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет «ЛЭТИ» им. В. И. Ульянова (Ленина)

ПРОГНОЗНАЯ ОЦЕНКА РЕЗУЛЬТАТИВНОСТИ СТРАТЕГИИ РАЗВИТИЯ ПРОИЗВОДСТВЕННО-ЭКОНОМИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ

Излагаются возможности стратегического планирования в нестационарных условиях современной экономики. Представлен инструментарий снижения неопределенности и прогнозной оценки результативности соответствующей стратегии, являющийся развитием методов непараметрической эконометрики

Стратегическое планирование, непараметрическая эконометрика, прогнозирование, производственно-экономическая система

1. Необходимость развития методологии снижения неопределенности в стратегическом планировании. Практика модернизации в промышленных отраслях и корпорациях России в 2005–2015 гг. [1]–[3] убедительно доказала необходимость применения количествен-

ных методов в обосновании реализуемости стратегий развития уже на этапе их планирования. Основной методологией такого обоснования стала эконометрика [4]. Однако ее классический инструментарий опирается на представления о стохастичности ситуации и эргодичности исследуемых процессов, что чрезвычайно редко выполняется в современной перманентно меняющейся экономике. В итоге, в том числе по причине неадекватности применявшегося математического аппарата, большинство из планировавшихся мероприятий оказались невыполненными. Сказалось несоответствие экстраполяционных подходов новой динамике.

Допустимость описания динамики производственно-экономической системы (ПЭС) – отрасли, корпорации или предприятия – экстраполяцией по однократно зафиксированному временному ряду с достаточной для практики планирования надежностью можно подтвердить, если оценить гипотезы о постоянстве среднего и дисперсии процесса по не менее пятидесяти его участкам с числом уровней больше тридцати в каждом [4], [5]. Но и в этом случае правомерность применения такого подхода к реальным процессам остается недоказанной. *Динамика современной экономики вообще не позволяет напрямую применять классический стохастический инструментарий в стратегическом планировании.* Поэтому без разработки методов снижения неопределенности в точках смены тенденций (точках бифуркации) адекватность планирования, а значит и успех стратегий развития ПЭС, не гарантируется. Соответственно этап прогнозирования в этом случае уместнее трактовать не как предсказание будущего, а только как сужение его абсолютной неопределенности до обозримого множества альтернатив.

В основе представляемой методологии лежат теория предвидения Н. Кондратьева и теория инноваций Й. Шумпетера [6], утверждающие, что адекватность стратегического прогноза определяется степенью учета принципов (закономерностей) статичности, циклической динамики и социогенетики.

Закономерность статичности предполагает учет сложившихся на момент разработки прогноза пропорций в науке, технике и конкретном производстве и позволяет отсекающе технически не осуществимые сценарии развития. Принцип циклической динамики отражает неизбежность кризисов на стыках циклов экономической конъюнктуры и вынуждает предусматривать меры по обновлению стратегии. Наконец принцип социогенетики признает главенство причинно-следственных связей в трансформации сложных систем и обуславливает выбор направления развития ПЭС с учетом ее ретроспективы.

Обращение к перечисленным принципам позволяет констатировать, что достоин перевода в статус прогноза только сценарий развития ПЭС, продолжающий главенствующую тенденцию развития с учетом условий (факторов), способных ее изменить. Таким образом, прогнозные алгоритмы должны строиться по аналогии с моделями Бокса–Дженкинса [4], т. е. как объединение детерминированной (планирующей) и нерегулярной (отождествляемой с неопределенностью и не поддающейся планированию) компонент. Для современной экономики это равносильно спецификации эконометрической модели в отсутствие выполнимости условий стохастичности. Поэтому первый этап идентификации перспектив ПЭС должен представлять собой доказательную рандомизацию эмпирической информации в целях обеспечения возможностей применения вероятностной схемы и последующей оценки гипотезы о природе и темпах развития.

2. Идентификация перспектив развития ПЭС в точке бифуркации. Рандомизацию эмпирической информации о ретроспективе ПЭС на старте стратегии предлагается осуществлять следующим образом.

Фиксируется короткий ($n \leq 5$) временной ряд $G(x) = \{x_1, \dots, x_n\}$, предшествующий периоду разработки стратегии значений основного показателя ПЭС. В силу формирования этого показателя в каждом периоде под воздействием огромного числа факторов данное детерминированное значение может интерпретироваться как конкретное наблюдение случайной величины с вероятностным распределением $f_i(x_i)$ ($i = 1, \dots, n$). Тогда, после упорядочения

$$x_1^{(n)} \leq x_2^{(n)} \leq \dots \leq x_n^{(n)} \quad (1)$$

и принятия допущения о взаимной независимости значений показателя в различных периодах, можно вести речь и о совместном распределении членов вариационного ряда с некоторой плотностью $f(x_1^{(n)}, x_2^{(n)}, \dots, x_n^{(n)})$. Идентификация этого распределения открывает возможность оценки гипотезы о наиболее достоверном характере развития ПЭС во времени, а значит, и адекватного стратегического планирования.

С этой целью члены ряда (1) преобразуют, исключая параметры каждого из распределений $f_i(x_i)$ (осуществляют переход к инвариантным статистикам). В частности, для экспоненциального распределения

$$F(x) = 1 - e^{-\lambda x} \quad (2)$$

с помощью обратного преобразования можно получить представление

$$x_i = -\lambda^{-1} \ln(1 - \alpha_i), \quad i = 1, \dots, n, \quad (3)$$

где α_i – реализация равномерно распределенной на интервале $[0, 1]$ случайной величины.

В общем случае для непрерывной функции распределения $F(x)$, ввиду ее монотонности, всегда существует преобразование вида

$$x_i = F^{-1}(\alpha_i), \quad (4)$$

поэтому, если задана последовательность чисел $\{y_k\}$, равномерно распределенных в $[0, 1]$, и $y_k = F(x_k)$, то по формуле $x_k = F^{-1}(y_k)$ могут быть определены и элементы последовательности $\{x_k\}$.

Для временного ряда $G(x)$, даже в предположении допустимости вероятностного описания ПЭС, порождающий процесс и его функция распределения остаются неизвестными. Вместе с тем вблизи точки бифуркации, ввиду краткости исследуемого временного ряда и малости интервала $[i, i + 1]$, функцию $f_i(x_i)$ можно полагать непрерывной и одинаковой для всех i . Тогда (при постулировании вида данного распределения, чаще всего равномерного [7], [8]) обращение (4) становится однозначной процедурой [9], и функция распределения $F(x)$, рандомизирующая наблюдаемый временной ряд $G(x)$, принимает вид:

$$F(x) = (nx - i)P_{i+1} + \sum_{k=1}^i P_k, \quad x \in \left[\frac{i}{n}, \frac{i+1}{n} \right], \quad i = 0, \dots, n-1, \quad (5)$$

где $P_k = \sum_{i=1}^k f_i(x_i)$ – накопленная частота как оценка вероятности того, что $x < x_k^{(n)}$.

Рандомизация позволяет использовать вероятностную схему для снижения неопределенности развития ПЭС в точке бифуркации (на старте стратегии). Для этого по наблюдавшимся данным формируется набор функций (5) для различных плотностей вероятности $f_i(x_j)$. В этом случае каждая $F(x)$ будет аналитическим представлением возможной кривой роста как траектории развития ПЭС. Далее путем тестирования гипотезы о типах роста идентифицируется наиболее достоверный вариант развития ПЭС в ближайшей перспективе (один-два временных периода). По данному варианту и проверяется реализуемость мероприятий стратегии по достижению целевого показателя.

Алгоритмически изложенная схема реализуется в следующей методике.

Шаг 1. Рандомизация временного ряда. Путем упорядочения (1), постулирования вероятностных распределений $f_i(x_j)$ и обращения (4) из ряда $G(x)$ образуют вариационный ряд инвариантных статистик, по которому будут тестироваться гипотезы о характере совместного распределения как отражении тенденций развития в виде кривой роста. Для выбора стратегии в первую очередь необходимо протестировать равномерный и экспоненциальный законы распределения. Обусловлено это следующими обстоятельствами.

При равномерном совместном распределении ряд $G(x)$ отличается постоянством прироста в каждом временном интервале, отражает линейную динамику ПЭС и в соответствии с приведенными принципами генетического подхода предопределяет равновесный экстенсивный рост за счет линейного увеличения объемов привлекаемых производственных факторов.

В экспоненциально распределенном ряду $G(x)$ прирост основного показателя от периода к периоду увеличивается, поскольку в коэффициенте эластичности присутствует достигнутый в предшествующем периоде уровень основного показателя ПЭС, действующий как мультипликатор. Это обеспечивает интенсивный рост, в частности инновационный, означающий прорывное развитие за счет интеллектуального вклада при практическом постоянстве других факторов производства.

В соответствии с [10] рассчитываемые на основе преобразования (4) инвариантные статистики имеют вид:

$$\Omega_i^{\text{эксп}} = \frac{X_n^{(i)} - X_1^{(n)}}{X_n^{(n)} - X_1^{(n)}}, \quad i = 2, \dots, n-1; \quad (6)$$

и

$$\Omega_i^{\text{равн}} = \frac{X_i^{(n)}}{X_n^{(n)}}, \quad i = 1, \dots, n \quad (7)$$

для равномерного и экспоненциального законов соответственно.

Шаг 2. Формирование набора кривых роста как возможных траекторий развития за точкой бифуркации. Рандомизация открывает возможность применения вероятностной схемы к выявлению предпосылок развития и прогнозу результативности стратегии роста. С этой целью для допустимых вариантов развития ПЭС на основе (5) необходимо сформировать набор распределений – кандидатов на аналитическое описание кривой роста основного показателя в окрестности точки бифуркации (на старте новой стратегии).

В стохастической ситуации выбор кривой роста в виде закона $\varphi(x, \theta_0)$ (простая статистическая гипотеза) обеспечивается вычислением эмпирического значения статистики s^* критерия согласия $g(s|H_0)$. Нулевую гипотезу отвергают, если $s^* > s_\alpha$, где s_α – квантиль критерия с уровнем значимости α . В точке бифуркации прямое применение критерия $g(s|H_0)$ невозможно в силу неясного характера развития и недостатка статистических данных, т. е. вида и параметров теоретического закона $\varphi(x, \theta_0)$, приводящего к эмпирическому распределению (5).

Одновременно, в силу малости выборки (краткости временного ряда), неприменимы оказываются также непараметрические критерии согласия [8] и числовые идентификаторы вероятностных распределений [11]. Вместе с тем, поскольку упорядочение инвариантных статистик формально есть реализация одного из возможных вариантов размещения $n \leq 5$ элементов на n местах, то можно оценивать динамику ПЭС путем непосредственного расчета вероятности для соответствующих комбинаций основного показателя во времени.

Действительно, при задании функции (5) в силу принятых допущений для максимального элемента $x_n^{(n)}$ ряда (1) будем иметь:

$$F_{\max} = F(x = x_n^{(n)}) = P(x_1^{(n)} < x, x_2^{(n)} < x, \dots, x_n^{(n)} < x) = \prod_{i=1}^n P(x_i^{(n)} < x) = (F(x))^n. \quad (8)$$

Аналогично для минимального элемента $x_1^{(n)}$ получим:

$$F_{\min} = F(x = x_1^{(n)}) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - P(x_i^{(n)} < x)) = 1 - (1 - F(x))^n. \quad (9)$$

После инвариантного преобразования ряда $G(x)$ любая порядковая статистика y_k ($k=1, \dots, n$) разбивает интервал $[0,1]$ значений вновь образованного вариационного ряда на три области. В первую входит $k-1$ – значение инвариантных статистик, меньших $y_k = F(x_k)$. Вторую образует само значение y_k . В третьей группе содержится $n-k$ значений, больших y_k . Поэтому для произвольной статистики y_k с учетом соотношений (8), (9) будет выполняться:

$$\begin{aligned} y_k &= P\{\text{ровно } k \text{ элементов ряда лежат левее } y_k\} = \\ &= \sum_{i=k}^n C_n^k (F(x))^k (1 - F(x))^{n-k}. \end{aligned} \quad (10)$$

В работе [12] для $0 \leq y \leq 1$ доказано тождество:

$$\sum_{i=k}^n (F(x))^k (1 - F(x))^{n-k} = \int_0^y \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} t^{k-1} (1-t)^{n-k} dt, \quad (11)$$

которое позволяет получить и другое представление для соотношения (10):

$$y_k = \int_0^{y_k} \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} t^{k-1} (1-t)^{n-k} dt. \quad (12)$$

Тогда, с учетом, что $F'(x) = f(x)$ можно рассчитывать значение плотности вероятности для порядковой статистики y_k по соотношению:

$$f_k = kC_n^k (F(x))^{k-1} (1-F(x))^{n-k} f(x). \quad (13)$$

Учет в (13) вида тестируемого теоретического распределения и преобразования (7) позволяет получить [10] плотность совместного распределения первых $m \leq n-1$ членов вариационного ряда

$$g(\Omega_1^{\text{эксп}}, \dots, \Omega_m^{\text{эксп}}) = \frac{(m+1)!}{(1 + \Omega_1^{\text{эксп}} + \dots + \Omega_m^{\text{эксп}})^{m+1}} \quad (14)$$

для экспоненциально растущего исходного ряда $G(x)$.

Если в исходном ряду основной показатель ПЭС растет равномерно, то для членов вариационного ряда с номерами $i = 2, \dots, n-1$ плотность совместного распределения составит:

$$g(\Omega_2^{\text{равн}}, \dots, \Omega_{n-1}^{\text{равн}}) = 1. \quad (15)$$

На основании полученных соотношений и формируются интегральные функции распределения как аналитическое представление кривой роста:

$$S = \int_0^y g(t) dt. \quad (16)$$

В итоге, для конкретной реализации временного ряда $G(x^*) = \{x_1^*, \dots, x_n^*\}$ и его инвариантного преобразования $G(\Omega^*) = \{\Omega_1^*, \dots, \Omega_n^*\}$ получаем конкурирующие значения интегральной функции совместного распределения:

$$S_{\text{эксп}}^* = G\{x_i^*, i = 1, \dots, n-1\} = \int_0^{\Omega_1^*} \dots \int_0^{\Omega_{n-1}^*} \frac{n!}{(1 + y_1 + \dots + y_{n-1})^{n-1}} d\Omega_1 \dots d\Omega_{n-1}, \quad (17)$$

$$S_{\text{равн}}^* = G\{x_i^*, i = 2, \dots, n-1\} = \prod_{i=2}^{n-1} \Omega_i^*. \quad (18)$$

Шаг 3. Оценка перспектив развития на основе идентификации кривой роста. Для оценки перспектив развития ПЭС первоначально сравниваются расчетное значение $S_{\text{эксп}}^*$ и критическая величина $S_{\text{кр}}$ супериндикатора экспоненциального распределения [13], отвечающая заданному уровню значимости α . Если $S^* < S_{\text{кр}}$, то нет оснований отвергнуть выдвинутую гипотезу о наличии экспоненциального роста в исходном временном ряду основного показателя ПЭС, и, следовательно, о существовании предпосылок инновационного прорыва.

Если гипотеза об экспоненциальном распределении отвергнута, то проверяется гипотеза о подчиненности исходной выборки закону равномерного распределения. Если $S_{\text{равн}}^* \geq S_{\text{кр}}$, то нет оснований отвергнуть выдвинутую гипотезу и, следовательно, подтвердить отсутствие предпосылок инновационного прорыва.

Таким образом, данный этап позволяет установить наличие (либо, наоборот, отсутствие) предпосылок и ожидаемый тип развития ПЭС.

Шаг 4. Параметризация прогнозной модели развития как модели промышленного роста. Второй этап прогнозной оценки результативности стратегии состоит в параметризации траектории развития ПЭС. В рамках неоклассических представлений это тождественно

максимизации выпуска X при учете технологической связи с затратами (накопленный труд в форме производственных фондов K и живой труд L как численность работающих) и в простейшем случае представимо производственной функцией Кобба–Дугласа:

$$X = AK^{\rho}L^{\rho}. \quad (19)$$

Множитель A в соотношении (19) не связывается с объемами вовлекаемых в производство материальных ресурсов и в статике может интерпретироваться как отражение интеллектуального вклада в развитие.

Инновационный прорыв означает скачок в результирующем показателе при практически неизменном вовлечении ресурсов в производство, что в модели (19) равноценно фиксации L и K в точке старта стратегии развития. Поэтому, полагая $x = X/L$ и $k = K/L$, статику ПЭС можно отражать соотношением

$$x = Ak^{\lambda}, \quad (20)$$

представляющим собой индекс роста в расчете на одного работающего, а динамику – логарифмическим трендом этого индекса:

$$\ln x_t = \ln A_t + \lambda \ln k_t, \quad (21)$$

для $t = 1, 2, \dots, T$, где $T = n$ – длина временного ряда $G(x)$.

Таким образом, если на шаге 3 выявляются предпосылки инновационного роста, то после оценки параметров регрессии (21) по значению коэффициента λ может быть установлено необходимое соотношение между динамикой расходов на интеллектуальную и фондоформирующую составляющие деятельности ПЭС в ближайшей перспективе.

Если возможности инновационного прорыва выявлены (кривая роста есть экспонента), то дальнейшее развитие ПЭС предопределено ее короткой ретроспекцией и заключается (хотя бы в ближайшей перспективе) в активизации усилий по сложившимся успешным направлениям. Прогрессивное же развитие – как модернизация либо как экстенсивное расширение – предполагает установление причинно-следственных связей между факторами и результатами производства, и планирование их взаимообусловленного изменения для достижения установленной цели потребует привлечения аппарата корреляционно-регрессионного анализа.

3. Верификация разработанного инструментария. Адекватность предложенного инструментария идентификации возможностей инновационного развития подтверждена его применением к анализу динамики экономики России по данным о валовом внутреннем продукте (ВВП) в период с 2008 по 2014 г.

В ходе идентификации кривой роста по временному ряду 2008–2012 гг. с использованием инвариантных преобразований (7) было получено эмпирическое значение супериндикатора $S_{\text{экср}}^* = 0,28$, что с доверительной вероятностью в 0,95 отвергло гипотезу об экспоненциальном росте ВВП страны. Иначе говоря, в экономике России в указанный период предпосылок к инновационному прорыву не существовало, что однозначно подтвердилось в 2013–2014 гг.

Далее для временного периода 2008–2014 гг. были оценены коэффициенты регрессионной модели (21). Эмпирические данные выявили незначимость свободного члена и привели к дополнительному ограничению $A = 1$ в модели Кобба–Дугласа (т. е. подтверждению отсутствия инновационных изменений). В итоге, по регрессионному уравнению установ-

лено, что при нынешней фондовооруженности экономика России сможет расти с темпом не более 4,4 % только в случае ежегодного увеличения численности экономически активного населения на 1 млн человек. При складывающейся демографической ситуации и действующей миграционной политике этого невозможно даже ожидать. Выход лежит в структурной перестройке экономики, предусматривающей приоритетный рост обрабатывающих отраслей и изменение институциональных условий хозяйствования.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Основные направления политики РФ в области развития инновационной системы на период до 2010 года. Письмо Правительства РФ от 05.08.2005. № 2473п-П7. URL: http://audor_info.ru (дата обращения: 16.02.2016).
2. Стратегия инновационного развития Российской Федерации на период до 2020 года. Постановление Правительства РФ от 26.12.1995. № 1288. URL: http://audor_info.ru (дата обращения: 16.02.2016).
3. Стратегия развития науки и инноваций в Российской Федерации до 2015 года // Науч.-технол. развитие Российской Федерации: состояние и перспективы. М.: Ин-т проблем развития науки РАН, 2010. 422 с.
4. Айвазян С. А., Мхитарян В. И. Прикладная статистика и основы эконометрики: учеб. для вузов. М.: ЮНИТИ, 1998. 1022 с.
5. Лемешко Б. Ю., Постовалов С. Н. Применение непараметрических критериев согласия при проверке сложных гипотез // Автометрия. 2001. № 2. С. 88–102.
6. Шумпетер Й. А. Теория экономического развития. Капитализм, социализм и демократия. М.: Эксмо, 2007. 864 с.
7. Орлов А. И. Эконометрика. М.: Экзамен, 2002. 283 с.
8. Методы стратегического анализа на железнодорожном транспорте / А. Н. Мардас, О. А. Гуляева, Н. К. Румянцев, В. П. Третьяк. СПб.: ПГУПС, 2013. 137 с.
9. Хованов Н. В. Анализ и синтез показателей при информационном дефиците. СПб.: Изд-во СПбГУ, 1996. 196 с.
10. Ивченко Б. П., Мартыщенко Л. А., Иванцов И. Б. Информационная микроэкономика. СПб.: Нордмед-Издат, 1997. 197 с.
11. Статистический анализ данных, моделирование и исследование вероятностных закономерностей. Компьютерный подход / Б. Ю. Лемешко, С. Б. Лемешко, С. Н. Постовалов, Е. В. Чимитова. Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2011. 888 с.
12. Вероятностные распределения порядковых статистик в анализе сверхкоротких нечетких и неполных временных рядов / Пашенко А. Е., Суворова А. В., Тулупьева Т. В., Тулупьев А. Л. // Труды СПИИРАН. 2009. Вып. 10. С. 184–207.
13. Эконометрические методы в стратегическом анализе производственно-экономических систем / Мардас А. Н., Гуляева О. А., Кадиев И. Г., Мардас Д. А. СПб.: Изд-во СПбГЭТУ «ЛЭТИ», 2014. 156 с.

O. A. Gulyaeva, A. N. Mardas, D. A. Mardas
Saint Petersburg Electrotechnical University «LETI»

PREDICTIVE ESTIMATE OF THE DEVELOPMENT STRATEGY EFFECTIVENES OF THE MANUFACTURING SYSTEM

The opportunity of strategic planning in unsteady conditions of the modern economy is discussed. Tools to reduce uncertainty and predictive performance estimate of the strategy with nonparametric methods are presented.

Strategic planning, nonparametric econometrics, forecasting, manufacturing system
