

Таким образом, с помощью подхода, основанного на компетенциях, и в условиях реализации эффективной системы мотивации можно не только привести систему управления персоналом в

компания в соответствие с ее стратегическими задачами, но и развить ключевые компетенции руководящего состава компании с помощью эффективной системы обучения.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Багиев Г. Л. Основы организации маркетинговой деятельности на предприятии. СПб.: Обл. правл. ВНТОЭ, 2006. 240 с

2. Швецова О. А. Стратегическое управление человеческими ресурсами // Сб. тр. 8-й Всерос. науч.-практ. конф. студентов, аспирантов и молодых ученых. СПб.: Изд-во СПбГЭУ, 2014. С. 245–248.

О. А. Shvetsova

Saint-Petersburg state electrotechnical university «LETI»

### APPLICATION OF COMPETENCE-BASED APPROACH IN HUMAN RESOURCES MANAGEMENT

*In article the strategic aspects of human resource management in small and medium business are considered, the scheme of development of the business plan of the company is submitted and the human resource management place on the basis of competence-based approach is defined in it.*

**Competence-based approach, key competences, management of human resources, business planning, strategic planning**

УДК 658.562.012.7, 519.24

В. Н. Лукин

ООО «Телесофт» (Санкт-Петербург)

## Параметрический бутстреп-метод диагностики состояния стабильности циклоstationарного процесса с асимметричным распределением данных

*Представлен обзор существующих методов диагностики состояния стабильности процессов с асимметричным распределением данных, а также автокоррелированных и нестационарных процессов. Для диагностики состояния стабильности циклоstationарного процесса с асимметричным распределением данных предложен новый метод, основанный на интеграции разработанного автором параметрического бутстреп-метода вычисления пределов контрольных карт (stationарного процесса) и подхода к использованию контрольных карт для оценки состояния стабильности циклоstationарного процесса. Предложенный метод успешно применяется в сфере телекоммуникаций для мониторинга процесса передачи голосового трафика, характеризующегося временным рядом средних длительностей телефонных разговоров (average call duration – ACD).*

**Статистическое управление процессами, циклоstationарный процесс, асимметричное распределение, контрольная карта, параметрический бутстреп-метод**

Одной из основных характеристик, используемых в сфере телекоммуникаций для мониторинга и анализа качества голосового трафика, является средняя длительность телефонных разговоров (average call duration – ACD). Для вычисления значения ACD выбирается некоторый промежуток времени, обычно 10 мин или 1 ч (например,

15:00–16:00), и затем находится среднее значение длительности для  $n$  звонков, завершившихся в моменты времени, входящие в указанный промежуток.

Процесс передачи голосового трафика, характеризующийся временным рядом значений ACD, является циклоstationарным процессом с асим-

метричным распределением данных (модель стабильного процесса представлена на рис. 1). Он представляет собой периодический процесс со стационарностью<sup>1</sup> в точках, расположенных относительно друг друга на расстояниях  $mT$ , где  $m$  – любое целое число;  $T$  – период, за который проходит один цикл процесса. Значения этих точек (стационарного процесса) характеризуются некоторым асимметричным распределением. При стабильном состоянии процесса временному ряду значений ACD не свойственны несезонные автокорреляции (тренды).

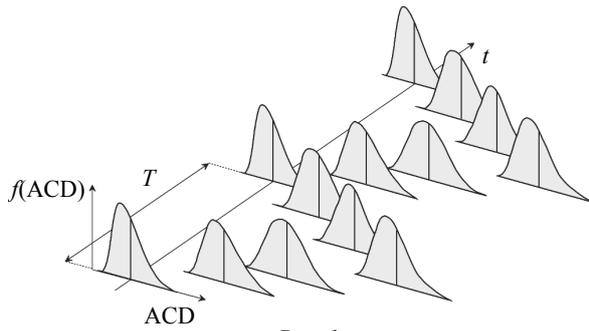


Рис. 1

Распределениям длительностей телефонных разговоров свойственны большие значения коэффициента асимметрии ( $K_3[X] \geq 5$ ). Такие рас-

пределения хорошо аппроксимируются логарифмически нормальным законом [2]. Асимметрия распределения значений ACD уменьшается с ростом объема выборки (длительностей телефонных разговоров) в подгруппах под действием нормализующего свойства центральной предельной теоремы. Однако при объемах подгрупповой выборки  $n \leq 50$  (часто используемых на практике) асимметрия распределений остается значительной (рис. 2). В общем случае распределения значений ACD в точках, расположенных относительно друг друга на расстояниях, не равных  $mT$ , имеют различные значения математического ожидания  $M[X]$  и дисперсии  $D[X]$ .

Один из немногих методов, используемых в сфере телекоммуникаций для мониторинга значений характеристики ACD, представлен в [3]. В рамках данного метода рассмотрена модель временного ряда, обладающего следующими свойствами [4]:

- общий тренд;
- сезонный тренд или цикл;
- сезонная вариабельность данных;
- постепенное изменение представленных ранее свойств.

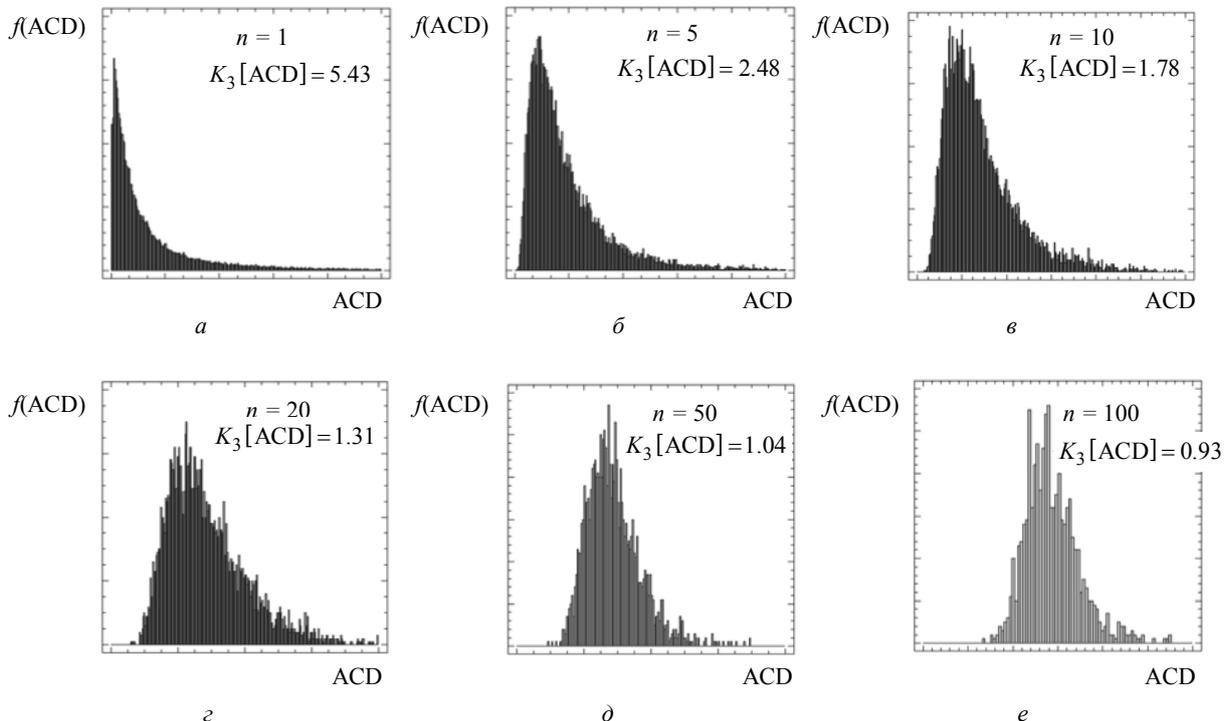


Рис. 2

<sup>1</sup> Под стационарностью процесса (в узком смысле) понимается неизменность его моментов во времени, включая смешанные моменты [1]. В статье используется условие стационарности в широком смысле: неизменность среднего значения, дисперсии и автокорреляций временного ряда.

Для моделирования такого временного ряда предложено использовать метод Хольта–Уинтерса, а в качестве меры изменчивости (для вычисления контрольных пределов) предложено применять экспоненциально сглаженное средневзвешенное

значение модуля отклонения от прогнозной линии. Свойства рассмотренного в [4] процесса отличаются от свойств процесса, представленного на рис. 1, поэтому при мониторинге значений характеристики ACD методом из [4] (соответственно, и методом из [3]) не учтены асимметрия распределения данных и сезонная вариация значений параметров  $M[X]$  и  $D[X]$ . Это, в свою очередь, приводит к частому совершению ошибок 1-го и 2-го родов при принятии гипотезы о состоянии стабильности наблюдаемого процесса.

**Обзор методов диагностики состояния стабильности процессов.** Контрольные карты (КК) Шухарта являются наиболее распространенным инструментом диагностики состояния стабильности процесса [5]. В качестве карт статистик положения и изменчивости чаще всего используют  $\bar{X}$ - и  $S$ -карты Шухарта. В основе расчета их контрольных пределов лежит ряд допущений:

- распределение индивидуальных значений характеристик процесса ( $X$ ) является нормальным (или приблизительно нормальным);
- процесс является стационарным и не содержит автокорреляций.

Таким образом КК Шухарта также не подходят для диагностики состояния стабильности циклостационарного процесса с асимметричным распределением данных. В литературе по статистическому управлению процессами отдельно рассмотрены две ситуации:

- распределение значений  $X$  является асимметричным;
- процесс содержит автокорреляции (сезонные или несезонные) или является нестационарным.

**Методы диагностики состояния стабильности процессов с асимметричным распределением данных.** Можно выделить шесть основных подходов к построению КК статистик положения и изменчивости для случаев, когда распределению значений  $X$  свойственна асимметрия (предполагается, что в стабильном состоянии процесс является стационарным и не содержит автокорреляций).

*Первый подход* заключается в увеличении объема выборки ( $n$ ) в подгруппах настолько, чтобы распределение средних значений характеристики процесса ( $\bar{X}$ ) стало приблизительно нормальным. Это позволит использовать  $\bar{X}$ -карту Шухарта в качестве карты статистики положения и  $mR$ -карту Шухарта (карту скользящих размахов для средних) в качестве карты статистики изменчивости.

Однако увеличение объема выборки в подгруппах зачастую невозможно либо экономически нецелесообразно.

*Второй подход* предполагает использование эвристических (непараметрических) методов построения КК, не зависящих от теоретического закона распределения. Авторы [6] предложили версию метода взвешенной дисперсии (weighted variance – WV), основанного на аппроксимации полудисперсий [7], для расчета контрольных пределов  $\bar{X}$ - и  $S$ -карт. Метод взвешенных стандартных отклонений (weighted standard deviations – WSD), схожий с WV-методом, предложен в [8]. Он используется для построения  $\bar{X}$ -карт, карт кумулятивных сумм (CUSUM) и карт экспоненциально взвешенных скользящих средних (EWMA) для асимметричных распределений. Для построения  $\bar{X}$ - и  $R$ -карт авторы [9] предложили метод поправки на асимметрию (skewness correction – SC). В основе SC-метода лежит учет значения коэффициента асимметрии распределения при вычислении контрольных пределов. Однако при использовании эвристических методов построения КК для распределений, которым характерны большие значения коэффициента асимметрии, значительно возрастает вероятность совершения ошибок 1-го и 2-го родов (при принятии гипотезы о состоянии стабильности наблюдаемого процесса).

*Третий подход* заключается в вычислении пределов КК при помощи непараметрического бутстреп-метода<sup>2</sup> [10]. Авторы [11] утверждают, что результативность КК, построенных по данному методу, особенно высока для распределений с сильной асимметрией. Главным недостатком, ограничивающим использование непараметрических бутстреп-методов на практике, является отсутствие вычислительной робастности пределов КК: даже если контрольные пределы вычисляются по данным, содержащим в том числе и особые причины вариации, необходимо, чтобы полученные пределы можно было использовать для обнаружения отсутствия статистической управляемости. Поэтому при использовании метода, предложенного в [10], необходимо предварительно формировать выборку, характеризующую стабильный процесс (что далеко не всегда возможно на практике), для последующей оценки квантилей.

<sup>2</sup> Бутстреп-метод (англ. bootstrap method) – практический компьютерный метод определения статистик распределений, основанный на многократной генерации выборок методом Монте-Карло на базе имеющейся выборки.

*Четвертый подход* предполагает подбор семейства кривых распределения (например, Джонсона, Пирсона или др.) для последующего вычисления квантилей, используемых в качестве контрольных пределов. Данный подход целесообразно использовать в тех случаях, когда изначально закон распределения  $X$  неизвестен. Например, в [12] предложено вычислять контрольные пределы  $\bar{X}$ -карты, основываясь на квантилях кривых Джонсона (при помощи подгонки первых четырех моментов наблюдаемых данных). Недостатком указанного метода является отсутствие робастности КК (в случае нестабильного процесса), что проявляется в некорректных контрольных пределах. Некорректность заключается в подмене реального процесса, содержащего одновременно случайные и особые причины, стабильным процессом с асимметрией и эксцессом, присущими этому реальному процессу. Этот трудоемкий метод реализован в версиях программного продукта «STATISTICA».

*Пятый подход* основан на вычислении контрольных пределов некоторой статистики в аналитическом виде при заданном асимметричном теоретическом распределении значений  $X$ . В [13] предложен метод построения КК двух статистик<sup>3</sup> при логарифмически нормальном законе распределения значений  $X$ . К недостаткам метода относят необходимость экспоненциального преобразования данных, что снижает корректность оценки контрольных пределов. В [14] предложен метод построения КК нескольких статистик<sup>4</sup> для случаев, когда значения  $X$  распределены в соответствии с законом Вейбулла. Практическое использование этого метода затруднено сложностью вычисления значений констант для определения пределов КК. При этом определить аналитическую функцию распределения значений таких статистик, как  $\bar{X}$  и  $S$ , зачастую либо затруднительно, либо невозможно<sup>5</sup> [12].

*Шестой подход* заключается в вычислении пределов КК при помощи параметрического бутстреп-метода (ПБ-метода). Идея ПБ-метода заключается в переходе от теоретического распре-

деления значений  $X$  к распределению значений интересующей статистики при помощи генерирования псевдослучайных чисел для исследования характеристик (математического ожидания, медианы, дисперсии, квантилей и др.) распределения интересующей статистики. В литературе предложен целый ряд ПБ-методов оценки контрольных пределов для мониторинга квантилей интересующей статистики ( $\xi_p$ ), когда значения  $X$  распределены в соответствии с некоторым теоретическим законом. Например, авторы [15] предложили метод оценки контрольных пределов для мониторинга квантилей  $W_p^w$ , когда  $X$  распределены в соответствии с законом Вейбулла, а авторы [16] – для мониторинга квантилей  $W_p^{b-s}$ , когда  $X$  распределены в соответствии с законом Бирнбаума–Саундерса. Авторы [17] рассмотрели четыре теоретических распределения значений  $X$  (Вейбулла, Бэрра, Бирнбаума–Саундерса и Парето) и для каждого из них предложили ПБ-метод оценки контрольных пределов для мониторинга квантилей интересующей статистики с возможностью переменного объема выборки в подгруппах. Главным достоинством представленных ПБ-методов является высокая точность получения заданной  $\alpha$ -вероятности. Однако их использование возможно только на стадии мониторинга процесса<sup>6</sup> (и невозможно на стадии ретроспективного анализа процесса<sup>7</sup>), так как изначально предполагается, что выборка, на основе которой вычисляются контрольные пределы, характеризует стабильный процесс.

При помощи ПБ-метода, предложенного в [19], можно построить КК любой статистики для любого теоретического закона распределения значений  $X$  (с одним или двумя параметрами). Особенность данного метода построения КК заключается в использовании средних (или медиан) из  $k$  ( $k$  – число подгрупп) статистик положения и изменчивости для формирования теоретической модели распределения  $X$  (при помощи аналитической связи между  $M[X]$ ,  $D[X]$  и параметрами  $(\theta_1, \dots, \theta_m)$  теоретического распределения  $X$ ), в отличие от использования оценок параметров распределения, рассчитанных по  $n \times k$  значениям

<sup>3</sup> Геометрическое среднее максимального и минимального значений (geometric midrange), частное максимального и минимального значений (geometric range).

<sup>4</sup> Медиана, размах, а также оценки параметров положения и масштаба.

<sup>5</sup> Это касается случаев, когда значения  $X$  распределены в соответствии с одним из следующих теоретических законов: логарифмически нормальным, Вейбулла, гамма и др.

<sup>6</sup> В англоязычной литературе стадию мониторинга процесса принято обозначать «Phase II» [18].

<sup>7</sup> В англоязычной литературе стадию ретроспективного анализа процесса принято обозначать «Phase I» [18].

$X$  [15]–[17]. Использование среднего статистик внутригрупповой изменчивости в ПБ-методе [19] позволяет рассчитывать корректные оценки контрольных пределов даже на основе частично неоднородных данных (наличие вычислительной робастности контрольных пределов). Таким образом, данный метод может использоваться как на стадии мониторинга процесса, так и на стадии ретроспективного анализа процесса. Также в ПБ-методе отсутствует необходимость в нелинейных преобразованиях исходных значений  $X$  (для перехода к другой характеристике), усложняющих интерпретацию и применение на практике результатов анализа.

ПБ-метод [19] может быть использован в случаях неравного объема выборки внутри подгрупп: для вычисления оценок  $M[X]$  и  $D[X]$  можно воспользоваться формулами из [18, с. 255]. Далее контрольные пределы интересующей статистики рассчитываются для каждой подгруппы объема  $n_i$  по тем же формулам, что и для  $n$ .

Однако ни один из приведенных методов диагностики состояния стабильности процесса с асимметричным распределением данных не может быть использован напрямую для анализа циклостационарных процессов.

**Методы диагностики состояния стабильности автокоррелированных и нестационарных процессов.** Как было показано ранее, процесс может быть автокоррелированным и нестационарным, и при этом находиться в стабильном состоянии (см. рис. 1). В таких случаях вариации значений характеристики обусловлены самой структурой процесса, т. е. общими (или случайными) причинами. Нарушение структуры (например, циклической) процесса связано с наличием в нем особых причин вариации<sup>8</sup>. В этом случае состояние процесса считается нестабильным [20].

Можно выделить два основных подхода к диагностике состояния стабильности автокоррелированных и нестационарных процессов [21].

*Первый подход* заключается в моделировании автокорреляции временного ряда и последующем использовании стандартных КК с настроенными контрольными пределами, учитывающими автокорреляционную составляющую процесса. В [5, с. 284] представлен метод вычисления контрольных пределов  $X$ -карты Шухарта, учитывающий значительную автокорреляцию на лаге 1. Автором

[22] предложена EWMA-карта автокоррелированного процесса. В основе расчета пределов КК обоих методов лежит допущение о нормальном (или приблизительно нормальном) распределении значений  $X$ . В [23] предложен непараметрический метод построения CUSUM-карты для автокоррелированных данных. Однако ни один из данных методов не применим для анализа нестационарных процессов (например, процессов с сезонной вариацией значений  $M[X]$  и  $D[X]$ ).

*Второй подход* основан на подборе модели временного ряда для рассматриваемого автокоррелированного процесса и последующем построении контрольной карты остатков (или ошибок прогноза) модели. Данный подход представлен авторами [20], предложившими использовать две карты (вместо одной):

1) *карту (график) общих причин*<sup>9</sup> (карта подобранных значений модели временного ряда). На этой карте представляется модель временного ряда, вариации значений которого обусловлены действием только общих причин;

2) *карту особых причин*<sup>10</sup> (карта остатков (или ошибок прогноза) подобранной модели). Она представляет собой стандартную КК (обычно КК Шухарта) и используется для выявления особых причин вариации значений временного ряда.

Авторы [24] предложили использовать метод экспоненциального сглаживания и метод Хольта–Уинтерса для построения модели временного ряда (на карте общих причин). На основе данных сетевого трафика они сравнили чувствительность трех карт особых причин:  $X$ -карты Шухарта, EWMA-карты и CUSUM-карты. В результате сравнения они сделали вывод о том, что  $X$ -карта Шухарта позволяет выявлять аномалии трафика не хуже EWMA- и CUSUM-карт и при этом с относительно меньшим количеством ложных сигналов (ошибок 1-го рода). В качестве оценки  $D[X]$  авторы использовали статистику экспоненциально взвешенной среднеквадратической ошибки, что позволило им учитывать динамические изменения дисперсии (индивидуальных значений) при вычислении контрольных пределов.

Авторы [20], [25] и [26] предложили строить карту общих причин на основе подобранной ARIMA-модели. При этом в работах [25] и [26]

<sup>8</sup> Такие вариации значений характеристики процесса представляют собой выбросы (outliers) или aberrantные серии (aberrant sequences of observations).

<sup>9</sup> В англоязычной литературе данную карту принято называть «Common-Cause Chart».

<sup>10</sup> В англоязычной литературе данную карту принято называть «Special-Cause Chart».

авторы предложили строить границы на карте общих причин. Предполагается, что выход значения подобранной модели временного ряда за эти границы сигнализирует о том, что общие (уже известные) причины вариаций вызвали избыточное отклонение процесса от номинала, и оператору (или аналитику) необходимо произвести настройку процесса на номинальное значение (если настройка процесса возможна в принципе). В качестве карты особых причин в [20], [25] и [26] использована  $X$ -карта Шухарта.

Важной особенностью ARIMA-моделей является возможность предварительного преобразования данных. Например, логарифмирование значений ряда может использоваться для нормализации данных или для уменьшения дисперсии временного ряда, а взятие разности некоторого порядка – для удаления сезонных и несезонных автокорреляций, и т. д. Таким образом циклоstationарный процесс, представленный на рис. 1, может быть преобразован (с некоторыми допущениями) в стационарный временной ряд с нормальным распределением независимых значений для подбора ARMA-модели преобразованного ряда и последующего построения карты остатков.

Однако в случае мониторинга значений характеристики ACD с неравным объемом выборки внутри подгрупп дисперсия значений ACD может сильно варьироваться для каждой из подгрупп, что значительно усложняет (а зачастую делает невозможным) преобразование данных для перехода к стационарному временному ряду.

Принципиально иной подход к диагностике состояния стабильности циклоstationарного процесса предложен авторами в [2]. Алгоритм построения КК циклоstationарного процесса данного подхода может быть представлен в соответствии со следующими шагами:

1. Происходит оценка периодической структуры процесса (визуально, при помощи автокоррелограммы или другим методом) для идентификации циклов.

2. Отбираются точки, расположенные относительно друг друга на расстояниях  $mT$  (где  $m$  – любое целое число;  $T$  – период, за который проходит один цикл процесса), в которых процесс стационарен. По этим точкам рассчитываются контрольные пределы карты стационарного процесса (в соответствии с выбранным методом построения КК). Таким образом, для каждой из отобранных точек рассчитаны контрольные пределы.

3. Рассчитанные контрольные пределы (вместе с точками, для которых они были рассчитаны) переносятся на график циклоstationарного процесса.

4. Шаги 2 и 3 повторяются для всех остальных точек циклоstationарного процесса. В результате для каждой точки найдены контрольные пределы.

5. В соответствии с критериями серий (Western Electric rules, Nelson rules или др.) происходит оценка состояния стабильности циклоstationарного процесса. Данные правила позволяют оценить состояние стабильности как стационарного, так и циклоstationарного процессов.

На рис. 3 представлена графическая интерпретация предложенного алгоритма построения  $\bar{X}$ -карты циклоstationарного процесса:  $a$  – график циклоstationарного процесса с периодом  $T$  (внутри пунктирных прямоугольников находятся точки  $t_1 + mT$ );  $b$  – контрольная карта стационарного процесса для точек  $t_1 + mT$ , где UCL – верхний контрольный предел; LCL – нижний контрольный предел; UWL – верхний предупредительный предел; LWL – нижний предупредительный предел; CL – центральная линия [27];  $v$  – график циклоstationарного процесса с контрольными пределами для точек  $t_1 + mT$ ;  $z$  – контрольная карта циклоstationарного процесса (пределы которого вычисляются на шагах  $a$ – $v$  для точек  $t_2 + mT$ ,  $t_3 + mT$  и т. д.). В качестве критерия серии (свидетельствующего о выходе процесса из стабильного состояния) используется правило: «Выход двух из трех последовательных точек, лежащих по одну сторону от CL, за UWL или LWL указывает на нестабильное состояние процесса». Из рис. 3,  $z$  видно, что в соответствии с используемым критерием серии положение трех крайних правых точек свидетельствует о нестабильном состоянии процесса.

Главным достоинством предложенного подхода является возможность использования практически любой КК стационарного процесса (за исключением CUSUM- и EWMA-карт).

**Параметрический бутстреп-метод диагностики состояния стабильности циклоstationарного процесса с асимметричным распределением данных.** Использование ПБ-метода, предложенного в [19], в рассмотренном подходе к диагностике состояния стабильности циклоstationарного процесса позволяет учесть все свойства временного ряда значений ACD (представленного на рис. 1).

Образованный метод имеет ряд преимуществ относительно методов [20], [24]–[26] в случае мониторинга значений характеристики ACD:

1. Описание распределения длительностей телефонных разговоров теоретической моделью (логарифмически нормальным законом). Так как распределения длительностей телефонных разговоров хорошо аппроксимируются логарифмически нормальным законом [2], использование данной теоретической модели в образованном методе позволяет вычислять квантили распределения значений ACD (контрольные пределы) с высокой точностью, тем самым минимизируя вероятности совершения ошибок 1-го и 2-го родов.

2. Наличие вычислительной робастности контрольных пределов. Обычно изначально неизвестно, находится ли процесс в стабильном состоянии или нет. Использование среднего статистик внутригрупповой изменчивости в образованном методе

позволяет рассчитывать корректные оценки контрольных пределов даже на основе частично неоднородных данных и определять состояние стабильности процесса на стадии ретроспективного анализа. На основе сформированной (на этой стадии) выборки стабильного процесса вычисляются контрольные пределы, используемые на стадии мониторинга процесса.

3. Отсутствие нелинейных преобразований исходных данных. Нелинейные преобразования исходных данных, используемые в ARIMA-моделях, усложняют интерпретацию и применение на практике результатов анализа, что может привести к некорректной оценке состояния стабильности процесса.

4. Образованный метод может быть использован в случаях неравного объема выборки внутри подгрупп (что позволяет повысить точность вычисления контрольных пределов).

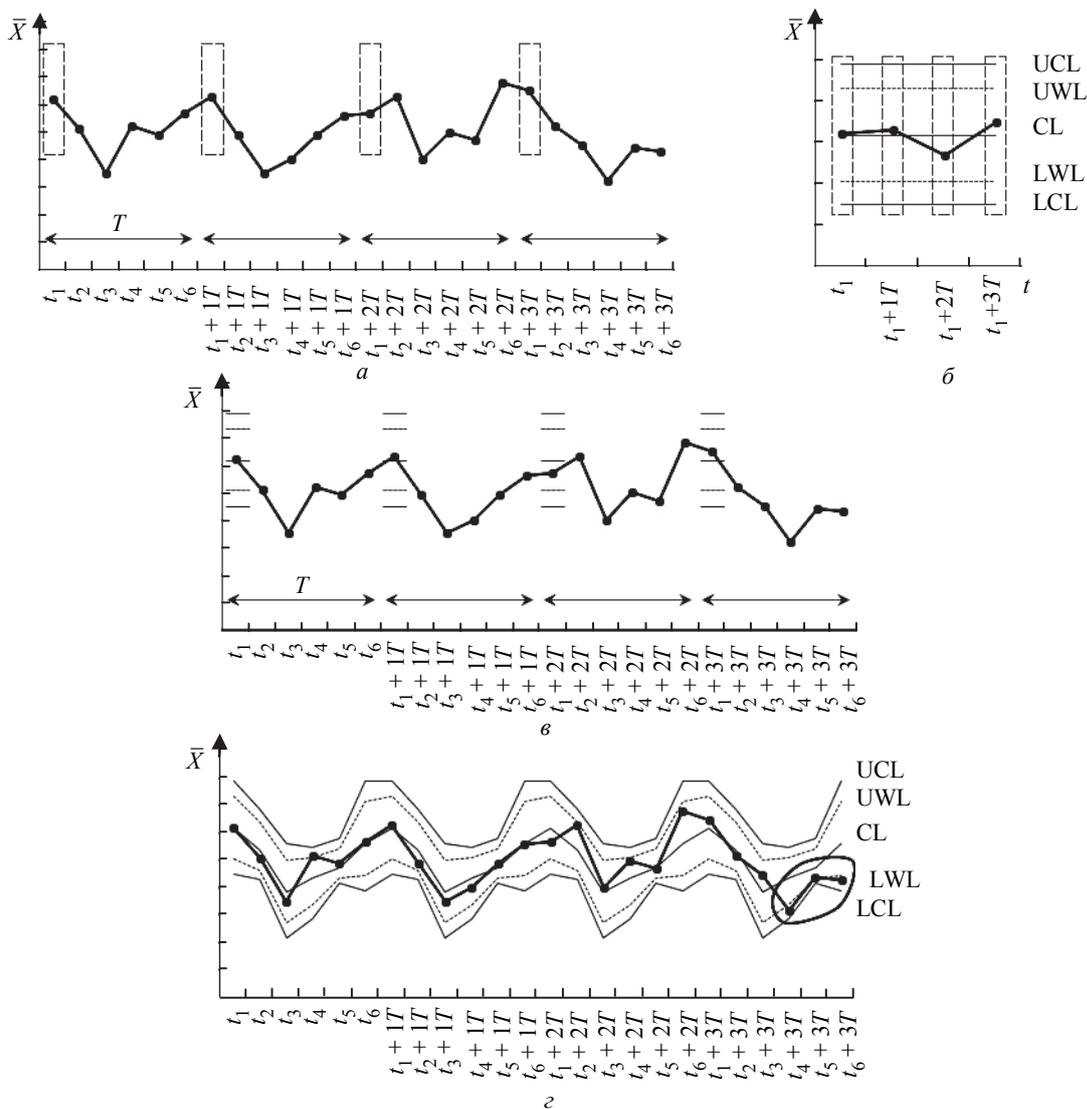


Рис. 3

5. Возможность построения КК статистики внутригрупповой изменчивости (например, стандартного отклонения). Совместное использование  $\bar{X}$ - и  $S$ -карт повышает вероятность выявления особых причин вариаций процесса.

Предложенный ПБ-метод диагностики состояния стабильности циклоstationарного процесса с асимметричным распределением данных в настоящее время успешно используется на практике в телекоммуникационной отрасли для мониторинга характеристики ACD.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бендат Дж., Пирсол А. Прикладной анализ случайных данных / пер. с англ. М.: Мир, 1989. 540 с.
2. Лукин В. Н., Яценко В. В. Оценка стабильности циклических процессов с использованием контрольных карт Шухарта // Изв. СПбГЭТУ «ЛЭТИ». 2013. № 5. С. 116–122.
3. Мониторинг транзитного VoIP методом Хольта-Уинтерса // Хабрахабр. URL: <http://habrahabr.ru/post/132400>.
4. Brutlag J. Aberrant Behavior Detection in Time Series for Network Monitoring // Proceedings of the USENIX Fourteenth System Administration Conference LISA XIV. New Orleans, LA, 2000.
5. Wheeler D. Advanced Topics in Statistical Process Control. Knoxville: SPC Press., 1995. 470 p.
6. Khoo M. B. C., Atta A. M. A., Chen C.-H. Proposed  $\bar{X}$  and  $S$  Control Charts for Skewed Distributions // Proceedings of the 2009 IEEE IEEM. 2009. P. 389–393.
7. Choobineh F., Branting D. A Simple Approximation for Semivariance // European J. of Operational Research. 1986. Vol. 27, № 3. P. 364–370.
8. Chang Y. S., Bai D. S. Control Charts for Positively - Skewed Populations with Weighted Standard Deviations // Quality and Reliability Engineering International. 2001. Vol. 17, № 5. P. 397–406.
9. Chan L. K., Cui H. J. Skewness Correction  $\bar{X}$  and  $R$  Charts for Skewed Distributions // Naval Research Logistics 2003. Vol. 50, № 6. P. 555–573.
10. Bajgier S. M. The Use of Bootstrapping to Constructs Limits on Control Charts // Proceedings of the Decision Science Institute. San Diego, CA, 1992. P. 1611–1613.
11. Jones L. A., Woodall W. H. The Performance of Bootstrap Control Charts // J. of Quality Technology. 1998. Vol. 30, № 4. P. 362–375.
12. Castagliola P., Khoo M. B. C. A Synthetic Scaled Weighted Variance Control Chart for Monitoring the Process Mean of Skewed Populations // Communications in Statistics – Simulation and Computation. 2009. Vol. 38, № 8. P. 1659–1674.
13. Ferrell E. B. Control Charts for Lognormal Universe // Industrial Quality Control. 1958. Vol. 15, № 2. P. 4–6.
14. Nelson R. P. Control Charts for Weibull Processes with Standards Given // IEEE Transactions on Reliability. 1979. Vol. 28, № 4. P. 283–298.
15. Nichols M. D., Padgett W. J. A Bootstrap Control Chart for Weibull Percentiles // Quality and Reliability Engineering International. 2005. Vol. 22, № 2. P. 141–151.
16. Lio Y. L., Park C. A Bootstrap Control Chart for Birnbaum – Saunders Percentiles // Quality and Reliability Engineering International. 2008. Vol. 24. P. 585–600.
17. Abbasi B., Guillen M. Bootstrap Control Charts in Monitoring Value at Risk in Insurance // Expert Systems with Applications. 2013. Vol. 40. P. 6125–6135.
18. Montgomery D. C. Introduction to Statistical Quality Control, 6th edition: John Wiley & Sons, 2005.
19. Lukin V., Yaschenko V. Computation of Control Limits of  $X$ - Chart Based on Pseudorandom Numbers Generation // Proceedings of the IEEE Russia, North West Section. 2014. Vol. 6. P. 54–58.
20. Alwan L. C., Roberts H. V. Time-Series Modeling for Statistical Process Control // J. of Business & Economic Statistics. 1988. Vol. 6, № 1. P. 87–95.
21. Reynolds M. R. Jr., Lu C. W. Control Charts for Monitoring Processes with Autocorrelated Data // Non-linear Analysis, Theory, Methods and Applications. 1997. Vol. 30, № 7. P. 4059–4067.
22. Schmid W. On EWMA Charts for Time Series // Frontiers in Statistical Quality Control. 1997. Vol. 5. P. 115–137.
23. Kim S.-H., Alexopoulos C., Tsui K.-L., Wilson J. R. A Distribution-Free Tabular CUSUM Chart for Autocorrelated Data // IIE Transactions. 2007. Vol. 39, № 3. P. 317–330.
24. Münz G., Carle G. Application of Forecasting Techniques and Control Charts for Traffic Anomaly Detection // Proceedings of 19th ITC Specialist Seminar on Network Usage and Traffic. Berlin, Germany, 2008.
25. Bisgaard S., Kulahci M. Quality Quandaries: Using a Time Series Model for Process Adjustment and Control // Quality Engineering. 2008. Vol. 20, № 1. P. 134–141.
26. Box G. E. P., Paniagua-Quiñones C. Two charts: Not One // Quality Engineering. 2007. Vol. 19, № 2. P. 93–100.
27. Миттаг Х.-Й., Ринне Х. Статистические методы обеспечения качества / пер. с нем. М.: Машиностроение, 1995. 616 с.

V. N. Lukin

«Telesoft» Ltd (Saint-Petersburg)

## A PARAMETRIC BOOTSTRAP METHOD OF DIAGNOSTICS OF A STATE OF THE CYCLOSTATIONARY PROCESS WITH A SKEWED DISTRIBUTION OF DATA

*An overview of current control charting methods for identifying a state of the processes with skewed distributions of data, autocorrelated and nonstationary processes is given. To identify the state of statistical control of the cyclostationary process with a skewed distribution of data, a new method, based on the integration of the parametric bootstrap method of evaluation of control limits of charts for stationary processes (proposed by the author of this article) and the approach to evaluation of stability of cyclostationary processes, is proposed. The proposed method has a successful practical application in monitoring of the telecommunicational process of voice traffic transmission characterized by the time-series of average call durations (ACD).*

**Statistical process control, cyclostationary process, skewed distribution, control chart, parametric bootstrap method**

---

УДК 658.8

О. Ю. Сыроватская

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

И. В. Фалина

Санкт-Петербургский государственный университет сервиса и экономики

## Тенденции формирования комплекса маркетинговых технологий на предприятиях наукоемких отраслей

*Рассматриваются понятия наукоемких отраслей и наукоемкой продукции, сформулированы основные задачи маркетинга на рынке наукоемкой продукции, рассмотрены основные тенденции формирования комплекса маркетинга на предприятиях наукоемких отраслей.*

### Наукоемкие отрасли, наукоемкая продукция, комплекс маркетинга

Формирование комплекса высокотехнологичных отраслей и расширение позиций на мировых рынках наукоемкой продукции, а также модернизация традиционных отраслей экономики, в том числе за счет развертывания глобально ориентированных специализированных производств, являются приоритетными направлениями развития российской экономики [1].

Повышение конкурентоспособности отечественной продукции как на внутренних, так и на глобальных рынках требует грамотного развития маркетинговой ориентации, способной обеспечивать гибкое приспособление всей хозяйственной деятельности промышленного предприятия к изменяющейся рыночной ситуации и требованиям рынка. Маркетинговый подход позволит промышленным предприятиям сформировать ком-

плекс маркетинга с учетом условий глобализации, эффективно решать поставленные задачи не только в рамках национального рынка.

Отнесение отрасли к числу наукоемких достаточно условно: в эту группу включаются те отрасли, для которых характерно превышение некоторого фиксированного уровня соотношения затрат на научно-исследовательские и опытно-конструкторские работы (НИОКР) и объема выпускаемой либо отгруженной продукции, добавленной стоимости или же величины основных факторов производства (производственных фондов и труда) [2].

Под наукоемкой продукцией понимают продукцию, в составе затрат на производство которой доля затрат на НИОКР, включая расходы на приобретение и (или) создание продуктов интел-