
НАДЕЖНОСТЬ, ПРОЧНОСТЬ, ИЗНОСОСТОЙКОСТЬ МАШИН И КОНСТРУКЦИЙ

УДК 519.22:[629.735.015.4:539.42]

ОПРЕДЕЛЕНИЕ МИНИМАЛЬНОГО КОЛИЧЕСТВА ОСМОТРОВ, НЕОБХОДИМОГО ДЛЯ УСТАНОВЛЕНИЯ ГРАНИЦЫ ВИЗУАЛЬНОЙ КОНТРОЛЕПРИГОДНОСТИ УДАРНЫХ ПОВРЕЖДЕНИЙ В КОМПОЗИТНЫХ АВИАКОНСТРУКЦИЯХ

© 2020 г. С. В. Дубинский^{1,*}, В. Я. Сеник¹, И. С. Сидоров¹, В. С. Дубинский¹

¹Центральный аэрогидродинамический институт имени профессора Н.Е. Жуковского,
г. Жуковский, Россия

*e-mail: dubinsky@tsagi.ru

Поступила в редакцию 27.09.2018 г.

Принята к публикации 25.10.2019 г.

В настоящей статье проведены исследования, как зависит объем эксперимента, необходимого для эмпирического определения с заданным уровнем надежности порога визуальной контролепригодности поверхностных вмятин, возникающих от ударных воздействий в композитных авиационных конструкциях, от метода статистической обработки данных. Рассмотрено два метода определения минимального обнаруживаемого размера повреждения, один из которых основан на использовании биномиального распределения, а другой — на бутстреп-моделировании. Проведен сравнительный анализ эффективности двух рассматриваемых методов. В результате показано, что бутстреп-метод дает существенно меньшее рассеяние оценок и позволяет сократить количество привлекаемых экспертов более чем в два раза при одинаковой точности оценок.

Ключевые слова: композиционный материал, авиаконструкция, *VID*, бутстреп-метод

DOI: 10.31857/S0235711920010058

Введение. Несмотря на значительные продвижения технологий неразрушающего контроля, принятый подход обеспечения прочности авиационных конструкций из полимерных композиционных материалов (ПКМ) по условиям допускаемых повреждений полностью опирается на визуальную обнаруживаемость. На практике этот подход реализован в виде классификации потенциально ожидаемых в эксплуатации повреждений по пяти категориям [1] и установлении требований по гарантированному обнаружению повреждения категории каждого типа. Степень серьезности повреждения определяется в зависимости от наработки в полетах или летных часах, в течение которой повреждение надежно обнаруживается в рамках принятой программы технического обслуживания. Для каждой категории устанавливаются требования по статическим и усталостным нагрузкам, которые должна выдерживать поврежденная конструкция в процессе эксплуатации вплоть до момента обнаружения. Принятые в отрасли нормы гласят, что любое повреждение в конструкции из ПКМ или должно обнаруживаться, или не должно снижать прочность конструкции ниже расчетных значений [1].

В отличие от металлических авиационных конструкций, подверженных развитию усталостных трещин [2, 3], наибольшую опасность для композитных элементов в эксплуатации (из-за хрупкой структуры) представляют случайные ударные воздействия [4],

которые могут привести к серьезным внутренним дефектам, невидимым снаружи, и недопустимому снижению остаточной прочности [5]. В этой ситуации на первый план выходит критерий визуальной контролепригодности ударного повреждения, отделяющий потенциально обнаруживаемые повреждения от скрытых. В современной мировой практике самолетостроения он получил название *BVID*, (*Barely Visible Impact Damage*), – едва обнаруживаемое ударное повреждение.

Систематические исследования по визуальной обнаруживаемости внешних повреждений в композитной конструкции самолета начались в 90-х годах 20 века. Полученные из эксплуатации данные, зафиксированные в рамках исследовательских программ ВМС США и Военно-воздушных сил США [6], привели к установлению практического критерия порога обнаруживаемости вмятины глубиной 0.25 мм (0.01 дюйма). Показано, что энергия, необходимая для получения видимых ударных повреждений такого размера, значительно выше, чем энергия удара в реальных условиях эксплуатации, поэтому предложено применить этот критерий и для гражданского флота. Данный критерий до сих пор используется производителями композитных самолетов в Северной Америке. Первопроходцы в применении конструкционных композитов в коммерческих самолетах, а именно *Aerospatiale* [7], *Boeing* [8] и *Airbus* [9], собрали и обработали значительное количество данных, полученных в эксплуатации, и при испытаниях, чтобы обосновать границу визуальной контролепригодности, но детали их исследований недоступны для научного сообщества. Среди доступных результатов можно упомянуть ранние работы *FAA* [10, 11] и два европейских проекта, по которым *Baaran* [12] и *Cook* [13] опубликовали отчеты. В отечественной практике, в последнее время, проведен ряд аналогичных работ [14–16].

Эти работы позволили внести значительный вклад в изучение влияния эксплуатационных факторов на визуальную контролепригодность ударных повреждений, а также подтвердить надежность принятых критериев *BVID*. Традиционно в них применялась методика, основанная на накоплении представительного набора эмпирических данных об осмотрах и их последующей статистической обработке с применением биномиального распределения. Для получения стабильных оценок *BVID* требуется большое число осмотров каждого повреждения, а, следовательно, большое число участников эксперимента.

Учитывая, что на надежность установления границы визуальной контролепригодности повреждений в композитных авиационных конструкциях оказывает влияние расстояние до объекта, цвет, состояние поверхности, угол обзора и т.д. [12–15], такой эксперимент при условии использования “классической” методики обработки является трудоемким и дорогостоящим. Для более эффективного использования эмпирических данных и снижения затрат на соответствующие исследования при сохранении заданного уровня надежности, предлагается альтернативная методика, основанная на использовании бутстреп-метода и позволяющая приблизительно вдвое снизить необходимое количество испытаний.

Методика определения *BVID*. В соответствии с принятым в индустрии подходом, за *BVID* (т.е. за дефект, надежно выявляемый при стандартных процедурах визуального контроля), принимается дефект такого размера, вероятность обнаружения которого при разовом контроле больше или равна 90% с надежностью 95% [7–9].

Методика установления границы визуальной контролепригодности основана на статистическом анализе результатов серии испытаний. Каждому из достаточно большого количества участвующих в эксперименте экспертов одной квалификации предлагается при тех или иных реализуемых в ходе эксперимента условиях обнаружить повреждения в предъявляемых ему для контроля образцах, на которых в определенных зонах предварительно нанесены вмятины различной глубины. Принимается, что обнаруженные экспертом повреждения могут произойти с вероятностью p и не произойти с вероятностью $q = 1 - p$. В результате контроля n экспертами вмятина глубины h_i

будет обнаружена μ_i раз. Число μ случаев обнаружения повреждения одного размера в n независимых испытаниях является случайной величиной. Эта случайная величина может принимать только дискретные целочисленные значения от 0 до n . Она подчиняется биномиальному распределению с параметрами p и n . Вероятность обнаружить повреждение k раз при n осмотрах связана с указанными параметрами уравнением [17]

$$F(\mu = k|n, p) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}, \quad (1)$$

где $\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$ — число сочетаний из n по k .

Истинная вероятность p_i обнаружения одного и того же повреждения h_i экспертами одинаковой квалификации при неизменных средствах и условиях контроля является неизвестной постоянной величиной. Ее оценка определяется по экспериментальным данным как отношение числа μ_i случаев обнаружения повреждения h_i к общему числу n его осмотров

$$\bar{p}_i = \frac{\mu_i}{n}. \quad (2)$$

Таким образом, в результате визуального осмотра m вмятин различной глубины n экспертами при определенных условиях получают совокупность значений h_i , μ_i и \bar{p}_i , $i = 1, \dots, m$. Эти данные используются для оценки зависимости вероятности обнаружения вмятины от ее глубины и определения минимального размера надежно обнаруживаемого повреждения.

Изучение взаимосвязи между переменными величинами включает два этапа: 1) определение оптимального вида искомой функциональной зависимости; 2) вычисление параметров этой функциональной зависимости, наиболее хорошо согласующихся с экспериментальными данными.

Выбор оптимальной зависимости осуществлялся путем тестирования трех функций: показательной, логистической и функции Вейбулла. С их помощью можно аппроксимировать экспериментальные данные, полученные при разных условиях и объемах испытаний. Показательная функция исключена, т.к. во многих случаях при больших значениях глубины вероятность обнаружения повреждения превышала единицу. Аппроксимации функциями Вейбулла и логистической оказались близки в области малых значений вероятности, но при больших вероятностях (более 0.7–0.8) заметно отличались. По критерию минимума суммы квадратов отклонений экспериментальных данных от аппроксимирующей функции предпочтение было отдано функции Вейбулла [18]

$$p(h) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{h}{\alpha}\right)^\beta\right). \quad (3)$$

Для вычисления оценок параметров (3) используем метод наименьших квадратов [19]

$$Q = \sum_{i=1}^m \left(\bar{p}_i - \left(1 - \exp\left(-\left(\frac{h_i}{a}\right)^b\right) \right) \right)^2 = \min, \quad (4)$$

где \bar{p}_i — эмпирическая вероятность обнаружения вмятины глубиной h_i .

Определение минимального количества осмотров. Использование биномиального распределения. Величину $BVID$ в соответствии с заданным критерием можно определить, как точку пересечения зависимости вероятности обнаружения вмятины от глубины h , определяемой с надежностью 0.95, уровнем вероятности 0.9. Функцию, соответствующую

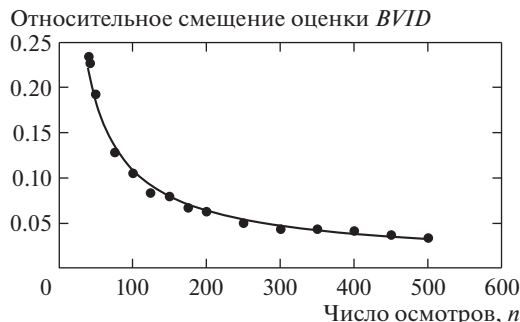


Рис. 1. Зависимость смещения оценки $BVID$ от числа осмотров. За относительное смещение принята величина отношения модуля разности оценки и истинного значения к истинному значению.

щую надежность 95%, можно определить путем аппроксимации зависимости от глубины вмятин нижних границ 90%-х доверительных интервалов для экспериментальных значений вероятностей обнаружения. Основываясь на биномиальном распределении вероятности обнаружения, нижние границы доверительных интервалов p_{Hi} для вероятностей \bar{p}_i можно найти численно решая уравнение

$$1 - P = \sum_{j=\mu}^n \binom{n}{j} p_{Hi}^j (1 - p_{Hi})^{n-j}. \quad (5)$$

Максимальное значение нижней границы доверительного интервала при числе осмотров n соответствует числу благоприятных исходов $\mu = n$

$$p_{\max} = \sqrt[n]{1 - P}. \quad (6)$$

Функция Вейбулла справедлива в интервале вероятностей от 0 до 1, поэтому при вычислении ее параметров в уравнении (4) в качестве зависимой переменной необходимо использовать нормированные значения нижних доверительных границ $\bar{p}_H = \frac{p_H}{p_{\max}}$. Глубина надежно обнаруживаемой вмятины — значение h_H , при котором зависимость p_H от h имеет значение $p_H = 0.9$, определяется по формуле

$$h_H = \exp\left(\ln\left(-\ln\left(1 - \frac{0.9}{p_{\max}}\right)\right)\right) / b + \ln \alpha, \quad (7)$$

где a и b — оценки параметров уравнения (3) для зависимости \bar{p}_H от h .

Поскольку ширина доверительного интервала для вероятности обнаружения зависит от числа осмотров n , оценка $BVID$ также зависит от этого параметра. Пример зависимости относительного смещения от истинного значения оценки $BVID$, полученной при моделировании методом Монте-Карло эксперимента с двадцатью повреждениями, представлен на рис. 1.

Использование бутстреп-метода. Метод бутстреп-моделирования [20] не требует предположений о законе распределения анализируемой величины и использует только экспериментальные данные. Имеющиеся n значений, входящих в выборку, образуют генеральную совокупность, из которой случайным образом извлекаются с возвращением n значений с равными вероятностями ($1/n$) извлечения каждого значения, которые образуют бутстреп-выборку. Генерируется N выборок, по каждой из них

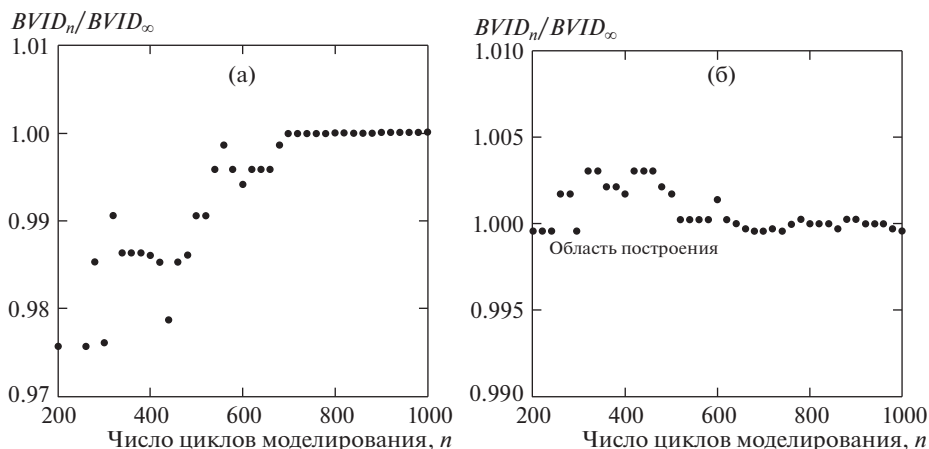


Рис. 2. Зависимость относительного значения оценки $BVID$ при осмотрах от объема моделирования: (а) – осмотр с расстояния 0.7 м; (б) – осмотр с расстояния 5 м.

строится оценка интересующего параметра исходной случайной величины, а затем анализируется распределение полученных оценок.

Метод оценки $BVID$ при использовании бутстреп-метода сводится к алгоритму: для каждой строки (размера ударного повреждения) таблицы признаков обнаружения/необнаружения повреждения моделируются n целых чисел, равномерно распределенных в интервале $[1, n]$, которые определяют номера клеток в строке, значения из которых включаются в новую выборку; для каждого размера повреждения (по строкам) подсчитывается число успехов μ и вычисляется оценка вероятности обнаружения $\bar{p} = \mu/n$. Полученные данные используются для оценки параметров α и β вероятности обнаружения повреждения от его размера (3) и определения размера повреждения (h_{90}), обнаруживаемого с вероятностью 90%.

Формирование и обработка новых данных повторяется N раз. Массив объема N значений h_{90} выстраивается в вариационный ряд в порядке возрастания. В соответствии с определением минимального размера надежно обнаруживаемого повреждения ниже этой величины должно находиться 95% значений. То есть оценкой размера надежно обнаруживаемого повреждения $BVID$ является значение с порядковым номером $0.95N$ в вариационном ряду.

Число повторений “эксперимента” N выбирается из условия стабилизации значения $BVID$. Проведенные исследования показали, что стабилизация указанного процесса наступает после 700–800 циклов.

На рис. 2а, б приведены примеры зависимости величины $BVID$, отнесенной к своему истинному значению, от числа циклов моделирования для двух значений расстояния, с которого производится осмотр. При объеме моделирования более 800 диапазон колебания оценок $BVID$ не превышает $\pm 0.2\%$. Таким образом, число повторений “эксперимента” $N = 1000$ можно считать достаточным.

Для исследования влияния количества экспертов, задействованных в эксперименте, на точность определения $BVID$, проведено сравнительное моделирование по двум рассматриваемым методам. Сравнивались результаты, полученные по биномиальному распределению и по бутстреп-методу на выборках разного объема. Исходными данными для моделирования служили результаты одного и того же эксперимента, вы-

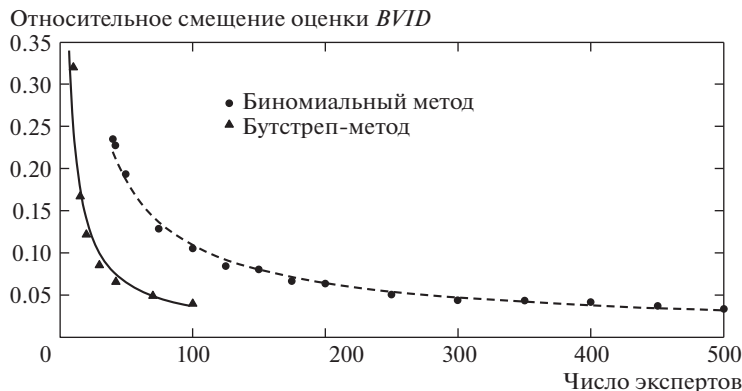
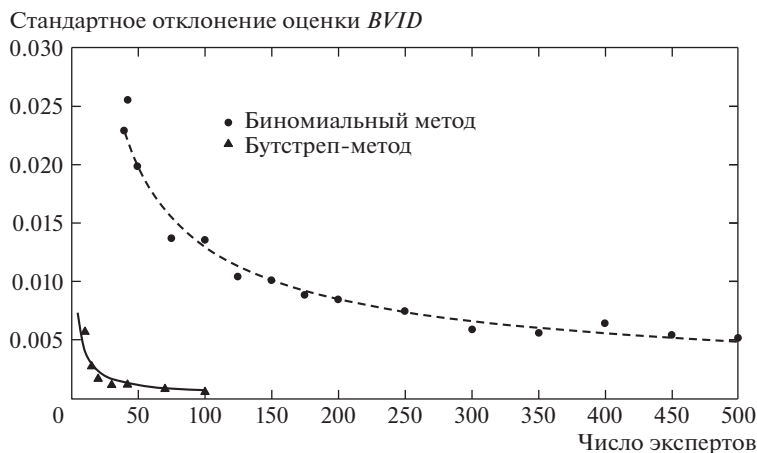


Рис. 3. Сравнение двух методов.

Рис. 4. Рассеяние оценок $BVID$.

полненного специалистами ФГУП ГосНИИ ГА и ФГУП “ЦАГИ” на образцах композитных панелей хвостового оперения гражданского самолета [14, 15].

На рис. 3 представлены результаты выполненного моделирования в виде функции относительного смещения оценки $BVID$ от числа экспертов. Этот график показывает, что оценка $BVID$ с увеличением числа осмотров асимптотически приближается к истинному значению. Полученную зависимость можно использовать для оценки необходимого объема эксперимента для определения границы $BVID$, в зависимости от имеющихся ресурсов, требуемой точности, используемых запасов и т.д.

В соответствии с подходом ведущих самолетостроительных компаний [8, 9] и рекомендациями авторов, проводивших аналогичные исследования [10–13], при использовании критерия “90–95” адекватным объемом эксперимента для одного повреждения является примерно сто осмотров. Зависимость (рис. 3) позволяет определить, что производная функции смещения, которая является мерой “выполживания” зависимости $BVID$ от числа осмотров и выхода ее на асимптоту, при таком количестве осмотров приблизительно равна 0.001. Если для производной функции смещения расчи-

тать необходимое число осмотров по бутстреп-методу, то оно составит $n = 52$. Погрешность “биномиального” метода составляет примерно 12%, а бутстреп-метода – 6%. Исследование рассеяния оценок показало, что среднеквадратичные отклонения выборочных значений *BVID*, полученные бутстреп-методом почти на порядок меньше, чем при использовании биномиального распределения при одинаковых объемах контроля (рис. 4).

Заключение. Для получения устойчивой оценки *BVID* традиционным методом, основанным на биномиальном распределении, необходимо привлечь для участия в эксперименте не менее ста экспертов. В связи с обилием факторов, влияющих на обнаружение повреждений, на практике это требование не всегда выполнимо. При участии меньшего числа экспертов для обеспечения достаточного числа осмотров приходится вводить дополнительные предположения о характере распределения случайной величины и прибегать к группировке данных, что может приводить к недостоверным или неустойчивым оценкам. Для определения размера минимального надежно обнаруживаемого повреждения было предложено использовать бутстреп-метод, не требующий предположений о законе распределения анализируемой величины и использующий только экспериментальные данные. Этот метод позволяет более чем в два раза снизить объем экспериментальных работ, необходимых для установления границы визуальной контролепригодности при сохранении требуемого уровня надежности.

КОНФЛИКТ ИНТЕРЕСОВ

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. “Advisory Circular 20-107B, Sept. 2009, Change 1,” Federal Aviation Administration, Washington, D.C., Aug. 2010.
2. *Нестеренко Г.И.* Ресурс и живучесть самолетных конструкций // Ж. Проблемы машиностроения и надежности машин. 2005. № 1. С. 106.
3. *Нестеренко Г.И., Дубинский В.С., Сенюк В.Я.* Требования по обеспечению безопасности эксплуатации конструкций транспортных самолетов // Ж. Проблемы машиностроения и надежности машин. 2012. № 1. С. 102.
4. *Dubinskii S., Senik V., Feygenbaum Yu.* “Field-Survey-Based Evaluation of Realistic and Remote Wing Impact Energy Levels”, *Journal of Aircraft*, V. 55. № 6 (2018). P. 2307.
5. *Сергеевич И.В., Антонов Ф.К., Сафонов А.А., Ушаков А.Е.* Оценка остаточной прочности элементов композитных конструкций после низкоскоростного удара // Ж. Проблемы машиностроения и надежности машин. 2013. № 1. С. 36.
6. *Kan H.P., Cordero R., Whitehead R.S.* “Advanced Certification Methodology for Composite Structures,” Rept. DOT/FAA/AR-96/111, 1997, Naval Air Warfare Center-Aircraft Division Department of the Navy, Patuxent River, MD.
7. *Tropis A., Thomas M., Bounie J., Lafon P.* Certification of the Composite Outer Wing of the ATR72, 1995, Part G: *Journal of Aerospace Engineering*. V. 209 (4). P. 327.
8. *Fawcett A.J., Oaks G.D.* “Boeing Composite Airframe Damage Tolerance and Service Experience”, Workshop for Composite Damage Tolerance and Maintenance, Presentation #2 of Session 1, National Institute for Aviation Research, Chicago, IL, July 2006.
9. *Morteau E., Fualdes C.* “Composites at Airbus. Damage Tolerance Methodology”, Workshop for Composite Damage Tolerance and Maintenance, Presentation #1 of Session 1, National Institute for Aviation Research, Chicago, IL, July 2006.
10. *Spencer F.W.* Visual Inspection Research Project Report on Benchmark Inspections. Technical Report No DOT/FAA/AR-96/65, U.S. Department of Transportation, Federal Aviation Administration, Washington, D.C., USA (1996).
11. *Erhart D., Ostrom L.T., Wilhelmsen C.A.* Visual Detectability of Dents on A Composite Aircraft Inspection Specimen: An Initial Study. *International Journal of Applied Aviation Studies*. V. 4. № 2, FAA Academy, Oklahoma City, USA (2004).

12. *Baaran J.* Visual Inspection of Composite Structures, EASA-Research Project/2007/3 Final Report, Braunschweig, Germany 2009.
13. *Cook L., Boulic, Harris A., Bellamy D., Irving P.* Reliability of Damage Detection in Advanced Composite Aircraft Structures. CAA Paper 2013/03, West Sussex, UK, 2013.
14. *Фейгенбаум Ю.М., Метелкин Е.С., Миколайчук Ю.А., Сенник В.Я., Дубинский С.В., Гвоздев С.А., Хлебникова И.Г.* Опыт проведения и основные результаты экспериментальных исследований надежности выявления поверхностных дефектов композитной конструкции при проведении визуального контроля. Научный Вестник ГосНИИ ГА. 2016. № 14. С. 75.
15. *Фейгенбаум Ю.М., Дубинский С.В., Божевалов Д.Г., Соколов Ю.С., Метелкин Е.С., Миколайчук Ю.А., Шапкин В.С.* Обеспечение прочности композитных авиационных конструкций с учетом случайных эксплуатационных ударных воздействий. М.: Техносфера, 2018. 506 с.
16. *Дубинский С.В., Сафонов А.А.* Новый подход к сертификации перспективных композитных материалов и технологий, применяемых в авиастроении // Ж. Проблемы машиностроения и надежности машин. 2017. № 5. С. 96.
17. *Кендалл М.Дж., Стюарт А.* Теория распределений. М.: Наука, 1966. 587 с.
18. *Сенник В.Я., Хлебникова И.Г., Фейгенбаум Б.М., Метелкин Е.С.* Методика статистической обработки экспериментальных данных для оценки обнаруживаемости ударного повреждения конструкции из композитных материалов при визуальном контроле. Научный вестник ГосНИИ ГА. 2016. № 14. С. 19.
19. *Дрейнер Н., Смит Г.* Прикладной регрессионный анализ. М.: Статистика, 1973. 392 с.
20. *Efron B.* "Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife". Annals of Statistics, 1979. V. 7(1). P. 1–26.