



ФЕДЕРАЛЬНОЕ АГЕНТСТВО ВОЗДУШНОГО ТРАНСПОРТА

ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ БЮДЖЕТНОЕ ОБРАЗОВАТЕЛЬНОЕ УЧРЕЖДЕНИЕ  
ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ  
«МОСКОВСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ ТЕХНИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ  
ГРАЖДАНСКОЙ АВИАЦИИ» (МГТУ ГА)

ФАКУЛЬТЕТ \_\_\_\_\_ МЕХАНИЧЕСКИЙ \_\_\_\_\_

КАФЕДРА \_\_\_\_\_ Технической эксплуатации летательных аппаратов и  
\_\_\_\_\_ авиационных двигателей (ТЭЛА и АД) \_\_\_\_\_

Тема: \_\_\_\_\_ ВОЗМОЖНОСТИ ПОВЫШЕНИЯ ПОКАЗАТЕЛЯ  
\_\_\_\_\_ ЭКСПЛУАТАЦИОННОЙ НАДЕЖНОСТИ ВС \_\_\_\_\_

Направление: \_\_\_\_\_ Применение естественнонаучных методов в авиации \_\_\_\_\_

Автор: \_\_\_\_\_ Мицук Максим Романович \_\_\_\_\_  
(Ф.И.О.)

Руководитель: \_\_\_\_\_ к.т.н. Файнбург Григорий Давидович \_\_\_\_\_  
(уч.степень, уч.звание, Ф.И.О.)

Москва – 2021

## СОДЕРЖАНИЕ

Введение.....	2
Основная часть.....	3
I.    Возможность управления показателем эксплуатационной надежности самолета SUKHOI SUPERJET 100.....	4
II.   Влияние функциональных систем на показатель эксплуатационной надежности.....	14
Заключение.....	18
Список использованных источников.....	19

## ВВЕДЕНИЕ

Надежность авиационной техники – это ее свойство сохранять во времени в установленных пределах все параметры, обеспечивающие выполнение требуемых функций в заданных условиях эксплуатации, ремонта, хранения и транспортирования.

Надежность является комплексным свойством, включающим в себя частные свойства:

- ремонтпригодность;
- безотказность;
- долговечность;
- сохраняемость.

Обеспечение надежности авиационной техники гражданской авиации является приоритетной задачей, от ее успешного решения зависят безопасность полетов и эффективность эксплуатации воздушных судов [1].

В отчетах авиакомпаний по надежности эксплуатируемых парков самолетов определенного типа, выполненных в соответствии с международной практикой [2], ключевыми интегральными показателями является эксплуатационная надежность и регулярность вылетов, интерпретируемая также как надежность вылетов [3].

*Эксплуатационная надежность = 100 – Коэффициент эксплуатационных прерываний (%).*

*Коэффициент эксплуатационных прерываний = (Количество эксплуатационных прерываний \* 100) / Налет в посадках.*

*Количество эксплуатационных прерываний = наземные сбои эксплуатации + сбои, произошедшие в полете.*

К наземным сбоям относятся задержки рейсов, отмены рейсов, возвраты с рулевой дорожки, прерванные взлеты, замены ВС. Сбоями, произошедшими в полете, считаются вынужденные посадки и возвраты в аэропорт вылета.

Основной вклад в коэффициент эксплуатационных прерываний вносят задержки рейсов по техническим причинам (фиксируется задержка вылета, превышающая 15 мин). Поэтому важнейшей исходной информацией является статистика по отказам функциональных систем самолета, явившимися причиной задержки вылета.

Объектом анализа и прогнозирования в настоящей работе являлись статистические данные по эксплуатационной надежности и по отказам функциональных систем, приведших к задержкам вылета, парка самолетов Sukhoi Superjet 100 российской авиакомпании.

**Цель работы:** Выполнить анализ и прогнозирование показателя эксплуатационной надежности парка самолетов Sukhoi Superjet 100 с определением ключевых функциональных систем, необходимых для достижения его целевого уровня.

**Актуальность работы для отрасли:** Sukhoi Superjet 100 (или Russian Regional Jet 100 = RRJ-100) – первый российский самолет, произведенный после распада СССР, способный создать конкуренцию западным моделям (таким как Embraer и Bombardier). Однако, его эксплуатационные показатели пока не достигли уровня конкурентов. Спрос на RRJ-95 за последние годы снижается из-за его технического несовершенства и зависимости от иностранных поставщиков комплектующих изделий.

В этой связи, задача достижения целевых показателей эксплуатационной надежности самолета RRJ-100 является актуальной как для развития самого проекта, так и для использования полученного опыта с целью обеспечения конкурентоспособности новых Российских самолетов, так как МС-21 и российско-китайского проекта CR929.

Для решения поставленной задачи, необходимо оценить потенциальную возможность достижения целевого уровня эксплуатационной надежности парка самолетов Sukhoi Superjet 100, выявить функциональные системы самолета, отказы которых оказывают существенное влияние на эти показатели.

### **Основная часть.**

На рисунке 1 представлены данные по эксплуатационной надежности парка самолетов RRJ-100 российской авиакомпании за период 01.01.2016 – 28.02.2021. Как видно из графика, показатель демонстрирует возрастающий тренд, однако, достиг целевого уровня 98 % лишь единожды.



Рис. 1. Временной ряд показателя эксплуатационной надежности самолета RRJ-100

### **I. Возможность управления показателем эксплуатационной надежности самолета SUKHOI SUPERJET 100**

Учитывая подверженность процесса эксплуатации (ПЭ) летательного аппарата (ЛА) воздействию широкого спектра эксплуатационных факторов и сезонных колебаний, целесообразно привлечь для анализа показателя эксплуатационной надежности математический аппарат временных рядов [4].

Временной ряд существенно отличается от простой выборки данных, так как при анализе учитывается взаимосвязь изменений со временем, а не только статистическое разнообразие и статистические характеристики выборки. Поэтому, для исследования будут применяться методы дифференциального анализа. Временной ряд наблюдаемых значений показателя  $Y_1, \dots, Y_T$  образован в результате месячных оценок в течение рассматриваемого периода времени  $t = 1, \dots, T$ . Целью дифференциального анализа является построение модели, описывающей динамику показателя.

Применяемый метод решает следующие задачи: определение компонентного состава временного ряда  $Y_t, t = \overline{1, T}$ ; определение вида

модели; сглаживание значений исходного ряда; выравнивание сглаженных значений теоретической зависимостью, описание и выделение регулярной, гармонической и сезонной составляющих; исследование случайной составляющей. Компонентный состав ряда  $Y_t, t = \overline{1, T}$  можно определить по характеру изменения интенсивности спектра исходного ряда (рис. 2). Анализ интенсивности спектра исходного ряда позволяет выявить наличие следующих компонентов: тренда  $H(t)$  (рис. 3), гармонической составляющей  $f(t)$  с определенным периодом колебаний (сезонной составляющей  $s(t)$ ) (рис. 4) и случайной составляющей  $u(t)$  (рис. 5).

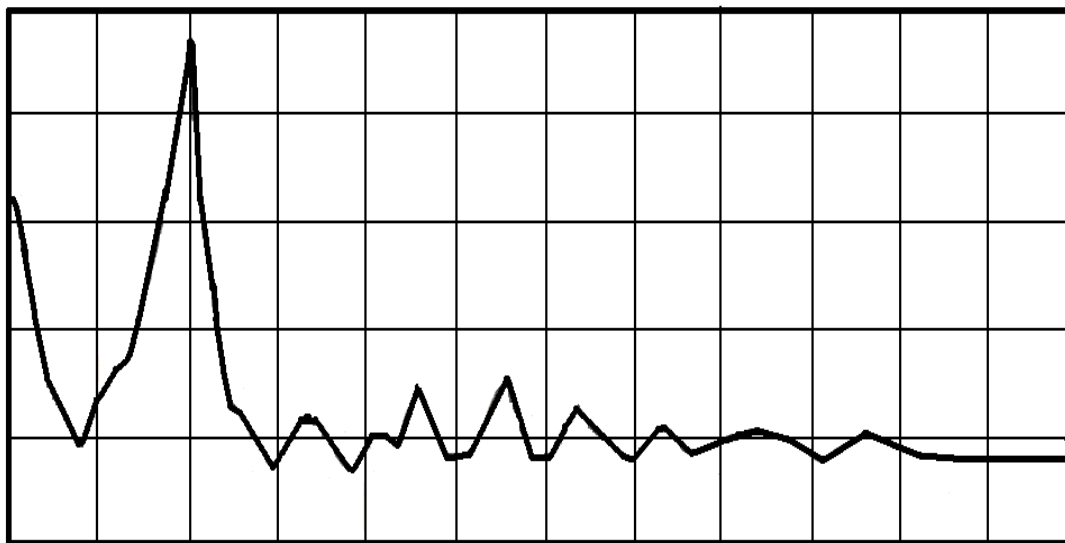


Рис. 2. Вид интенсивности спектра временного ряда  $Y_t, t = \overline{1, T}$

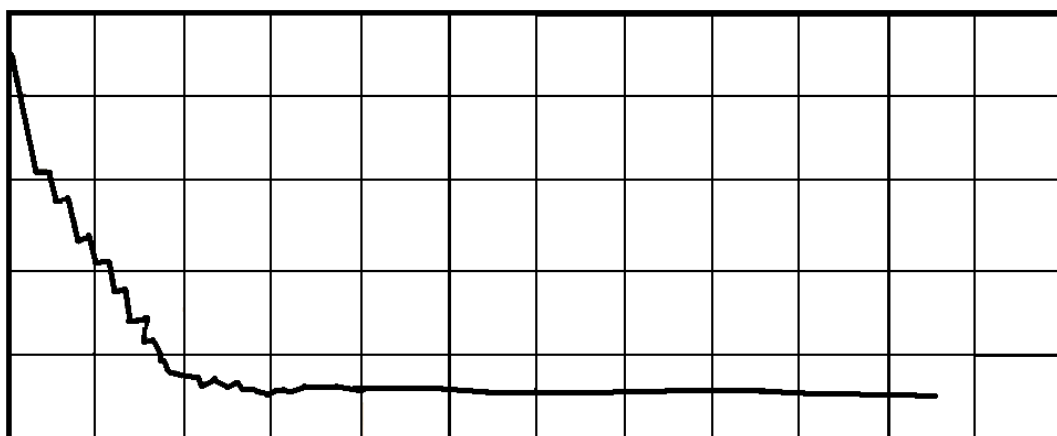


Рис. 3. Вид интенсивности спектра гладкого тренда  $H(t)$

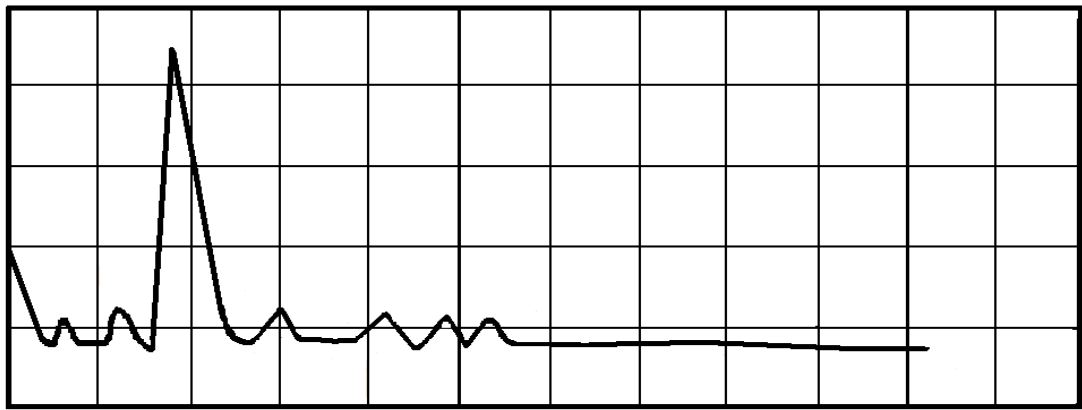


Рис. 4. Вид интенсивности спектра гармонической составляющей  $f(t)$  (сезонной составляющей  $s(t)$ )

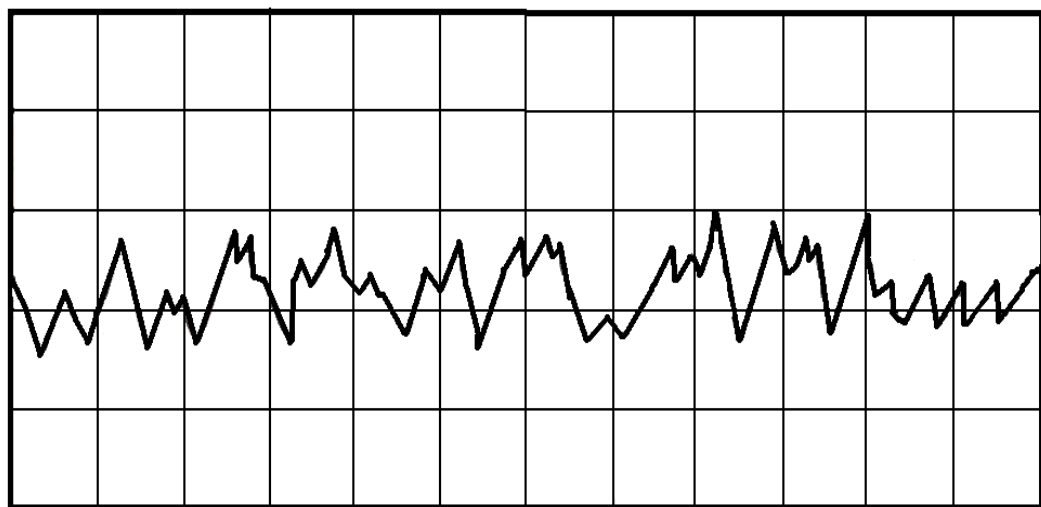


Рис. 5. Вид интенсивности спектра случайного ряда  $u(t)$

Одним из условий правильности выбора вида модели, описывающей динамику показателя эффективности, является отсутствие взаимосвязи в остаточных членах ряда  $u(t)$ .

Компоненты, описывающие динамику показателей, могут сочетаться в виде следующих моделей:

аддитивной

$$Y(t) = H(t) + f(t) + s(t) + u(t) \quad (1),$$

мультипликативной

$$Y(t) = H(t) \cdot f(t) \cdot s(t) \cdot u(t) \quad (2),$$

смешанной

$$Y(t) = H(t) \cdot f(t) \cdot s(t) + u(t) \quad (3)$$

Аддитивные модели характеризуются постоянным рассеиванием относительно некоторой тенденции, а для мультипликативных моделей рассеивание относительно тенденции увеличивается во времени.

Для выделения отдельных компонент производится предварительная статистическая обработка (сглаживание) исходного ряда методами простой скользящей средней, взвешенной скользящей средней и экспоненциальной средней.

После того, как описаны все составляющие динамики исходного ряда, можно приступить к прогнозированию показателя эффективности на предстоящий период. Прогнозирование заключается в точечной оценке прогноза на период упреждения  $L$  и в оценке доверительных границ прогноза.

Точечная оценка прогноза на период упреждения  $L$  получается как

$$Y_{T+L} = F [H(T+L), f(T+L), s(T+L), u(T+L)] \quad (4).$$

Доверительный интервал прогноза имеет следующий вид:

$$Y_{T+L} - S_p t_\alpha \leq Y_{T+L} \leq Y_{T+L} + S_p t_\alpha \quad (5),$$

где  $S_p^2$ - дисперсия суммарного прогноза;

$t_\alpha$ - статистика Стьюдента.

В настоящей работе в качестве инструмента анализа и прогнозирования использовался программный продукт STATISTICA 10 от STATSOFT Russia.

Чтобы проследить закономерность отказов, воспользуемся одномерным анализом Фурье. В спектральном анализе исследуются периодические модели данных. Цель анализа - разложить комплексные временные ряды с циклическими компонентами на несколько основных синусоидальных функций с определенной длиной волн. В результате успешного анализа можно обнаружить всего несколько повторяющихся циклов различной длины в анализируемых временных рядах, которые, на первый взгляд, выглядят как случайный шум.

Цель спектрального анализа - распознать сезонные колебания различной длины.

Математическое описание данного метода представлено ниже.

Пусть  $F_N = (f_0, \dots, f_{N-1})$  - ряд длины  $N$ .

Разложение

$$f_n = c_0 + \sum_{k=1}^{[N/2]} (c_k \cos(2\pi n k/N) + s_k \sin(2\pi n k/N)) \quad (6),$$



где  $0 < n < N$  и  $S_{N/2} = 0$  для четного  $N$ ., называется разложением Фурье: ряда  $F_N$ .

Так как нулевой член  $c_0$  равняется среднему значению ряда, то для центрированного ряда он равен нулю.

Разложение (10) — это разложение по ортогональному базису. В другой форме (пусть  $N$  — четное) оно может быть записано как

$$f_n = c_0 + \sum_{k=1}^{[(N-1)/2]} \sqrt{c_k^2 + s_k^2} \cos(2\pi n k/N + \varphi_k) + c_{N/2}(-1)^k. \quad (7).$$

Можно считать, что коэффициент  $c_0$  умножается на косинус с частотой 0, а  $c_{N/2}$  — на косинус с частотой 0.5.

Введем понятие периодограммы как объекта, характеризующего вклад частот в разложение ряда Фурье.

Определение 2.7. Периодограммой ряда  $F_N = (f_0, \dots, f_{N-1})$  будем называть функцию  $\Pi_f^N$ , которая задана на множестве частот  $\{k/N, k = 0, \dots, [N/2]\}$  формулой

$$\Pi_f^N(k/N) = \frac{N}{2} \begin{cases} 2c_0^2 & \text{для } k = 0, \\ c_k^2 + s_k^2 & \text{для } 0 < k < N/2, \\ 2c_{N/2}^2 & \text{для } k = N/2. \end{cases} \quad (8)$$

Последний случай имеет место только при четном  $N$ .

Рассмотрим теперь разложение Фурье (10) двух рядов  $F^{(1)}$  и  $F^{(2)}$  длины  $N$  и обозначим соответствующие коэффициенты  $c_k^{(j)}$  и  $s_k^{(j)}$ ,  $j=1,2$ . Обозначим

$$d_k = \begin{cases} c_k^{(1)}c_k^{(2)} + s_k^{(1)}s_k^{(2)} & \text{для } k \neq 0 \text{ и } N/2, \\ 2c_k^{(1)}c_k^{(2)} & \text{для } k = 0 \text{ или } N/2, \end{cases}$$

Скалярное произведение двух рядов имеет вид

$$(F^{(1)}, F^{(2)}) \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{k=0}^{N-1} f_n^{(1)} f_n^{(2)} = \frac{N}{2} \sum_{k=0}^{[N/2]} d_k. \quad (9),$$

2. Норма  $\|F\| = \sqrt{(F, F)}$  ряда (10) имеет вид (10)

$$\|F\|^2 = \sum_{k=0}^{[N/2]} \Pi_f^N(k/N).$$

Равенство (10) показывает, что значение (9) периодограммы в точке  $k/N$  описывает вклад гармонической компоненты с частотой  $w = k/N$  и сумму (8). Более того, (10) объясняет коэффициент  $N^{-1}$  в определении периодограммы.

Применение спектрального анализа Фурье к исходному ряду представлено на рисунке 6.

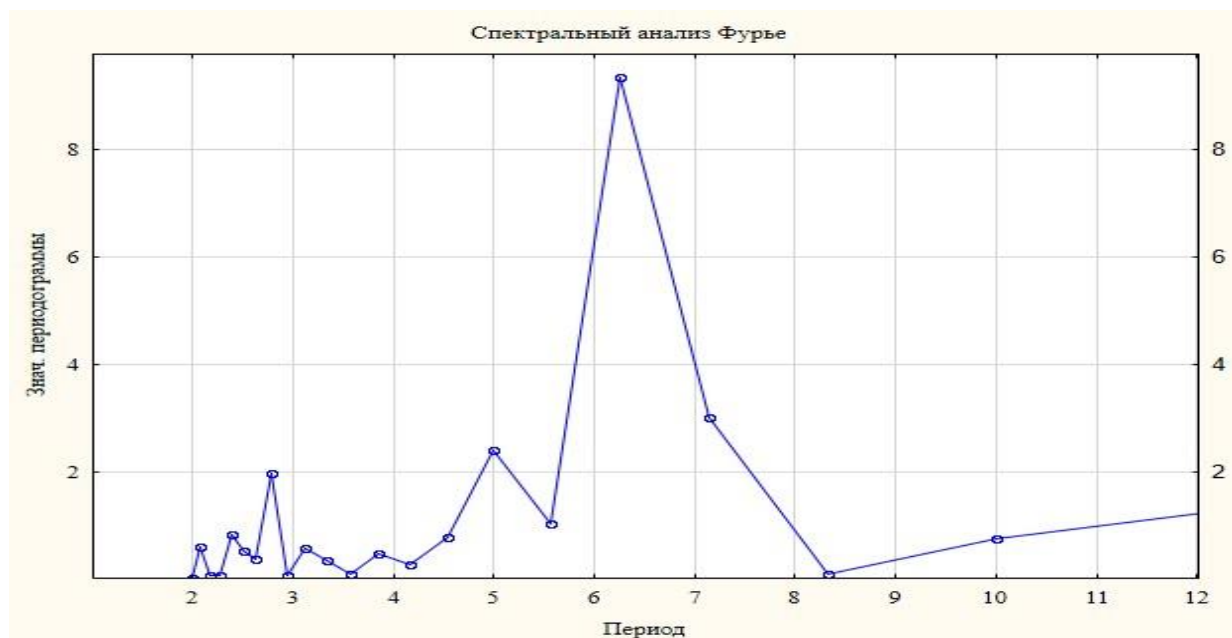


Рис. 6. Спектральный анализ Фурье

На периодограмме отчетливо выделяется экстремум близкий к 6 лагу. Очевидно, что не прослеживается однозначный сезонный лаг, ведь показатель эксплуатационной надежности зависит от всех функциональных систем, которые по-своему подвержены сезонности. Однако, как видно из периодограммы, так или иначе, есть полугодовая смена знаков в общем показателе эксплуатационной надежности.

Как было описано ранее, показатель эксплуатационной надежности отражает главным образом количество задержек вылетов, вызванных отказами функциональных систем самолета. Для определения возможностей повышения и контроля показателя эксплуатационной надежности необходимо провести анализ исходного ряда (рис. 1), выявить сезонные факторы и нерегулярную компоненту.

Одной из самых важных задач анализа является возможность предугадывать поведение зависимости в будущем. В настоящей работе такой задачей является прогнозирование уровня эксплуатационной надежности парка самолетов SUKHOI SUPERJET 100 на основе данных предыдущих периодов.

Для прогнозирования временного ряда применялся метод ARIMA (p,s,q) (ps,ds,qs) – autoregressive integrated moving average (АРИСС - модель

авторегрессии и проинтегрированного скользящего среднего), где  $p$  – параметр авторегрессии,  $s$  – параметр дифференцирования,  $q$  – параметр скользящего среднего.

Прежде чем проводить оценивание необходимо решить, какой тип модели будет наилучшим образом описывать данные, и какое количество параметров будет содержать модель, иными словами, требуется идентифицировать модель АРПСС.

Основными инструментами идентификации порядка модели являются графики, автокорреляционная функция (АКФ) (Автокорреляция – это корреляция исходного ряда с самим собой, сдвинутым на определенный лаг  $k$ ), частная автокорреляционная функция (ЧАКФ) (Частная автокорреляция – это корреляция исходного ряда с самим собой, сдвинутым на определенное число наблюдений  $k$ , из которой исключено влияние автокорреляций с меньшими лагами). Это решение не является простым и требует рассмотрения вариантов альтернативных моделей.

Сезонные модели. Мультипликативная сезонная АРПСС представляет естественное развитие и обобщение обычной модели АРПСС на ряды, в которых имеется периодическая сезонная компонента. В дополнении к несезонным параметрам, в модель вводятся сезонные параметры для определенного лага (устанавливаемого на этапе идентификации порядка модели). Аналогично параметрам простой модели АРПСС, эти параметры называются: сезонная авторегрессия ( $ps$ ), сезонная разность ( $ds$ ) и сезонное скользящее среднее ( $qs$ ). Таким образом, полная сезонная АРПСС может быть записана как АРПСС  $(p,d,q)(ps,ds,qs)$ . Сезонный лаг, используемый для сезонных параметров, определяется на этапе идентификации порядка модели.

Общие рекомендации относительно выбора обычных параметров (с помощью АКФ и ЧАКФ) полностью применимы к сезонным моделям. Основное отличие состоит в том, что в сезонных рядах АКФ и ЧАКФ имеют место существенные значения на лагах, кратных сезонному лагу (в дополнении к характерному поведению этих функций, описывающих регулярную (несезонную) компоненту АРПСС).

Для того чтобы спрогнозировать временной ряд, его необходимо привести к стационарному виду (удалить тренд и сезонную составляющую).

**Теорема Вольда<sup>[\*]</sup>:** Любой стационарный временной ряд может быть описан моделью ARIMA с достаточной точностью.

[\*] Херман Оле Андреас Волд (швед. *Herman Ole Andreas Wold*; 25 декабря 1908, Шиен, Норвегия — 16 февраля 1992) - шведский экономист и статистик норвежского происхождения.

Для оценки адекватности модели с использованием данного метода прогнозируем ряд укороченный на 12 месяцев, и проведем кросс-проверку.

Как было сказано выше, необходимо провести идентификацию модели. Для этого проанализируем диаграммы АКФ (рис.7а) и ЧАКФ (рис.7б).

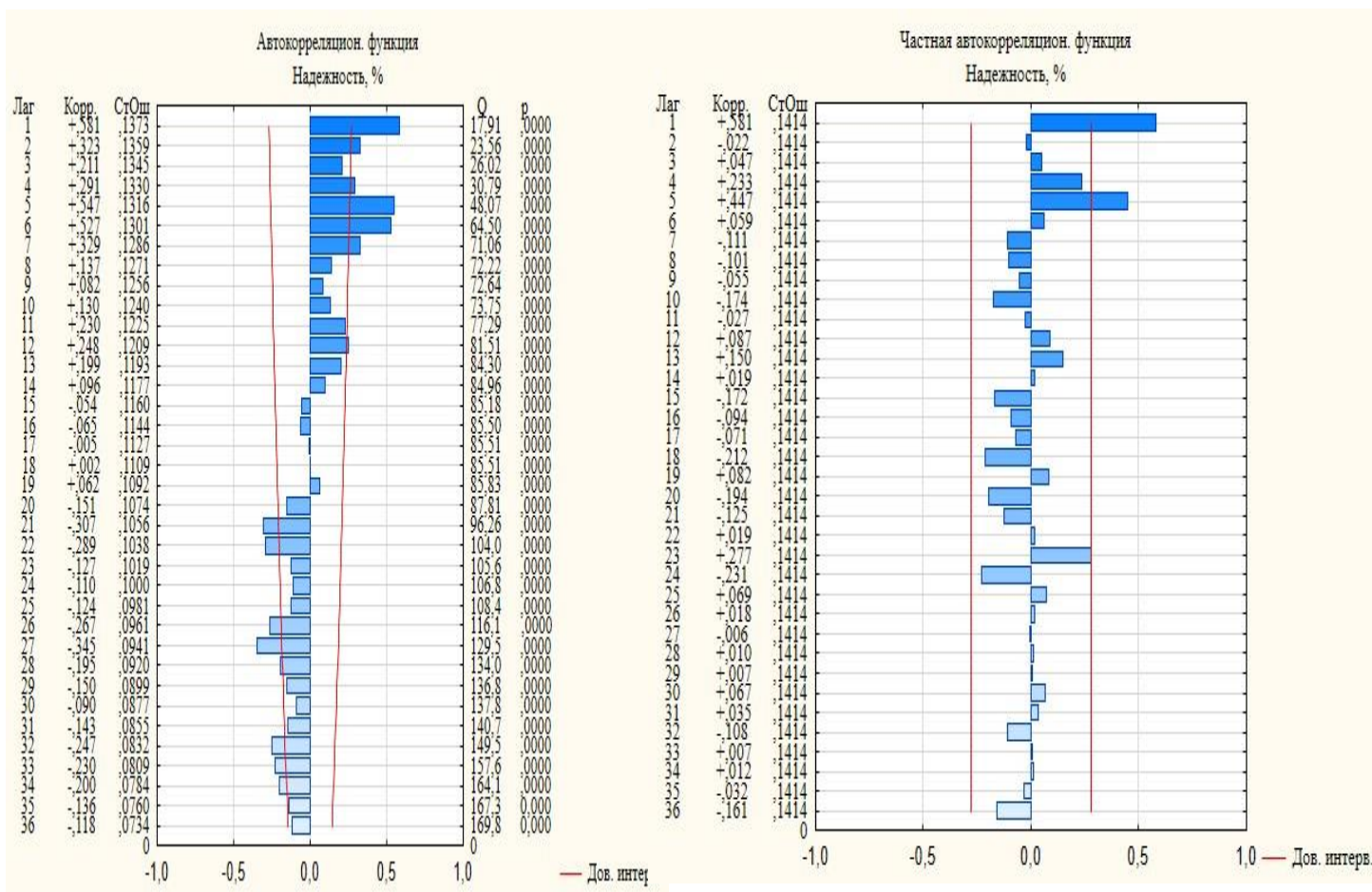


Рис. 7а. АКФ

Рис. 7б. ЧАКФ

Т.к. 1 лаг не коррелирует с другими, то на АКФ и ЧАКФ на этом лаге видна заметная корреляция, от которой необходимо избавиться дифференцированием по этому лагу для дальнейшего идентифицирования модели. Проведем эту процедуру. Результаты на рис. 8а и 8б.

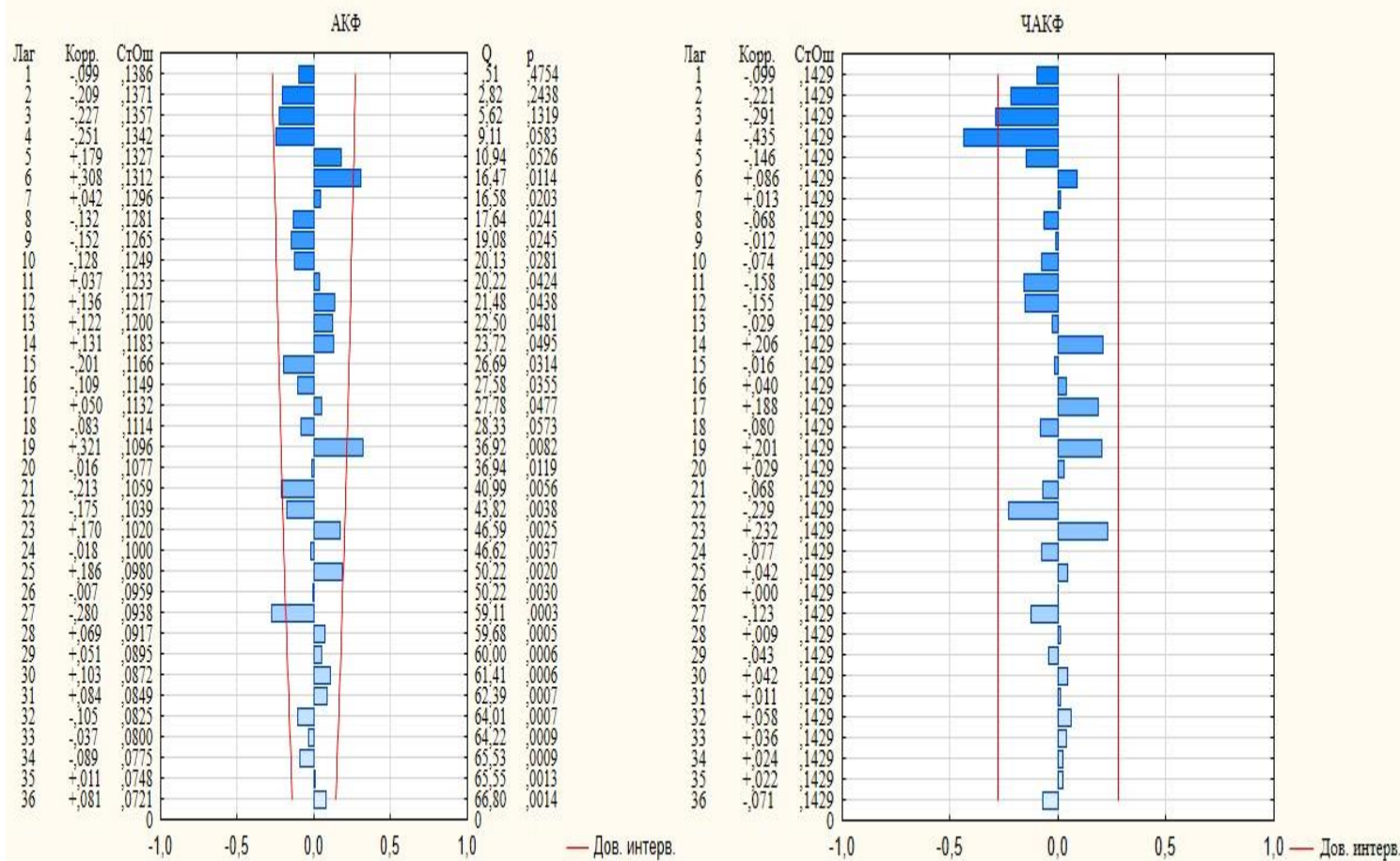


Рис. 8а. АКФ с разностью на 1 лаге

Рис. 8б. ЧАКФ с разностью на 1 лаге.

Анализируя полученные результаты, нельзя сказать, что здесь прослеживается очевидный сезонный лаг 6 (рис. 2). Однако, продифференцируем модель по этому лагу, чтобы не упустить сезонную составляющую в дальнейшем.

Итак, анализируя АКФ и ЧАКФ, а так же принимая во внимание выделенную сезонность, можем идентифицировать полученную модель  $ARIMA(1;1;1)(0;1;0)$ . Оценки параметров представлены в табл. 1.

Таблица 1

Оценки параметров модели

	Оценка	$\sigma$ (Ст. ошиб.)	p
$p(1)$	0,399018	0,155933	0,014288
$q(1)$	0,978232	0,042585	0

Как видно из табл. 1, параметр q имеет высокую оценку в 97% (с ошибкой в 4%). Параметр p имеет менее значимую оценку в 40% (с погрешностью 16%), однако, можем принять его, т.к. его значимость  $<0,05$ .

Прогноз укороченного ряда и сравнение с исходным представлено на рис. 9.



Рис. 9. Прогноз и сравнение с исходным рядом

Проведем кросс-проверку и рассчитаем среднюю абсолютную ошибку. Результаты в табл. 2.

Таблица 2

Кросс-проверка результатов прогноза

Дата	Факт. значение, %	Прогнозируемое значение, %	$\delta$
мар.20	97,63	96,56	0,10982
апр.20	97,42	97,40	0,00220
май.20	97,40	97,91	0,05203
июн.20	96,19	96,48	0,03056
июл.20	96,81	96,66	0,01500
авг.20	97,08	96,71	0,03821
сен.20	97,87	96,87	0,10231
окт.20	98,23	97,71	0,05293
ноя.20	98,00	98,22	0,02230
дек.20	95,96	96,80	0,08710
январь.21	95,12	96,98	0,19519
фев.21	94,27	97,02	0,29183

Среднее значение  $\delta'=0,08=8\%$ . Точность прогноза 92%. Однако, последнее наблюдение в феврале 2021 года явно не совпадает с прогнозом, что говорит о несистематическом явлении в этом месяце. Тем не менее, общая точность прогноза является приемлемой. Можем провести прогноз исходного ряда до конца 2021 года. Результаты прогноза с доверительным интервалом 8% показаны на рис. 10.

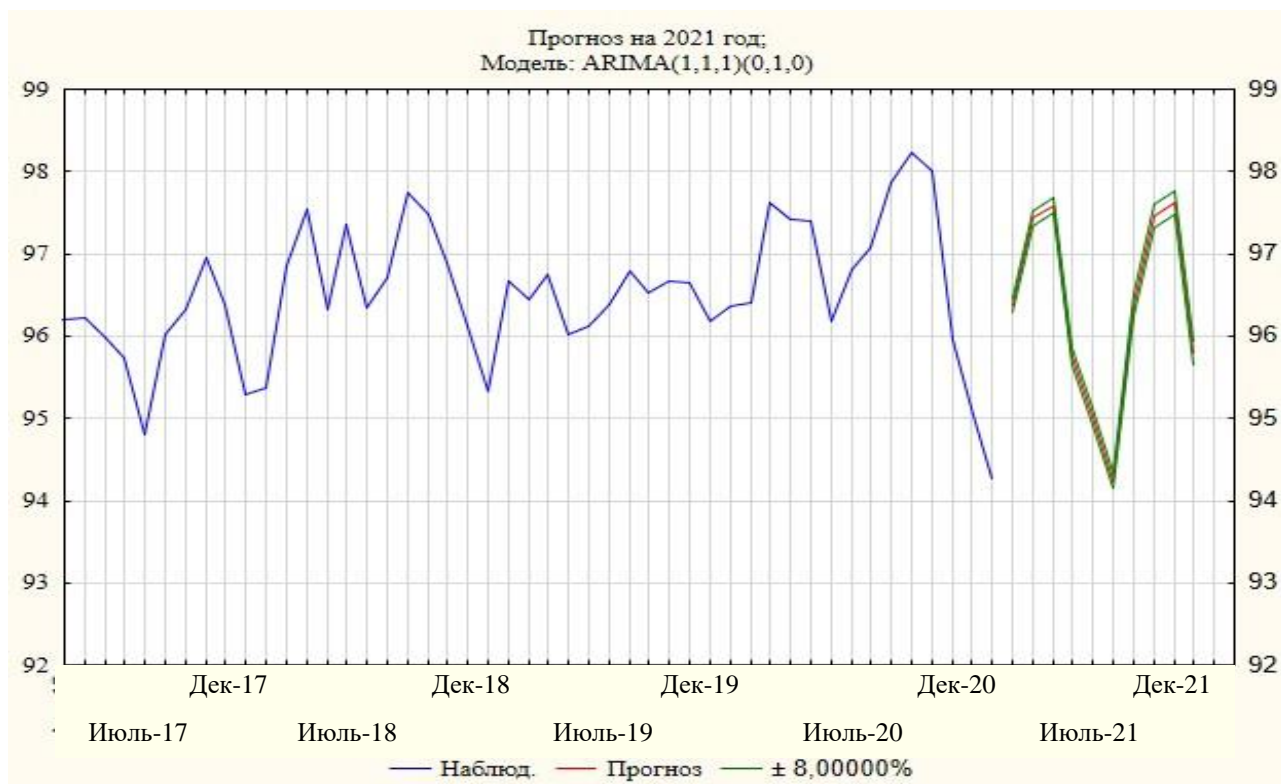


Рис. 10. Прогноз на 2021 год

Как видно из прогноза, значение показателя эксплуатационной надежности в 2021 году не поднимется выше целевого значения 98%.

Для возможности управления и контроля за показателем эксплуатационной надежности необходимо провести анализ влияния функциональных систем на этот показатель.

## II. Влияние функциональных систем на показатель эксплуатационной надежности.

В данном разделе будет рассмотрено влияние отказов, приведших к задержкам (приведенное на 100 циклов) каждой из функциональных систем ( $K^{ATAзд}_{100}$ ) на показатель эксплуатационной надежности.

На первом этапе из 58 ФС необходимо отобрать те, отказы по которым существенно влияют на задержки вылета. Критерием отбора является

параметр корреляции Пирсона  $r$ , который характеризует зависимость  $K^{\Sigma_{зд}}_{100}$  от  $K^{АТА_{зд}}_{100}$  по шкале Чеддока как выше умеренной ( $r > 0,3$ ).

Для проверки корреляции используем  $t$ -статистику Стьюдента с контрольным уровнем значимости  $p$ . Для 58 значений и  $p=0,05$  (соответствует нормальному распределению),  $t^{табл}$ -статистика = 2,002.

В таблице 3 приведены параметры корреляции  $r$  и  $t$  для отобранных 14 ФС по указанным выше критериям.

Таблица 3

Параметры корреляции  $K^{\Sigma_{зд}}_{100}$  от  $K^{АТА_{зд}}_{100}$

АТА	21	23	24	28	29	31	32	34	35	36	38	49	52	55
$r$	0,389	0,326	0,596	0,469	0,570	0,408	0,614	0,401	0,330	0,474	0,354	0,505	0,466	0,344
$t$	4,83	3,79	9,52	6,36	8,76	5,17	10,07	5,05	3,86	6,47	4,24	7,15	6,30	4,07

На втором этапе проверим гипотезу  $H_0$ , предполагающую, что  $K^{АТА_{зд}}_{100}$  каждой из отобранных систем не является значимым относительно целевого показателя. Альтернативной гипотезой  $H_1$  является обратное суждение, что  $K^{АТА_{зд}}_{100}$  каждой из систем является значимым. Для этого с использованием программного комплекса STATISTICA 10 рассчитаем  $p$ -уровень значимости  $K^{АТА_{зд}}_{100}$  каждой из ФС, отобранных на первом этапе, и сравним с критическим значением  $p$ -уровня ( $p^{крит} = 0,05$ ). Если  $p^{АТА} > p^{крит}$ , принимается гипотеза  $H_0$ . В противном случае принимается гипотеза  $H_1$ .

Результаты расчетов представлены в таблице 4.

Таблица 4

Значения корреляции для ФС, отобранных на первом этапе

	$\beta$	$\sigma(\beta)$	$B$	$\sigma(B)$	$t$ -критерий	$p$ -уровень
$X$			97,73264	0,387679	252,0971	0
$K^{21_{зд}}_{100}$	-0,227749	0,098135	-0,118273	0,050963	-2,320767	0,025109
$K^{23_{зд}}_{100}$	-0,29623	0,092665	-0,346797	0,108483	-3,196802	0,002606
$K^{24_{зд}}_{100}$	-0,275558	0,12375	-0,404418	0,181619	-2,226735	0,031254
$K^{28_{зд}}_{100}$	0,001639	0,12353	0,001578	0,118976	0,013267	0,989476



$K_{100}^{29зд}$	-0,046175	0,121351	-0,056803	0,149283	-0,380506	0,705443
$K_{100}^{31зд}$	0,115009	0,109671	0,151121	0,144106	1,048676	0,300186
$K_{100}^{32зд}$	-0,124986	0,11072	-0,072814	0,064503	-1,128841	0,265224
$K_{100}^{34зд}$	0,273579	0,101409	0,274145	0,101619	2,697776	0,009932
$K_{100}^{35зд}$	-0,101233	0,12171	-0,252258	0,303284	-0,831753	0,410144
$K_{100}^{36зд}$	-0,438239	0,114626	-0,439662	0,114998	-3,823219	0,00042
$K_{100}^{38зд}$	0,040587	0,100758	0,043013	0,106781	0,402814	0,689081
$K_{100}^{49зд}$	-0,197524	0,113299	-0,217816	0,124939	-1,743386	0,088413
$K_{100}^{52зд}$	-0,001734	0,09819	-0,001269	0,071831	-0,017663	0,985989
$K_{100}^{55зд}$	-0,039244	0,099697	-0,285795	0,72604	-0,393636	0,695795

Полученные результаты демонстрируют достаточно сильную корреляцию (коэффициент детерминации  $R^2=0,693$ ). Однако, как видно из таблицы 4,  $K_{100}^{ATAзд}$  для части ФС не являются значимыми при выбранном р-уровне, а также имеют высокую относительную ошибку  $\sigma$  при вычислении коэффициента регрессии В.

Задачей следующего этапа является упрощение уравнения регрессии за счет сокращения числа входящих в него ФС, при условии несущественного снижения коэффициента детерминации. Дальнейшая процедура заключается в последовательном исключении из расчетов ФС, для которых р-уровень  $> 0,05$ , с перерасчетом р-уровня оставшихся ФС до тех пор, пока не останутся только системы, у которых р-уровень  $< 0,05$ . Важно учитывать, что при удалении одного из предикторов  $K_{100}^{ATAзд}$  изменяется уровень значимости оставшихся и снижается коэффициент детерминации  $R^2$ .

Результаты последующих расчетов представлены в таблице 5

## Значения корреляции для наиболее значимых ФС

	$\beta$	$\sigma(\beta)$	B	$\sigma(B)$	t-критерий	p-уровень
X			97,67237	0,317716	307,4206	0,000000
$K^{21зд}_{100}$	-0,227830	0,089466	-0,11832	0,046461	-2,5465	0,013941
$K^{23зд}_{100}$	-0,286022	0,085658	-0,33485	0,100280	-3,3391	0,001577
$K^{24зд}_{100}$	-0,324618	0,098434	-0,47642	0,144464	-3,2978	0,001780
$K^{34зд}_{100}$	-0,225311	-0,090120	-0,22578	0,090306	-2,5001	0,015672
$K^{36зд}_{100}$	-0,476490	0,086574	-0,47804	0,086856	-5,5038	0,000001
$K^{49зд}_{100}$	-0,219561	0,095234	-0,24212	0,105018	-2,3055	0,025242

Сокращение числа ФС в уравнении регрессии с 14 до наиболее значимых 6 практически не привело к снижению коэффициента детерминации ( $R^2=0,662$ ), которое составило менее 5%. Тем не менее, при исключении отказов в данных ФС, можно будет добиться уровня эксплуатационной надежности лишь в 97,67% ( $\sigma(B)=32\%$ ). Это означает, что требуется уменьшить доверительные интервалы для поиска и выявления наиболее значимых ФС.

## **Заключение.**

В данной работе были решены следующие основные задачи:

- 1) Проведен анализ временного ряда, описывающего показатель эксплуатационной надежности. Результатом анализа стало выявление сезонной компоненты в изменении уровня эксплуатационной надежности.
- 2) Выполнен прогноз уровня эксплуатационной надежности на 2021 год. Адекватность и достоверность модели подтверждена кросс-проверкой, достоверность прогноза составила 92%.
- 3) Проведен анализ влияния отказов, приведших к задержкам вылетов, каждой ФС самолета. Выявлены шесть функциональных систем, в наибольшей степени влияющих на изменение уровня эксплуатационной надежности. В дальнейшем потребуется провести углубленный анализ ФС на уровне их компонентов с целью предложения корректирующих мероприятий.

Исследования в области статистического моделирования эксплуатационных данных ВС с использованием современных инструментов открывают большой спектр новых возможностей для решения актуальных задач гражданской авиации. Предложенная в данной работе методика может быть использована при формировании программ технического обслуживания на протяжении всего жизненного цикла авиационной техники.

## Список использованных источников

1. А.А. Ицкович, И.А. Файнбург, Г.Д. Файнбург. Методологические аспекты управления процессами обеспечения надежности авиационной техники / Проблемы машиностроения и надежности машин, Российская академия наук. 2019, № 5. С. 77-88.
2. А.Р. Алексанян, А.А. Ицкович, А.Д. Евдокимова. Актуализация методики расчета фактического показателя надежности вылетов гражданских воздушных судов / Научный вестник МГТУ ГА. Т.20. 2017, № 6.
3. ATA Spec 2000-Reliability Data Collection/Exchange (Ch. 11). Air Transport Association of America, Inc., Washington, USA, 2014. С. 446-455.
4. Ицкович А.А., Файнбург И.А. Управление системами и процессами эксплуатации авиационной техники. Ч.1 Системный анализ систем и процессов эксплуатации авиационной техники: учеб. пособие. – М.: МГТУ ГА, 2014. С
5. Н.Э. Голяндина. Учебное пособие. Метод «Гусеница» - SSA: анализ временных рядов. Санкт-Петербург, 2004.
6. Электронное руководство STATISTICA. Statsoft Russia corp., 2018.