

Висновки

Проведені дослідження дозволяють встановити:

- в компоновці box wing більш ефективним с точки зору критеріїв K_{\max} та $K_{\max}/\sqrt{C_y}$ є розміщення переднього крила вище заднього. Для компоновки joined wing вплив взаємного розміщення консолей по вертикалі не суттєвий;
- найкращою за критеріями K_{\max} та $K_{\max}/\sqrt{C_y}$ є компоновка типу box wing з стріловидністю переднього крила 37° по передній кромці та нульовою стріловидністю заднього;
- компоновка типу joined wing значно програє компоновці box wing за аеродинамічними критеріями оцінки ефективності внаслідок негативної інтерференції в зоні стику несучих поверхонь, що утворюють гострий кут, і навіть гірше простого плоского крила такої ж площі та розмаху.

Список використаної літератури

1. Wolkovitch J. The Joined Wing: An Overview, AIAA paper 45285-587, J. Aircraft, 23(2), pp 161-178, 1986.
2. Luis R. Miranda "Boxplane wing and aircraft" U.S. Patent n.3834654 Sept.10,1974.
3. A. Frediani "Development of an innovative configuration for Transport Aircraft; A project of five Italian universities" / A. Frediani, L. Balis Crema, G. Chiocchia, G. L. Chringhelli, L. Morino XXVII Congresso AIDAA, Roma, 2003.
4. L. Prandtl "Induced drag of multiplanes" NACA TN 182, 1924.
5. Ударцев Е. П., Переверзев А. М., Ищенко С. А. Эксплуатационная аэродинамика. Траекторные задачи: Учебное пособие. Киев: КМУГА, 1998 - 136с.

УДК: 519.6:519.853:681.3

В. П. Зинченко, Ли Вей, А.В.Сарибога

АЛГОРИТМ ОПРЕДЕЛЕНИЯ МАТЕМАТИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ МЕХАНИЧЕСКИХ АЭРОДИНАМИЧЕСКИХ ВЕСОВ

Введение

Механические аэродинамические весы (МAB) являются основным оборудованием аэродинамической трубы (АДТ) при весовых испытаниях модели летательного аппарата (МЛА) [1] (рис. 1). МAB используются для

измерения сил (X, Y, Z) и моментов (M_x, M_y, M_z), действующих на МЛА. Математическое моделирование МАВ производится с целью проверки коэффициентов весовых элементов (ВЭ) на всех диапазонах, определение взаимовлияния ВЭ и общего состояния МАВ. Метод базируется на математической теории планирования эксперимента (МТПЭ) [2].



Рис. 1. Общий вид АМВ с установленной МЛА (из www.for-ua.com)

Постановка задачи

Определение математических моделей (ММ) МАВ с учетом заданных ограничений, нелинейностей, влияния и взаимовлияния ВЭ (рис. 2) на моделируемые функции, при условии минимального числа опытов и наиболее простых видов ММ [3, 4].

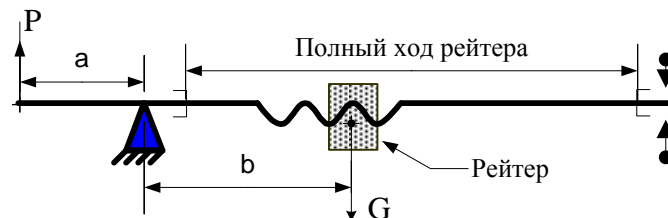


Рис. 2. Схема весового элемента МАВ

Метод решения

МАВ рассматривается как сложная измерительная система, имеющая входы X_i и выходы Y_j , где $i = 1, 2, \dots, m$; $j = 1, 2, \dots, n$. Идеальная конструкция МАВ предполагает линейную взаимосвязь между X_i и Y_j , а также их взаимонезависимость. Для выявления реальных свойств МАВ целесообразно использовать экспериментально – статистическую методологию и концепцию МТПЭ. Это обусловлено тем, что МАВ является многофакторной и достаточно сложной для теоретического исследования. Поэтому экспериментальные исследования (ЭИ) МАВ необходимо производить по

многофакторной схеме, структуру связи между входами и выходами следует принимать с учетом нелинейности. Адекватная ММ МАВ переставляется в виде:

$$Y_i = f_i(X_j). \quad (1)$$

Программы ЭИ МАВ составляются по определенному плану эксперимента (ПЭ), который строится в соответствии с выбранным критерием оптимальности [2–4]. Учитывая, что выборочные оценки Y_j , $i=1, 2, \dots, m$ подвержены случайному рассеиванию, необходимо использовать D – оптимальные ПЭ, которые обеспечивают минимальную чувствительность оценок коэффициентов ММ к случайным составляющим изучаемых функций.

ПЭ имеют незначительное число опытов по сравнению с количеством определяемых коэффициентов в ММ. Используются ПЭ B_6 с "полуреplikой" (на кубе), характеристики которого близки к предельно возможным. ПЭ состоит из 19 и 9 опытов для различных диапазонов МАВ при варьировании независимых переменных на трех уровнях (k, l, m). Программы ЭИ МАВ составлены на основании матриц ПЭ (табл. 1 и табл. 2) и с учетом конструктивных особенностей МАВ [1, 3, 4].

Таблица 1.

План эксперимента (диапазон I/II)

Опыт канал	1																		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
X	k	m	l	k	l	k	m	l	m	l	k	m	l	k	m	l	k	m	l
Y	l	k	m	l	k	m	k	m	l	m	l	k	k	m	l	m	l	k	l
Z	k	k	m	k	m	l	l	k	m	m	l	k	m	l	k	k	m	l	l
Mx	l	k	m	m	l	k	m	l	k	l	k	m	m	m	l	k	m	l	l
My	k	m	k	m	l	m	l	k	k	m	l	l	k	m	m	l	k	l	l
Mz	l	k	l	l	m	k	k	l	m	k	l	m	l	k	k	m	k	l	l

Таблица 2.

План эксперимента (диапазон III)

Опыт канал	1 2 3 4 5 6 7 8 9								
X	m	m	m	m	k	k	k	k	l
Y	m	m	k	k	m	m	k	k	l
Z	m	m	m	k	m	k	m	k	l
Mx	m	m	k	k	k	k	m	m	l
My	m	k	m	k	k	m	k	m	l
Mz	m	k	k	m	m	k	k	m	l

Порядок приложения эталонных нагрузок рандомизирован [2, 5], что необходимо для выявления влияния неуправляемых факторов в виде ошибки воспроизводимости опытов.

Число повторных опытов равно двум, число степеней свободы $\nu_1 = 18$ и $\nu_2 = 8$. Увеличение повторных опытов до трех ($\nu_1 = 36$, $\nu_2 = 18$) уменьшает доверительный интервал по t -критерию Стьюдента (уровень значимости $\alpha = 0,05$) на 1,4%. Так как зона неопределенности при проверке ММ на адекватность уменьшается до 7%, а трудоемкость ЭИ увеличивается на 33%, то увеличение повторных опытов нецелесообразно.

При выборе ПЭ использованы предпосылки о слабом взаимовлиянии ВЭ на I и II диапазонах и возможном взаимовлиянии ВЭ на III диапазоне МАВ. Результатом моделирования МАВ является ММ, имеющие для (1) матричную запись $Y = XB$ (ММ второго порядка):

$$Y_j = b_0 + \sum_i^n b_i x_i + \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n b_{ij} x_i x_j, \quad (2)$$

где b_0 , b_i , b_{ij} - оцениваемые коэффициенты.

При решении (2) с позиции МТПЭ необходимо, чтобы ПЭ (X) был D - оптимальным. Однако, X является зависимой матрицей и, следовательно, не может быть "специально организованной". В [3] показано, что свойства X определяются свойствами Y и целесообразен выбор хорошо обусловленной матрицы Y .

Обработка и анализ данных

Результаты повторных опытов, проведенных в номинально одинаковых условиях, проверяются на статистическую воспроизводимость по критерию Кохрена (G) [2, 5].

Если $G \leq G_t$ для $\nu_1 = m - 1$, $\nu_2 = N$ и $\alpha = 0,05$, то экспериментальные данные (ЭД) однородны. В противном случае ЭД - неоднородны и для выявления неоднородностей применяются методы дисперсионного анализа [5].

ММ (2) линейна относительно неизвестных коэффициентов, которые определяются методами множественного регрессионного анализа [2, 5].

Альтернативная ММ для (2) $\hat{Y} = Y + X'b$, а ее регрессионная оценка $Y = \beta_0 + X'\beta$, где X' тоже, что и X , но без вектора - столбца единиц.

Для набора n -опытов и $q + 1$ коэффициентов ММ имеем такие матрицы: $Y - n \times 1$; $\hat{Y} - n \times 1$; $\beta - (q + 1) \times 1$; $X - n \times (q - 1)$, где каждый вектор $X_i^T = [1, (x_{i1} - \bar{x}_{i1}) \dots (x_{iq} - \bar{x}_{iq})]$. Веса же образуют матрицу $W - n \times n$, состо-

ящей из элементов $w = \left[1/f(x)^2 \right]$ (где $f(x) = \xi\{Y|X\}$, а остатки $E - n \times 1$ образуют вектор-столбец из элементов $E_i = Y_i - \hat{Y}_i$).

Оценка b выполняется методом наименьших квадратов и максимального правдоподобия. Взвешенная оценка суммы квадратов наблюдаемых ошибок $\Phi = \sum_{i=1}^n \omega_i \xi_i^T = (Y - X\beta)^T W (Y - X\beta)$ минимизируется по всем β_k .

Из условия существования $\min \frac{\partial \Phi}{\partial \beta} = -2XW(Y - X\beta) = 0$ получается система линейных алгебраических уравнений, которая позволяет получить оценку для b в виде: $b = (X^T W X)^{-1} (X^T W Y)$, при $(X W X) \neq 0$.

Согласно методу максимального правдоподобия $\ln L = \ln k - \frac{1}{2} (Y - X\beta)^T f^{-1} (Y - X\beta)$, где $f = \text{cov}\{\xi\} = \sigma_{y_i}^2 I = W$. Поэтому $\max L$ достигается при условии, что $\ln L$ – минимально, а это дает следующую оценку Маркова для $b = (X^T f^{-1} X)^{-1} (X^T f^{-1} Y)$. При этом матрица ковариаций $\text{cov}\{b\} = (X^T f^{-1} X)^{-1}$. Несмещенная оценка дисперсии определяется так:

$$S_r^2 = \frac{\Phi_{\min}}{n - q - 1} = \frac{E^T W E}{n - q - 1}.$$

Доверительный интервал для оценивания с использованием t – распределения при уровне значимости α и степени свободы $\nu = n - q - 1$:

$$b_k - t_{1-\alpha/2} S_{y_i} \sqrt{C_{kk}} \leq \beta_k \leq b_k + t_{1-\alpha/2} S_{y_i} \sqrt{C_{kk}}.$$

Дисперсия \bar{Y} определяется так: $\text{Var}\{Y\} = \sigma_{y_i}^2 X C X^T$. Доверительный интервал для (2) при заданном уровне значимости $\hat{Y}_k - t_{1-\alpha/2} S_{\hat{y}} \leq \eta_k \leq \hat{Y}_k + t_{1-\alpha/2} S_{\hat{y}_i}$, $S_{\hat{y}_i} = S_{\hat{y}_i} \sqrt{X_i C X_i^T}$ – стандартная ошибка оценки.

Для проверки гипотезы о том, что $\beta_0 = \beta_1 = \beta_2 \dots = \beta_q \equiv 0$ используется

F – критерий, где $F = \frac{S_n^2}{S_{y_i}^2} = \frac{b^T G \omega}{S_{y_i}^2 (q - 1)} > F_{1-\alpha/2}(q + 1, n + (q - 1))$. Если он выполняется, то гипотеза отвергается. Для проверки значимости отдельных коэффициентов, то есть гипотезы о том, что $\beta_k = 0$ используется t – стати-

стика. Если $t_k \geq t_{1-\alpha/2}$, для $v = n - q - 1$, то гипотеза отвергается. При этом

$$t_k = \frac{|b_k - \beta_k^*|}{S_{\hat{y}_i} \sqrt{C_{kk}}}.$$

Мера подгонки ММ к ЭД определяется значением множественного коэффициента корреляции: $R^2 = \frac{(\hat{Y} - \bar{Y})^T W (\hat{Y} - \bar{Y})}{(Y - \bar{Y}) W^T (Y - \bar{Y})}$.

Для эффективного поиска (2) используется шаговая процедура линейной регрессии ("метод включения").

Алгоритм ММ МАВ. Перечисленные методы объединены в пошаговую процедуру, которая является унифицированной и реализуется выполнением последующих операций [3, 4].

Шаг 1. Генерация /выбор ПЭ и формирование таблицы эталонных нагрузок с учетом условия рандомизации.

Шаг 2. Выбор i -го опыта из таблицы эталонных нагрузок и задание нагрузок на соответствующие ВЭ МАВ.

Шаг 3. Считывание ЭД с ВЭ МАВ и проверка наличия ошибок в ЭД. Если ПЭ не выполнен, то на Шаг 2, иначе на Шаг 4.

Шаг 4. Формирование i -й строки матрицы исходных данных X (таблицы эталонных нагрузок).

Шаг 5. Проверка условия однородности ЭД по критерию Кохрэна. Если данные однородны, то переход на Шаг 7.

Шаг 6. Выбор опытов ПЭ с "грубыми" ошибками и их повтор. Переход на Шаг 2.

Шаг 7. Задание вида ММ МАВ и определение коэффициентов ММ.

Шаг 8. Проверка значимости коэффициентов ММ, значимости и адекватности всей ММ. Если критерии выполнены, то на Шаг 9, иначе на Шаг 8.

Шаг 9. Документирование ММ МАВ (таблицы, графики).

Шаг 10. Конец.

Данный алгоритм реализован как составная часть информационной технологии проектных исследований сложных технических объектов. Его реализация возможна при наличии определенного технического, программного, информационного и организационного обеспечения [3, 6].

Компьютерная программа моделирования МАВ выполняет поиск ММ для заданного числа независимых и зависимых переменных. Выбор различных совокупностей независимых и зависимых переменных неограничен.

Программа состоит из основной программы и пяти подпрограмм, которые используются для вычисления средних и стандартных отклонений, корреляции, перегруппировки взаимной корреляции, обращения матриц

Р о з д і л 1. І н ф о р м а ц і й н і с и с т е м и

методом Жордана-Гаусса, выполнения множественной линейной регрессии.

1.	число опытов
2.	1-я нагрузка на: X, Y, M_z 1-е измерение по каналам: u_x, u_y, u_{m_z}
3.	2-я нагрузка на: X, Y, M_z 2-е измерение по каналам: u_x, u_y, u_{m_z}
...	...
n .	$n-1$ – я нагрузка на: X, Y, M_z $n-1$ – е измерение по каналам: u_x, u_y, u_{m_z}

Рис. 3. Структура файла ЭД

Программа позволяет включать в ММ до 100 переменных и обрабатывать до 99999 наблюдений с двумя повторами. ЭД размещаются в файле (рис. 3). ММ формируются автоматически в таком виде и в такой последовательности (на примере компоненты X):

$$X = b_0 + b_N x dN_x;$$

$$X = b_0 + b_N x dN_x + b_{Ny} dN_y;$$

$$X = b_0 + b_N x dN_x + b_{Ny} dN_y + b_{Nz} dN_z;$$

$$X = b_0 + b_N x dN_x + b_{Ny} dN_y + b_{Nz} dN_z + b_{Nm} x dN_m x;$$

$$X = b_0 + b_N x dN_x + b_{Ny} dN_y + b_{Nz} dN_z + b_{Nm} x dN_m x + b_{Nmy} dN_m y;$$

$$X = b_0 + b_N x dN_x + b_{Ny} dN_y + b_{Nz} dN_z + b_{Nm} x dN_m x + b_{Nmy} dN_m y + b_{Nmz} dN_m z.$$

Таблица 3.

Результат работы компьютерной программы

Канал:	b_j	t_i	δb_i	cor_i
N_x	-.108E+00	0.667E-01	-.162E+01	-.100E+01
N_y	-.523E-01	0.667E-01	-.784E+00	-.100E+01
N_z	0.106E-01	0.131E-01	0.811E+00	-.809E-01
N_{M_x}	-.106E-01	0.131E-01	-.811E+00	-.8-2E-01
N_{M_y}	-.146E-01	0.256E-01	-.572E+00	0.132E-02
N_{M_z}	0.147E-01	0.256E-01	0.572E+00	0.133E-02
Крит: $R = .1000E+01$; $\delta Y = 0.149E+00$; $F = 0.192E+07E$				

Для оценок b_j определяются такие статистические характеристики (табл. 3): коэффициент Стьюдента (t_i); ошибка вычисления коэффициента (δb_i); частный коэффициент корреляции (cor_i). Для выбора приемлемой ММ выводятся такие критерии: R – коэффициент множественной корреляции; δY – ошибка моделирования; F – критерий Фишера.

Поиск ММ возможно вести как в кодированных, так и в натуральных значениях независимых переменных. Масштабирование осуществляется для улучшения топологии ММ.

Отметим, что для автономного решения задачи математического моделирования МАВ (ЭД регистрируются автономно) можно воспользоваться MathCAD или Statistica [7]. В таком случае инженеру-исследователю не надо владеть методами решения прикладных задач и программированием.

Таблица 4.

Линейная ММ с учетом взаимовлияния ВЭ

b_j	X	Y	Z	M_x	M_y	M_z
b_0	0.0001	0.0001	0.0004	-0.0015	-0.0011	0.0
b_1	0.3007	-0.0008	0.0002	-0.0001	0.0003	0.0001
b_2	0.0006	1.5004	-0.0006	0.0	-0.0001	0.0
b_3	-0.0002	-0.0007	0.3018	0.0008	0.0004	0.0
b_4	0.0001	0.0001	0.0006	-0.01072	0.0002	0.0
b_5	0.0	0.0004	0.0011	0.0001	0.2008	0.0
b_6	0.0003	0.0029	0.0	-0.0002	-0.0001	-0.8008
R	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
δY	0,11	0,68	0,15	0,05	0,07	0,03
F	45e3	49e3	70e4	51e3	65e3	14e3

Моделирование МАВ АВМ-2. Программа ЭИ соответствует ПЭ (табл. 1 для I и II диапазонов, а табл. 2 для III диапазона МАВ) [1, 4].

ЭД, приведенные в номинально одинаковых условиях, проверены на статистическую воспроизводимость по критерию Кохрэна. Для всех моделируемых функций опыты воспроизводимы. Результаты обработки ЭД для базы МАВ $l_z = 800$ мм и I диапазона приведены в табл. 4. Результаты подтверждают линейную связь между независимыми и зависимой переменными; коэффициенты множественной корреляции близкие к 1 и F – отношение значительны. ЭД подтверждает то, что взаимодействие ВЭ на I диапазоне незначительные. Поэтому ММ были получены без учета взаимовлияния ВЭ (табл. 5).

Таблица 5.

Линейная ММ без взаимовлияния ВЭ

b_j	X	Y	Z	M_x	M_y	M_z
b_0	0.3013	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
b_1	0.0	1.5021	0.0	0.0	0.0	0.0
b_2	0.0	0.0	0.3015	0.0	0.0	0.0
b_3	0.0	0.0	0.0	-0.1072	0.0	0.0

Розділ 1. Інформаційні системи

b_4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2608	0.0
b_5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.8008
b_6	0,999	0,999	0,999	0,999	1,0	1,0
R	0,09	0,99	0,17	0,1	0,01	0,06
δY	41e4	70e4	25e4	11e4	20e3	20e3

Аналогічно виконується аналіз ММ МАВ на інших діапазонах.

Для підтвердження методу ММ МАВ були проведені ЕІ по існуючій методикі. Програма ЕІ містила 780 спроб з трьома повторами. Результати підтвердили цілісність застосування МТПЕ [4].

Висновки

Застосування запропонованого методу ММ МАВ дозволяє: зменшити обсяг випробувань в 5 раз; повністю автоматизувати процес обробки і аналізу ЕД; суттєво зменшити час обробки і аналізу ЕД; підвищити продуктивність АДТ за рахунок скорочення часу ЕІ.

Список використаної літератури

1. Горлин С. М. Експериментальна аеромеханіка. - М.: Виш. шк., 1970. - 423 с.
2. Адлер Ю. П. Планування експерименту при пошуку оптимальних умов // Ю. П. Адлер, Н. В. Маркова, Ю. В. Грановський / – М.: Наука, 1976. – 280 с.
3. Зінченко В. П. Методологія проектування первинних джерел інформації // Наукові вісті НТУУ "КПІ". – 2001. - № 5. – С. 69 – 82.
4. Зінченко В. П. Метод математичного моделювання механічних аеродинамічних вантажів // Вестник НТУУ "КПІ": Машиностроение, 2001. - Вип. № 41. – С. 79 – 86.
5. Химмельблау Д. Аналіз процесів статистичними методами. - М.: Мир, 1973. - 975 с.
6. Зінченко В. П. Програмний комплекс моделювання багатокомпонентних вимірних систем // Технічні і програмні засоби систем екологічного моніторингу: Сб. науч. тр.: Ін-т кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України. - Київ, 1994. – С. 62 - 64.
7. Зінченко В. П. Математичне моделювання первинних джерел інформації з застосуванням програмної системи STATISTICA // В. П. Зінченко, Н. П. Зінченко / вісник НАУ. - № 4(15), 2002. – С. 132 – 143.