

МНОЖЕСТВЕННАЯ РЕГРЕССИЯ ДЛЯ АЭРОДИНАМИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ БЕСПИЛОТНЫХ ЛЕТАТЕЛЬНЫХ АППАРАТОВ ПО ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫМ ДАННЫМ

В.В. Корянов¹

К.Т. Нгуен²

В.Т. Нгуен¹

vk.sm3.bmstu@gmail.com

tikhonmos@yahoo.com

¹ МГТУ им. Н.Э. Баумана, Москва, Российская Федерация

² Государственный университет управления, Москва, Российская Федерация

Аннотация

Обоснованы условия применения статистических критериев (критерия детерминации или критерия Дарбина — Уотсона) для оценки степени полноты экспериментальной аэродинамической модели. Приведена схема анализа такой модели методом статистического синтеза структурно-параметрических проектных решений на основе множественной регрессии. Показана актуальность метода структурно-параметрического (двухуровневого) выбора проектных решений беспилотного летательного аппарата на основе статистического синтеза. По статистическим критериям выполнена оценка степени полноты экспериментальной модели, восстанавливаемой по «аэродинамическому каналу». Применен метод статистического синтеза структурно-параметрических проектных решений, основанный на моделях и методах теории самоорганизации сложных систем для выбора новых схемных решений анализа аэродинамической модели беспилотного летательного аппарата. Приведены результаты анализа аэродинамической модели такого аппарата по каналам c_x и c_z . Показана оценка мультиколлинеарности факторов множественной регрессии аэродинамической модели беспилотного летательного аппарата по определителю матрицы парных коэффициентов корреляции между факторами

Ключевые слова

Множественная регрессия, статистический синтез, структурно-параметрический выбор, беспилотный летательный аппарат, аэродинамическая модель, корреляция

Поступила в редакцию 22.12.2015

© МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2016

Актуальность разработки метода структурно-параметрического выбора проектных решений беспилотного летательного аппарата на основе статистического синтеза. При разработке беспилотных летательных аппаратов (БЛА) этап экспериментальной отработки занимает ключевое место. Цель экспериментальной отработки — подтвердить соответствие конструктивных и проектных параметров сложных образцов БЛА, заданных требованиями и ограничениями.

В процессе экспериментальной отработки БЛА характерна ситуация, когда ряд проектных характеристик аппарата отличается от аналогичных характеристик, полученных по данным телеметрии. По существу, это означает, что в данных телеметрии присутствуют закономерности, которые не объясняются ис-

ходной математической моделью БЛА, по которой были получены обликотипные характеристики БЛА. Данная ситуация соответствует тому, что не все закономерности, присутствующие в данных телеметрии, были отражены в экспериментальной аэродинамической модели. Для оценки такого несоответствия в регрессионном анализе существуют статистические критерии, например такие, как критерий детерминации или критерий Дарбина — Уотсона. Согласно критерию детерминации данные телеметрии, представленные в виде статистической выборки, содержат функциональную связь, если значение критерия детерминации близко к единице. Аналогично устроен критерий Дарбина — Уотсона. Если выборочная регрессия (функциональная зависимость, аппроксимирующая статистические данные) удовлетворительно описывает истинную зависимость, то остатки регрессии должны быть независимыми, нормально распределенными случайными величинами с нулевым средним, и в значениях остатков должен отсутствовать тренд. Критерий Дарбина — Уотсона позволяет проверить независимость остатков искомой регрессии [1, 2].

Особую значимость в силу своей сложности здесь имеют аэродинамические модели. Функциональные зависимости для аэродинамических коэффициентов представляют собой сложные нелинейные функции от углов атаки и скольжения, углов отклонения рулей, угловых скоростей вращения БЛА, от чисел Маха и Рейнольдса [3]. Данные зависимости можно представить полиномами, формализованными на основе данных телеметрии. Совокупность полиномиальных зависимостей, представленных в функции от перечисленных фазовых координат, образует экспериментальную аэродинамическую модель, по которой можно судить о реальных аэродинамических характеристиках изделия и, в частности, о необходимости проведения дальнейших испытаний БЛА [4].

Таким образом по ряду статистических критериев можно оценивать степень полноты экспериментальной модели, в частности экспериментальной модели, восстанавливаемой по «аэродинамическому каналу». Если такие оценки получены по всем подсистемам БЛА, то их можно трактовать как условия окончания экспериментальной отработки БЛА.

При структурно-параметрическом синтезе предполагается двухуровневый выбор проектного решения. На первом уровне проводится структурный выбор, где определяются схемные решения, и этот выбор не поддается полной формализации, что приводит к определенному субъективизму в принимаемых проектных решениях. Второй уровень, где проводится параметрический выбор — полностью формализованный этап, где всесторонне применяются регулярные методы оптимизации [5]. Поэтому разработка метода структурно-параметрического выбора проектных решений БЛА на основе статистического синтеза сложных систем является актуальной.

Метод статистического синтеза структурно-параметрических проектных решений на основе множественной регрессии. Такой метод, опирающийся на модели и методы теории самоорганизации сложных систем, позволяет выбрать новые схемные решения, которые заранее не предусмотрены в допустимых вариантах структурных решений [1].

В регрессионном анализе множественная регрессия представляет собой регрессию результативного признака с двумя и большим числом факторов, т. е. модель вида

$$y = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k + \varepsilon. \tag{1}$$

Построение уравнения множественной регрессии начинается с решения вопроса об идентификации модели. Проблема идентификации включает в себя два круга вопросов: отбор факторов и выбор вида уравнения регрессии.

Рассмотрим аэродинамическую модель в результате процесса идентификации БЛА следующего вида:

$$\left\{ \begin{aligned} c_x &= 0,2063 + 0,085(\alpha^2 + \beta^2) + 0,0054(\delta_\theta^2 + \delta_\psi^2) + 0,0018(\alpha\delta_\theta + \beta\delta_\psi) + \\ &+ 0,0055(\alpha^4 + \beta^4) + 0,0027\alpha^2\beta^2; \\ c_y &= 8,52\alpha + 9,68\delta_\theta + 0,0096\alpha^3 + 0,0094\alpha\beta^2 + 0,0017\alpha^2\delta_\theta + 0,007\beta^2\delta_\theta + \\ &+ 0,0094\alpha\beta\delta_\psi + 0,008\omega_z; \\ c_z &= -8,52\beta - 9,68\delta_\psi - 0,0096\beta^3 - 0,0094\beta\alpha^2 - 0,0017\beta^2\delta_\psi - 0,007\alpha^2\delta_\psi - \\ &- 0,0094\alpha\beta\delta_\theta + 0,008\omega_y; \\ m_y &= 1,65\beta + 1,99\delta_\psi + 0,0084\beta^3 + 0,002\beta\alpha^2 + 0,001\beta^2\delta_\psi + 0,009\alpha^2\delta_\psi + \\ &+ 0,0066\alpha\beta\delta_\psi + 0,001\omega_z; \\ m_z &= 1,65\alpha + 1,99\delta_\theta + 0,0084\alpha^3 + 0,002\alpha\beta^2 + 0,001\alpha^2\delta_\theta + 0,009\beta^2\delta_\theta + \\ &+ 0,0066\alpha\beta\delta_\psi + 0,001\omega_z. \end{aligned} \right. \tag{2}$$

Матрица корреляций для c_x имеет вид табл. 1 [4].

Таблица 1

Корреляции между коэффициентами аэродинамической продольной силы c_x

Элементы модели	$(\alpha^2 + \beta^2)$	$(\delta_\theta^2 + \delta_\psi^2)$	$(\alpha\delta_\theta + \beta\delta_\psi)$	$(\alpha^4 + \beta^4)$	$\alpha^2\beta^2$
$(\alpha^2 + \beta^2)$	1,0000	0,4563	-0,3622	0,8099	0,7756
$(\delta_\theta^2 + \delta_\psi^2)$	0,4563	1,0000	0,3309	0,2342	0,3242
$(\alpha\delta_\theta + \beta\delta_\psi)$	-0,3622	0,3309	1,0000	-0,1991	-0,279
$(\alpha^4 + \beta^4)$	0,8099	0,2342	-0,1991	1,0000	0,8038
$\alpha^2\beta^2$	0,7756	0,3242	-0,279	0,8038	1,0000

Как следует из табл. 1, наибольший положительный коэффициент корреляции составляет 0,8099, связывает элементы модели $(\alpha^2 + \beta^2)$ и $(\alpha^4 + \beta^4)$. Соответственно из двух этих элементов следует исключить тот, чья корреляция с остальными элементами больше. В данном случае это $(\alpha^4 + \beta^4)$, так как

$(\alpha^4 + \beta^4)$ и $\alpha^2\beta^2$ равны 0,8038, а $(\alpha^2 + \beta^2)$ и $(\delta_\theta^2 + \delta_\psi^2)$ равны 0,4563, $(\alpha^2 + \beta^2)$ и $(\alpha\delta_\theta + \beta\delta_\psi)$ равны -0,3622 и $(\alpha^2 + \beta^2)$ и $\alpha^2\beta^2$ равны 0,7756.

Результат расчета при использовании в качестве критерия только значения суммы критериев регулярности приведен в табл. 2 [6]:

$$J = \alpha_1 \Delta^2(B)_{c_x} + \alpha_2 \Delta^2(B)_{c_y} + \alpha_3 \Delta^2(B)_{c_z} + \alpha_4 \Delta^2(B)_{m_y} + \alpha_5 \Delta^2(B)_{m_z}. \quad (3)$$

Таблица 2

Значения матрицы аэродинамических коэффициентов						Значения факторов	Критерии оптимизации	Расчетный критерий
0,029	0,029	0,002	0,002	0,002	0,002	9948; 114 1,3; 0,5 ... 9500; 114 2,8; 2,0	$\Delta^2(c_x) = 17,30$ $\Delta^2(c_y) = 181,50$ $\Delta^2(c_z) = 683,10$ $\Delta^2(m_y) = 5,20$ $\Delta^2(m_z) = 2,60$ $\rho_{np} = 0,45$ $P = 0,98$	1,0438
11,419	0,002	0,002	0,002	-10,134	0,002			
0,002	11,419	0,002	0,002	0,002	10,134			
6,537	0,002	0,002	0,002	-3,123	0,002			
0,002	6,537	0,002	0,002	0,002	3,123			
0,037	0,031	0,002	0,002	0,003	0,002	10484; 139 3,0; 2,4 ... 10458; 124 2,4; 0,9	$\Delta^2(c_x) = 16,80$ $\Delta^2(c_y) = 312,50$ $\Delta^2(c_z) = 11,50$ $\Delta^2(m_y) = 1,20$ $\Delta^2(m_z) = 1,80$ $\rho_{np} = 0,83$ $P = 1,0$	0,3620
10,198	0,001	0,002	0,002	-11,134	0,002			
0,002	7,740	0,002	0,001	0,002	7,719			
6,125	0,002	0,003	0,001	-4,063	0,002			
0,002	7,619	0,002	0,002	0,002	3,122			
0,030	0,028	0,001	0,002	0,003	0,003	9592; 66 3,0; 1,8 ... 9644; 12 0,5; 0,1	$\Delta^2(c_x) = 16,80$ $\Delta^2(c_y) = 404,20$ $\Delta^2(c_z) = 13,80$ $\Delta^2(m_y) = 1,20$ $\Delta^2(m_z) = 2,00$ $\rho_{np} = 5,34$ $P = 1,00$	0,3482
13,127	0,001	0,002	0,002	-11,009	0,001			
0,002	7,330	0,004	0,001	0,001	8,988			
6,535	0,002	0,003	0,001	-3,870	0,002			
0,003	7,523	0,001	0,002	0,002	2,499			
0,030	0,028	0,001	0,002	0,003	0,003	10460; 146 0,7; 0,1 ... 9644; 11 2,9; 0,6	$\Delta^2(c_x) = 16,70$ $\Delta^2(c_y) = 326,70$ $\Delta^2(c_z) = 16,40$ $\Delta^2(m_y) = 1,30$ $\Delta^2(m_z) = 1,70$ $\rho_{np} = 5,66$ $P = 1,00$	0,3456
13,116	0,001	0,002	0,002	-10,967	0,001			
0,002	7,344	0,004	0,001	0,001	8,971			
6,356	0,002	0,003	0,001	-3,892	0,002			
0,003	7,528	0,001	0,002	0,002	2,510			

Для оценки мультиколлинеарности факторов может использоваться определитель матрицы парных коэффициентов корреляции между факторами [7].

Если бы факторы не коррелировали между собой, то матрица парных коэффициентов корреляции между факторами была бы единичной, поскольку все недиагональные элементы $r_{x_i x_j}$ ($x_i \neq x_j$) были бы равны нулю. Так, для включающего три объясняющих переменных уравнения

$$y = a + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + \varepsilon \tag{4}$$

матрица коэффициентов корреляции между факторами имела бы определитель, равный единице:

$$\text{Det}|R| = \begin{pmatrix} r_{x_1x_1} & r_{x_1x_2} & r_{x_1x_3} \\ r_{x_2x_1} & r_{x_2x_2} & r_{x_2x_3} \\ r_{x_3x_1} & r_{x_3x_2} & r_{x_3x_3} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} = 1. \tag{5}$$

Здесь $r_{x_i x_j}$ — коэффициент корреляции между i -й и j -й переменными уравнения.

Если же, наоборот, между факторами существует полная линейная зависимость и все коэффициенты корреляции равны единице, то определитель такой матрицы равен нулю:

$$\text{Det}|R| = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} = 0. \tag{6}$$

Чем ближе к нулю определитель матрицы межфакторной корреляции, тем сильнее мультиколлинеарность факторов и ненадежнее результаты множественной регрессии. И, наоборот, чем ближе к единице определитель матрицы межфакторной корреляции, тем меньше мультиколлинеарность факторов.

Рассмотрим регрессионную модель для c_z [8]:

$$c_z = 19,9\beta - 1,004\delta_\psi - 55\beta^3 + 0,0052\beta\alpha^2 - 0,0041\beta^2\delta_\psi - 0,0088\alpha\beta\delta_0 + 4\omega_y, \tag{7}$$

где ω_y — угловая скорость БЛА относительно оси y .

Здесь определитель $\text{Det}|R|$ имеет вид [9]:

$$\text{Det}|R| = \begin{vmatrix} 1,0000 & 0,2597 & -0,3393 & 0,4093 & 0,2519 & -0,1575 & 0,7256 & 0,5894 & -0,3119 \\ 0,2597 & 1,0000 & -0,0009 & 0,1085 & -0,4149 & -0,4614 & 0,1891 & 0,0588 & -0,0498 \\ -0,3393 & -0,0009 & 1,0000 & 0,2667 & -0,2938 & 0,0350 & 0,2211 & -0,0414 & 0,0431 \\ 0,4093 & 0,1085 & 0,2667 & 1,0000 & 0,0849 & -0,1165 & 0,8596 & 0,2363 & -0,1594 \\ 0,2519 & -0,4149 & -0,2938 & 0,0849 & 1,0000 & 0,0449 & 0,1325 & -0,2369 & -0,0084 \\ -0,1575 & -0,4614 & 0,0350 & -0,1165 & 0,0449 & 1,0000 & -0,1348 & 0,0579 & -0,0081 \\ 0,7256 & 0,1891 & 0,2211 & 0,8596 & 0,1325 & -0,1348 & 1,0000 & 0,4586 & -0,2467 \\ 0,5894 & 0,0588 & -0,0414 & 0,2363 & -0,2369 & 0,0579 & 0,4586 & 1,0000 & -0,2654 \\ -0,3119 & -0,0498 & 0,0431 & -0,1594 & -0,0084 & -0,0081 & -0,2467 & -0,2654 & 1,0000 \end{vmatrix} = 0,0031 \tag{8}$$

Сравнивая между собой коэффициенты множественной детерминации факторов $(R^2_{x_1|x_2, x_3, \dots, x_p}; R^2_{x_2|x_1, x_3, \dots, x_p})$ и другие, можно выделить переменные, ответственные за мультиколлинеарность. Для этого в качестве зависимой переменной рас-

сма­три­ва­ет­ся каж­дый фак­тор. Чем бли­же зна­че­ние коэф­фи­ци­ента мно­же­ствен­ной детер­ми­на­ции к еди­ни­це, тем силь­нее про­яв­ля­ет­ся муль­ти­ко­лли­не­ар­ность фак­то­ров. Сле­до­ва­тель­но, не­об­хо­ди­мо оста­влять в урав­не­нии фак­то­ры с мини­маль­ным коэф­фи­ци­ентом мно­же­ствен­ной детер­ми­на­ции.

Пред­ло­же­на оп­ти­маль­ная скор­рек­ти­ро­ван­ная аэ­ро­ди­на­ми­че­ская мо­дель по кри­те­рию $J = \{\rho_{pp}\}$:

$$\left\{ \begin{array}{l} c_x = 0,2063 + 0,057(\alpha^2 + \beta^2) + 0,0034(\delta_\theta^2 + \delta_\psi^2) + \\ \quad + 0,0096(\alpha\delta_\theta + \beta\delta_\psi) + 0,0084\alpha^2\beta^2; \\ c_y = 10\alpha + 0,0055\alpha\beta^2 + 0,0091\alpha^2\delta_\theta + 0,004\beta^2\delta_\theta + \\ \quad + 0,0077\alpha\beta\delta_\psi + 0,0075\omega_z; \\ c_z = -9,6\beta - 4,39\delta_\psi - 0,0079\beta^3 - 0,0015\beta^2\delta_\psi - 0,007\alpha^2\delta_\psi - \\ \quad - 0,0051\alpha\beta\delta_\theta + 0,0016\omega_y; \\ m_y = 4,33\beta + 1,107\delta_\psi + 0,0086\beta^3 + 0,0057\beta^2\delta_\psi + \\ \quad + 0,0065\alpha\beta\delta_\psi + 0,006\omega_z; \\ m_z = 9,33\alpha + 0,0076\alpha\beta^2 + 0,0065\alpha^2\delta_\theta + 0,0051\beta^2\delta_\theta + \\ \quad + 0,0084\alpha\beta\delta_\psi + 0,007\omega_z. \end{array} \right. \quad (9)$$

В ре­зуль­та­те под­твер­жде­но, что ав­то­кор­ре­ля­ция оп­ре­де­ля­ет­ся как кор­ре­ля­ция ме­жду на­блю­да­е­мы­ми по­ка­за­те­ля­ми, упорядо­чен­ны­ми во вре­ме­ни или в про­стран­стве [10]. Ав­то­кор­ре­ля­ция ос­тат­ков мо­жет быть вы­з­ва­на не­сколь­ки­ми при­чи­на­ми: на­ли­чием оши­бок из­ме­ре­ния в зна­че­ния­х ре­зуль­та­тив­но­го при­зна­ка или фор­му­ли­ро­в­кой мо­де­ли.

Мо­дель мо­жет не вклю­чать фак­тор, ока­зы­ва­ю­щий су­ще­ствен­ное воз­дей­ствие на ре­зуль­та­т, влия­ние ко­то­ро­го от­ра­жа­ет­ся в ос­тат­ках. При этом ос­тат­ки мо­гут ока­зать­ся ав­то­кор­ре­ли­ро­ван­ны­ми.

При воз­ник­но­ве­нии ав­то­кор­ре­ля­ции ос­тат­ков из-за не­правиль­ной иден­ти­фи­ка­ции функ­ци­о­наль­ной фор­мы мо­де­ли, сле­ду­ет из­ме­нить фор­му свя­зи фак­тор­ных и ре­зуль­та­тив­ных при­зна­ков.

Кри­те­рий Дар­би­на — Уот­со­на пред­на­зна­чен для об­на­ру­же­ния ав­то­кор­ре­ля­ции пер­во­го по­ря­дка [5, 7]. Кро­ме то­го, урав­не­ние ре­грес­сии дол­жно иметь по­сто­ян­ный член и не со­дер­жать ла­го­вую за­ви­си­мую пе­ре­мен­ную в ка­че­стве фак­тор­ной пе­ре­мен­ной:

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2}, \quad (10)$$

где e_t — остатки модели регрессии в наблюдении t ; e_{t-1} — остатки модели регрессии в наблюдении $t - 1$.

Соотношение между критерием Дарбина — Уотсона и коэффициентом автокорреляции остатков первого порядка определяется зависимостью

$$DW \approx 2(1 - r_1^e). \quad (11)$$

Если в остатках существует полная положительная автокорреляция и $r_1^e = 1$, то $DW = 0$; если в остатках полная отрицательная автокорреляция и $r_1^e = -1$, то $DW = 4$; если автокорреляция остатков отсутствует, то $r_1^e = 0$ и $DW = 2$. Следовательно, $0 \leq DW \leq 4$.

Выводы. 1. Обоснованы приемлемые условия применения статистических критериев (критерия детерминации или критерия Дарбина — Уотсона) для оценки степени полноты экспериментальной модели реальных аэродинамических характеристиках БЛА методом структурно-параметрического выбора проектных решений.

2. Представлена схема анализа аэродинамической модели по каналу c_x и c_z методом статистического синтеза структурно-параметрических проектных решений на основе множественной регрессии.

ЛИТЕРАТУРА

1. Балык В.М., Калуцкий Н.С., Кулакова Р.Д. Структурно-параметрическая самоорганизация сложных технических систем // Деловая слава России. 2007. Вып. 2. С. 58–63.
2. Лысенко Л.Н., Корянов В.В., Райкунов К.Г. Применение теории стохастической коррекции орбит при планировании проектно-баллистического обеспечения межпланетных миссий // Труды МГТУ им. Н.Э. Баумана № 606: Актуальные проблемы развития ракетно-космической техники и систем вооружений. М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2013. С. 94–115.
3. Калугин В.Т., Мордвинцев Г.Г., Чернуха П.А. Численный метод расчета аэродинамических характеристик летательных аппаратов при сверхзвуковом обтекании. М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2007. 34 с.
4. Тарасов Е.В., Балык В.М. Методы проектирования летательных аппаратов. М.: Изд-во МАИ, 2006. 96 с.
5. Тарасов Е.В., Балык В.М., Логинов А.Б. Выбор обликовых характеристик систем ЛА. М.: Изд-во МАИ, 1998. 72 с.
6. Балык В.М. Статистический синтез проектных решений при разработке сложных систем. М.: Изд-во МАИ, 2011. 278 с.
7. Суслов В.И., Ибрагимов Н.М., Тальшиева Л.П., Цыплаков А.А. Эконометрия. Новосибирск: СО РАН, 2005. 744 с.
8. Тарасов Е.В., Балык В.М., Устинов С.А., Шипов О.В. Методы оптимизации обликовых характеристик технических объектов на примере ЛА и JICA. М.: МАМ, 1992. 76 с.
9. Anatolyev S. Durbin–Watson statistic and random individual effects // *Econometric Theory*. 2002–2003. Vol. 18. No. 5. P. 1273–1274 (Problem 02.5.1). Vol. 19. No. 5. P. 882–883 (Solution 02.5.2).

10. Нгуен К.Т., Нгуен В.Т. Численное решение задачи информационно-статистического синтеза беспилотных летательных аппаратов по экспериментальным данным // Научные технологии. 2016. № 3. С. 11–20.

Корянов Всеволод Владимирович — канд. техн. наук, доцент кафедры «Динамика и управление полетом ракет и космических аппаратов» МГТУ им. Н.Э. Баумана (Российская Федерация, 105005, Москва, 2-я Бауманская ул., д. 5).

Нгуен К.Т. — д-р техн. наук, профессор Государственного университета управления (Российская Федерация, 109542, Москва, Рязанский пр-т, д. 99).

Нгуен В.Т. — аспирант кафедры «Динамика и управление полетом ракет и космических аппаратов» МГТУ им. Н.Э. Баумана (Российская Федерация, 105005, Москва, 2-я Бауманская ул., д. 5).

Просьба ссылаться на эту статью следующим образом:

Корянов В.В., Нгуен К.Т., Нгуен В.Т. Множественная регрессия для аэродинамической модели беспилотных летательных аппаратов по экспериментальным данным // Вестник МГТУ им. Н.Э. Баумана. Сер. Машиностроение. 2016. № 5. С. 59–67.

DOI: 10.18698/0236-3941-2016-5-59-67

**MULTIPLE REGRESSION FOR UAV AERODYNAMIC MODEL
BASED ON EXPERIMENTAL DATA**

V.V. Koryanov¹

vk.sm3.bmstu@gmail.com

K.T. Nguyen²

tikhonmos@yahoo.com

V.T. Nguyen¹

¹ Bauman Moscow State Technical University, Moscow, Russian Federation

² State University of Management, Moscow, Russian Federation

Abstract

Grounding the completeness of experimental aerodynamic model can be done with statistical criteria (determination criterion or Durbin — Watson criterion). This article offers a schematic analysis of the aerodynamic model by statistical synthesis of structural and parametric design solutions based on multiple regression. It provides current development of the method of structural-parametric (two-level) selection of design solutions for Unmanned Aerial Vehicles (UAV) based on a statistical synthesis. The experimental model reconstructed from the "aerodynamic channel" is evaluated in terms of its completeness using the statistical criteria. The method of statistical synthesis of structural and parametric design decisions is based on models and methods of the theory of self-organizing complex systems. This paper applies this method to select a new circuit design analysis of the aerodynamic model of UAV. We show the results of the analysis of the aerodynamic model of UAV by channels c_x and c_z . We estimated the multicollinearity of the multiple regression model using the determinant of the matrix of pairwise correlation coefficients between the factors

Keywords

Multiple regression, statistical synthesis, aerodynamic model, structural and parametric selection criterion, Unmanned Aerial Vehicle (UAV), aerodynamic model, correlation

REFERENCES

- [1] Balyk V.M., Kalutskiy N.S., Kulakova R.D. Strukturno-parametricheskaya samoorganizatsiya slozhnykh tekhnicheskikh system. [Structural-parametric self-organization of complex engineering systems]. *Delovaya slava Rossii* [The Inter-Industry Almanac], 2007, iss. 2, pp. 58–63.
- [2] Lysenko L.N., Koryanov V.V., Raykunov K.G. The theory of stochastic orbit correction applied in the planning design and ballistic support of interplanetary missions. *Tr. MGTU im. N.E. Baumana № 606: Aktual'nye problemy razvitiya raketno-kosmicheskoy tekhniki i sistem vooruzheniy* [Proc. of BMSTU No. 606: Actual problems of development of rocket and space technology and weapon systems]. Moscow, MGTU im. N.E. Bauman Publ., 2013, pp. 94–115 (in Russ.).
- [3] Kalugin V.T., Mordvintsev G.G., Chernukha P.A. Chislennyy metod rascheta aerodinamicheskikh kharakteristik letatel'nykh apparatov pri sverkhzvukovom obtekanii [Numerical method for calculating aerodynamic characteristics of aircraft in supersonic flow]. Moscow, MGTU im. N.E. Bauman Publ., 2007. 34 p.
- [4] Tarasov E.V., Balyk V.M. Metody proektirovaniya letatel'nykh apparatov [Methods of aircraft design]. Moscow, MAI Publ., 2006. 96 p.
- [5] Tarasov E.V., Balyk V.M., Loginov A.B. Vybtor oblikovykh kharakteristik sistem LA [Selecting aircraft system conceptual characteristics]. Moscow, MAI Publ., 1998.
- [6] Balyk V.M. Statisticheskii sintez proektnykh resheniy pri razrabotke slozhnykh system [Statistical synthesis of design choice in the complex system development]. Moscow, MAI Publ., 2011. 278 p.
- [7] Suslov V.I., Ibragimov N.M., Talysheva L.P., Tsyplakov A.A. Ekonometriya [Econometrics]. Novosibirsk, SO RAN Publ., 2005. 744 p.
- [8] Tarasov E.V., Balyk V.M., Ustinov S.A., Shipov O.V. Metody optimizatsii oblikovykh kharakteristik tekhnicheskikh ob"ektov na primere LA i JICA [Methods of optimization of technical object conceptual characteristics on the example of aircrafts and JICA]. Moscow, MAM Publ., 1992.
- [9] Anatolyev S. Durbin — Watson statistic and random individual effects // *Econometric Theory (Problems and Solutions)*, 2002–2003.
- [10] Nguyen K.T., Nguyen V.T. Numerical solution of unmanned aerial vehicles (UAVs) according to the experimental data. *Naukoemkie tekhnologii* [Science Intensive Technologies], 2016, no. 3, pp. 11–20 (in Russ.).

Koryanov V.V. — Cand. Sci. (Eng.), Assoc. Professor of Dynamics and Flight Control of Rockets and Spacecrafts Department, Bauman Moscow State Technical University (2-ya Baumanskaya ul. 5, Moscow, 105005 Russian Federation).

Nguyen K.T. — Dr. Sci. (Eng.), Professor, State Institute of Management (Ryazanskiy prospekt 99, Moscow, 109542 Russian Federation).

Nguyen V.T. — post-graduate student of Dynamics and Flight Control of Rockets and Spacecrafts Department, Bauman Moscow State Technical University (2-ya Baumanskaya ul. 5, Moscow, 105005 Russian Federation).

Please cite this article in English as:

Koryanov V.V., Nguen K.T., Nguen V.T. Multiple Regression for UAV Aerodynamic Model Based on Experimental Data. *Vestn. Mosk. Gos. Tekh. Univ. im. N.E. Baumana, Mashinostr.* [Herald of the Bauman Moscow State Tech. Univ., Mech. Eng.], 2016, no. 5, pp. 59–67. DOI: 10.18698/0236-3941-2016-5-59-67