統計的設計支援システムによるロバスト性を考慮した最適設計*

于 強^{*1}, 野 崎 敦 敬^{*2}
柏 村 孝 義^{*3}, 白 鳥 正 樹^{*1}

Robust Optimum Design by Statistical Design Support System

Qiang YU^{*4}, Atsunori NOZAKI,
Takayoshi KASHIWAMURA and Masaki SHIRATORI^{*4} Yokohama National University, Dept. of Mechanical Engineering and Material Science, 79-5 Tokiwadai,
Hodogaya-ku, Yokohama, Kanagawa, 240-8501 Japan

The authors have proposed Statistical Design Support System (SDSS) which can be used even on nonlinear behavior. It is an integrated system based on the Response Surface Methodology and the Design of Experiments. The optimization can be performed with this system using small number of case studies. In this paper, they treated with an uncertain variable (an error variable) which the engineering designers cannot control and certain variables (design variables) which the engineering designers can control. In this study, a new robust and optimum design approach was proposed by using SDSS. Using this method, a structure can be optimized for the objective functions without losing the robustness toward the uncertain variable. The application results verify the usability of the approach and SDSS.

Key Words: Optimum Design, Finite Element Method, Statistical Design Support System, Robustness, Uncertain Variable

1. 緒言

コンピュータの飛躍的な発達は、複雑な形状や現象に対して容易に数値シミュレーションを行えるようになり、設計作業にも利用されるようになってきた。また、設計プロセスの短縮化と設計の高度化をはかるために、最適設計手法も積極的に設計・開発現場に取り入れられつつある。このように技術の進歩によって、製品から極端な無駄を省くことを可能としている。しかし、一般的なコマーシャル製品についてはあらかじめ設計者がその使用条件などを厳しく設定したり、制限したりすることは難しい。そのため、無駄のない製品を設計するとき、同時に使用条件の変動や多様性に対して安定して機能する製品を設計することが要求されている。このような状況から最適化手法によって行われた設計の実用性および安定性(ロバスト性)を評価する手法が要求されている。

著者らは上記で示した最適化に対する要望に応えられる手法として統計的設計支援システムを提案しており、これまでに様々な事例に対して適用を試み、成果をあげてきた。(1)~(6)

これまで本システムは設計者が自らの意志でその値を設定できる要因(以下、設計要因)のみを取り扱ってきたが、製品の使用条件や環境条件のような不確定要因(以下、誤差要因)も存在する。(4)

本研究では特に制御することができない誤差要因に対するロバスト設計法の確立を目指した。本システムを用いたロバスト評価法としては定性的なロバスト評価法としてよく知られている田口メソッドのように直交表の外側に誤差要因を割り付ける方法が既に提案されているが、この手法では構造解析数が増加する傾向があり、本システムの特徴である設計の効率を損なう恐れがある。そこで、この手法に代わる新たなロバスト評価法を提案し、両手法からの最適計算結果を比較し、有効性を示した。

2. 統計的設計支援システムとロバスト問題

2.1 統計的設計支援システム Fig.1 に示すように、統計的設計支援システム(SDSS)は影響度解析、再解析、ばらつきの評価、ロバスト性解析、最適化、信頼性の評価、感度解析の7つから構成されている。このシステムの基本概念は影響度解析から成っている。そしてそれは、構造解析と実験計画法とを組み合わせることで評価特性値に対する設計要因の影響を定量的に評価できる。また、構造解析の結果に対する分散分析を行うことで、評価特性値と設計変数との相関関係が Chebyshev の直交多項式で与えられる。これによって最適化計算などのさまざまな解析に対してこの推定式を軸に展開していくことができる。さらに、このシステムでは構造解析が他の機能か

* 原稿受付 1999 年 11 月 4 日。

^{*1} 正員, 横浜国立大学工学部 (〒240-8501 横浜市保土ヶ谷区常盤台 79-5)。^{*2} 横浜国立大学大学院。^{*3} 元: (株)日本発条。

E-mail: qiang@swan.me.ynu.ac.jp

ら独立しているため、非線形問題の最適化計算も既存のCAE環境で実行できる。詳細は、文献(1)～(8)を参照されたい。

Fig.1 Concept of statistical design support system

2.2 ロバスト問題 ロバスト設計においては制御できる設計要因の公差などによる性能のばらつきを減らすことと、制御できない誤差要因の変動による設計の不安定性を減らすことが重要である。設計上制御できる設計要因に対しては要因を直交表の列に割り付けて解析を行い、一次近似二次モーメント法により設計要因の近傍でのばらつきの評価を行ってロバスト最適解を求めることができる。図2にその概念を示す。

Fig.2 Concept of evaluating dispersion due to design variable

しかし、一次近似二次モーメント法による評価では期待値の近傍でのばらつきしか評価することができないため、設計領域における評価特性値の全体の変動を正確に評価することが難しい。さらに、誤差要因を含んだ問題では、この方法で最適計算を行い誤差要因の最適値が得られても誤差要因はその最適値に設定することができない。また、誤差要因の取りうる全範囲に対するばらつきの評価を対象とする必要がある。図3にその概念を示す。

しかし、あらかじめこのような誤差要因を考慮した設計を行うことが可能になれば、誤差要因が多少ばらついたとしても性能が変動しにくく安定性の高い製品を開発することができる。安定性の高い製品を開発することで、変動に強い安定した品質で製品を生産でき、生産ライン管理の負担が軽減しコストの削減ができる。また、製品を使用する際の環境条件、使用条件の違いによる性能のばらつきを小さくすることができるようになり、消費者の信頼を得る

ことができる。

以上のような事からもロバスト性を考慮した最適設計は今後ますます重要になってくると考えられる。

Fig.3 Concept of evaluating variance due to error variable

3. 統計的設計支援システムによるロバスト設計

3.1 誤差要因を直交表の外側に割り付けたロバスト評価法 誤差要因を直交表の外側に割り付けるロバスト評価法を以下に示す。設計要因を X_1, X_2, X_3, X_4 の4要因でそれぞれ4水準とし、不確定要因である誤差要因を Z とし、誤差要因の水準値は表1のようにする。

Table1 Levels of error variable

	Level 1	Level 2	...	Level n
Z	Z_1	Z_2	...	Z_n

例として直交表は $L_{16}(4^5)$ を使用する。設計要因は直交表の(内側)列に割り付け、直交表によって作成された組み合わせに対して誤差要因を n 水準だけ設定する。表2のように16個のデータにそれぞれ n 個の誤差要因を割り付けた解析条件が作成できる。このときの解析回数は $16 \times n = 16n$ 回となる。

Table2 Orthogonal array $L_{16}(4^5)$

	Design variable					Error variable	Characteristic value
	X_1	e	X_2	X_3	X_4	Z	
Data Number	1	1	1	1	1	$Z_{11} \sim Z_{1n}$	$Y_{11} \sim Y_{1n}$
	2	1	2	2	2	$Z_{21} \sim Z_{2n}$	$Y_{21} \sim Y_{2n}$
	3	1	3	3	3	$Z_{31} \sim Z_{3n}$	$Y_{31} \sim Y_{3n}$
	4	1	4	4	4	$Z_{41} \sim Z_{4n}$	$Y_{41} \sim Y_{4n}$

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (\bar{Y}_i - Y_{ij})^2}{n-1}} \quad \bar{Y}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_{ij} \quad i: \text{data number} \quad (1)$$

誤差要因による特性値の変動を評価するための指標として式(1)に示すような $Y_{i1} \sim Y_{in}$ の標準偏差 σ_i を用いる。標準偏差を使用することにより誤差要因によってどれだけ特性値が変動したかが評価できる。求められた16個の標準偏差 σ に対して分散分析を行い、標準偏差 σ に影響を与える設計要因の次数成分を定量的に明らかにし、これに基づき標準偏差の推定式を作成する。この標準偏差の推定式の値が小さいほど誤差要因による特性値への影

響が小さいことになる。

標準偏差以外のばらつきの指標としては、各データ番号の特性値の平均値、差の最大値や傾きなどが考えられる。

3.2 誤差要因を直交表の内側(列)に割り付けたロバスト評価法 従来のロバスト評価法では直交表のデータ番号ごとに誤差要因の水準値を割り付けるので、直交表の大きさ、誤差要因の水準数によっては解析回数(前節では $16 \times n = 16n$ 回)が増加し設計における効率が損なわれる恐れがある。そこで、本システムをより実用的な最適化手法とするためにも、この問題を解決するために新たに誤差要因を内側(列)に割り付けるロバスト評価法を提案した、以下にその手順を示す。

Fig.4 Analysis flow of optimization and robustness design

新しいロバスト評価法では設計要因とともに誤差要因も直交表の列に割り付ける。このとき使用する直交表は、L16, L27, L64 など交互作用を考慮できるものが適している。

直交表によって作成された組み合わせに従って解析を行い、特性値 Y が得られる。ここでは特性値 Y に対する誤差要因とすべての設計要因の交互作用を評価することは重要である。さらに、この特性値 Y に対する分散分析から特性値 Y の推定式 (*) が得られる。

次に誤差要因による特性値 Y のばらつきの指標である標準偏差 σ を求めるために、再び、前節のように設計要因 X_i を内側に、誤差要因 Z を外側に割り付ける。ここでは例として表 2 と同様の割り付けを行う。直交表の割り付けに従い誤差要因の水準ごとの特性値を求めるのであるが、新しい手法の特徴として、ここでの特性値 Y を解析ではなく、上で求めた推定式 (*) から容易に求めることができる。解析を行わない分だけ、設計作業の負担が軽減でき、効率的に設計を行うことができる。以下は前節のように得られた特性値からデータ番号ごとの標準偏

差を求め、この標準偏差に対して分散分析を行うことで、標準偏差 σ の推定式を求めればよい。

この手法の利点としては、最初の要因の割り付けで使用する直交表に適当なものを選択すれば、解析回数を抑えることができ、効率的に設計を行えるということがある。その反面、誤差要因による特性値のばらつきに対する指標となる標準偏差 σ を近似式である推定式 (*) から求めるために、実際の値からのずれが生じる可能性があり、その結果、最適化結果の誤差も大きくなることが考えられ、使用する際には、注意が必要である。

3.3 ロバスト性を考慮した最適設計 誤差要因により発生する特性値のばらつきを考慮し、安定した特性値を得ることを目的とした最適化計算を実行する。標準偏差の推定式を制約関数に使用することにより誤差要因による特性値のばらつきを制御することができる。一般的なロバスト設計を行うときの最適化問題の設定例を下に示す。

目的関数: $F \rightarrow \text{最小}$

挙動制約関数: 特性値 Y の標準偏差 $\sigma \leq \text{設定値}$

特性値 $Y \leq \text{設定値}$

側面制約関数:

設計要因の水準範囲

4. 箱型断面部材へのロバスト設計法の適用

前節で示した二つのロバスト設計法を箱型断面部材の質量最小化問題に適用して、その結果を比較することにより、提案した手法の妥当性を検討した。

4.1 問題設定 弾塑性体である箱形断面部材の全長は 200[mm]、この部材の側面中央に半径 40[mm]、質量 0.5[kg] の剛体半柱が初速度 1[m/s] で衝突しこのとき箱形断面部材と剛体半柱の衝突角度 Φ の大きさが制御できず変動すると仮定した。解析モデルを図 5 に示す。

境界条件は x 軸上の節点に x , y , z 軸方向変位拘束および回転拘束、その対辺でもある $y=0$ [mm], $z=200$ [mm] 上の節点に x , y 軸方向変位拘束および回転拘束を与え、剛体半柱の側面の中央にあたる節点に y 軸方向に変位のみを自由にし、同じ節点に集中質量 0.5[kg] を与えた。

衝突条件は、剛体半柱の全節点に初速度 1[m/s] を与え、箱型部材に衝突させた。接触条件は、箱型部材と剛体半柱、箱型部材自身について考慮した。

材料定数にはヤング率 206[GPa]、ポアソン比 0.3、密度 7.8[g/cm³]、加工硬化係数 2060[MPa] を与えた。

特性値には、 z - x 平面にあたる箱形断面部材の底面での y 方向の最大変位量 w [mm]、箱形断面部材の上部中央にあたる節点 $x=(b+20)/2$ [mm], $y=a$ [mm], $z=100$ [mm] の x 方向の最大変位量 u [mm] の二つを取った。なお、誤差要因による影響は u に対してのみで、 w に対しては考慮しなかった。図 5 に示すように設計要因には部材の形状を表す部材幅 b [mm], a [mm], 板厚 t [mm], 角度 θ [deg], 誤差要因に衝撃角度 Φ [deg] を取った。

解析には陽解法有限要素法プログラム LS-DYNA3D を使用した。節点数は約 2200~3700、要素数は約 2100~3600、要素タイプは四節点薄肉シェル要素を用いた。

Fig.5 Analysis model

Fig.6 Deformed shapes of model

4.2 誤差要因を外側に割り付けたロバスト設計

4.2.1 影響度解析 設計要因と誤差要因の水準値および直交表への割り付けを以下に示す。直交表は $L_{16}(4^5)$ を使用し、設計要因間の交互作用は考慮しなかった。

Table3 Levels of design variables

		Design variable			
		b[mm]	a[mm]	t[mm]	θ [deg]
Levels	1	80	30	1.6	62
	2	94	35	1.75	71
	3	108	40	1.9	80
	4	122	45	2.05	89

Table4 Levels of error variable

Error variable	level1	level2	level3	level4	level5
Φ [deg]	0	5	10	15	20

Table5 An orthogonal array $L_{16}(4^5)$

		Design variable					Error variable
		b	e	a	t	θ	Φ
Data Number	1	1	1	1	1	1	$\Phi_{11} \sim \Phi_{1n}$
	2	1	2	2	2	2	$\Phi_{21} \sim \Phi_{2n}$
	3	1	3	3	3	3	$\Phi_{31} \sim \Phi_{3n}$
	4	1	4	4	4	4	$\Phi_{41} \sim \Phi_{4n}$

直交表により作成された $16 \times 5 = 80$ 個の組み合わせに従い解析を行い、 $\Phi = 0$ のときの最大変位量 w 、 Φ の水準ごとの最大変位量 u を求めた。

次に、誤差要因 Φ の水準ごとに得られた5個の最大変位量 u からデータ番号ごとの標準偏差 σ_u を求めた。その結果を表6に示す。また、式 (2) にデータ番号1での標準偏差 σ_{u1} を示す。この標準偏差が誤差要因である衝突角度 Φ の変動によって発生する特性値 u の変動を示している。また、図6に解析で得られた箱型部材の挙動を示す。

Table6 Maximum displacement u and standard deviation σ_u [mm]

		Error variable Φ					Standard deviation
		level1	level2	level3	level4	level5	
Data number	1	0	4.2	8.0	10.8	12.6	5.1
	2	0	3.8	7.7	11.0	13.3	5.4
	3	0	2.7	5.8	9.6	12.5	5.0
	4	0	2.3	4.8	6.1	8.2	3.2
	5	0	2.3	4.7	6.6	8.6	3.4

$$\sigma_{u1} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^5 (\bar{x}_1 - x_{1j})^2}{4}}$$

$$= \sqrt{\frac{(7.1-0)^2 + (7.1-4.2)^2 + (7.1-8.0)^2 + (7.1-10.8)^2 + (7.1-12.6)^2}{4}}$$

$$= 5.1 \quad (2)$$

設計要因が w および u の標準偏差 σ_u に与える影響を調べるために、 w と u の標準偏差 σ_u に対する分散分析を行った。例として、標準偏差 σ_u の分散分析結果を表7に示す。表中のF比につけられた記号**は1%の危険率で有意であることを示している。

Table7 Variable analysis for standard deviation

Variable	Dimension	Degree of freedom	Variance	F ratio	Effective ratio(%)
b	1	1	1.60E+00	1.83E+01 **	6.38
	2	1	2.78E-01	3.18E+00	0.81
	3	0	0.00E+00	0.00E+00	0.00
a	1	1	4.63E+00	5.29E+01 **	19.20
	2	0	0.00E+00	0.00E+00	0.00
	3	0	0.00E+00	0.00E+00	0.00
t	1	1	1.24E+01	1.41E+02 **	51.93
	2	1	3.90E-02	4.46E-01	0.00
	3	1	1.13E-01	1.29E+00	0.11
θ	1	1	1.64E+00	1.87E+01 **	6.55
	2	1	2.38E+00	2.72E+01 **	9.68
	3	0	0.00E+00	0.00E+00	0.00
Error		7	8.75E-02		5.34
Total		15			100.00

式 (3), (4) は影響度解析から得られた推定式を示す。
また、解析計算により得られた値と推定式により得られた値を比較した結果を図 7, 図 8 に示す。

$$W_{(L16)} = 598.823 - 4.056b + 3.98e-02b^2 - 1.280e-04b^3 - 1.412e-01a - 38.193t + 8.028t^2 - 15.844\theta + 2.038e-01\theta^2 - 8.613e-04\theta^3 \quad (3)$$

$$\sigma_{u(L16)} = -237.323 + 1.561e-01b - 6.728e-04b^2 + 9.625e-02a + 356.334a - 201.259t^2 + 37.160t^3 + 6.871e-01\theta - 4.761e-03\theta^2 \quad (4)$$

Fig.7 Comparison between calculation and estimation

Fig.8 Comparison between calculation and estimation

4.2.2 最適化 最適化問題を以下のように設定した。

目的関数：箱型断面部材質量 $m \rightarrow$ 最小
制約条件：推定式 $W_{(L16)} \leq 11.0$ [mm]
推定式 $\sigma_{u(L16)} \leq 5.5$ [mm]
設計要因は水準範囲内

誤差要因 Φ の影響は最大変位量 u に対してのみで w に対しては考慮しなかった。最適化計算には逐次二次計画法を使用し、各要因は連続変数として扱った。その結果を変位量 u の変動を表す推定式 (4) を考慮しないときの結果とともに表 8 に示す。さらに、推定式 (4) を考慮したときの最適解を用いて有限要素法確認再解析を行った。最大変位量 w と標準偏差 σ_u の最適結果と再解析の結果を表 9 に示す。これらの結果からロバスト性を考慮した

ことにより質量がわずかに増加したものの、最大変位量 u の変動を抑えることができたことが分かる。

Table8 Optimal solution

	m [kg]	w [mm]	σ_u [mm]	b [mm]	a [mm]	t [mm]	θ [deg]
Consider σ_u	0.696	11.0	5.5	80.0	34.7	1.71	67.4
Not consider σ_u	0.680	11.0	6.9	80.0	44.7	1.60	66.8

Table9 Comparison between optimum and reanalysis

	Maximum displacement w [mm]	Standard deviation σ_u [mm]
Optimum	11.0	5.5
Reanalysis	11.8	5.3

表 9 に示すように推定式に基づいて得られた最適計算の結果と有限要素法確認解析の結果の相対誤差は約 4% ~ 5% 程度であった。したがって、推定式によって評価した特性値の解析精度は十分であることが確認された。

4.3 誤差要因を内側に割り付けたロバスト設計

4.3.1 影響度解析 今度は誤差要因 Φ を直交表の内側 (列) に割り付けて影響度解析を行った。前節では解析回数が 80 回であったので、今回はこれよりも解析回数が少なく効率的に最適化を行える直交表として、 $L_{64}(4^{21})$ を使用した。設計要因の水準値は表 4 と同様とし、誤差要因 Φ は 4 水準とした。交互作用は誤差要因 Φ と各設計要因 b, a, t, θ 間で考慮した。表 10 に要因の水準値を示す。

Table10 Levels of variables

		Variables				
		b[mm]	a[mm]	t[mm]	θ [deg]	Φ [deg]
Levels	1	80	30	62	1.60	0
	2	94	35	71	1.75	7
	3	108	40	80	1.90	14
	4	122	45	89	2.05	21

直交表により作成された 64 個の解析条件に従い解析を行い、最大変位量 w, u を求めた。なお、境界条件、衝突条件、接触条件、材料定数および評価特性値の取り方は前節と同様とした。

得られた w, u に対して分散分析を行い、要因 b, a, t, θ, Φ を変数とする推定式 (5), (6) を得た。また、解析計算により得られた値と推定式により得られた値を比較した結果を図 9, 図 10 に示す。

次に、標準偏差 σ_u を求めるために、再び設計要因を直交表の内側に、誤差要因を外側に割り付けた。直交表には前節と同様に $L_{16}(4^5)$ を使用し、設計要因 b, a, t, θ の水準は Table3 と、誤差要因 Φ の水準は Table4 と同様とした。

ここでは最大変位量 u を有限要素解析ではなく上で求めた推定式 (6) に直交表 $L_{16}(4^5)$ の組み合わせに従い各要

因を代入することで、容易に求めることができる。得られた u から標準偏差 σ_u を求め分散分析を行い、標準偏差 σ_u の推定式(7)を作成した。

$$W_{(L64)} = 400.507 - 54.717\Phi - 1.025e-01\Phi^2 + 6.960e-03\Phi^3 + 4.413b - 4.493e-02b^2 + 1.507e-04b^3 - 7.484e-01a + 8.088e-03a^2 - 38.182t + 5.941t^2 + 7.531e-01t^3 - 18.522\theta + 2.395e-01\theta^2 - 1.019e-03\theta^3 - 3.094e-02\Phi b + 1.244e-04\Phi b^2 + 7.868e-04\Phi^2 b - 2.668e-05\Phi^3 b - 7.407e-02\Phi a + 7.696e-04\Phi a^2 + 74.549\Phi t - 41.102\Phi t^2 + 7.550\Phi t^3 - 2.509e-02\Phi^2 t + 5.446e-01\Phi \theta - 7.455e-03\Phi \theta^2 + 3.427e-05\Phi \theta^3 + 7.477e-04\Phi^2 \theta - 5.349e-05\Phi^3 \theta \quad (5)$$

$$u_{(L64)} = 32.080 + 31.606\Phi + 6.582e-01\Phi^2 - 9.952e-04\Phi^3 - 1.981e-01b + 1.814e-03b^2 - 5.459e-06b^3 - 3.747e-01a + 4.969e-03a^2 - 23.803t + 10.596t^2 - 1.469t^3 - 3.248e-02\theta + 2.470e-04\theta^2 - 5.050e-01\Phi b + 5.192e-03\Phi b^2 - 1.731e-05\Phi b^3 + 3.800e-02\Phi^2 b - 3.825e-04\Phi^2 b^2 + 1.257e-06\Phi^2 b^3 + 7.183e-03\Phi a + 2.921e-04\Phi^2 a - 80.744\Phi t + 43.758\Phi t^2 - 7.970\Phi t^3 + 1.622e-02\Phi^2 t + 1.337\Phi \theta - 1.682e-02\Phi \theta^2 - 1.143e-07\Phi^3 + 6.912e-05\Phi \theta^3 - 7.580e-02\Phi^2 \theta + 9.878e-04\Phi^2 \theta^2 - 4.231e-06\Phi^2 \theta^3 \quad (6)$$

$$\sigma_{u(L64)} = 352.194 + 1.870b - 1.797e-02b^2 + 5.725e-05b^3 + 1.010e-01a - 648.621t + 353.074t^2 - 64.321t^3 - 9.598e-01\theta + 1.723e-02\theta^2 - 9.659e-05\theta^3 \quad (7)$$

Fig.9 Comparison between calculation and estimation

Fig.10 Comparison between calculation and estimation

4.3.2 最適化 最適化問題を以下のように設定した。

目的関数：箱型断面部材質量 $m \rightarrow$ 最小

制約関数：推定式 $W_{(L64)} (\Phi=0) \leq 11.0$ [mm]

推定式 $\sigma_{u(L64)} \leq 5.5$ [mm]

制約条件には推定式(5)に $\Phi=0$ を代入した式と推定式(7)を用いた。以下に最適結果と最適解の設計変数を用

いた有限要素法確認再解析の結果を示す。

Table11 Optimal solution

m	w	σ_u	b	a	t	θ
[kg]	[mm]	[mm]	[mm]	[mm]	[mm]	[deg]
0.678	11.0	5.5	80	35.3	1.67	67.1

Table12 Comparison between optimum and reanalysis

	Maximum displacement w [mm]	Standard deviation σ_u [mm]
Optimum	11.0	5.5
Reanalysis	12.2	5.5

ここでは、表12に示すように推定式から直接求められた最適解の特性値と有限要素法確認解析の結果との相対誤差は約11%程度であった。

4.4 考察 表9、表12を比較すると表12に示した最適解の特性値 w の相対誤差は若干大きくなっているが、これは誤差要因を直交表の外側に割り付けた手法では標準偏差の値を直接解析の結果より求めているのに対して、新しい手法では近似式である推定式より求めたことによると考えられる。したがって、新しい手法では解析の回数を減らすことができるが、若干の誤差の増加を招くことがあり得るといえる。

しかし、両手法による最適解は近い値になっており、誤差要因を設計要因とともに直交表の内側に割り付ける新しい手法の有効性を示していると思われる。

次に、表8、表11の値を用いて、両手法から得た最適解での、変位量 u に対する衝撃角度 Φ の影響を調べた。

Fig.11 Comparison of maximum displacement u for error variable

図11から標準偏差 σ_u を考慮した2、3の最適形状の方が1より衝撃角度 Φ に対して変位量 u の変動が小さいことが分かる。このことは、衝撃角度 Φ の変化に対する変位量 u の安定性が増したことを意味している。

さらに、2、3の曲線はほぼ一致しており新たなロバスト評価法が従来の手法に対して代用可能であることを示している。

5. 結言

不確定要因である誤差要因を含む問題に対して、新たに提案した統計的設計支援システムによるロバスト設計法を適用した。既に提案されている本システムのロバスト設計法による最適結果と比較し、両手法による最適結果が近い値になることを確認し、この手法の有効性を示した。これにより制御可能な要因に対するばらつきの評価と合わせ、種々のロバスト問題に対して統計的設計支援システムが適用可能であることが示された。

文献

- (1) 柏村・他 3 名, 機論 (A 編), 62-601 (1996), 2180-2185
 - (2) 柏村・他 4 名, 機論 (A 編), 62-603 (1996), 22-27
 - (3) 柏村・白鳥・于, 機論, (A 編), 62-607 (1997), 624-629
 - (4) 柏村・白鳥・于, 機論, (A 編), 62-610 (1997),
1348-1353
 - (5) 矢島・他 5 名, 機論, (A 編), 65-637 (1999), 24-30
 - (6) 于・他 4 名, 機論, (A 編), 66-641 (2000), 1-6
 - (7) 柏村・他 2 名, 実験計画法による非線形問題の最適
化 (1998), 朝倉書店.
 - (8) 田口, 実験計画法第 3 版, (1976), 丸善
-