

送風機による建物気密性測定のパラメータ推定法と不確かさ評価方法の再考 Reconsideration of the Parameter Estimation and Uncertainty Evaluation Methods for Building Airtightness Measurement Using Fan Pressurization

正会員 ○奥山 博康 (清水建設) 正会員 大西 由哲 (清水建設)

Hiroyasu OKUYAMA*¹ Yoshinori ONISHI*¹

*¹ Institute of Technology, Shimizu Corporation

Synopsis: Building airtightness is usually measured by pressurization or depressurization using a mechanical fan, and the two parameters of leakage coefficient “C” and exponent “n” are estimated from a number of sets of internal and external pressure differences and airflow rates. Similar testing standards have now been established for ISO, ASTM, and JIS. However these measurement data analysis methods have problems that need to be both reconsidered and solved in statistical estimation and uncertainty evaluation. This paper introduces the weighted least-squares method, and also introduces the uncertainty propagation formula not only from the regression equation residual, but also from just the measurement uncertainty to the estimated parameters. Additionally, a model hypothesis discrepancy ratio that can check the appropriateness of measurement is proposed. The precision of the estimated parameters, the uncertainty of these parameters, and the discrepancy ratios were investigated by computer experimentation. This method was also applied to actual measurement data to verify its practicality.

1. はじめに

建物気密性は様々な現象に影響を及ぼす重要な建築性能の一つである。ISO-9972[1]と ASTM-E779-10 [2]では送風機加圧/減圧試験により、建物外皮の漏出あるいは漏入の風量が内外差圧の 0.5~1 乗に比例するものとして、この指数 n と比例係数 C の 2 つのパラメータを推定する。従来の測定データ分析法には不十分な点や問題点が上げられる。(a)最小二乗の同時連立的な解式になっていない。(b)信頼区間評価に偏っており、測定と回帰の前提成立の評価と判断法が不備である。(c)外乱の影響を考慮して測定値(Δp_j, q_j)への重み付けを変えないので推定精度が悪化する場合がある。(d)回帰式誤差から 2 つのパラメータの不確かさへの連立した伝播式が解かれていない。従って測定不確かさ、あるいは回帰モデル前提の不適合による影響の評価が不十分である。本論ではパラメータの推定式を同時連立的な最小二乗解に修正し、さらに重み付き最小二乗法に改良する。信頼性の評価方法に関しては、まず回帰式誤差分散から推定パラメータの不確かさ分散への伝播式を演繹する。この際に、回帰式残差起因だけでなく測定不確かさ起因の、二通りの不確かさ伝播式を演繹する。そして測定と回帰の前提成立性を評価できる不適合率 β と呼ぶ新たな不確かさ評価指標も導く。

2. 回帰式モデルと回帰式

基本式は ISO と ASTM と同じ(1)式とする。ちなみに JIS[3]の指数 n の定義はそれらの逆数である。その漏洩係数 C と指数 n のパラメータを、幾つかの内外差圧 Δp_j と送風機風量 q_j の測定値から回帰するために両辺の対数をとって(2)式の様線形化する。また簡潔表示のため新たな変数 x_j と y_j を各々(3)と(4)式で定義する。

$$q_j = C \cdot \Delta p_j^n \quad (1) \quad \log_e(q_j) = \log_e(C) + n \cdot \log_e(\Delta p_j) \quad (2)$$

$$x_j = \log_e(\Delta p_j) \quad (3) \quad y_j = \log_e(q_j) \quad (4)$$

これらの x_j と y_j とマトリックス記法の定義により回帰式(5)を記述する。最小二乗法のための回帰式誤差は(6)式で定義する。

$$y_j = \begin{bmatrix} 1 & x_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \log_e(C) \\ n \end{bmatrix} = \mathbf{Z}_j \mathbf{a} \quad (5) \quad e_j = y_j - \mathbf{Z}_j \mathbf{a} \quad (6)$$

3. 重み付き最小二乗法による解式

計算理論の基本は既報[5]と同様である。全部で n_p 組の測定値の回帰式誤差の二乗の総和を評価関数 J とする。ここに w_j は各測定値に対する重みであり、計算の仕方は後述する。また変数の左肩の t は転置(transpose)を表す。

$$J = \sum_{j=1}^{n_p} {}^t e_j w_j e_j = \sum_{j=1}^{n_p} {}^t (y_j - \mathbf{Z}_j \cdot \mathbf{a}) w_j (y_j - \mathbf{Z}_j \cdot \mathbf{a}) \quad (7)$$

求めるべきパラメータ log_e(C) と n を含むベクトル a により評価関数 J を微分して 0 と置いた(8)式を満たす a が最適な推定値となる。

$$\frac{\partial J}{\partial \mathbf{a}} = \sum_{j=1}^{n_p} \left(-{}^t \mathbf{Z}_j w_j y_j - {}^t \mathbf{Z}_j w_j y_j + 2 {}^t \mathbf{Z}_j w_j \mathbf{Z}_j \mathbf{a} \right) = \mathbf{0} \quad (8)$$

この最適推定パラメータベクトル a は次式で計算される。

$$\hat{\mathbf{a}} = \left[\sum_{j=1}^{n_p} ({}^t \mathbf{Z}_j w_j \mathbf{Z}_j) \right]^{-1} \sum_{j=1}^{n_p} ({}^t \mathbf{Z}_j w_j y_j) \quad (9)$$

大きな次数ではなく 2 次の逆行列であるから、マトリックスの要素を用いたエクスプリシットな解式が記述できる。この式から漏洩係数 C の対数を計算する(10)式が得られる。

$$\log_e(C) = \frac{\left(\sum_{j=1}^{n_p} w_j x_j^2 \right) \left(\sum_{j=1}^{n_p} w_j \cdot y_j \right) - \left(\sum_{j=1}^{n_p} w_j x_j \right) \left(\sum_{j=1}^{n_p} w_j x_j y_j \right)}{\left(\sum_{j=1}^{n_p} w_j \right) \left(\sum_{j=1}^{n_p} w_j x_j^2 \right) - \left(\sum_{j=1}^{n_p} w_j x_j \right)^2} \quad (10)$$

これは漏洩係数 C について解いておくことができる。

$$C = \exp(\log_e(C)) \quad (11)$$

漏洩指数 n は次式で計算される。

$$n = \frac{\left(\sum_{j=1}^{np} w_j \right) \left(\sum_{j=1}^{np} w_j x_j y_j \right) - \left(\sum_{j=1}^{np} w_j x_j \right) \left(\sum_{j=1}^{np} w_j y_j \right)}{\left(\sum_{j=1}^{np} w_j \right) \left(\sum_{j=1}^{np} w_j x_j^2 \right) - \left(\sum_{j=1}^{np} w_j x_j \right)^2} \quad (12)$$

本推定法は最小二乗法であるから通常の見定係数 COD(Coefficient of Determination)も計算できる。

4. 回帰式誤差から推定パラメータへの不確かさ伝播式

推定したパラメータの不確かさ分散を導く。まずベクトル \mathbf{a} の期待値と $\hat{\mathbf{a}}$ の推定値の差は次式で記述される。

$$\hat{\mathbf{a}} - E(\hat{\mathbf{a}}) = \left(\sum_{j=1}^{np} {}^t \mathbf{Z}_j w_j \mathbf{Z}_j \right)^{-1} \left(\sum_{j=1}^{np} {}^t \mathbf{Z}_j w_j y_j \right) - E \left\{ \left(\sum_{j=1}^{np} {}^t \mathbf{Z}_j w_j \mathbf{Z}_j \right)^{-1} \left(\sum_{j=1}^{np} {}^t \mathbf{Z}_j w_j (\mathbf{Z}_j \mathbf{a} + e_j) \right) \right\} \quad (13)$$

これにより次式のようにマトリックスを作り期待値をとったものが、推定パラメータの不確かさ分散共分散マトリックスとなる。ここで次式のように $\log_e(C)$ と n の推定不確かさ分散と共分散の記号を定義する。この対角要素がパラメータの不確かさ分散である。 $\log_e(C)$ に関する分散は(1,1)要素を取り出して(15)式で記述される。

$$\Lambda_a = E \left\{ (\hat{\mathbf{a}} - E(\hat{\mathbf{a}})) (\hat{\mathbf{a}} - E(\hat{\mathbf{a}}))^t \right\} = \begin{bmatrix} \sigma_{\log C}^2 & \sigma_{n \cdot \log C}^2 \\ \sigma_{n \cdot \log C}^2 & \sigma_n^2 \end{bmatrix} = \left(\sum_{j=1}^{np} {}^t \mathbf{Z}_j w_j \mathbf{Z}_j \right)^{-1} \left(\sum_{j=1}^{np} {}^t \mathbf{Z}_j w_j E(e_j {}^t e_j) {}^t w_j \mathbf{Z}_j \right) \cdot \left\{ \left(\sum_{j=1}^{np} {}^t \mathbf{Z}_j w_j \mathbf{Z}_j \right)^{-1} \right\} \quad (14)$$

$$\sigma_{\log C}^2 = E(e_j {}^t e_j) \left[\left(\sum_{j=1}^{np} w_j x_j^2 \right) \sum_{j=1}^{np} w_j^2 - 2 \left(\sum_{j=1}^{np} w_j x_j^2 \right) \left(\sum_{j=1}^{np} w_j x_j \right) \left(\sum_{j=1}^{np} w_j^2 x_j \right) + \left(\sum_{j=1}^{np} w_j x_j \right)^2 \left(\sum_{j=1}^{np} w_j^2 x_j^2 \right) \right] / \left[\left(\sum_{j=1}^{np} w_j \sum_{j=1}^{np} w_j x_j^2 \right) - \left(\sum_{j=1}^{np} w_j x_j \right)^2 \right]^2 \quad (15)$$

これにより係数 C の不確かさ分散は次式で計算される。

$$\sigma_C^2 = \exp(\sigma_{\log C})^2 \quad (16)$$

指数 n の不確かさ分散は(14)式の(2,2)要素を取り出して次式で記述される。

$$\sigma_n^2 = E(e_j {}^t e_j) \left[\left(\sum_{j=1}^{np} w_j x_j \right) \sum_{j=1}^{np} w_j^2 - 2 \left(\sum_{j=1}^{np} w_j \right) \left(\sum_{j=1}^{np} w_j x_j \right) \left(\sum_{j=1}^{np} w_j^2 x_j \right) + \left(\sum_{j=1}^{np} w_j \right)^2 \left(\sum_{j=1}^{np} w_j^2 x_j^2 \right) \right] / \left[\left(\sum_{j=1}^{np} w_j \sum_{j=1}^{np} w_j x_j^2 \right) - \left(\sum_{j=1}^{np} w_j x_j \right)^2 \right]^2 \quad (17)$$

5. 回帰式誤差の二通りの取り方

ここで回帰式誤差 $E(e_j {}^t e_j)$ の取り方は2通りある。1つは回帰式の残差の重み付き平均をとる方法である。この場合の計算式は次式となる。ここに期待値の関数 $E(\cdot)$ の左下添字 v は回帰式残差を表す。これによる各パラメータの不確かさ分散はそれぞれ σ_C^2 と σ_n^2 と表す。

$$v E(e_j {}^t e_j) = \sum_{j=1}^{np} v_j w_j {}^t v_j / \sum_{j=1}^{np} w_j \quad (18)$$

もう一つは測定不確かさのみによる回帰式誤差を取る方法である。ある j 番の測定値に関し、回帰式誤差分散 $m\sigma_j^2$ への測定不確かさ分散からの伝播式は次式で記述される。測定不確かさ分散は、風量測定と差圧測定のそれぞれについて $m\sigma_q^2$ と $m\sigma_{\Delta p}^2$ と表す。各分散の左下添え字 m は測定(measurement)を意味する。

$$m\sigma_j^2 = m\sigma_q^2 \left(\frac{\partial y_j}{\partial q_j} \right)^2 + m\sigma_{\Delta p}^2 \left(n \frac{\partial x_j}{\partial \Delta p_j} \right)^2 = m\sigma_q^2 \left(\frac{1}{q_j} \right)^2 + m\sigma_{\Delta p}^2 \left(\frac{n}{\Delta p_j} \right)^2 \quad (19)$$

そして測定不確かさによる回帰式誤差分散の期待値は全測定値からの次式による重み付き平均で計算する。ここに期待値の関数 $E(\cdot)$ の左下添え字 m も測定を意味する。

$$m E(e_j {}^t e_j) = \sum_{j=1}^{np} m\sigma_j^2 \cdot w_j / \sum_{j=1}^{np} w_j \quad (20)$$

6. 重み係数の二通りの取り方

重み w_j は Tukey の biweight 法[4]により計算する。これも回帰式残差起因の $v w_j$ と測定不確かさ起因の $m w_j$ の2通りある。繰り返し収束計算過程において、前回に推定されたパラメータと計算された残差 v_j と $m\sigma_j^2$ および回帰式誤差の期待値 $v E(e_j {}^t e_j)$ と $m E(e_j {}^t e_j)$ を用いて、次の二式により次回の重み w_j' の計算をする。

$$v w_j' = \left[1 - \left(\frac{1}{c_r^2} \right) \left(\frac{v_j^2}{v E(e_j {}^t e_j)} \right) \right]^2 \quad (21) \quad m w_j' = \left[1 - \left(\frac{1}{c_r^2} \right) \left(\frac{m\sigma_j^2}{m E(e_j {}^t e_j)} \right) \right]^2 \quad (22)$$

ただし右辺の[]の中が負になった場合には重みは0とする。これらの重みにより大きな外乱や測定誤差による悪影響を避けることができる。ここに定数 c_r は5~9に選ぶとされている[4]。ただし C と n の推定値としては、回帰式残差による重み付け法による結果を採用する。

7. 回帰モデルの前提の不適合率 β と信頼区間

次式のように、回帰式残差を起源とするパラメータ推定不確かさ標準偏差 σ_C と σ_n の、測定誤差を起源とする標準偏差 $m\sigma_C$ と $m\sigma_n$ に対する比を各々にとり、回帰式モデル前提の不適合率 β として既報[6]と同様に定義する。もしこの比率が1よりもかなり大きければ、必要な諸前提の幾つかが十分に成り立っていないと考えられる。

$$\beta_C = \frac{v\sigma_C}{m\sigma_C} \quad (23) \quad \beta_n = \frac{v\sigma_n}{m\sigma_n} \quad (24)$$

なお回帰は対数空間で行われたので、最小二乗推定の確率の正規分布の仮定は対数空間で成り立つことに注意して、信頼区間も計算することができる。

8. 事例検証

8.1 正規分布の測定不確かさの場合

相当隙間面積が約 75(cm²), 200(cm²), 400(cm²)で指数は全て n=1/1.5 の3種の建物を NETS[7]による熱・換気回路網モデルで作り、減圧法で 10(Pa)~50(Pa)程度の内外差圧を生ぜしめ、各々のモデルで(Δp,q)の15組の測定データを生成した。ISO9972を参考にして測定不確かさ標準偏差は mσ_{Δp}=0.5(Pa)と mσ_q=15(m³/h)とした。これらのσと乱数発生により測定誤差を生成して模擬測定データを作った。測定誤差を与えず本論の最小二乗法で得た漏洩係数Cと指数nを真値とした。本論の重みw_jが変化する最小二乗法(LS)とw_jが一定1のLS法の二つの方法を従来法と比較した。模擬測定データは図1に示す。またパラメータ推定と不確かさ評価の結果は表1に示す。

推定パラメータの値は3つの方法で殆ど同じである。CODはほぼ1に近い。測定不確かさ標準偏差と模擬誤差生成のための値は同じなのでβも1に近い。従来法との大きな違いは信頼区間であり、本論の方法による区間よりも数倍も広く、推定精度が悪いことがわかる。この傾向は本論の全ての事例で見られた。

8.2 パラメータが変化または突発外乱がある場合

建築部材の中には内外差圧Δp(Pa)によって相当開口面積a(cm²)が変化するものがあり得る。実際の測定では漏洩パラメータの不変性の前提を必要とする。しかし従来法のCODや信頼区間の不確かさ評価では判断しにくい。そこで本論の不適合率βによれば可能と思われる。ここで0<Δp<30でa=250+5Δp、そして30<Δpでa=400となるモデルを構築して検証した。模擬測定で得た15個の測定値は図2に示す。

さらに実際の測定中では突風が吹いたり、予期せぬ外乱の変化が生じたりして、圧力差や風量の測定値が大きな誤差を持つ場合がある。そこで本論のTukeyのbiweight法がそうした測定値の重みを小さくしたり排除したりできるかどうか調べた。前述の隙間面積400(cm²)の建物の測定データの1つに12(Pa)の風圧を加えた。この15点の測定データは図3に示す。

これら測定的前提が成立しない2種類の模擬測定例の分析結果を表2に示す。両方の場合で不適合率βが1よりもかなり大きくなるのはCよりもnに関するものであるが、CODは全ての場合に0.99程度で鈍感なのに対して、βは敏感に不適合性を検出している。またw_jが変化する方法では、突発的風圧の悪影響を受けた測定値は排除されており、さらに内外差圧Δpが10(Pa)と小さく不確かさが大きい測定値の重みは小さくなっている。

8.3 実際の5種類の建物での測定例

様々な構法、気密性、内外温度差と外気風速における実際の5種類の建物での測定データでの検討も行った。

- (1) 2階建ログキャビン:床面積Af=149.81(m²). 測定日時 Time: 2003.09.09.13:45~15:00.内-外温度差δθ=-7.5°C, 外気風速V_w=1.0(m/s)以下。
- (2) 2階建鉄骨造:Af=114.27(m²). Time: 1999.12.17, 10:30~11:00. δθ=0°C, V_w=(0.5m/s)以下。
- (3) 2階建断熱プレファブ・パネル造:Af=95.06(m²). Time: 1999.11.11, 10:00~11:00. δθ=0°C, V_w=1.0(m/s)以下。
- (4) 2階建軽鉄骨造:気密5.0(cm²/m²),Af=84.47(m²). Time: 1999.11.05, 12:00~13:00. δθ=0.8°C, V_w=1.0(m/s)以下。
- (5) 2階建木質パネル造:Af=147.50(m²). Time: 1999.09.09, 10:30~11:30. δθ=-0.7°C, V_w=1.0~3.0(m/s)強風。

これらの測定データは図4に示す。表3には測定データの分析結果を載せた。やはり信頼区間の幅が従来法は広くて推定精度が良くない。建物(1)では内外温度差が比較的大きく、建物(5)では外気風速が大きい。そしてこれらの不適合率βは1よりも大きくなった。しかしCODはほぼ1に近く不適合の判断が困難である。

9. 結論

不確かさの評価に関しては、本論の方法は従来法に比べ、信頼区間の幅が狭く推定精度が良い。また測定的前提の成立性の評価について、本論の不適合率βの指標は敏感で有用であるが、決定係数CODだけでは鈍感であり判断に不十分と思われる。また本論の重み付き最小二乗法によりCとnのパラメータの推定精度が向上し、さらに外風のような突発的外乱の悪影響も低減できる。

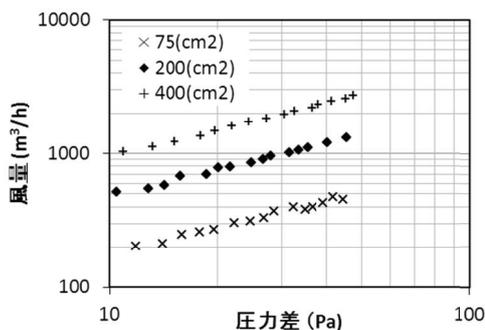


図-1 三種の気密性の建物の模擬測定データ

表-1 三種の気密性建物の模擬測定値の分析結果

		建物気密性能75(cm ²)			建物気密性能200(cm ²)			建物気密性能400(cm ²)		
		従来法	W _j =1 LS	W _j 変化LS	従来法	W _j =1 LS	W _j 変化LS	従来法	W _j =1 LS	W _j 変化LS
隙間係数C	推定値	40.24	40.24	40.86	105.17	105.17	104.35	200.36	200.36	199.73
	β _C	-	0.9624	0.9584	-	1.0003	0.9964	-	0.9960	0.9941
	信頼区間(上限値)	62.97	48.15	48.19	143.11	119.69	117.32	239.92	217.02	214.75
	信頼区間(下限値)	25.72	33.64	34.65	77.29	92.41	92.82	167.32	184.98	185.76
	真値	37.98			101.55			203.09		
隙間指数n	推定値	0.646	0.646	0.641	0.657	0.657	0.660	0.670	0.670	0.671
	β _n	-	0.6454	0.6016	-	1.0054	0.9270	-	0.8856	0.8264
	信頼区間(上限値)	0.783	0.701	0.691	0.754	0.698	0.697	0.725	0.694	0.693
	信頼区間(下限値)	0.509	0.591	0.590	0.560	0.617	0.623	0.615	0.645	0.649
	真値	0.667			0.667			0.667		
COD		0.9849	0.9849	0.9862	0.9919	0.9919	0.9927	0.9972	0.9972	0.9975

<謝辞> ISO/TC163/SC1/WG10 では委員長の吉野博教授はじめ内海康雄教授や多くの先生方のおかげで本研究を行うことができました。また(財)建材試験センター中央試験所の黒木勝一所長から実建物測定データを提供して頂きました。

【参考文献】

- [1] ISO 9972. Thermal performance of buildings — determination of air permeability of buildings — fan pressurization method, Annex C (informative). Recommended procedure for estimating uncertainty in derived quantities. 2nd ed. 2006-05-01.
- [2] ASTM E779-10. Standard test method for determining air leakage rate by fan pressurization, Annex A1 (mandatory information). Procedure for estimating precision errors in derived quantities. ed.2010-April
- [3] JIS A2201, 2003, 送風機による住宅等の気密性能試験方法, 付属書3 (参考), a, n の算出及びその信頼区間の算出, 第1刷発行, 2003-4-1
- [4] 中川 徹, 小柳 義夫, 最小二乗法による実験データ解析—プログラム SALS (UP 応用数学選書 7), 東京大学出版会, 第1刷発行, 1982-05-30, pp163-176
- [5] Okuyama H. System identification theory of the thermal network model and an application for multi-chamber airflow measurement. Build Environ 1990; 25(4): 349-63.
- [6] Okuyama H, Onishi Y, Tanabe S-I, Kashihara S. Statistical data analysis method for multi-zonal airflow measurement using multiple kinds of perfluorocarbon tracer gas. Build Environ 2009; 44(3): 546-57.
- [7] Okuyama H. Thermal and airflow network simulation program NETS. Proc 6th Int IBPSA Conf (Building Simulation '99), Kyoto, September 1999; 1237-44, [Note]:NETS is authorized by the Ministry of Land, Infrastructure and Transport Japan as a calculation method for annual heating and cooling loads of buildings, 22 October 2002

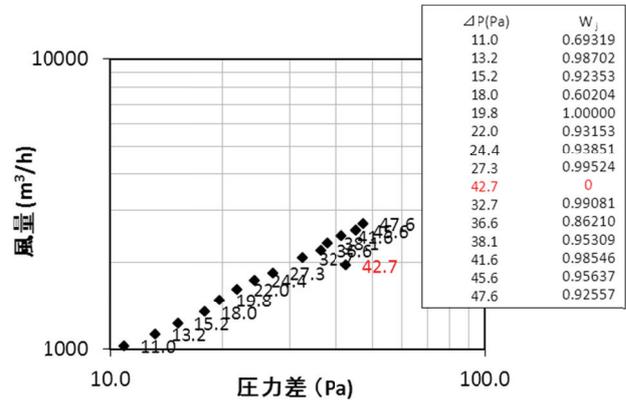


図-3 突風の影響の模擬測定データ

表-2 測定前提が不成立の2例の測定値分析結果

		隙間係数Cの変化			突発的な誤差		
		従来法	W _j =1 LS	W _j 変化 LS	従来法	W _j =1 LS	W _j 変化 LS
隙間係数C	推定値	96.35	96.35	95.71	241.66	221.54	199.36
	β _c	-	1.014	1.0111	-	1.0846	0.9959
	信頼区間(上限値)	130.03	110.93	108.86	558.18	296.81	213.96
	信頼区間(下限値)	71.39	83.68	84.15	104.62	165.36	185.76
	真値	-			203.09		
隙間指数n	推定値	0.868	0.868	0.87	0.606	0.634	0.672
	β _n	-	1.3392	1.2849	-	3.4892	0.8776
	信頼区間(上限値)	0.957	0.910	0.908	0.858	0.723	0.693
	信頼区間(下限値)	0.779	0.826	0.831	0.353	0.546	0.650
	真値	-			0.667		
COD		0.9951	0.9951	0.9957	0.9951	0.9951	0.9957

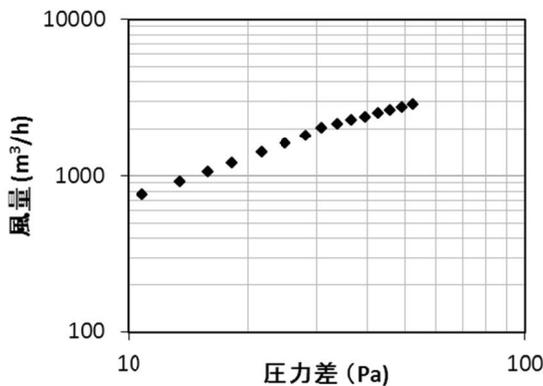


図-2 隙間面積変化の模擬測定データ

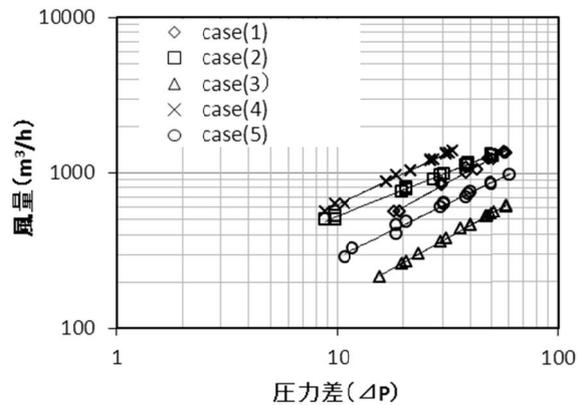


図-4 実際の5種類の建物測定データ

表-3 実際の5種類の建物の測定値分析結果

		case(1)			case(2)			case(3)			case(4)			case(5)		
		従来法	W _j =1 LS	W _j 変化 LS	従来法	W _j =1 LS	W _j 変化 LS	従来法	W _j =1 LS	W _j 変化 LS	従来法	W _j =1 LS	W _j 変化 LS	従来法	W _j =1 LS	W _j 変化 LS
隙間係数C	推定値	57.86	57.86	58.00	145.67	145.67	151.38	25.46	25.46	25.72	137.03	137.03	136.75	60.07	60.07	61.69
	β _c	-	1.0238	1.0174	-	0.9894	0.9837	-	0.9322	0.9238	-	0.981	0.9792	-	1.0043	0.9975
	信頼区間(上限値)	93.51	69.98	68.80	162.97	155.46	158.62	29.95	27.20	26.70	161.82	147.17	145.64	80.97	70.05	70.35
	信頼区間(下限値)	35.79	47.83	48.90	130.20	136.49	144.47	21.65	23.84	24.77	116.03	127.59	128.40	44.56	51.51	54.10
	真値	-			-			-			-			-		
隙間指数n	推定値	0.781	0.781	0.780	0.558	0.558	0.547	0.784	0.784	0.781	0.658	0.658	0.658	0.681	0.681	0.674
	β _n	-	1.4668	1.3503	-	0.7045	0.516	-	0.2677	0.1551	-	0.5916	0.538	-	1.0778	0.9504
	信頼区間(上限値)	0.914	0.834	0.828	0.592	0.577	0.561	0.830	0.803	0.792	0.712	0.681	0.679	0.768	0.726	0.712
	信頼区間(下限値)	0.649	0.729	0.733	0.524	0.538	0.533	0.739	0.766	0.771	0.603	0.634	0.637	0.594	0.636	0.636
	真値	-			-			-			-			-		
COD		0.9905	0.9905	0.992	0.9974	0.9974	0.9987	0.9988	0.9988	0.9996	0.9973	0.9973	0.9976	0.9909	0.9909	0.9927