

寒冷地道路トンネルの断熱材設計における 気温変動の推定

須藤 敦史¹・三上 隆²・岡原 貴司³・岡田 正之⁴・菲澤 憲吉⁵

- ¹正会員 博(工) ㈱地崎工業 技術開発部 主任研究員 (〒105-8488 東京都港区西新橋2-23-1)
²フェロ 工博 北海道大学大学院教授工学研究科社会基盤専攻 (〒060-8628 札幌市北区北13条西8丁目)
³正会員 修(工) 首都高速道路公団 計画部第一計画課 (〒100-8930 東京都千代田区霞ヶ関1-14-1)
⁴正会員 北海道開発コンサルタント(株) (〒004-0051 札幌市厚別区厚別中央1条5丁目4-1)
⁵正会員 博(工) 北海道大学大学院助教授工学研究科社会基盤専攻 (〒060-8628 札幌市北区北13条西8丁目)

寒冷地における道路トンネルは、冬期間の凍上防止のために断熱材を施工する例が多くなっており、施工性・経済性の観点から、断熱材の合理的な設計が課題となっている。断熱材の設計厚はトンネル周辺における冬期の気温(入力値)や地山の熱定数(パラメータ)の設定値により大きく左右される。しかし、経済的な理由などにより、その正確な推定は容易ではなく、信頼性の高い断熱材の設計計算が行えないのが現状である。そこで本論文は、断熱材設計における入力気温の合理的な設定を目的として、トンネル計画サイトの気温変動の推定を7マス観測値と確率論を基本とした手法(Semi-Variogram)により試み、その妥当性を実際に得られている観測値との比較を行うことで検証している。

Key Words: load tunnel, heat insulater, interpolation, input estimation, stochastic method, stochastic method, kriging, semi-variogram

1. はじめに

寒冷地や高地に施工された矢板工法の道路トンネルの多くは凍害による変状を受けており¹⁾、そのため新設されるトンネル(NATM)では坑口部地山の凍結防止の目的で一次覆工と二次覆工の間に断熱材が施工されるケースが多くなっていく。

一般に断熱材の設計厚さは、トンネル覆工、断熱材、周辺地山を一次元の非定常熱伝導モデルに近似²⁾して計算を行う場合が多く、入力値(設計気温)やそれぞれのパラメータ(熱伝導率・熱容量)に左右される³⁾。ここで、断熱材の合理的な設計に関する問題点を整理すると、以下に示す2つの事項に分けられる。

(1)覆工コンクリート、断熱材、周辺地山における熱定数・熱容量などのパラメータの正確な推定は、その不均質性より容易ではない。(パラメータの設定問題)

(2)トンネル計画地点の冬期気温の推定は容易ではなく、加えて供用時の複雑なトンネル環境などによりトンネル坑内の延長方向による気温変化の推定はさらに難しくなる。(入力値の設定問題)

そこでパラメータ設定問題に対しては、空間的なばらつきや観測誤差を考慮した逆解析手法によりトンネル周辺地山のマ

加的な熱定数・熱容量の推定⁴⁾を行い、断熱材設計における熱定数・熱容量に対する基礎資料の収集を実施している。また同時に非定常熱伝導解析の精度検証やトンネル坑内の環境変化が解析に与える影響などの考察を行っている。

入力値の設定問題に対しては、本来ならばトンネル計画サイト周辺における冬期の気温を長期的に観測して設定するのが基本である。しかし計画地点の位置・地形的な条件や最近の社会的・経済的な理由により、観測が難しい場合が多く、また観測されても期間が短い場合や観測データに欠測が生じるなど、おのずと限られたものになり、信頼性の高い設計気温の設定に至っていない。そこで、限られた観測データや計画サイト近傍で得られている観測値を利用した合理的な設計気温の設定が必要となるが、このような研究事例は少ないのが現状である。

そこで本研究では、冬期の温度観測を実施していないトンネル計画サイトにおける設計気温の設定を対象として、サイト近傍の観測値を利用した経済的かつ合理的な気温推定を目的としている。まず未観測点近傍における気象庁地域気象観測システム(以下、7マス)における複数の観測気温に着目し、その統計的な変動特性を把握する。次に得られた統計的特性と近傍の観測値を用いて、未観測点における気温変動の推定を行っている。最後に推定値と実際の

観測値を比較することにより、本研究の妥当性・有用性の検証を行っている。

このように、トシ計画州における気温の観測を必要とせずに設計気温が合理的かつ正確に推定できれば、断熱材設計の精度向上が図られるばかりではなく、トシの計画や設計に対する経済的効果は大きいものと考えられる。

2. 未観測点における気温変動の推定

(1) 既観測値を用いた推定

他地点のすでに得られている観測値を用いて未観測値や空間的な分布特性を推定する一つの手法として Kriging⁵⁾が上げられるが、この手法は対象とする領域(場)の平均値や分散値・共分散値などの統計的特性が既知であることが前提条件である。

しかし、実際の問題では標本数がさほど多くないなどの理由により、事前に対象場の平均値や分散値・共分散値を正確に把握するのは難しいのが現状である。そこで Semi-Variogram⁶⁾では得られている観測値から観測点間の相関関係を算出し、これと得られている観測値より未観測値の推定を行うものである。

(2) Semi-Variogram

この手法では対象とする領域内の観測値 $z(x)$ を本質的に定常性を示す確率場 (Intrinsic fields)からの値とし、式(1)~(3)に示すように場の平均値 m_z は未知、Semi-Variogram $\gamma(d_{ij})$ は既知として観測点 i, j の2点間距離(d_{ij})の関数と定義している。

$$E[z(x)] = m_z \quad (1)$$

$E[X]$: X の期待値 (未知)

$$\begin{aligned} 2\gamma(d_{ij}) &= \text{var}[z(x_i) - z(x_j)] \\ &= E[z^2(x_i)] - 2E[z(x_i)z(x_j)] + E[z^2(x_j)] \quad (2) \end{aligned}$$

$$E[z(x_i)z(x_j)] = \frac{1}{2} E[z^2(x_i)] + \frac{1}{2} E[z^2(x_j)] - \gamma(d_{ij}) \quad (3)$$

$\gamma(d_{ij})$: Semi-Variogram (既知)

未観測点(x_r)の推定気温 $z^*(x_r)$ は、式(4)に示すように既観測点の気温 $z(x_i)$ の線形和とする。

$$\begin{aligned} z^*(x_r) &= \lambda_0(x_r) + \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) z(x_i) \quad (4) \\ \lambda_i(x_r) &: \text{未観測点の係数(重み), } N: \text{観測点数} \end{aligned}$$

ここで、式(4)が不偏推定式となるには、式(5)を満足しなければならず、式(6)が得られる。

$$E[z^*(x_r)] = E[z(x_r)] \quad (5)$$

$$m_z = \lambda_0(x_r) + \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) m_z \quad (6)$$

加えて、式(6)が場の平均値 m_z によらず成り立つには、式(7)、(8)の条件が必要となり、推定式は式(9)となる。

$$\lambda_0(x_r) = 0 \quad (7) \quad \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) = 1 \quad (8)$$

$$z^*(x_r) = \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) z(x_i) \quad (9)$$

よって、式(10)と式(8)を連立させて解くと、式(9)における各既知点の重み係数 $\lambda_k(x_r)$ ($k=1, 2, \dots, N$)が推定の誤差分散を最小にするように求められる。(APPENDIX 参照)

$$\sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \gamma(d_{ik}) + \mu(x_r) = \gamma(d_{kr}), \quad k=1, 2, \dots, N \quad (10)$$

ここで $\mu(x_r) = E[(z(x_r) - m_z)^2]$ 、また式(10)における Semi-Variogram: $\gamma(d_{ij})$ を観測値より正確に求めることが、推定精度を高める上で重要である。

3. 北海道北東部の冬期気温

(1) 冬期の気温区分

Semi-Variogram では観測値 $z(x)$ を本質的に定常性を示す値としているが、 T ガスの観測値はそれぞれの観測点において微妙に異なる値を示す。しかし、比較的狭い範囲においては同じ気象(変動)傾向を示し、近似的に定常性を示すものと考えられる。そこで文献 7)を参考にして、気象の傾向により北海道を太平洋側(東部・西部)、林-ツツ海側、日本海側(北部・南部)の地域に分ける。(以後、この分割を地域と呼ぶ。図-2参照)

今回は北海道でも比較的気温の低い、太平洋側東部・林-ツツ海側・日本海側北部の地域を解析の対象とし、さらに3地域において詳細な気温の変動特性を把握する目的で、冬期(12月~3月)の T ガス観測値の3年分^{注1)}に対して平均日気温較差(最高・最低気温差の平均値)を算出し、観測点の海岸からの距離とその気温較差に応じて海岸、内陸、山岳⁷⁾に細分化した結果を図-1示す。ここで図中の近似曲線は相関が最大になるように、指数もしくは対数曲線より適宜選択している。

注1) 93.12.1-94.3.31, 94.12.1-95.3.31, 95.12.1-96.3.31の三年間

a) 日本海側北部地域

海洋の影響は海岸から約5 km程度で受けなくなる。この地域では冬期には雪の日が多いことより、内陸と山岳の区別がなく一定の温度差となっている。ここで海岸線から0 km~5 kmを海洋⁷⁾、5 km以降を内陸-山岳⁷⁾とする。また、近似曲線は0.79と比較的高い相関を示している。(以後、この区分を⁷⁾と呼ぶ。)

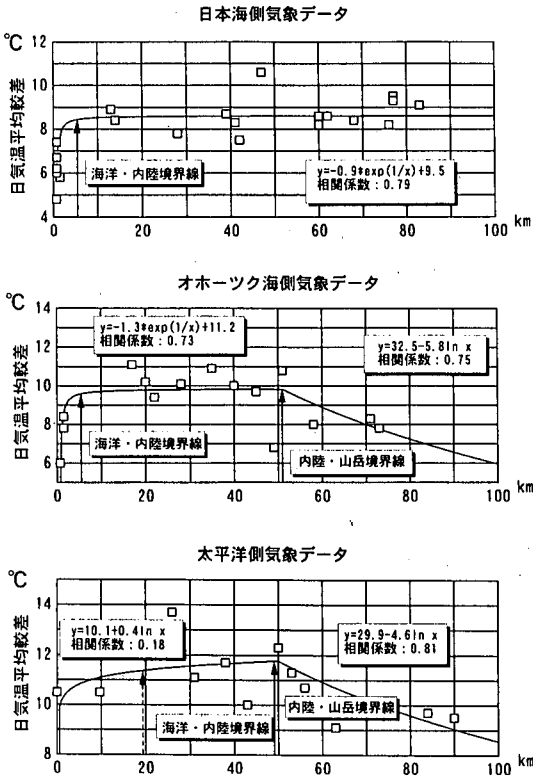


図-1 3地域の平均日気温較差と境界

b) オホーツク海側地域

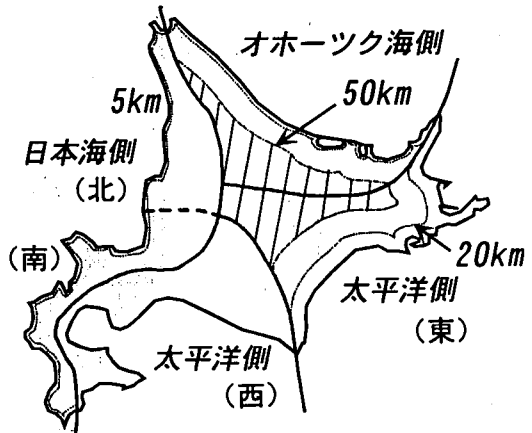
この地域は厳しい気象条件であるが、海洋の影響は日本海北部地域と同様に約5 km程度でなくなっている。また約50 kmからは山岳の影響を受ける考えられるがさほど境界は明確ではなく、80 km~100 kmで温度差は日本海北部地域(内陸・山岳)とほぼ同じとなっている。ここで0 km~5 kmを海洋、5 km~50 kmを内陸、50 km以降を山岳とする。この地域における近似曲線は海洋、内陸の相関は0.73、山岳では0.75と日本海北部地域と同様に高い。

c) 太平洋側東部地域

解析地域の中で最も海洋の影響を受けている地域と考えられるがその境界は明確ではなく、約20 km程度で海洋の影響はなくなると推定される。この地域は冬期において晴れの日が多いことから内陸(20 km~50 km)の温度差は3地域の中で一番大きい。また約50 kmからは山岳の影響を受け約80 km程度で温度差はオホーツク海側地域と同様に日本海北部地域(内陸・山岳)とほぼ同じになる。ここでは海洋の境界はあまり明確(近似曲線の相関0.18)ではないが暫定的に0 km~20 km、内陸は20 km~50 km、50 km以降が山岳となり山岳における近似曲線の相関は0.81と解析中で一番高い値を示している。

(2) 北海道の気温区分

北海道をその気象特性より太平洋側東部・日本海側北



(斜線部:山岳,太平洋東側20 km境界:暫定値)

図-2 北海道の気象区分図

部・オホーツク海側に分割し、さらにそれぞれの地域の平均日気温較差(変動特性)より海洋、内陸、山岳に細分化したものを図-2に示す。ここで山岳では3地域の差は無く、ほぼ同じ気温変動傾向を示すものと推測される。

4. 観測値からSemi-Variogramの推定

(1) 観測値における標高の補正

大気の観測値はその位置や標高が異なるため、気温差や地形などに起因する局所変動を示すと考えられるが、本手法は観測値は定常性を示す値としているため、このようなトポや局所性を観測値から除かなければならない。

しかし、地形などに起因する局所的な影響の除去は容易ではない。そこで標高差による気温差のみを以下に示す関係式(11)を用いて除去する。

$$\Delta z = 0.6 \times \Delta h / 100 \quad (11)$$

Δz : 気温差, Δh : 標高差(m)

ここで、大気の観測値は局所的な影響を含むものの近似的に定常性は成立するものと考えている。

(2) Experimental Variogramの算定

ここで日本海側北部地域、オホーツク海側地域、太平洋側東部地域における各観測点(海洋・内陸・山岳)に属する大気の観測気温 $z(x_i)$ ($i = 1, 2, \dots, N$) から、任意の2観測点の距離に対するSemi-Variogram $\gamma(d_{ij})$ (観測値の距離に対する相関関係)を式(12)、(13)より算定する。

$$d_{ij} = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N(a)} d_{ij} \quad (12)$$

$$\gamma(d_{ij}) = \frac{1}{2N(N-1)} \sum_{i=1}^{N(a)} [z(x_i) - z(x_j)]^2 \quad (13)$$

表-1 Experimental Variogram (和寒)

	士別	比布	東川	幌加内	富良野
士別		0.0346	0.2018	0.0274	0.9164
比布			0.0693	0.0004	0.5949
東川				0.0805	0.2581
幌加内					0.6269
富良野					

表-2 既知観測点の二点間距離(和寒) (単位: km)

	士別	比布	東川	幌加内	富良野
士別		34.5	54.0	27.8	93.0
比布			19.5	30.8	60.0
東川				45.0	42.0
幌加内					76.5
富良野					

表-3 予測誤差 (和寒)

相関係数	誤差分散
0.93	5.05

ここで、式(12)、(13)においては2観測点(x_1, x_2)の距離が $(a+1) \times d \sim a \times d$ ($a=1,2,\dots$) 間にある組数を $N(a)$ とし、離散距離 d は1 km としている。

(3) Theoretical Variogram の推定

得られた Experimental Variogram をもとに式(14)より Semi-Variogram $\gamma(d_{ij})$ (Theoretical Variogram) を推定する。

$$\gamma(d) = \sigma_z^2 \left[1 - \exp\left(-\frac{d^2}{L_v^2}\right) \right] \quad (14)$$

σ_z : 対象場の分散, L_v : 相関距離, d : 二点間距離を表す。
なお本解析では指数関数モデルを用いているが文献(6)には数種類の Theoretical Variogram (近似曲線) が示されている。

5. 解析結果

本手法の妥当性と断熱材の設計計算への適応性を検討する目的で、実際の7ガス観測値を用いた数値解析を実施する。まず、あらかじめ既知の7ガス観測点(1点)を未観測点として選定し、その点の気温変動を推定する。次に、推定値と実際に得られている観測値の比較し、その推定誤差により検証する。

(1) 基本的な適用性の検討

基本的な適用性の検証として日本海側北部地域(山岳-内陸177)における気温変動の推定を試みる。ここで和寒7ガスを未観測点とし、和寒の推定に用いた各観測点(士別、

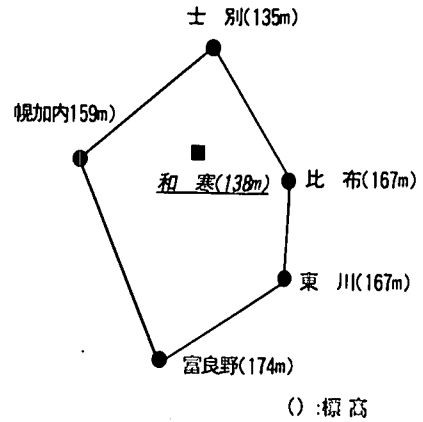


図-3 観測位置図 (和寒)

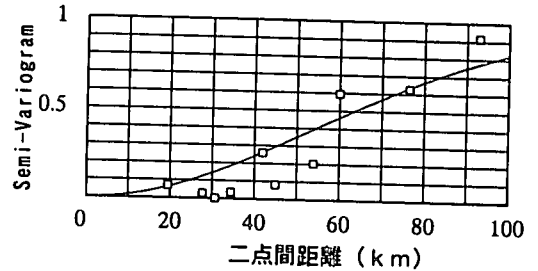


図-4 Semi-Variogram (和寒)

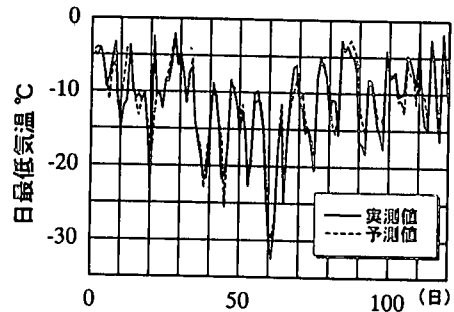
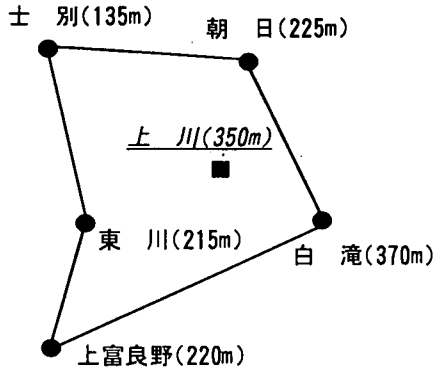


図-5 気温変動の推定値 (和寒)

比布、東川、幌加内、富良野 計5点の位置関係を図-3に示す。また各観測値から得られた日本海側北部地域(山岳-内陸177)の Experimental Variogram を表-1、各観測点間の距離を表-2に示す。表-1 および表-2 より観測点の距離に応じて Experimental Variogram が大きくなっている。

次に得られた Experimental Variogram からこの177の Semi-Variogram は図-4に示すように推定され、5点の観測値を用いて推定された和寒の気温変動と実際の観測値を示すと図-5となる。加えて、和寒における予測誤差を表-3に示す。ここで推定に用いたデータの期間は、1993年12月~1994年3月までの121日間である。

図-5 および表-3より、比較的精度のよい推定値が得られており本手法は基本的に気温変動の推定に適用できる。



(○) 標高

図-6 観測位置図 (上川)

表-4 Experimental Variogram (上川)

	士別	朝日	白滝	上富良野	東川
士別		0.0364	0.7331	0.8269	0.2018
朝日			0.4428	0.5164	0.0668
白滝				0.0028	0.1656
上富良野					0.2117
東川					

表-5 既知観測点の二点間距離 (上川) (単位: km)

	士別	朝日	白滝	上富良野	東川
士別		16.5	70.5	81.0	54.0
朝日			54.8	75.8	47.3
白滝				75.0	57.0
上富良野					27.8
東川					

表-6 予測誤差 (上川)

相関係数	誤差分散
0.90	4.98

(2) 地域間 (山岳域) における検討

山岳域は山間部に計画される場合が多いが、山間部では7月の観測点数が不足するため、未観測点の気温変動の推定も特に難しくなる。しかし、どの地域においても山岳域における平均日気温較差は同じ値を示し、いわば山岳域は独立した気象地域であるとも言える。

そこで山岳域を対象として異なった気象地域(日本海側北部および林ノ川海側)に位置する7月の観測点を利用して、気温変動を推定を試みている。この解析において未観測点は上川7月とし、既知観測点は士別、東川、上富良野、(以上 日本海側北部) 朝日、白滝 (以上 林ノ川海側)

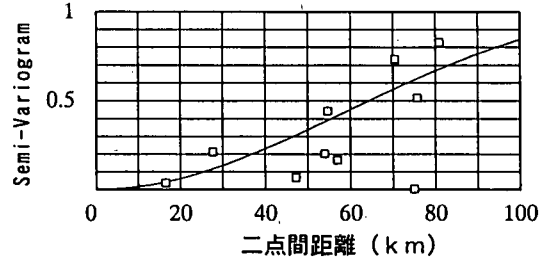


図-7 Semi-Variogram (上川)

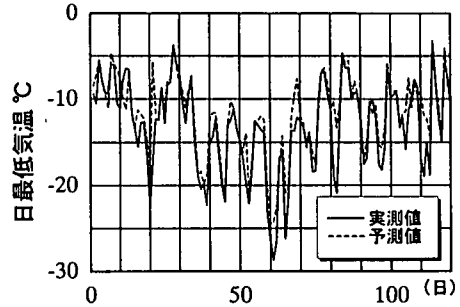


図-8 気温変動の推定値 (上川)

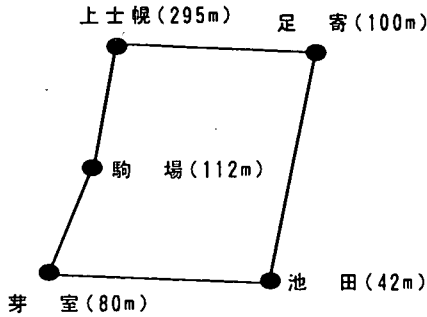
の計5点を用いており位置関係を図-6に示す。また観測値より得られた Experimental Variogramを表-4。観測点間の距離を表-5に示し、山岳域における Semi-Variogramを図-7に示す。また、日本海側北部および林ノ川海側の山岳域における既知5点の観測値から推定された上川の気温変動と実際の観測値を図-8に示し、予測誤差を表-6に示す。ここで用いたデータの期間は前記と同様に1993年12月~1994年3月までの121日間である。

図-8および表-6より、上川7月においても精度よい推定値が得られている。このことより、同じ気温変動を示す山岳域では地域に関係なく近傍の7月観測値の使用が可能となり、山間部の土木設計に対しても有利な結果が得られた。

(3) 未観測点の位置に対する検討(外挿推定)

今までの解析では既知観測点は未観測点を囲むように配置(内挿推定)されているが、実際の設計において未観測点が既知観測点の外側(外挿推定)にある場合も生じる。加えて太平洋側東部(海洋、内陸域)では図-1に示すように気温差と近似曲線との相関が低く Experimental Variogram がまちまちになるため、観測点間の距離と気温変動の相関関係が低い状況が予想される。ここでは既知観測点の外側に位置する点の推定および対象とする領域の相関が低い場合における推定精度を同時に検討する。

ここでは既知観測点の外側に位置する点の推定および対象とする領域の相関が低い場合における推定精度を同時に検討する。この解析において未観測点は糠内7月とし、既知観測点は上士幌、足寄、池田、芽室、駒場の計5点を用いている。これらの位置関係を図-9に示し、



■ 観測点 (70m)
(): 標高

図-9 観測位置図 (糠内)

表-7 Experimental Variogram (糠内)

	上士幌	足寄	池田	芽室	駒場
上士幌		0.0382	0.5098	0.0495	0.1700
足寄			0.8269	0.1747	0.3693
池田				0.2415	0.0910
芽室					0.0360
駒場					

表-8 既知観測点の二点間距離 (糠内) (単位: km)

	上士幌	足寄	池田	芽室	駒場
上士幌		21.0	36.0	39.8	22.5
足寄			37.5	54.8	38.3
池田				31.5	26.3
芽室					18.0
駒場					

表-9 予測誤差 (糠内)

相関係数	誤差分散
0.89	8.59

7マス観測値から得られた Experimental Variogram を表-7、観測点間の距離を表-8に示す。

また太平洋側東部(内陸7マス)における Semi-Variogram は図-10 に示すようになり、糠内の推定された気温変動と実際の観測値を図-11 に示し、予測誤差を表-9 に示す。ここで表-9 より、推定誤差の分散は解析例の中で最も大きくなっている。

しかし、図-11 より推定値は比較的よい結果を得ている。したがって、本手法は外挿推定や観測点距離と気温変動の相関関係が低い状況や観測誤差の影響を受けない推定手法である。

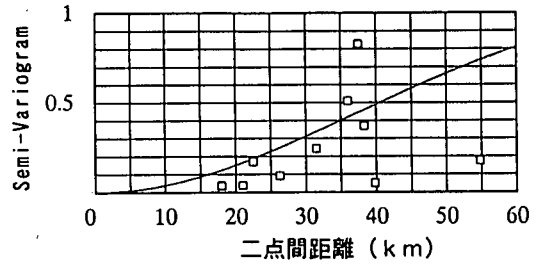


図-10 Semi-Variogram (糠内)

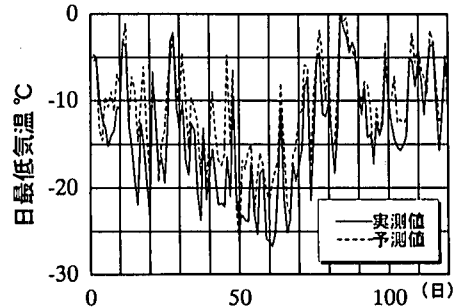
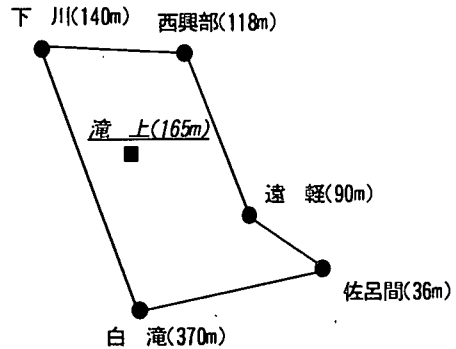


図-11 気温変動の推定値 (糠内)



(): 標高

図-12 観測位置図 (滝上)

(4) 効率的な推定の検討

本手法で設計者が未観測点の気温変動を推定するに当たって、その精度を維持するためには数多くの観測値により、対象とする領域の統計的性質を把握しなければならない。そこで領域の Semi-Variogram が事前に求められておきかつ推定に用いる観測点数が少なくなれば設計作業の効率化が図られる。

そこで対象とする領域の Semi-Variogram はすでに求められているものとして、推定に用いる観測点の数による精度の比較を行った。解析は林7マス海側の内陸7マスを対象とし未観測点は滝上7マスとする。なお既知観測点としては下川、西興部(ニソカッ)、遠軽、佐呂間、白滝の計5点と下川、西興部、白滝の計3点を用いた場合の比較を行って

表-10 予測誤差 (滝上 5点)

相 関 係 数	誤 差 分 散
0. 9 4	5. 2 2

表-11 予測誤差 (滝上 3点)

相 関 係 数	誤 差 分 散
0. 9 6	3. 2 5

いる。未観測点と既知観測点の位置関係を図-12 に示す。また、図では差が小さく明確にならないため、5点の観測値を使用した場合の推定された気温変動の相関係数および推定誤差分散を表-10 に示し、同時に3点の場合における相関係数および誤差分散を表-11 に示す。

表-10 および表-11 より、用いる既知点の減少により推定値の精度が向上しているが距離の離れた所に位置しかつ気温変動が若干異なる佐呂間の観測値を使用しなかったことが原因と考えられるが、領域の Semi-Variogram が求められていれば3点程度の観測値を用いることで未観測点の気温変動の推定は誤差なく容易に行える。

6. 結 論

本研究は寒冷地道路トボの断熱材設計における合理的な入力気温の設定を目的として、まず未観測点における気温変動の推定を、その近傍の観測値の特性を利用する確率・統計論に基づく Semi-Variogram により試みた。次に推定値と実際に得られている観測値を比較することにより、本手法の妥当性と実際のトボ設計に対する適用性を検討した結果、以下に示す結論が得られた。

- (1) 気温変動は観測地点の標高差や地形などの局所的な影響を受け、非定常性を有するものと考えられるが、気象条件や変動の較差を考慮して細分化した地域内において、定常性を仮定することができる。
- (2) 日較差により細分化した地域内における気温変動は、距離との関係(Semi-Variogram)で定義でき、この性質と既知観測値とを利用することで未観測点における気温変動の推定が行える。また観測点の距離と気温変動の関係が低い場合や未観測点が観測値の外側に位置するような外挿推定にも対応できる汎用性を有する。
- (3) Semi-Variogram を事前に求めておけば、少ない観測値(3点程度)により未観測点の気温変動の推定が支障なく行える。したがって実際の設計へ適用が可能である。しかし北海道全域における詳細な気温変動と観測点との Semi-Variogram の算定は今後の課題となる。

APPENDIX (係数 $\lambda_i(x_r)$ の最小誤差分散推定)

式(9)において推定誤差の分散値が最小になるような各重み係数 $\lambda_i(x_r)$ は以下となる。

$$\begin{aligned} \varepsilon(x_r) &= z(x_r) - z^*(x_r) \\ &= \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) z(x_i) - \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) z(x_i) \quad (A-1) \end{aligned}$$

また、推定誤差の分散は式(A-2)となる。

$$\begin{aligned} \sigma_\varepsilon^2(x_r) &= E\{[z(x_r) - z^*(x_r)]^2\} \\ &= E\left[\left(\sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \{z(x_r) - z(x_i)\}\right)^2\right] \\ &= \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_i(x_r) \lambda_j(x_r) \\ &\quad \cdot E\{[z(x_r) - z(x_i)] [z(x_r) - z(x_j)]\} \\ &= \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_i(x_r) \lambda_j(x_r) \cdot [E\{z^2(x_r)\} - E\{z(x_r)z(x_j)\}] \\ &\quad - E\{z(x_i)z(x_r)\} + E\{z(x_j)z(x_j)\}] \\ &= \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_i(x_r) \lambda_j(x_r) [E\{z^2(x_r)\} \\ &\quad - \frac{1}{2} E\{z^2(x_r)\} - \frac{1}{2} E\{z^2(x_j) + \gamma(d_{rj})\} \\ &\quad - \frac{1}{2} E\{z^2(x_i)\} - \frac{1}{2} E\{z^2(x_r)\} + \gamma(d_{ir}) \\ &\quad + \frac{1}{2} E\{z^2(x_i)\} - \frac{1}{2} E\{z^2(x_j)\} + \gamma(d_{rj})] \\ &= \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_i(x_r) \lambda_j(x_r) [\gamma(d_{rj}) + \gamma(d_{ir}) - \gamma(d_{rj})] \\ &= \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \left[\sum_{j=1}^N \lambda_j(x_r) \{ \gamma(d_{rj}) + \gamma(d_{ir}) - \gamma(d_{rj}) \} \right] \\ &= \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \left[\sum_{j=1}^N \lambda_j(x_r) \gamma(d_{rj}) \right. \\ &\quad \left. + \sum_{j=1}^N \lambda_j(x_r) \gamma(d_{ir}) - \sum_{j=1}^N \lambda_j(x_r) \gamma(d_{ij}) \right] \\ &= \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \left[\sum_{j=1}^N \lambda_j(x_r) \gamma(d_{rj}) \right. \\ &\quad \left. + \gamma(d_{ir}) - \sum_{j=1}^N \lambda_j(x_r) \gamma(d_{ij}) \right] \\ &= \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_i(x_r) \lambda_j(x_r) \gamma(d_{rj}) + \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \gamma(d_{ir}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& - \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_i(x_r) \lambda_j(x_r) \gamma(d_{ij}) \\
& = \sum_{j=1}^N \lambda_j(x_r) \left\{ \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \gamma(d_{ij}) \right\} + \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \gamma(d_{ir}) \\
& \quad - \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_i(x_r) \lambda_j(x_r) \gamma(d_{ij}) \quad (A-2)
\end{aligned}$$

$\gamma(d_{ij}) = \gamma(d_{ir})$ より, 式(A-2)の第1項と第2項は同じとなるため以下ようになる。

$$\sigma_r^2(x_r) = 2 \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \gamma(d_{ir}) - \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_i(x_r) \lambda_j(x_r) \gamma(d_{ij}) \quad (A-3)$$

条件式(7), (8)のもとで式(A-3)を最小にする重み $\lambda_i(x_r)$ を求める。

$$\begin{aligned}
I &= \sigma_r^2(x_r) - 2\mu(x_r) \left\{ \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) - 1 \right\} \\
&= 2 \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \gamma(d_{ir}) - \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_i(x_r) \lambda_j(x_r) \gamma(d_{ij}) \\
& \quad - 2\mu(x_r) \left\{ \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) - 1 \right\} \quad (A-4) \\
& \quad \mu(x_r) : E \left[\{ z(x_r) - m_z \}^2 \right]
\end{aligned}$$

式(A-4)を最小にする係数は $\lambda_k(x_r)$ ($k=1, 2, \dots, N$) で変微分することによって求められる。

$$\frac{\partial I}{\partial \lambda_k(x_r)} = 2\gamma(d_{kr}) - 2 \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \gamma(d_{ik}) - 2\mu(x_r) = 0 \quad (A-5)$$

したがって, 式(A-6)および式(A-7)を連立方程式として解くと $\lambda_i(x_r)$ が求められる。

$$\sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \gamma(d_{ik}) + \mu(x_r) = \gamma(d_{kr}) \quad k=1, 2, \dots, N \quad (A-6)$$

$$\sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) = 1 \quad (A-7)$$

ここで, 式(A-6)のもとでの誤差共分散式は以下のように

表される。

$$\begin{aligned}
\sigma_r^2(x_r) &= 2 \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \gamma(d_{ir}) - \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \left\{ \sum_{j=1}^N \lambda_j(x_r) \gamma(d_{ij}) \right\} \\
&= 2 \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \gamma(d_{ir}) - \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \{ \gamma(d_{ir}) - \mu(x_r) \} \\
&= 2 \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \gamma(d_{ir}) - \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \{ \gamma(d_{ir}) - \mu(x_r) \} \quad (A-8)
\end{aligned}$$

$$\sigma_r^2(x_r) = \mu(x_r) + \sum_{i=1}^N \lambda_i(x_r) \gamma(d_{ir}) \quad (A-9)$$

なお, 推定点が観測点と一致する場合の推定値は観測値と一致し, その時の誤差分散は0となる。

参考文献

- 1) 坂本稔, 川北稔, 五十嵐敏彦: 道路トンネルの変状実態-北海道の場合 - トンネルと地下, 第20巻5号, pp.31~35, 1989.
- 2) 三上隆, 林憲造, 梅田静也: 寒冷地道路トンネルの断熱材設計のための実用的な温度算定式の提案, 土木学会論文集, No.498/V1-24, pp.87~93, 1994.
- 3) 芳村仁, 三上隆, 小山田欣裕: 寒冷地道路トンネルの地山温解析(非定常熱伝導解析), 土木学会北海道支部論文報告集, 昭和63年度, pp.109-112, 1988.
- 4) 須藤敦史, 三上隆, 菲澤憲吉, 齊藤知秀: 寒冷地道路トンネルの断熱材設計のための地山熱定数の推定, 土木学会論文集, No.553/V1-33, pp.201~208, 1996.
- 5) Krige, D.G.: Two-dimensional Weighted Moving Averaging Trend Surfaces for Ore Evaluation, *Proc. of Symon Math. Stat. and Comput. Appl. for Ore Evaluation*, Johannesburg, South Africa, pp.13-38, 1966.
- 6) Delhomme, J.P.: Kriging in the Hydrosphere, *Advance in Water Resources*, Vol.1, No.5, pp.251-266, 1978.
- 7) 堀口郁夫: 北海道農業における気象情報と先端利用, 日本農業気象学会北海道支部, 1992, 10.

(1998.5.15 受付)

ESTIMATION OF DESIGN TEMPERATURE FOR ROAD TUNNEL HEAT INSULATOR

Atsushi SUTOH, Takashi MIKAMI, Takashi OKAHARA,
Masayuki OKADA and Noriyoshi NIRASAWA

In this study consists of the following two topics, one is a basic consideration on a heat insulator design temperature which have shown most case of nonhomogeneously distributed spatial processes. And the other is estimated and/or interpolation for a design temperature using Semi-Variogram which a stochastic method. In the former study, some experimental data of temperatures can be transformed to homogeneous spatial processes by means of some linear transformation. In the latter one, the estimated design temperature of heat insulator from Semi-Variogram, is compared with the observed temperature of actual data. Finally, numerical examples are worked out to demonstrate the usefulness of this estimation design temperature for a heat insulator of planning load tunnel.