

分析室におけるサーキュレーターが室温変動に及ぼす影響

近藤 健¹

Effects of Air Circulators on Temperature Variability in an Analytical Laboratory

Ken KONDO¹

Summary

This study investigated the effect of air circulators on temporal temperature variability in an analytical laboratory through time-series analysis. Temperature data were collected under four conditions: two without circulators (N1, N2) and two with circulators (P1, P2), each consisting of 540 measurements over 9 hours at 1-minute intervals during nighttime (23:00–07:59). Autocorrelation function (ACF) analysis confirmed periodic fluctuations in all conditions, and Augmented Dickey–Fuller tests revealed no systematic association between circulator use and stationarity. Seasonal-Trend decomposition using Loess (STL) was applied to separate trend, seasonal, and residual components; however, Ljung–Box tests indicated that autocorrelation remained in the residuals across all conditions, suggesting that STL decomposition could not fully account for the structure of this dataset. Moving Block Bootstrap-based group comparisons were conducted for all four pairwise comparisons, with block sizes determined based on ACF peak intervals (26 and 33 minutes). The variance in circulator conditions significantly exceeded that in non-circulator conditions across all pairs (variance ratio: 1.58–2.93, Bonferroni-corrected $p < 0.01$), suggesting that air circulator use was associated with increased temperature variability. Although mean temperature differences were statistically significant in all pairs, the direction of the differences was inconsistent across pairs, providing no evidence of a systematic effect on mean temperature. These findings are exploratory, based on a single laboratory under winter heating conditions, and further investigation is needed for generalization.

キーワード: サーキュレーター, 室温変動, 時系列解析, Moving Block Bootstrap, 精密分析

keywords: air circulator, room temperature variability, time-series analysis, Moving Block Bootstrap, precision analysis

I. はじめに

分析室における温度管理は、精密測定信頼性を確保する上で重要である。特に塩分測定のような高精度を要する分析では、測定環境の温度変動が測定値の安定性に影響を与える可能性がある。著者らは先行研究において、塩分測定における測定回数と温度の関係を LiNGAM (Linear Non-Gaussian Acyclic Model) ¹⁾および PC アルゴリズム (Peter–Clark algorithm) ²⁾による因果探索で解析し、検水温度範囲ならびに室温範囲が測定回数に影響することを示した ³⁾。

一般に、サーキュレーター (空気循環装置) は室内空気を攪拌し、空間的な温度均一性を高める目的で用いられる。しかし、攪拌が温度の時間変動 (分散や変動パターン) に与える影響については十分に検討されていない。温度変動に敏感な精密分析では、温度の時間変動も測定精度に影響しうると考えられる。そこで本研究では、サーキュレーターの有無が室温の時間変動に与える影響を定量的に評価することを目的とした。室温の時系列データを取得し、サーキュレーターの有無による温度変動の特性を比較した。

II. 材料および方法

1. 試験条件

各試験区は、サーキュレーターなし条件 (N1, N2) およびサーキュレーターあり条件 (P1, P2) として実施した。

測定日は、N1 が 2024 年 1 月 17～18 日、P1 が 2024 年 1 月 22～23 日、P2 が 2024 年 2 月 5～6 日、N2 が 2024 年 2 月 6～7 日である。各試行期間中の外気温平均値は、N1：7.0°C、N2：6.9°C、P1：7.4°C、P2：5.9°C であり⁴⁾、外気温条件は概ね同等であった。ただし、本研究の測定は建物内に恒温室として設置された分析室内で実施しており、外気温の直接的影響は受けにくい環境である。分析室は床面積 2.65 m×1.76 m、天井高 2.44 m の室内とした。エアコンはダイキン工業株式会社製（型番：F223ATES-W、2.2 kW）を出入り口入って右側の壁面に設置され、測定開始 6 時間前から設定温度 25°C とし、風向は机および温度記録計に当たらないよう調整した。塩分計は出入り口の対面壁側の机の上に設置した。サーキュレーターは VORNADO 製（グリル直径約 30 cm）を使用し、無段階風量調節を中程度に設定、床面に設置しエアコン方向に向けた。

2. 測定方法

室温の測定には温度記録計 TR71A（ティアンドディ社、測定範囲：-40～110°C、公称精度：±0.3°C、測定分解能：0.1°C）を用いた。温度記録計は、塩分計と同一の机の上に、床上高約 80 cm の位置となるよう設置した。本研究では使用前後の校正は実施していないが、すべての試行において同一の温度記録計および温度センサーを同一の設置条件で使用したため、測定値を校正確認に基づく厳密な温度値としてではなく、同一機器により記録された相対的な時間変動および条件間差として扱った。午後 11 時から翌午前 7 時 59 分までの 9 時間にわたり 1 分間隔でデータを記録した。本時間帯は、就業時間外で人の出入りが相対的に少なく、外乱の影響を最小化した条件下でサーキュレーターの有無による室温変動への寄与を分離して評価できると想定されるため選定した。予備的に P1 試験後の継続測定（07:00～15:59）を実施した結果（付図）、始業時刻（09:00）を境に温度変動が顕著に増大し、始業前（07:00～08:59、 $n=120$ ）の標準偏差 0.186°C に対して始業後（09:00～15:59、 $n=420$ ）は 0.363°C と約 2 倍となった。就業時間内は人の出入り、扉開閉、分析作業等による外乱が室温変動に寄与するため、サーキュレーターの主効果を分離評価するには、これらの外乱を排除した夜間条件が適切と判断した。各試験につき 540 データポイント（9 時間×60 分）を取得し、合計 2,160 データポイントを解析に使用した。

3. 解析方法

取得したデータに対して次の解析を実施した。(1) 記述統計量（平均値、標準偏差、範囲、変動係数）の算出、(2) 自己相関関数（Autocorrelation Function; ACF）の解析⁹⁾により温度変動の周期性を把握、(3) 拡張 Dickey-Fuller 検定（Augmented Dickey-Fuller test; ADF test）⁹⁾により単位根の有無を検討し、系列が時間とともに漂う傾向（非定常性）の程度を確認、(4) Seasonal-Trend decomposition using Loess（STL）分解⁹⁾によるトレンド成分、周期成分、残差成分への分離を試み、残差成分について Ljung-Box 検定⁹⁾により自己相関の残存を確認し、STL 分解の適合性を評価、(5) 群間比較（平均値および分散比）。解析には Python 3.11（pandas 2.3¹⁰⁾、scipy 1.16¹¹⁾、statsmodels 0.14¹²⁾）を使用した。

(2) の ACF 解析において、周期の推定はラグの増加に伴い ACF が減衰した後に最初に現れる正の極大値のラグとして定義した。

(4) の STL 分解においては、(2) で推定した周期パラメータを使用した。STL 分解は定周期の季節成分が存在することを前提とするが、残差成分について Ljung-Box 検定により自己相関の残存を確認し、STL 分解の適合性を評価した。

(5) の群間比較については、本研究で取得した室温データは時系列データであり自己相関を持つことが想定されるため、データの独立性を前提とする Welch t 検定および Levene 検定は適切でないと判断した。そこで自己相関構造を考慮した検定として、Moving Block Bootstrap（MBB）法による群間比較を採用した¹³⁾。平均値の比較および分散比の比較のそれぞれについて MBB 法による群間比較を実施した。比較する 2 試行それぞれの標本平均を引いて中心化し、条件差がないという帰無仮説のもとで、中心化した 2 系列を結合した。次に、結合した中心化系列から一定長の連続ブロックを復元抽出し、元データと同じ長さの再標本化系列を各条件について作成した。この手順を 10,000 回繰り返し、各再標本化系列について平均差および分散比を算出することで、経験的な帰無分布を構成した。平均差については、帰無分布において観測された平均差の絶対値以上となる割合を両側の有意確率とした。分散比については、対数変換した分散比の絶対値が観測値以上となる割合を両側の有意確率とした。ブロックサイズは (2) の ACF 解析で得られたピーク間隔に基づいて設定し、結果の頑健性を確認するため 2 種類のブロックサイズで実施した。4 試行を個別に扱い全 4 ペア

ワイズ比較として実施した. 4 ペアの多重比較に対して Bonferroni 法による補正を適用し, 補正後の有意水準を $\alpha=0.0125$ ($=0.05/4$) とした.

Ⅲ. 結果

1. 基本統計量

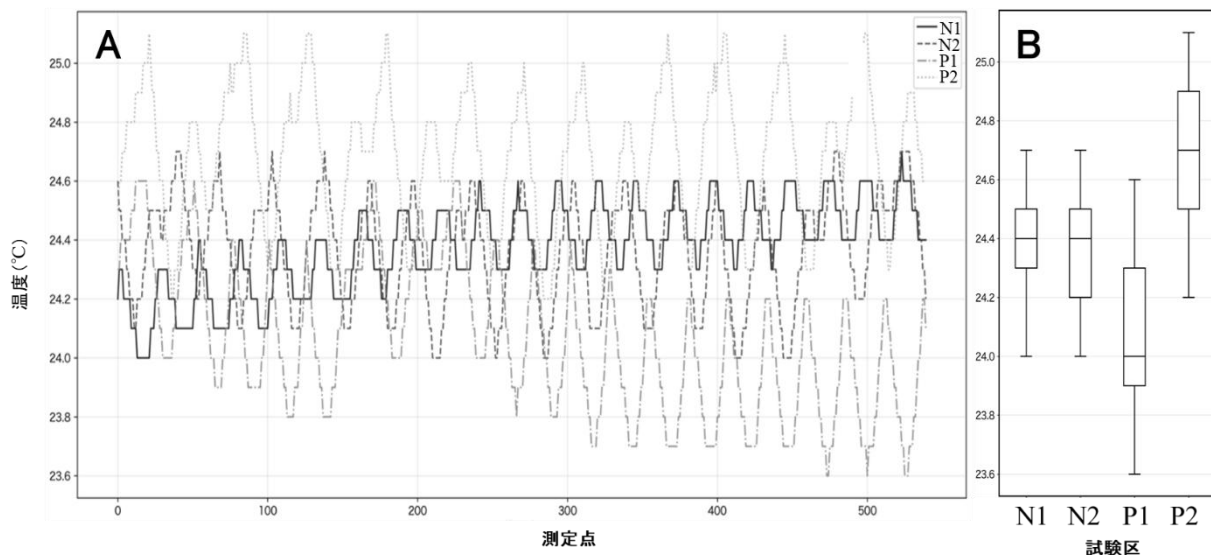
各条件の記述統計量を第 1 表に示す. 平均室温は N1 で 24.4°C, N2 で 24.4°C, P1 で 24.0°C, P2 で 24.7°C であった. 標準偏差は N1 が 0.15°C, N2 が 0.18°C であったのに対し, P1 は 0.25°C, P2 は 0.23°C と相対的に大きかった. 各条件における室温の時系列変化及び箱ひげ図を第 1 図に示す.

2. 自己相関解析

ACF の解析結果を第 2 図に示す. サークュレーターの有無にかかわらず, 全条件 (N1, N2, P1, P2) において, ラグの増加に伴い自己相関係数が正弦波状に変動しながら減衰するパターンが確認された. 図中の帯で示された信頼区間を大きく超える有意な自己相関が周期的に出現しており, これは室温に周期的な変動パターンが存在することを示している. 周期の推定値 (ACF の最初の正の極大値のラグ) は N1 および P1 で 26 分, N2 で 33 分であった. P2 についてはラグ 40 分付近にピークが見られたものの, 信頼区間内に収まっており, 統計的に明瞭な周期性は確認されなかった. N 条件と P 条件の間で, 基本的な周期的変動パターンに大きな違いは見られなかった.

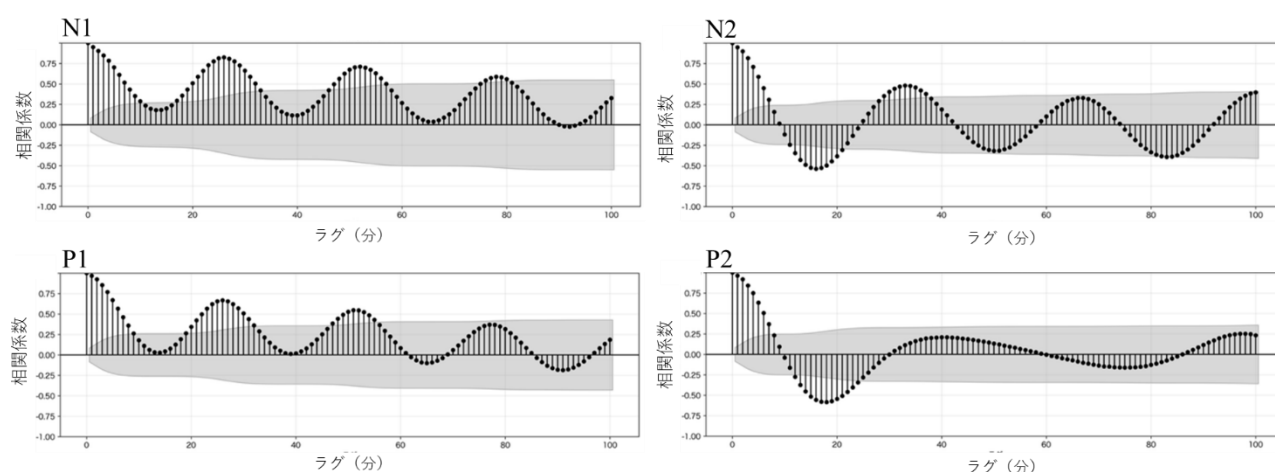
第 1 表 室温の基本統計量

条件	サンプル数	平均値 (°C)	中央値 (°C)	標準偏差 (°C)	最小値 (°C)	最大値 (°C)	範囲 (°C)	変動係数 (%)
N1	540	24.4	24.4	0.15	24.0	24.7	0.7	0.60
N2	540	24.4	24.4	0.18	24.0	24.7	0.7	0.75
P1	540	24.1	24.0	0.25	23.6	24.6	1.0	1.05
P2	540	24.7	24.7	0.23	24.2	25.1	0.9	0.93



第 1 図 室温の時系列変化と分布の比較

A : 各条件 (N1, N2, P1, P2) における室温の時系列変化. B : 各条件の室温分布の箱ひげ図.



第2図 室温時系列のACF解析

各条件 (N1, N2, P1, P2) について、自己相関関数を示す。横軸はラグ (分)、縦軸は相関係数である。図中の帯は信頼区間を示す。

第2表 ADF 検定による定常性の評価

試験区	ADF統計量	p値	臨界値 (5%)	定常性
N1	-2.05	0.266	-2.87	No
N2	-9.52	<0.001	-2.87	Yes
P1	-2.34	0.159	-2.87	No
P2	-9.59	<0.001	-2.87	Yes

臨界値はMacKinnon (1996)⁷⁾に基づく。

3. 時系列特性の解析

次に、ADF 検定により時系列の定常性を評価した。ADF 検定では、帰無仮説「非定常 (単位根を持つ)」に対して検定を行った。その結果を第2表に示す。N1 ($p=0.266$) および P1 ($p=0.159$) では非定常性が示唆され、N2 ($p<0.001$) および P2 ($p<0.001$) では定常性が支持された。非定常となった条件はいずれも1月に測定されたものであり、2月測定の条件 (N2・P2) はいずれも定常であった。サーキュレーターの有無と定常性の間に明確な関連は認められなかった。

4. STL 分解による成分解析

STL 分解においては、ACF 解析で推定した周期パラメータ (N1・P1 : 26 分, N2 : 33 分, P2 : 40 分) を使用し、時系列データをトレンド成分、周期成分、残差成分に分離した結果を第3図に示す。STL 分解が適切に機能した場合、残差成分はホワイトノイズとなることが期待される。STL 分解の前提である定周期性の適合性を評価するため、STL 分解により得られた残差成分について Ljung-Box 検定を実施した結果、全条件 (N1, N2, P1, P2) においてホワイトノイズであるという帰無仮説が棄却された ($p<0.05$)。この結果は、STL 分解後の残差成分にも自己相関構造が残存していることを示している。

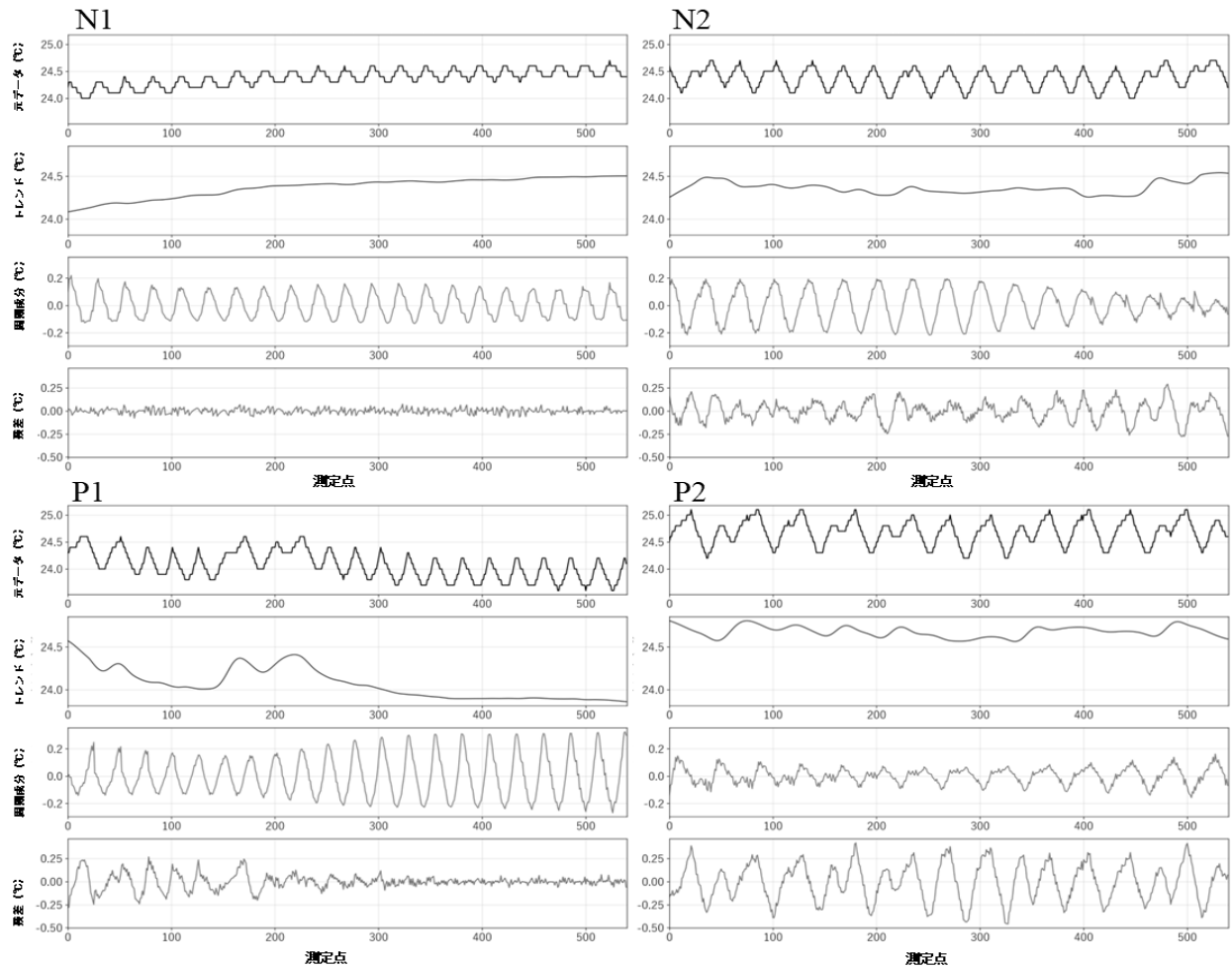
5. 群間比較

群間比較は「3. 解析方法 (5)」に記載の通り MBB 法により実施した。MBB 法による群間比較の結果を第3表に示す。

分散比の比較では、全4ペアにおいてP条件の分散はN条件を上回り (分散比 1.58~2.93)、ブロックサイズ 26 分・33 分のいずれにおいても Bonferroni 補正後に有意差が認められた ($p<0.01$)。この結果はサーキュレーターの使用が室

温の時間的変動(分散)を増大させることを示している。

平均差の比較では、全4ペアで平均差はBonferroni補正後に有意であった($p < 0.001$)。N1とN2の平均値は24.38°Cと24.37°Cとほぼ同等であったのに対し、P1はいずれのN条件よりも約0.30°C低く、P2はいずれのN条件よりも約0.31~0.32°C高かった。またP2はP1より0.62°C高かった。したがって、平均値には条件間差が認められたものの、P条件がN条件に対して一貫して高い、または低いという傾向は認められなかった。このことから、サーキュレーターの使用が平均室温を一方向に系統的に変化させたとは判断できなかった。



第3図 STL分解による時系列データの成分分離

上段：サーキュレーターなし条件，下段：サーキュレーターあり条件．各試験区について，上から順に元データ，トレンド成分，周期成分，残差成分を示す。

第3表 MBB法による群間比較

ペア	分散比 (P/N)	p値・分散 (ブロックサイズ 26分)	p値・分散 (ブロックサイズ 33分)	平均差(°C) (P-N)	p値・平均 (ブロックサイズ 26分)	p値・平均 (ブロックサイズ 33分)
N1 vs P1	2.93	<0.001	<0.001	-0.307	<0.001	<0.001
N1 vs P2	2.44	<0.001	<0.001	0.308	<0.001	<0.001
N2 vs P1	1.89	<0.001	<0.001	-0.298	<0.001	<0.001
N2 vs P2	1.58	0.001	<0.001	0.318	<0.001	<0.001

4試行の全ペアワイズ比較(N1 vs P1, N1 vs P2, N2 vs P1, N2 vs P2)についてMBB法による群間比較を実施した結果を示す。分散比はP条件/N条件の比，平均差はP条件-N条件の値である。p値はリサンプリング回数10,000回，両側検定による。ブロックサイズはACF解析で得られたピーク間隔(26分および33分)を使用した。Bonferroni法による多重比較補正を適用した(補正後有意水準 $\alpha = 0.0125$)。

IV. 考察

本研究では、サーキュレーターの使用が室温の時間的変動に与える影響を評価した。その結果、全4ペアワイズ比較において、サーキュレーターあり条件の室温時系列の分散は、サーキュレーターなし条件の室温時系列の分散より有意に大きかった。このことから、本研究の条件下では、サーキュレーターの使用に伴い室温の時間的変動が増大した可能性が示唆された。一方、平均差の検定では符号がペアによって異なり一貫した方向性が認められなかったことから、サーキュレーターが平均室温を系統的に変化させるとは考えにくい。

サーキュレーターなし条件では、室内に熱成層が形成されていたと仮定すると、特定の高さにおける温度は比較的安定していたと考えられる。一方、サーキュレーターによる強制対流がこの熱成層を破壊し、異なる温度の空気が測定位置を通過することで温度変動が増大した可能性がある。また、サーキュレーターによる気流がエアコンの温度センサー付近の空気流動に影響し、エアコン制御自体が変動した可能性も否定できない。ただし、本研究では空気流動および温度の鉛直分布の直接測定を行っていないため、これらのメカニズムの検証には追加的な実験が必要である。

STL 分解により、周期成分・トレンド成分の分離および残差成分の比較を試みた。周期パラメータは ACF 解析で推定した値 ($N1 \cdot P1$: 26 分, $N2$: 33 分, $P2$: 40 分) を使用した。しかし、残差成分の Ljung-Box 検定により全条件で自己相関の残存が確認され ($p < 0.05$)、STL の定周期前提が本データに適合しなかったと判断した。エアコン制御が温度フィードバックにより動作するため制御周期が一定でない可能性があり、これが定周期前提を満たさなかった一因と考えられる。定周期前提が満たされていれば残差成分の比較によりばらつきの違いの原因特定に迫れた可能性があるが、本データでは定周期前提が満たされなかったため、残差成分の比較から分散増大の原因を特定することには至らなかった。したがって、本研究では STL 分解を、サーキュレーターの影響を直接判定する主要解析ではなく、室温変動の周期構造を確認するための探索的・診断的解析として位置づけた。サーキュレーターの影響に関する主たる評価は、自己相関構造の把握および MBB 法による群間比較に基づいて行った。

先行研究において、検水温度範囲および環境温度範囲が塩分測定の繰り返し測定回数に影響することが示されている³。本研究で示されたサーキュレーターによる室温変動の増大は、測定環境の温度安定性を低下させる可能性があり、温度変動に敏感な精密分析においてはサーキュレーターの使用が測定精度に影響する可能性を考慮することが望ましい。さらに、熱成層を活用する場合、検水の保管位置と測定機器のセンサー高さを揃えることで、より安定した測定が可能になると期待される。ただし、これらの示唆は本研究の限られた条件 (1 分析室, 1 空調, 冬季, 温度 1 点測定) に基づくものであり、異なる環境への一般化には更なる検討が必要である。

本研究にはいくつかの限界がある。第 1 に、各条件の試行数が N 条件・ P 条件それぞれ 2 試行であり、反復数が少ない。本研究の結果は探索的な知見として位置づけるべきであり、結論の一般化には反復試行による再現性の確認が必要である。第 2 に、 $N2$ と $P2$ は連続した日程で測定されており ($P2$: 2 月 5~6 日, $N2$: 2 月 6~7 日)、条件間の独立性が完全には保証されない。第 3 に、 $P1$ (1 月測定) と $P2$ (2 月測定) の間に 0.62°C の平均差が認められたが、その原因は特定できなかった。測定時期 (1 月と 2 月) による外気温の違いが影響した可能性があり、交絡因子として排除できない。第 4 に、本研究は冬季の暖房使用時のデータに基づいており、夏季の冷房使用時における温度変動パターンについては今後の検討課題である。第 5 に、本研究では特定の高さにおける温度のみを測定しており、熱成層の存在を検証するためには複数の高さにおける同時測定が必要である。第 6 に、本研究は外乱を排除した夜間条件下での評価であり、付図に示すように就業時間内は外乱により温度変動が増大するため、本研究結果を実際の分析実施時の温度変動に直接外挿することはできない。就業時間内における温度変動とサーキュレーターの効果の評価は今後の課題である。

摘要

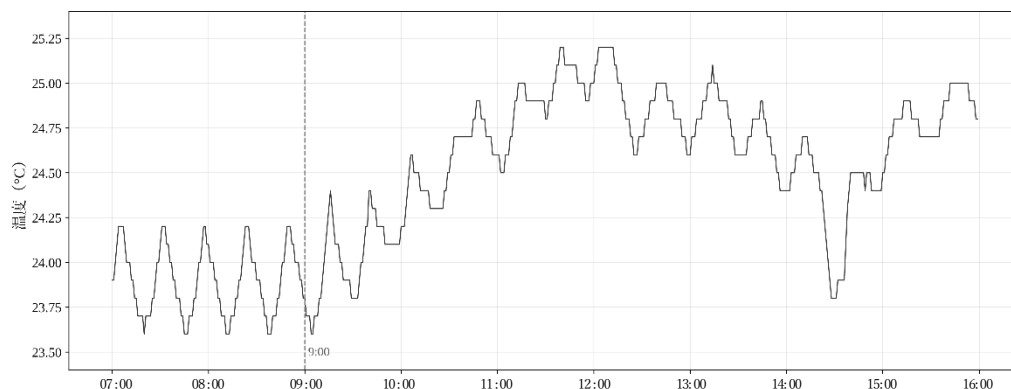
分析室におけるサーキュレーターの使用が室温の時間的変動に与える影響を時系列解析により評価した。夜間 (23 時~7 時 59 分) の 9 時間にわたり 1 分間隔で温度を測定し、サーキュレーターなし条件 ($N1 \cdot N2$, 各 $n=540$) およびあり条件 ($P1 \cdot P2$, 各 $n=540$) の 4 試行について全 4 ペアワイズ比較を実施した。自己相関関数解析により全条件で周期的変動が確認され、拡張 Dickey-Fuller 検定の結果、定常性とサーキュレーターの有無に明確な関連は認められなかった。Moving Block Bootstrap 法による群間比較の結果、全 4 ペアにおいて P 条件の分散は N 条件を Bonferroni 補正後に

有意に上回り (分散比 1.58~2.93), サークレーターが室温の分散を増大させることが示唆された。平均室温への系統的影響は認められなかった。本結果は 1 分析室・冬季・温度 1 点測定に基づく探索的知見であり, 一般化には更なる検討が必要である。

引用文献

- 1) Shimizu, S., Hoyer, P.O., Hyvärinen, A. and Kerminen, A. J. (2006). A linear non-Gaussian acyclic model for causal discovery. *J. Mach. Learn. Res.*, 7, 2003-2030.
- 2) Spirtes, P., Glymour, C. and Scheines, R. (2001). Causation, Prediction, and Search (2nd Ed.). Cambridge, MA. The MIT Press.
- 3) 近藤健・久保文雄 (2024). LiNGAM 及び PC アルゴリズムによる塩分測定に係る因果探索. 令和 6 年度大阪府立環境農水研報, 第 9 号: 6-15.
- 4) 地方独立行政法人大阪府立環境農林水産総合研究所水産技術センター事業資料集. 気象・海象の定置観測. https://www.knsk-osaka.jp/publication/suisan_shiryo/index.html. (2026 年 1 月アクセス確認)
- 5) Box, G. E. P. and Jenkins, G. M. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco. Holden-Day.
- 6) Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *J. Am. Stat. Assoc.*, 74(366): 427-431.
- 7) MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *J. Appl. Econom.*, 11(6), 601-618.
- 8) Cleveland, R. B., Cleveland, W. S., McRae, J. E. and Terpenning, I. (1990). STL: A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess. *J. Official Statistics*, 6(1): 3-33.
- 9) Ljung, G. M. and Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2), 297-303.
- 10) McKinney, W., 2010. Data Structures for Statistical Computing in Python. In: *Proceedings of the 9th Python in Science Conference (SciPy 2010)*, 56-61.
- 11) Virtanen, P., Gommers, R., Oliphant, T. E., Haberland, M., Reddy, T., Cournapeau, D., Burovski, E., Peterson, P., Weckesser, W., Bright, J., van der Walt, S. J., Brett, M., Wilson, J., Millman, K. J., Mayorov, N., Nelson, A. R. J., Jones, E., Kern, R., Larson, E., Carey, C. J., Polat, İ., Feng, Y., Moore, E. W., VanderPlas, J., Laxalde, D., Perktold, J., Cimrman, R., Henriksen, I., Quintero, E. A., Harris, C. R., Archibald, A. M., Ribeiro, A. H., Pedregosa, F., van Mulbregt, P. and SciPy 1.0 Contributors 2020. SciPy 1.0: Fundamental Algorithms for Scientific Computing in Python. *Nature Methods* 17, 261-272.
- 12) Seabold, S. and Perktold, J. (2010). Statsmodels: Econometric and Statistical Modeling with Python. *Proceedings of the 9th Python in Science Conference*, 92-96.
- 13) Künsch, H.R. (1989). The jackknife and the bootstrap for general stationary observations. *The Annals of Statistics*, 17(3), 1217-1241.

付図



付図 P1 試験後の継続測定による室温変化 (07:00-15:59)

本図は本研究の主要解析には含まれず, 夜間時間帯選定の妥当性を示す補助データである。P1 試験終了後, 同条件下で継続して取得した室温の時系列変化を示す。破線は始業時刻 (09:00) を示す。始業前 (07:00-08:59, $n=120$) の標準偏差は 0.19°C , 始業後 (09:00-15:59, $n=420$) は 0.36°C であった。