

Bài báo khoa học

Xác định mối tương quan giữa nhiệt độ không khí với lượng CO₂ trao đổi thuần của hệ sinh thái trong quá trình quang hợp của thực vật ngập mặn tại khu vực (huyện) Cần Giờ

Nguyễn Văn Thịnh^{1*}, Đỗ Phong Lưu¹, Hồ Công Toàn², Trần Tuấn Hoàng², Phạm Thanh Long²

¹ Trung tâm Nhiệt đới Việt–Nga, Chi nhánh phía Nam; thinh39b@gmail.com; dophongluu@gmail.com

² Phân Viện Khoa học Khí tượng Thủy văn và Biến đổi khí hậu; hocongtoanhdh@gmail.com; hoangkttv@gmail.com; longphamsihymete@gmail.com.

*Tác giả liên hệ: thinh39b@gmail.com; Tel.: +84–0913145914

Ban Biên tập nhận bài: 04/11/2020; Ngày phản biện xong: 15/12/2020; Ngày đăng bài: 25/2/2021

Tóm tắt: Mục đích của bài báo này là xác định mối tương quan giữa lượng CO₂ trao đổi thuần của hệ sinh thái (NEE) với nhiệt độ không khí trong quá trình quang hợp của thực vật ngập mặn, dựa trên chuỗi số liệu đo đạc tại tháp quan trắc khí hậu ở rừng ngập mặn Cần Giờ. Đầu tiên, chuỗi số liệu quan trắc về NEE và nhiệt độ không khí từ tháng 6/2019 đến 5/2020 được kiểm tra tính đồng nhất về mặt dữ liệu dựa trên các kiểm định Pettitt và kiểm định đồng nhất độ lệch chuẩn thông thường (Standard Normal Homogeneity Test–SNHT). Tiếp theo, nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp xu thế Sen và kiểm định Mann–Kendall để đánh giá mức ý nghĩa thống kê của chuỗi số liệu NEE và nhiệt độ không khí. Kết quả phân tích cho thấy, với mức ý nghĩa 0,05, giá trị đo đạc NEE có xu thế giảm trong khoảng thời gian đo đạc, khoảng $-1,23 \times 10^{-7}$ (gC/m².phút)/30 phút và nhiệt độ không khí có xu thế tăng $2,69 \times 10^{-5}$ (°C/30 phút) theo phương pháp đánh giá xu thế Sen. Cuối cùng, tương quan giữa NEE và nhiệt độ không khí trong quá trình quang hợp của thực vật ngập mặn được xác định dựa trên tương quan tuyến tính. Với mức ý nghĩa 0.05 trong 1 năm liên tục đo đạc NEE có tương quan nghịch, tuy nhiên, chỉ có 1,4% sự thay đổi của NEE được giải thích bởi nhiệt độ không khí theo phương trình hồi quy tuyến tính $y = -0,237x + 6,551$, xu thế cận trên $y = -0,207x + 7,400$ và xu thế cận dưới $y = 0,267x + 5,703$. Và cũng ở mức ý nghĩa đó, nghiên cứu đã xác định được mối tương quan tuyến tính giữa NEE và nhiệt độ không khí vào mùa mưa và mùa khô lần lượt là $y = -0,003x + 0,089$ và $y = -0,498x + 13,641$.

Từ khóa: Tương quan tuyến tính; Tính đồng nhất; Lượng CO₂ trao đổi thuần của hệ sinh thái (NEE).

1. Mở đầu

Hệ sinh thái (HST) là một trong những đối tượng chịu tác động lớn từ thay đổi lượng mưa và nhiệt độ tăng (những biểu hiện của biến đổi khí hậu) có thể tạo ra những tác động bất lợi tiềm tàng đối với đa dạng sinh học [1]. Công ước đa dạng sinh học (ĐDSH) cho biết rằng vào cuối thế kỷ này, nhiều loài và HST sẽ phải vật lộn để thích nghi với sự thay đổi của thời tiết, khí hậu và tỷ lệ tuyệt chủng sẽ tăng lên. Một số khu bảo tồn cảnh quan về kinh tế–xã hội, văn hóa và khoa học hoặc là đại diện, là độc nhất hay là có tầm quan trọng về tiến hoá hay cho các quá trình sinh học ở các đảo hoặc ven biển, cửa sông sẽ bị mất hoặc bị thu hẹp. Do

môi trường sống thay đổi sẽ tạo điều kiện cho các loài động thực vật ngoại lai xâm nhập, phát triển [2]. HST rừng ngập mặn (RNM) là một trong các HST có nguồn tài nguyên đa dạng sinh học rất phong phú. Ngoài giá trị về đa dạng sinh học, HST RNM còn góp phần trong giảm thiểu thiên tai. Các nghiên cứu cho thấy, hệ thống rễ dày đặc của các loài cây RNM có tác dụng rất lớn trong việc bảo vệ đất ven biển và vùng cửa sông. Các thống kê khoa học cho thấy, các dải RNM ven biển Việt Nam góp phần giảm ít nhất 20–50% thiệt hại do bão, nước biển dâng và sóng thần gây ra. Đặc biệt, hệ thống RNM trồng ven đê còn đóng vai trò là tấm lá chắn xanh, giảm 20–70% năng lượng của sóng biển, đảm bảo an toàn cho các con đê biển, giúp tiết kiệm hàng nghìn tỷ đồng cho việc duy tu, sửa chữa đê biển [3].

Hiện nay, đã có nhiều công trình nghiên cứu đánh giá ảnh hưởng của các yếu tố khí hậu đến RNM, đặc biệt là sự thay đổi về nhiệt độ, độ ẩm, nồng độ CO₂, lượng mưa. RNM tự nhiên thích nghi tốt với sự biến động hàng ngày của chế độ nước và nhiệt độ không khí. Ở khu vực nhiệt đới Thái Bình Dương, RNM tại khu vực này có khả năng thích ứng với sự thay đổi nhiệt độ không khí định kì theo mùa. Tuy nhiên, thảm thực vật nhiệt đới (bao gồm cả các khu RNM) cũng có nguy cơ bị “stress” nhiệt khi nhiệt độ đại dương tăng 0,1 °C mỗi thập kỷ, tác động ức chế tăng trưởng của nhiệt độ được chỉ ra qua nghiên cứu của Short và cộng sự đối với RNM ven biển Caribbean [4]. Nhiệt độ không khí ảnh hưởng đến sự quang hợp, sự mất nước, sự thoát hơi nước và sự mất muối của RNM [5]. Theo nghiên cứu [6] RNM có năng suất tăng trưởng cao nhất trong khoảng nhiệt độ 15–25 °C. Stress nhiệt bắt đầu ảnh hưởng đến rễ và cây con ở khoảng 35 °C. Ngoài ra khi nhiệt độ lá trên 30°C sẽ làm giảm khả năng sinh hóa của diệp lục dẫn đến làm giảm quá trình quang hợp, giảm khả năng hấp thụ carbon của RNM [7–9]. Đặc biệt khi nhiệt độ không khí đạt 38–40 °C, lá cây sẽ ngừng quang hợp [8, 10].

Tại Việt Nam, trong những năm gần đây cũng đã có các công trình nghiên cứu về ảnh hưởng từ sự thay đổi các yếu tố khí hậu (như nhiệt độ, độ ẩm, lượng mưa) trong mối quan hệ đối với các HST ngập nước ven biển và RNM. Đáng kể là các công trình: “Biến đổi khí hậu và đa dạng sinh học ở Việt Nam” [11]; “Nghiên cứu khả năng cố định carbon của RNM trong Khu Dự trữ sinh quyển Cần Giờ, thành phố Hồ Chí Minh” [12]; “Nghiên cứu ảnh hưởng của BĐKH đến khu hệ thực vật RNM Cần Giờ và đề xuất các giải pháp bảo vệ” [13] nhưng các nghiên cứu này mới chỉ đưa ra ảnh hưởng yếu tố mực nước biển dâng đến HST, các các yếu tố khí hậu liên quan như nhiệt độ không khí, độ ẩm, lượng mưa, nồng độ CO₂, ... chưa đề cập đến và mối tương quan giữa NEE với nhiệt độ không khí, độ ẩm, lượng mưa không được tính toán. Trong phạm vi nghiên cứu này, phương pháp kiểm nghiệm tính đồng nhất, phương pháp đánh giá xu thế Sen và kiểm định Mann–Kendall, phương pháp tương quan tuyến tính được sử dụng để xác định có hay không tương quan giữa NEE với nhiệt độ không khí đo đạc tại RNM Cần Giờ. Đây được xem là lá phổi xanh của thành phố Hồ Chí Minh (TP. HCM) và bể chứa cacbon, đóng vai trò quan trọng đối với cân bằng O₂ và CO₂ trong khí quyển [14].

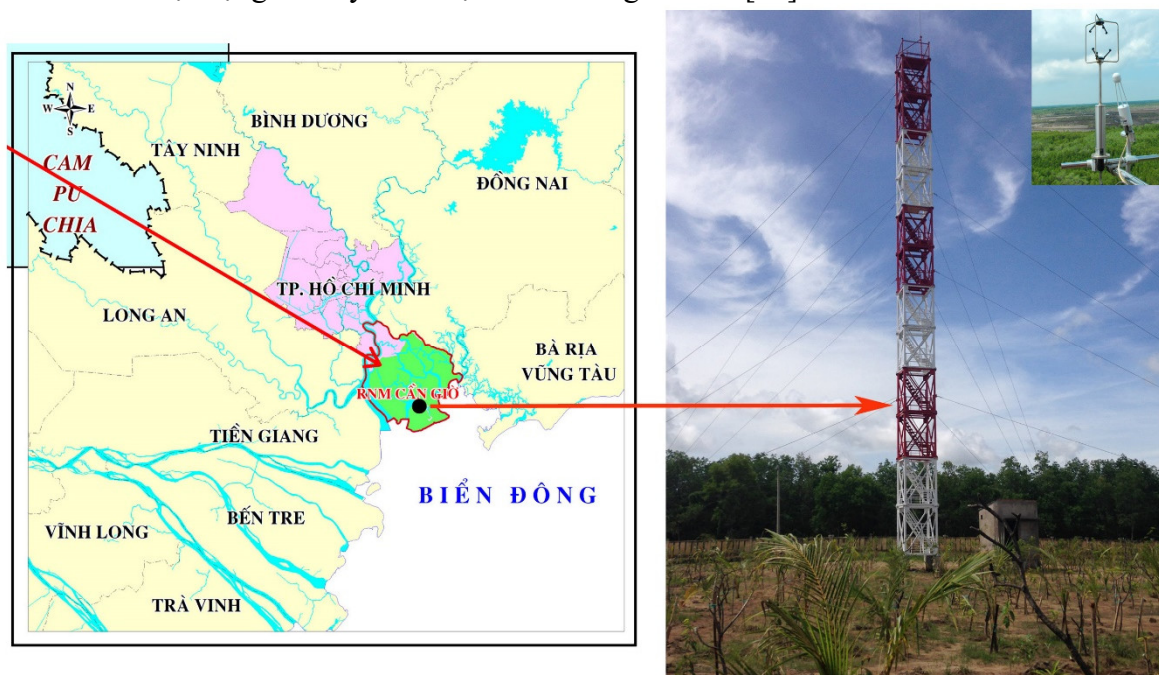
2. Phương pháp và số liệu

2.1. Khu vực nghiên cứu

RNM Cần Giờ nằm trong huyện Cần Giờ của TP. HCM. Đây là vùng đất phù sa bồi tụ nằm ở cửa sông lớn thuộc hệ thống sông Đồng Nai, Sài Gòn và Vàm Cỏ. Phía đông tiếp giáp với tỉnh Đồng Nai và Bà Rịa–Vũng Tàu. Phía tây giáp với tỉnh Tiền Giang và tỉnh Long An. Phía bắc giáp với huyện Nhà Bè. Phía nam giáp với biển Đông (Hình 1). Khu vực RNM giới hạn trong phạm vi địa lý từ 10°12'14" – 10°37'39" độ vĩ Bắc đến 106°46'12" – 107°00'50" độ kinh Đông [12–13].

Trạm quan trắc khí hậu Cần Giờ (tháp quan trắc) được xây dựng trong khu vực Trạm Nghiên cứu, ứng dụng và thử nghiệm Cần Giờ thuộc Trung tâm Nhiệt đới Việt–Nga (Hình 1), trạm cao 36 m, độ cao so với mực nước biển khoảng 0,6–0,7 m và tọa độ 10°27'15.2" độ vĩ Bắc, 106°53'32.4" độ kinh Đông. Mục đích thành lập trạm là quan trắc dòng nhiệt, hơi

nước, khí CO₂ và một số thông số khí hậu khác (như: cảm biến bức xạ Mặt Trời đến và đi, lượng mưa, vận tốc gió, hướng gió ở độ cao 2 m và 32 m) của HST RNM Cần Giờ. Trạm bắt đầu đi vào hoạt động và truyền số liệu về từ tháng 3/2017 [15].



Hình 1. Vị trí Trạm quan trắc khí hậu Cần Giờ.

2.2. Số liệu sử dụng

Trong nghiên cứu này, số liệu nồng độ CO₂ và nhiệt độ không khí sử dụng là từ tháng 6/2019 đến tháng 5/2020 đo đạc tại tháp quan trắc, với tần suất ghi lưu số liệu 30 phút/lần, tổng cộng 17562 số liệu. Nồng độ trao đổi CO₂ được đo bằng máy đo gió siêu âm ba chiều (Gill Instruments Limited Hamsphire, Vương Quốc Anh) và máy phân tích khí hồng ngoại (LI-7500 RS Open Path CO₂/H₂O Gas Analyzer, LI-COR, Utah) lắp đặt trên tháp ở độ cao 32m (Hình 1) [15]. Nhiệt độ không khí, được ghi nhận bằng thiết bị HMP45C và thiết bị TE525WS-L (Campbell Scientific, Inc., Logan, Utah) nhằm khảo sát xu hướng biến động của quá trình trao đổi CO₂ tại khu vực nghiên cứu theo các biến khí hậu [15].

Tổng lượng CO₂ trao đổi thuần của hệ sinh thái (NEE) được ước tính thông qua giá trị đo đạc nồng độ CO₂ trao đổi trong khoảng thời gian trên của RNM Cần Giờ bằng phương pháp Eddy Covariance (phương pháp EC). Phương pháp này được đánh giá có cơ sở khoa học rõ ràng, độ tin cậy cao [16–17]. Hiện nay, phương pháp EC đang được sử dụng rộng rãi tại các khu rừng nhiệt đới [18–19], các khu rừng nhiệt đới [20–21] và tại rừng ngập mặn [22].

2.3. Phương pháp kiểm tra tính đồng nhất

2.3.1. Phương pháp kiểm tra tính đồng nhất

Từ lâu các nhà nghiên cứu khoa học đã nhận ra rằng dữ liệu khí hậu không đồng nhất là một nguồn thông tin nghèo nàn cho nghiên cứu khí hậu. Các nhà thủy văn thường sử dụng phân tích đường cong cường độ gấp đôi để có được thông tin đồng nhất tương đối của chuỗi dữ liệu lượng mưa hay đánh giá mối tương quan giữa những yếu tố khí hậu với nhau [23]. Trong thực tế, nhiều cách để kiểm tra tính đồng nhất của dữ liệu, trong đó đơn giản nhất là xác định các giá trị tham chiếu mà lý tưởng nhất là xác định từ các trạm chất lượng tốt xung quanh trạm hay khu vực nghiên cứu. Nhưng một vấn đề có thể thấy rõ, đó là không thể xác định trước các trạm nào đồng nhất và có chất lượng tốt, cơ sở khoa học là không có. Vì vậy, chuỗi số liệu khí hậu nhiều năm thường sẽ bị ảnh hưởng do thay đổi thiết bị, vị trí, cao độ,

trồng cây, máy đo bị lỗi hay quan sát viên mới, ... [23]. Xác định tính đồng nhất của chuỗi dữ liệu là một bước kiểm tra quan trọng để nhận biết dữ liệu có thể sử dụng được hay không, kiểm nghiệm các giả thiết thống kê trong lĩnh vực khí hậu, khí tượng, thủy văn thông qua những công thức thực nghiệm đã được chứng minh qua thực nghiệm và rất nhiều công trình nghiên cứu trích dẫn [24].

Đầu tiên, chuỗi số liệu NEE và nhiệt độ không khí đo đạc từ 6/2019 đến 5/2020, trong 12 tháng với 17562 số liệu được xử lý bằng phần mềm Microsoft Excel 2016. Thứ hai, kiểm nghiệm Pettitt và SNHT được sử dụng trong kiểm tra tính đồng nhất của chuỗi số liệu đo đạc, mức ý nghĩa trong kiểm nghiệm là 0,05 ($\alpha = 0,05$), chuỗi được xem là đồng nhất nếu giá trị p lớn hơn α (H_0), ngược lại chuỗi bị nghi ngờ về tính đồng nhất (H_a) [25]. Pettitt's test được đưa ra đầu tiên bởi Pettitt (1979), là kiểm nghiệm phi tham số. Do đó, giá trị của chuỗi dữ liệu không cần giả định là phân bố chuẩn [25–26]. Công thức về kiểm nghiệm Pettitt có dạng:

Chuỗi số liệu quan trắc (X) có độ dài từ 1 đến N.

$$P_k = 2 * \sum_{i=1}^k r_i - k(N - 1); \quad k = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

Trường hợp dữ liệu gián đoạn tại năm y khi giá trị P_k cực đại bằng với P_y :

$$P_y = \max |P_k| \quad (\text{với } 1 \leq y < N) \quad (2)$$

Kiểm nghiệm SNHT được phát triển đầu tiên bởi Alexandersson (1986) để xác định những sự thay đổi của chuỗi dữ liệu đo đạc. Kiểm nghiệm SNHT đã áp dụng những giá trị thống kê của chuỗi số liệu đo đạc để so sánh trạm quan trắc với trung bình nhiều vị trí [27–28]. Giả thiết đồng nhất đưa ra giống với kiểm nghiệm Pettitt. Alexandersson đã đưa ra chỉ số thống kê T_v để so sánh giá trị trung bình giữa v năm đầu tiên với (n-v) năm cuối [23].

$$z_i = \frac{(q_i - \bar{q})}{s_q} \quad (3)$$

$$T_v = v\bar{z}_1^2 + (n - v)\bar{z}_2^2, \quad \text{với } v = 1, 2, \dots, N \quad (4)$$

Trong đó q là số liệu (1, 2, ..., n dữ liệu)

$$\begin{aligned} \bar{z}_1 &= \frac{1}{v} \sum_{i=1}^v z_i \\ \bar{z}_2 &= \frac{1}{n-v} \sum_{i=v+1}^n z_i \end{aligned} \quad (5)$$

Trong trường hợp số liệu v năm được xem không đồng nhất khi:

$$T_0 = \max\{T_v\} \quad (6)$$

Và giá trị T_0 được tính toán mô phỏng với mức ý nghĩa 0,05.

2.3.2. Phương pháp kiểm nghiệm phi tham số Mann–Kendall (M–K test)

Kiểm nghiệm Mann–Kendall được sử dụng để kiểm tra xu thế biến đổi của các yếu tố khí tượng thủy văn theo thời gian. M–K test so sánh độ lớn tương đối của các phần tử trong chuỗi dữ liệu, điều này có thể tránh được các giá trị cực đại hoặc cực tiểu cục bộ của chuỗi số liệu [29].

Giả thiết rằng có một dữ liệu x_i theo chuỗi trình tự thời gian (x_1, x_2, \dots, x_n với x_i biểu diễn số liệu tại thời điểm i), mỗi giá trị dữ liệu tại mỗi thời điểm được so sánh với các giá trị trên toàn chuỗi thời gian. Giá trị ban đầu của thống kê M–K test, S là 0 (nghĩa là không có xu thế). Nếu một dữ liệu ở một thời điểm sau lớn hơn giá trị của dữ liệu ở một thời điểm nào đó trước đây, S được tăng thêm 1; và ngược lại. Xét chuỗi x_1, x_2, \dots, x_n biểu diễn n điểm dữ liệu trong đó x_j là giá trị dữ liệu tại thời điểm j. Khi đó chỉ số thống kê M–K test, S được tính bởi [30–31].

$$S = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{sign}(x_j - x_i) \quad (7)$$

$$\text{– Trong đó: } \text{sign}(x_i - x_j) = \begin{cases} 1 & \text{khi } x_i - x_j > 0 \\ 0 & \text{khi } x_i - x_j = 0 \\ -1 & \text{khi } x_i - x_j < 0 \end{cases} \quad (8)$$

- Giá trị $S > 0$ chỉ xu thế tăng, $S < 0$ chỉ xu thế giảm.
- Tuy nhiên cần phải tính toán xác suất đi kèm với S và n để xác định mức ý nghĩa của xu hướng. Phương sai của S được tính theo công thức:

$$VAR(S) = \frac{1}{18} [n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^g t_p(t_p-1)(2t_p+5)] \quad (9)$$

- Trong đó g là số các nhóm có giá trị giống nhau, t_p là số phần tử thuộc nhóm thứ p .
- Giá trị chuẩn Z của S tuân theo định luật phân phối chuẩn.

$$Z = \frac{S-1}{[VAR(S)]^{1/2}}, S > 0 \quad (10)$$

$$Z = 0, S = 0$$

$$Z = \frac{S+1}{[VAR(S)]^{1/2}}, S < 0 \quad (11)$$

- Z có phân phối chuẩn $N(0,1)$, dùng để kiểm định chuỗi có xu thế hay không với mức ý nghĩa cho trước (trong nghiên cứu này dùng $\alpha = 0,05$).

- Hệ số tương quan Kendall (τ): $\tau = \frac{S}{D}$, với D là giá trị lớn nhất có thể của S , $-1 < \tau < 1$.

2.3.3. Phương pháp đánh giá xu thế Sen (Sen's slope)

Để xác định độ lớn của xu thế chuỗi Q (độ dốc đường xu thế) ta dùng ước lượng Sen được đưa ra lần đầu vào năm 1968 [32]. Trong đó Q là median của chuỗi $n(n-1)/2$ phần tử; $Q = \text{median} \left\{ \frac{x_j - x_i}{j - i} \right\}$ với $i=1,2,\dots,n-1; j > i$; $Q > 0$ chuỗi có xu thế tăng và ngược lại.

2.3.4. Phương pháp tương quan tuyến tính

Trong nghiên cứu phương pháp tương quan tuyến tính được sử dụng để xác định mối tương quan giữa hai yếu tố NEE với nhiệt độ không khí. Phương pháp xu thế tuyến tính thường được sử dụng với các đường biến trình ít có dao động lên xuống phức tạp. Thông thường, việc xác định xu thế được sử dụng bằng hàm tuyến tính là phương pháp dễ thực hiện nhưng không linh hoạt. Xu thế biến đổi có thể thể hiện khi biểu diễn phương trình hồi quy là hàm theo thời gian:

$$Y = a_0 + a_1 X_t \quad (12)$$

Trong đó Y là giá trị của hàm; X_t là số thứ tự năm; a_0, a_1 là các hệ số hồi qui. Hệ số a_1 cho biết hướng dốc của đường hồi quy, nói lên xu thế biến đổi tăng hay giảm theo thời gian. Nếu a_1 âm nghĩa là xu thế giảm theo thời gian và ngược lại. Các hệ số a_0 và a_1 tính theo công thức sau:

$$a_0 = \bar{y} + a_1 \bar{x} \quad (13)$$

$$a_1 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})(x_t - \bar{x})}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2} \quad (14)$$

3. Kết quả và thảo luận

3.1. Kết quả phân tích tính đồng nhất của số liệu NEE và nhiệt độ không khí

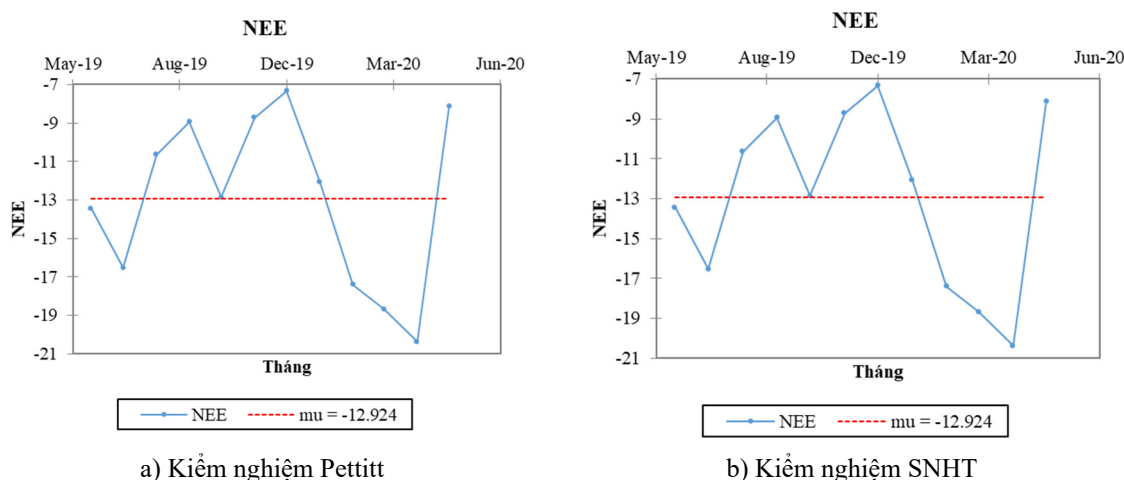
Qua tính toán sơ bộ, các thông số cơ bản được tính toán từ chuỗi dữ liệu NEE và nhiệt độ không khí theo ngày đo đạc từ trạm quan trắc Cần Giờ (từ tháng 6/2019 đến 5/2020) được trình bày ở Bảng 1 và Bảng 2. Trung bình NEE tháng lớn nhất là $-12,924 \text{ g/24h}$, giá trị cực đại tìm được trong chuỗi dữ liệu khoảng $-7,333 \text{ g/24h}$ vào tháng 12/2019, giá trị cực tiểu được tìm thấy là $-20,381 \text{ g/24h}$ vào tháng 5/2020. Trung bình nhiệt độ không khí tháng lớn nhất là $28,405^\circ\text{C}$, giá trị cực đại tìm được trong chuỗi dữ liệu khoảng $29,822^\circ\text{C}$ vào tháng 5/2020, giá trị cực tiểu được tìm thấy là $26,891^\circ\text{C}$ vào tháng 2/2020.

Bảng 1. Kết quả thống kê cơ bản của chuỗi dữ liệu NEE đo đạc từ trạm quan sát Cần Giờ (từ tháng 6/2019 đến 5/2020) ($\text{gC}/\text{m}^2.\text{phút}$).

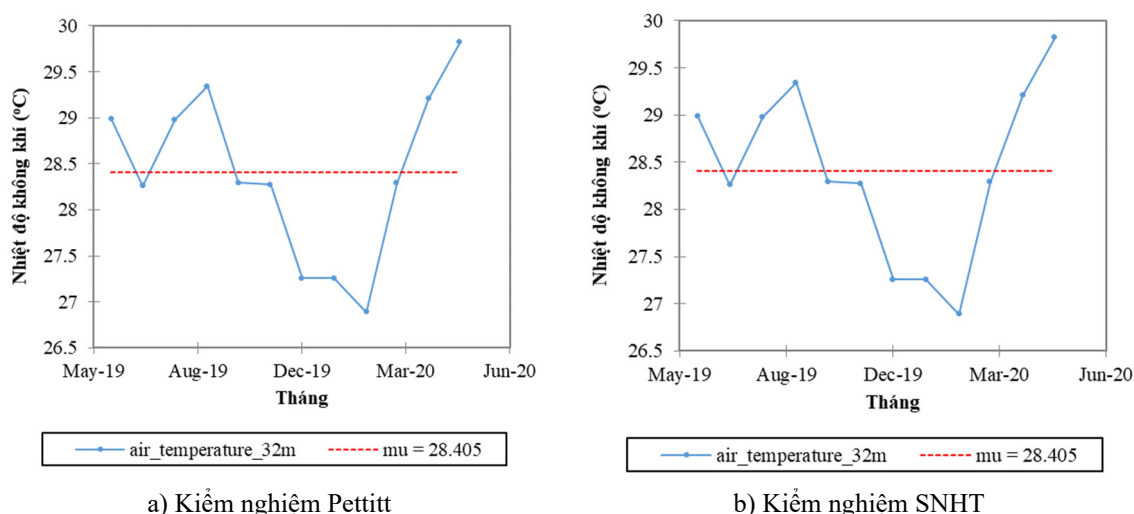
| Tên biến | Số mẫu | Giá trị nhỏ nhất | Giá trị lớn nhất | Trung bình | Độ lệch chuẩn |
|----------|--------|------------------|------------------|------------|---------------|
| NEE | 12 | -20,381 | -7,333 | -12,924 | 4,430 |

Bảng 2. Kết quả thống kê cơ bản của chuỗi dữ liệu nhiệt độ không khí đo đạc từ trạm quan sát Cần Giờ (từ tháng 6/2019 đến 5/2020) ($^{\circ}\text{C}$).

| Tên biến | Số mẫu | Giá trị nhỏ nhất | Giá trị lớn nhất | Trung bình | Độ lệch chuẩn |
|--------------------|--------|------------------|------------------|------------|---------------|
| Nhiệt độ không khí | 12 | 26.891 | 29,822 | 28,405 | 0,914 |



Hình 2. Kết quả phân tích chuỗi dữ liệu NEE tại tháp quan trắc Cần Giờ sử dụng kiểm nghiệm a) Pettitt và b) SNHT.



Hình 3. Kết quả phân tích chuỗi dữ liệu NEE tại tháp quan trắc Cần Giờ sử dụng kiểm nghiệm a) Pettitt và b) SNHT.

Chuỗi số liệu NEE và nhiệt độ không khí trong khoảng thời gian đo đạc 6/2019 đến 5/2020 được kiểm tra tính đồng nhất thông qua kiểm nghiệm SNHT và Pettitt, và thể hiện ở Hình 2 và Hình 3. Kết quả cho thấy rằng, với mức ý nghĩa 0,05, giá trị p của cả kiểm nghiệm Pettitt và SNHT là 0,82 và 0,34 (đối với chuỗi số liệu NEE, Bảng 3), giá trị p của kiểm nghiệm Pettitt và SNHT đối với chuỗi số liệu nhiệt độ không khí lần lượt là 0,84 và 0,32

(Bảng 4). Những giá trị trên đều lớn hơn mức ý nghĩa ($\alpha = 0,05$), điều này khẳng định rằng những chuỗi số liệu NEE và nhiệt độ không khí là đồng nhất.

Bảng 3. Kết quả phân tích tính đồng nhất dữ liệu NEE sử dụng kiểm nghiệm Pettitt và SNHT với độ tin cậy 95%.

| Kiểm nghiệm | Giá trị p | Giá trị cận trên | Giá trị cận dưới |
|-------------|-----------|------------------|------------------|
| Pettitt | 0,82 | 0,83 | 0,81 |
| SNHT | 0,34 | 0,36 | 0,33 |

Bảng 4. Kết quả phân tích tính đồng nhất dữ liệu nhiệt độ không khí sử dụng kiểm nghiệm Pettitt và SNHT với độ tin cậy 95%.

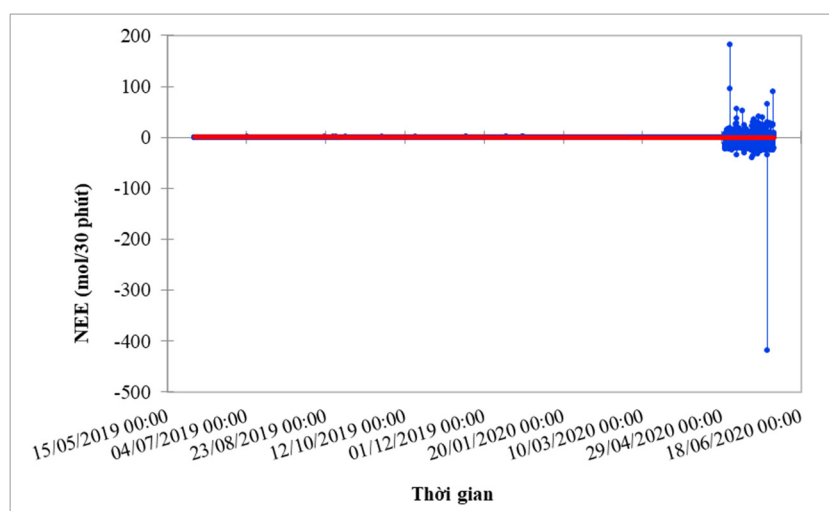
| Kiểm nghiệm | Giá trị p | Giá trị cận trên | Giá trị cận dưới |
|-------------|-----------|------------------|------------------|
| Pettitt | 0,84 | 0,85 | 0,83 |
| SNHT | 0,32 | 0,33 | 0,30 |

3.2. Kiểm định Mann–Kendall và phân tích xu thế Sen đối với chuỗi số liệu tổng lượng sinh thái thuần

Bảng 5 dưới đây trình bày kết quả kiểm định M–K cho giá trị Kendall's tau nhỏ hơn 0, điều này chứng tỏ lượng CO₂ trao đổi thuần của HST đo đạc trong một năm qua có xu hướng giảm, với mức ý nghĩa thống kê M–K test nhỏ hơn 0,001. Để thấy rõ hơn xu thế giảm, ta nhìn qua kết quả của ước lượng Sen khoảng $-1,23 \times 10^{-07}$ (gC/m².phút)/30 phút, cụ thể hơn trong Hình 4.

Bảng 5. Bảng thống kê kết quả kiểm định Mann–Kendall cho chuỗi dữ liệu quan trắc của NEE từ tháng 5/2019–6/2020.

| Thông số kiểm định | Kendall's tau | p-value | Sen's slope |
|------------------------|---------------|----------|-------------------------|
| NEE (CO ₂) | -0,030 | < 0,0001 | $-1,23 \times 10^{-07}$ |



Hình 4. Xu thế biến đổi của NEE theo thời gian.

3.3. Xác định mối tương quan giữa NEE với nhiệt độ không khí trong quá trình quang hợp của thực vật RNM Cần Giờ từ 6/2019–5/2020

Từ cơ sở kiểm tra tính đồng nhất dựa trên những kiểm nghiệm Pettitt và SNHT, chuỗi số liệu đo đạc 30 phút từ 6/2019 đến 5/2020 của NEE và nhiệt độ không khí được tính toán tương quan thông qua xu thế tuyến tính, ứng với mức ý nghĩa 0.05 ($\alpha = 0,05$). Hai giả thiết được đưa ra là: Ho không có tương quan giữa hai biến NEE và nhiệt độ không khí (nếu giá trị p lớn hơn α); Ha có tương quan giữa hai biến NEE và nhiệt độ không khí (nếu giá trị p nhỏ hơn α). Kết quả xác định xu thế được thể hiện ở những bảng dưới đây:

Ở Bảng 6a cho kết quả kiểm định F = 243,997, với giá trị p nhỏ hơn mức ý nghĩa ($p < 0,001$), từ đây giả thiết Ho bị bác bỏ và rút ra kết luận rằng có mối tương quan tuyến tính giữa NEE và nhiệt độ không khí. Tuy nhiên, hệ số tương quan rất thấp, khoảng $R^2 = 0,014$, do vậy chỉ có 1,4% sự thay đổi NEE được giải thích bởi nhiệt độ không khí (Bảng 6b). Dựa trên Bảng 6c ghi nhận rằng NEE tương quan nghịch với nhiệt độ không khí dựa trên phương trình hồi quy tuyến tính: $y = -0,237x + 6,551$. Với đường xu thế cận trên là $y = -0,207x + 7,400$ và đường xu thế cận dưới là $y = -0,267x + 5,703$.

Bảng 6. Kết quả xác định xu thế tuyến tính giữa NEE và nhiệt độ không khí tại RNM Cần Giờ trong khoảng thời gian từ 6/2019 đến 5/2020.

| a. ANOVA ^a | | | | | | | |
|--|--------------------|-------------------------------|----------------|---------------------------|---------|-------------------------------|----------|
| Mô hình | | Tổng bình phương | df | Bình phương trung bình | F | Mức ý nghĩa | |
| 1 | Regression | 5062.111 | 1 | 5062.111 | 243.997 | 0.000 ^b | |
| | Residual | 364309.909 | 17560 | 20.747 | | | |
| | Total | 369372.019 | 17561 | | | | |
| a. Giá trị phụ thuộc: NEE | | | | | | | |
| b. Dự đoán, Nhiet_do_khong_khi | | | | | | | |
| b. Tổng hợp ^a | | | | | | | |
| Mô hình | | R | R ² | Điều chỉnh R ² | | Sai số ước tính | |
| 1 | | 0.117 ^a | 0.014 | 0.014 | | 4.555 | |
| a. Dự đoán: (Constant), Nhiet_do_khong_khi | | | | | | | |
| c. Những hệ số ^a | | | | | | | |
| Mô hình | | Hệ số không tiêu chuẩn hóa | | t | Sig. | 95.0% Mức độ tin cậy cho B | |
| | | B | Sai số | | | Cận dưới | Cận trên |
| | | Beta | | | | | |
| 1 | Hằng số | 6.551 | 0.433 | 15.140 | 0.000 | 5.703 | 7.400 |
| | Nhiet_do_khong_khi | -0.237 | 0.015 | -0.117 | -15.620 | 0.000 | -0.267 |
| a. Giá trị phụ thuộc: NEE | | | | | | | |

3.4. Xác định mối tương quan giữa NEE với nhiệt độ không khí trong quá trình quang hợp của thực vật RNM Cần Giờ vào các tháng mùa mưa (6/2019–11/2019)

Mục này xác định mối tương quan giữa NEE và nhiệt độ không khí thông qua xu thế tuyến tính, ứng với mức ý nghĩa 0.05 ($\alpha = 0,05$). Chuỗi số liệu được đo đạc trong mùa mưa là từ tháng 6/2019 đến tháng 11/2019. Với hai giả thiết được đưa ra là: Ho không có tương quan giữa hai biến NEE và nhiệt độ không khí vào các tháng mùa mưa (nếu giá trị p lớn hơn α); Ha có tương quan giữa hai biến NEE và nhiệt độ không khí vào các tháng mùa mưa (nếu

giá trị p nhỏ hơn α). Bảng 7 dưới đây trình bày kết quả tính toán tương quan giữa NEE và nhiệt độ không khí.

Bảng 7. Kết quả xác định xu thế tuyến tính giữa NEE và nhiệt độ không khí tại RNM Cần Giờ trong khoảng thời gian các tháng mùa mưa (6/2019–11/2019).

| a. ANOVA ^a | | | | | | | |
|--|----------------------------|----------------|---------------------------|------------------------|-----------------|----------------------------|----------|
| Mô hình | Tổng bình phương | | df | Bình phương trung bình | F | Mức ý nghĩa | |
| Regression | 0.484 | | 1 | 0.484 | 301.156 | 0.000 ^b | |
| 1 Residual | 14.113 | | 8780 | 0.002 | | | |
| Total | 14.597 | | 8781 | | | | |
| a. Giá trị phụ thuộc: NEE_Mua mưa | | | | | | | |
| b. Dự đoán: (Constant), Nhiet_do_khong_khi | | | | | | | |
| b. Tổng hợp ^b | | | | | | | |
| Mô hình | R | R ² | Điều chỉnh R ² | | Sai số ước tính | | |
| 1 | 0.182 ^a | 0.033 | 0.033 | | 0.040 | | |
| a. Dự đoán: (Constant), Nhiet_do_khong_khi | | | | | | | |
| b. Giá trị phụ thuộc: NEE_Mua mưa | | | | | | | |
| c. Những hệ số ^a | | | | | | | |
| Mô hình | Hệ số không tiêu chuẩn hóa | | Hệ số tiêu chuẩn | t | Sig. | 95.0% Mức độ tin cậy cho B | |
| | B | Sai số | Beta | | | Cận dưới | Cận trên |
| | | | | | | | |
| 1 (Constant) | 0.089 | 0.005 | | 16.272 | 0.000 | 0.078 | 0.100 |
| Nhiet_do_khong_khi | −0.003 | 0.000 | −0.182 | −17.354 | 0.000 | −0.004 | −0.003 |
| a. Giá trị phụ thuộc: NEE_Mua mưa | | | | | | | |

Bảng 7a cho kết quả kiểm định $F = 301,156$, với giá trị p nhỏ hơn mức ý nghĩa ($p < 0,001$), từ đây giả thiết H_0 bị bác bỏ và rút ra kết luận rằng có mối tương quan tuyến tính giữa NEE và nhiệt độ không khí vào mùa mưa. Tuy nhiên, hệ số tương quan rất thấp, chỉ khoảng $R^2 = 0,033$, tức là khoảng 3,3% sự thay đổi NEE được giải thích bởi nhiệt độ không khí vào mùa mưa (Bảng 7b). Dựa trên Bảng 7c ghi nhận rằng NEE tương quan nghịch với nhiệt độ không khí dựa trên phương trình hồi quy tuyến tính: $y = -0,003x + 0,089$. Với đường xu thế cận trên là $y = -0,003x + 0,10$ và đường xu thế cận dưới là $y = -0,004x + 0,078$.

3.5. Xác định mối tương quan giữa NEE với nhiệt độ không khí trong quá trình quang hợp của thực vật RNM Cần Giờ vào các tháng mùa khô (12/2019–05/2020)

Ở phần này xác định mối tương quan giữa NEE và nhiệt độ không khí thông qua xu thế tuyến tính vào các tháng mùa khô, ứng với mức ý nghĩa 0,05 ($\alpha = 0,05$). Tương tự với hai phần trên, hai giả thiết được đưa ra là: H_0 không có tương quan giữa hai biến NEE và nhiệt độ không khí vào các tháng mùa khô (nếu giá trị p lớn hơn α); H_a có tương quan giữa hai biến NEE và nhiệt độ không khí vào các tháng mùa khô (nếu giá trị p nhỏ hơn α). Bảng 8 dưới đây sẽ trình bày kết quả tính toán tương quan giữa NEE và nhiệt độ không khí.

Bảng 8. Kết quả xác định xu thế tuyến tính giữa NEE và nhiệt độ không khí tại RNM Cần Giờ trong khoảng thời gian các tháng mùa khô (12/2019–5/2020).

| a. Tổng hợp ^b | | | | | | | | |
|--|-----------------------------------|----------------|---------------------------|------------------------|---------|----------------------------|----------|--------|
| Mô hình | R | R ² | Điều chỉnh R ² | Sai số ước tính | | | | |
| 1 | 0.172 ^a | 0.030 | 0.030 | 6.385 | | | | |
| a. Dự đoán: (Constant), Nhiệt độ không khí | | | | | | | | |
| b. Giá trị phụ thuộc: NEE_Mùa mưa | | | | | | | | |
| b. ANOVA ^a | | | | | | | | |
| Mô hình | Tổng bình phương | | df | Bình phương trung bình | F | Mức ý nghĩa | | |
| 1 | Regression | 10954.038 | 1 | 10954.038 | 268.718 | 0.000 ^b | | |
| | Residual | 357827.619 | 8778 | 40.764 | | | | |
| | Total | 368781.657 | 8779 | | | | | |
| a. Giá trị phụ thuộc: NEE_Mùa mưa | | | | | | | | |
| b. Dự đoán: (Constant), Nhiệt độ không khí | | | | | | | | |
| c. Hệ số ^a | | | | | | | | |
| Mô hình | Hệ số không tiêu chuẩn hóa | | Hệ số tiêu chuẩn | t | Sig. | 95.0% Mức độ tin cậy cho B | | |
| | B | Sai số | Beta | | | Cận dưới | Cận trên | |
| 1 | (Constant) | 13.641 | 0.857 | 15.912 | 0.000 | 11.960 | 15.321 | |
| | Nhiệt độ không khí | −0.498 | 0.030 | −0.172 | −16.393 | 0.000 | −0.557 | −0.438 |
| | a. Giá trị phụ thuộc: NEE_Mùa mưa | | | | | | | |

Từ những kết quả trình bày trên Bảng 8a, b, c có thể rút ra kết luận rằng giữa NEE và nhiệt độ không khí vào các tháng mùa khô có tương quan tuyến tính với nhau. Tuy nhiên, hệ số tương quan rất thấp, chỉ khoảng $R^2 = 0,03$, tức là khoảng 3% sự thay đổi NEE được giải thích bởi nhiệt độ không khí vào các tháng mùa khô. Đồng thời, NEE có xu thế tương quan với nhiệt độ không khí dựa trên phương trình hồi quy tuyến tính: $y = -0,498x + 13,641$. Với đường xu thế cận trên là $y = -0,438x + 15,231$ và đường xu thế cận dưới là $y = -0,557x + 11,960$.

3.6. Hàm lượng CO₂ trao đổi thuần của HST RNM Cần Giờ

Phân tích, tổng hợp các dữ liệu ghi nhận được trong giai đoạn từ tháng 6/2019 đến tháng 5/2020 được thể hiện ở Bảng 9.

Bảng 9. Lượng CO₂ trao đổi thuần của HST RNM trong 12 tháng.

| Thời gian | Hàm lượng C trao đổi (g/tháng.m ²) | Hàm lượng CO ₂ trao đổi (g/tháng.m ²) |
|---------------|--|--|
| Tháng 06/2019 | –109,940 | –403,111 |
| Tháng 07/2019 | –139,695 | –512,215 |
| Tháng 08/2019 | –89,908 | –329,665 |
| Tháng 09/2019 | –73,067 | –267,913 |
| Tháng 10/2019 | –108,795 | –398,916 |

| Thời gian | Hàm lượng C trao đổi (g/tháng.m ²) | Hàm lượng CO ₂ trao đổi (g/tháng.m ²) |
|---------------|---|---|
| Tháng 11/2019 | -71,317 | -261,496 |
| Tháng 12/2019 | -61,999 | -227,330 |
| Tháng 01/2020 | -102,081 | -374,300 |
| Tháng 02/2020 | -137,624 | -504,623 |
| Tháng 03/2020 | -157,854 | -578,799 |
| Tháng 04/2020 | -166,755 | -611,436 |
| Tháng 05/2020 | -68,614 | -251,587 |
| Tổng | -1287,649 | -4721,394 |
| Min | -166,755 | -611,436 |
| Trung bình | -107,304 | -393,450 |
| Max | -61,999 | -227,330 |

Bảng 9 thể hiện lượng NEE hấp thụ trung bình tháng là $-393,450 \text{ gCO}_2/\text{m}^2$, tương đương $-107,304 \text{ gC}/\text{m}^2$ (giá trị âm thể hiện HST hấp thụ các bon). So với kết quả đã công bố cho thấy khả năng hấp thụ các bon trung bình tháng của thời kỳ này thấp hơn giai đoạn liền kề trước đó (05/2017 đến 04/2019), đạt $-108,835 \text{ gC}/\text{m}^2$ [15].

Từ 6/2019 đến 5/2020, tổng lượng NEE của HST là $1287,649 \text{ gC}/\text{m}^2$.năm (tương đương $47,2$ tấn CO_2/ha .năm). Giá trị cao hơn so với NEE đo được bằng phương pháp EC đối với các hệ sinh thái trên cạn (upland ecosystem) vùng nhiệt đới. Ở rừng nhiệt đới Brazil, ước tính NEE dao động từ -560 đến $-1190 \text{ gC}/\text{m}^2$.năm [33, 34]. Ở các khu rừng trên cạn của Thái Lan, Malaysia và Indonesia giá trị NEE dao động từ -440 đến $+180 \text{ gC}/\text{m}^2$.năm [35]. Tại rừng ẩm thường xanh Nam Cát Tiên (tỉnh Đồng Nai), giá trị NEE xác định được là -401 , -453 , $-513 \text{ gC}/\text{m}^2$.năm lần lượt vào các năm 2012, 2013 và 2014 [20]. NEE tương đối cao của RNM Cần Giờ có thể được giải thích do RNM liên tục chịu ảnh hưởng bởi hoạt động thủy triều. Các hoạt động này đem đến một nguồn carbon đáng kể gồm carbon hữu cơ hạt (POC), carbon hữu cơ hòa tan (DOC) và carbon vô cơ hòa tan (DIC) [36]. Tổng hợp các nghiên cứu trước đó của Barr chỉ ra quá trình phát thải của các nguồn các bon này sẽ có xu hướng hạ thấp ước tính hô hấp của hệ sinh thái xuất phát từ các phép đo EC. Do vậy, chỉ số NEE có thể chịu tác động bởi yếu tố vị trí thấp quan trắc nằm gần các cửa sông Đồng Tranh, Lòng Tàu và Xoài Rạp. Bởi yếu tố địa lý này, khu vực quan trắc liên tục tiếp nhận nguồn các bon dồi dào do thủy triều tập trung các dòng POC, DOC và DIC dọc theo các con sông đổ về khu vực cửa sông.

4. Kết luận

Kết quả nghiên cứu cho thấy, phương pháp kiểm tra tính đồng nhất đã xác định chuỗi số liệu NEE và nhiệt độ không khí đo đạc từ tháng 6/2019 đến tháng 5/2020 có tính đồng nhất theo hai kiểm nghiệm Pettitt và SNHT. Nghiên cứu ghi nhận giá trị p đều lớn hơn mức ý nghĩa ($\alpha = 0,05$), đối với chuỗi NEE giá trị p lần lượt bằng $0,82$ (kiểm nghiệm Pettitt) và $0,34$ (kiểm nghiệm SNHT), đối với chuỗi nhiệt độ không khí giá trị p bằng $0,84$ (kiểm nghiệm Pettitt) và $0,32$ (kiểm nghiệm SNHT). Nói cách khác, khoảng 82% và 84% rủi ro khi loại bỏ H_0 đối với kiểm nghiệm Pettitt, khoảng 34% và 32% rủi ro khi loại bỏ H_0 đối với kiểm nghiệm SNHT.

Kiểm nghiệm Mann-Kendall và phương pháp đánh giá xu thế Sen cho biết, chuỗi số liệu NEE trong một năm qua có xu thế giảm khoảng $-1,23 \times 10^{-7} (\text{gC}/\text{m}^2.\text{phút})/30$ phút với mức ý nghĩa nhỏ hơn $0,05$. Bên cạnh đó, dựa trên hàm tương quan tuyến tính đã ghi nhận NEE tương quan tuyến tính nghịch với nhiệt độ không khí qua phương trình hồi quy tuyến tính: $y = -0,237x + 6,551$, đường xu thế cận trên là $y = -0,207x + 7,400$ và đường xu thế cận dưới là $y = -0,267x + 5,703$ ở mức ý nghĩa nhỏ hơn $0,05$. Bên cạnh đó, ở mức ý nghĩa bằng $0,05$,

nghiên cứu đã xác định được mối tương quan tuyến tính giữa NEE và nhiệt độ không khí vào mùa mưa và mùa khô lần lượt là $y = -0,003x + 0,089$ và $y = -0,498x + 13,641$. Tuy nhiên, do số liệu quan trắc còn ít nên tương quan giữa hai yếu tố trên rất thấp, cần tiếp tục các nghiên cứu với kế hoạch lâu dài trong đó xét thời gian quan trắc dài hơn và xem xét đầy đủ các mối liên hệ giữa lượng CO₂ trao đổi thuần của HST được xác định qua phương pháp EC với các yếu tố khí hậu khác như: độ ẩm, lượng mưa, áp suất tại RNM Cần Giờ.

Đóng góp của tác giả: Xây dựng ý tưởng nghiên cứu: N.V.T., Đ.P.L., T.T.H., H.C.T.; Lựa chọn phương pháp nghiên cứu: N.V.T., T.T.H., H.C.T.; Xử lý số liệu: N.V.T., Đ.P.L., H.C.T.; Viết bản thảo bài báo: H.C.T.; Chỉnh sửa bài báo: N.V.T., T.T.H., P.T.L.

Lời cảm ơn: Nghiên cứu này được thực hiện dưới sự tài trợ của đề tài nghiên cứu khoa học cấp Thành phố Hồ Chí Minh là “Nghiên cứu ảnh hưởng của biến đổi khí hậu đến khả năng dự trữ Carbon của các hệ sinh thái tự nhiên rừng ngập mặn Cần Giờ và đề xuất các giải pháp thích ứng”, trong thời gian thực hiện 18 tháng.

Lời cam đoan: Tập thể tác giả cam đoan bài báo này là công trình nghiên cứu của tập thể tác giả, chưa được công bố ở đâu, không được sao chép từ những nghiên cứu trước đây; không có sự tranh chấp lợi ích trong nhóm tác giả.

Tài liệu tham khảo

1. BCA, WWF, Đại học Stockholm. Đa dạng sinh học; Biến đổi khí hậu và bảo tồn ĐDSH trong bối cảnh biến đổi khí hậu tại Việt Nam. Hà Nội, 2013, tr. 40.
2. Dũng, N.H.; Dũng, V.V. Bảo tồn đa dạng sinh học ở Việt Nam—mối liên hệ với Phát triển bền vững (SD) và biến đổi khí hậu (CC). Hội thảo Chuyên đề về Đa dạng sinh học và BĐKH: mối liên quan tới đói nghèo và phát triển bền vững. Hà Nội, 2007.
3. Bộ Tài nguyên Môi trường. Báo cáo quốc gia về đa dạng sinh học năm 2011. Hà Nội, 2011, tr. 124.
4. Short, F.T.; Kosten, S.; Morgan, P.A.; Malone, S.; Moore, G.E. Impacts of climate change on submerged and emergent wetland plants. *Aquat. Bot.* **2016**, *135*, 3–17.
5. Pernetta, J.C. Mangrove forests, climate change and sea-level rise: hydrological influences on community structure and survival, with examples from the Indo-West Pacific. A Marine Conservation and Development Report. IUCN, Gland, Switzerland 1993, VII, pp. 46.
6. Hutchings, P.; Saenger, P. Ecology of Mangroves. Queensland University Press 1987.
7. Moore, R.T.; Miller, P.C.; Ehleringer, J.; Lawrence, W. Seasonal trends in gas exchange characteristics of three mangrove species. *Photosynthetica* **1973**, *7*, 387–93.
8. Andrews, T.J.; Clough, B.F.; Muller, G.J. Photosynthetic gas exchange and carbon isotope ratios of some mangroves in North Queensland. In Physiology and Management of Mangroves, Tasks for Vegetation Science. (Ed H.J. Teas.) Junk Publications, The Hague 1984, 15–23.
9. Andrews, T.J.; Muller, G.J. Photosynthetic gas exchange of the mangrove, *Rhizophora stylosa* Griff., in its natural environment. *Oecologia* **1985**, *65*, 449–455.
10. Clough, B.F.; Andrews, T.J.; Cowan, I.R. Physiological processes in mangroves In "Mangrove Ecosystems in Australia: Structure, Function and Management." (Ed B.F. Clough.) Australian National University Press, Canberra, 1982, 194–210.
11. Quý, V. Biến đổi khí hậu và đa dạng sinh học ở Việt Nam. Bản tin ĐHQG Hà Nội. **2009**, *219*, 22–25.
12. Nam, V.N. và cs. Nghiên cứu khả năng cố định carbon của rừng ngập mặn trong Khu Dự trữ sinh quyển Cần Giờ, thành phố Hồ Chí Minh. Sở KH&CN Thành phố Hồ Chí Minh. Báo cáo tổng kết, 2011, tr. 118.

13. Mỹ, N.T.T. và cs. Nghiên cứu ảnh hưởng của BĐKH đến khu hệ thực vật RNM Cần Giờ và đề xuất các giải pháp bảo vệ. Sở KH&CN Thành phố Hồ Chí Minh. Báo cáo tổng kết, 2014, tr. 247.
14. Khôi, L.V. và cs. Khôi phục và phát triển bền vững rừng ngập mặn Cần Giờ. Ban quản lý RNM Cần Giờ, 2006.
15. Lưu, Đ.P.; Vitaly, K.A.; Thịnh, N.V. Ước tính khả năng trao đổi CO₂ của hệ sinh thái rừng ngập mặn Cần Giờ bằng phương pháp Eddy–Covariance. *Tạp chí Sinh Học* **2019**, 41, 377–384. <https://doi.org/10.15625/0866-7160/v41n2se1&2se2.14149>.
16. Burba, G. Eddy Covariance method for scientific, industrial, agricultural and regulatory applications: A field book on measuring ecosystem gas exchange and areal emission rates. Li–Cor Biosciences, Lincoln. USA 2013, pp. 345.
17. Huân, T.C.; Duy, Đ.B.; Kurbatova, J.A.; Deshcherevskaya, O.A.; Avilov, V.A. Cơ sở lý thuyết của phương pháp phương sai rối trong nghiên cứu dòng nhiệt, ẩm, khí CO₂ và các đặc trưng kỹ thuật của Trạm quan trắc dòng Nam Cát Tiên. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ Nhiệt đới* **2012**, 1, 100–107.
18. Kominami, Y.; Jomura, M.; Dannoura, M.; Goto, Y.; Tamai, K.; Miyama, T.; Kanazawa, Y.; Kaneko, S.; Okumura, M.; Misawa, N.; Hamada, S.; Sasaki, T.; Kimura, H.; Ohtani, Y. Biometric and eddy covariance based estimates of carbon balance for a warm temperate mixed forest in Japan. *Agric. For. Meteorol.* **2008**, 148, 723–737.
19. Elbers, J.A.; Jacobs, C.M.J.; Kruijt, B.; Jans, W.P.; Moors, E.J. Assessing the uncertainty of estimated annual totals of net ecosystem productivity: A practical approach applied to a mid latitude temperate pine forest. *Agric. For. Meteorol.* **2011**, 151, 1823–1830.
20. Duy, Đ.B. Nghiên cứu xác định lượng Carbon trao đổi (hấp thụ) của hệ sinh thái rừng mưa nhiệt đới Nam Cát Tiên bằng phương pháp Eddy–Covariance. Hội Nghị khoa học toàn quốc về sinh thái và tài nguyên sinh vật lần thứ 6. Hà Nội, 2015, 1310–1316.
21. Saigusa, N.; Yamamoto, S.; Hirata, R.; Ohtani, Y.; Ide, R.; Asanuma, J.; Gamo, M.; Hirano, T.; Kondo, H.; Kosugi, Y.; Li, S.G.; Nakai, Y.; Takagi, K.; Tani, M. and Wang, H. Temporal and spatial variations in the seasonal patterns of CO₂ flux in boreal, temperate, and tropical forests in East Asia. *Agric. For. Meteorol.* **2008**, 148, 700–713.
22. Barr, J.G.; Engel, V.; Smith, T.J.; Fuentes, J.D. Hurricane disturbance and recovery of energy balance, CO₂ fluxes and canopy structure in a mangrove forest of the Florida Everglades. *Agric. For. Meteorol.* **2012**, 153, 54–66.
23. Alexandersson, H. A homogeneity test applied to precipitation data. *Int. J. Climatol. International* **1986**, 6, 661–675.
24. Tân, P.V. Phương pháp thống kê trong khí hậu. Nhà xuất bản Đại học Quốc Gia Hà Nội, 2005.
25. Wijngaard, J.B.; Tank, A.M.G.; Konnen, G.P. Homogeneity of 20th century European daily temperature and precipitation series. *Int. J. Climatol.* **2003**, 23, 679–692.
26. Pettitt, A.N. A non–parametric approach to the change–point problem. *J. Royal Stat. Soc. Series C (Applied Stat.)* **1979**, 28, 126–135.
27. Kahya, E.; Arıkan, B.B.; Akdeniz, E. Homogeneity analysis of precipitation series in Turkey. Conference Paper, 2016.
28. Talaei, P.H.; Kouchakzadeh, M.D.; Some, B.S. Homogeneity analysis of precipitation series in Iran. *Theor. Appl. Climatol.* **2013**, 118, Nos 1/2. <https://doi.org/10.1007/s00704-013-1074-y>.

29. Tuân, N.V. Phân tích số liệu và tạo biểu đồ bằng R: hướng dẫn và thực hành. Nhà xuất bản Đại học Quốc Gia Thành phố Hồ Chí Minh, 2006.
30. McLeod, A.I. Kendall rank correlation and Mann–Kendall trend test, 2011.
31. Kendall, M.G. Rank Correlation Methods. Charles Griffin, London 1975, pp. 272.
32. Sen, P.K. Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's Tau. *J. Am. Stat. Assoc.* **1968**, *63*, 1379–1389.
33. Carswell, F.E.; Meir, P.; Wandelli, E.V.; Bonates, L.C.; Kruijt, B.; Barbosa, E.M.; Nobre, A.D.; Grace, J.; Jarvis, P.G. Photosynthetic capacity in a central Amazonian rain forest. *Tree Physiol.* **2000**, *20*, 179–186.
34. Malhi, Y. et al. Comprehensive assessment of carbon productivity, allocation and storage in three Amazonian forests. *Global Change Biol.* **2009**, *15*, 1255–1274.
35. Hirata, R.; Saigusa, N.; Yamamoto, S.; Ohtani, Y.; Ide, R.; Asanuma, J.; Gamo, M.; Hirano, T.; Kondo, H.; Kosugi, H.; Li, S.G.; Nakai, Y.; Takagi, K.; Tani, M.; Wang, H. Spatial distribution of carbon balance in forest ecosystems across East Asia. *Agric. For. Meteorol.* **2008**, *148*, 761–775.
36. Barr, J.G.; Engel, V.; Fuentes, J.D.; Zieman, J.C.; O'Halloran, T.L.; Smith, T.J.; Anderson, G.H. Controls on mangrove forest atmosphere carbon dioxide exchanges in western Everglades National Park. *J. Geophys. Res.* **2010**, *115*, G02020. <https://doi.org/10.1029/2009JG001186>.

Determinating of the correlation between the air temperature with Net ecosystem exchange of CO₂ during photosynthesis of mangrove plants in Can Gio mangrove forest

Nguyen Van Thinh¹, Do Phong Luu¹, Ho Cong Toan², Tran Tuan Hoang²,
Pham Thanh Long².

¹Joint Russian–Vietnamese Tropical Scientific Research and Technological Center; thinh39b@gmail.com; dophongluu@gmail.com

²Sub–Institute HydroMeteorology and Climate Change; hocongtoanhdh@gmail.com; hoangkttv@gmail.com; longphamsihymete@gmail.com

Abstract: The purpose of this study is determine the correlation between the Net ecosystem exchange of CO₂ (NEE) and the air temperature during the photosynthesis of mangrove plants, based on a series of measurements at the climate monitoring tower. in Can Gio mangrove forest. First, the series of observational data on NEE and air temperature from June 2019 to 5/2020 was checked homogeneity about data based on Pettitt tests and Standard Normal Homogeneity test (SNHT). Next, the research team used the Sen trend method and the Mann–Kendall test to evaluate the statistical significance of the NEE data series and the air temperature. The analytical results showed that, with significance level of 0.05, NEE measured values tended to decrease during the measurement period, about -1.23×10^{-7} (gC/m².min)/30 minutes and the air temperature. tends to increase 2.69×10^{-5} (°C/30 minutes) according to the Sen trend assessment method. Finally, the correlation between NEE and air temperature during the photosynthesis of mangrove plants is determined based on a linear correlation. With a significance level of 0.05 for 1 year continuously, the NEE measurement is inversely correlated, however, only 1.4% of the change in NEE is explained by the air temperature according to the linear regression equation. calculate $y = -0.237x + 6.551$, the trend of the upper bound of $y = -0.207x + 7.400$ and the lower trend of $y = 0.267x + 5.703$. And, this also significance, the study determined linear correlation between NEE and air temperature in rain reason and dry reason such as $y = -0.003x + 0.089$ and $y = -0.498x + 13.641$.

Keywords: Linear correlation; Homogeneity; Net ecosystem exchange of CO₂.