

## Contaminación Atmosférica. Fluctuaciones Horarias de Variables Aerométricas en Centro Habana

C. BARCELÓ, A. CABRERA Y G. INCLÁN

*Instituto Nacional de Higiene, Epidemiología y Microbiología,  
Dpto. de Higiene Comunal, Sección de Aire y Ambiente Físico*

*Recibido: 9 de enero de 1981*

**ABSTRACT.** It was made an hourly sampling of a set of aerometric variates in a place of Centro Habana during two intervals of 10 days in the wet and dry seasons of the year 1980. Pollutant levels fluctuations were connected to urban heat island picture at glance. Peripheral wind of the city from East and South were related to higher values of sulphuric acidity. Otherwise, wind direction from North and South showed connection to higher smoke concentration amounts. Power spectra suggested persistence and cycles weighted according variate and time interval. Significant coherences were located in the correlation structure under different phase relations. Some of them appeared twice in the time lapses, another changed. It was believed that everything observed resembled tracks of a unstable time dependent dynamic in the aerometric system in urban area.

**RESUMEN.** Fue hecho un muestreo horario de un grupo de variables aerométricas en un lugar de Centro Habana durante dos intervalos de 10 días en las estaciones seca y húmeda del año 1980. Las fluctuaciones de los niveles de contaminación se asociaron descriptivamente al reflejo de la isla urbana de calor. Viento periférico a la Ciudad del Este y el Sur se asoció a mayores valores de acidez sulfúrica. Además viento del Norte y el Sur mostraron asociación a mayores concentraciones de humo. El espectro de potencia sugirió persistencia y ciclos ponderados de acuerdo a la variable y al intervalo de tiempo analizado. Coherencias significativas se localizaron en la estructura de correlación bajo diferentes relaciones de fase. Algunas de ellas se reiteraron en los intervalos de tiempo, otras cambiaron. Pensamos que los resultados observacionales constituyeron huellas de una dinámica dependencia del tiempo inestable en el sistema aerométrico.

### INTRODUCCION

Los aumentos a corto plazo del humo y el dióxido de azufre atmosféricos, aun en casos no pronunciados, parecen producir reacción sinto-

mática en sujetos con enfermedades cardíacas o respiratorias en las primeras horas del alza<sup>1</sup>; de modo que una media diaria no reflejaría las variaciones cronológicas instantáneas de la contaminación que pueden superar el umbral de los efectos agudos durante breves períodos<sup>2</sup>. Se ha reportado que estas variaciones siguen un ciclo diario<sup>3</sup> y que las mayores variaciones del potencial de contaminación son aquellas de corta duración a cuenta de fluctuaciones diarias de las variables meteorológicas<sup>4</sup>. Desde hace años se conoce que la baja velocidad del viento y las inversiones de baja altura se relacionan a episodios de altos niveles de SO<sub>2</sub> y partículas suspendidas en áreas industriales urbanas (Hilts y Bryan).<sup>5</sup> Aunque singularmente en estas áreas la presencia de una isla de calor que erosiona las inversiones nocturnas de radiación, incrementa la temperatura y proporciona mezclas más intensas<sup>6</sup>, podría modular la influencia de los factores meteorológicos de dispersión de más vasta escala. Desde 1973 se reporta que la zona de Centro Habana, en Ciudad de la Habana, constituye una de las áreas urbanas más contaminadas del país<sup>7</sup>. No obstante, los más recientes análisis se limitan a recopilar y analizar valores medios diarios<sup>8</sup> donde las fluctuaciones de más corta resolución cronológica escapan.

Tomando en cuenta que tales fluctuaciones, de ser periódicas, podrían además sincronizar o interferir los bio-ritmos —factor de la salud<sup>9</sup>— es nuestro interés esclarecer la presencia de ciclos en la estructura de las series cronológicas de contaminantes y sus relaciones de fase con la modulación posible de variables meteorológicas, obteniendo indicios de la estabilidad del sistema aerométrico en el tiempo, con resolución horaria, en diferentes momentos de un año.

## MATERIALES Y METODOS

Se planificó un muestreo de variables aerométricas en subperíodos de las estaciones seca y húmeda del año en Centro Habana con vistas al análisis armónico bivariado por el método del espectro de potencia<sup>10-11</sup>. En correspondencia con el objetivo propuesto y a tenor con un alcance de orientación preliminar se consideró adecuado estimar la existencia de picos de ancho idóneo no inferior a 0,05 ciclos  $\cdot$  hora<sup>-1</sup> —cph— en los espectros empíricos con bandas de confianza al 95% usando la ventana de Tukey en las expansiones de Fourier por su relativa ventaja de obtener mejores resoluciones con pocos retardos. La máxima frecuencia de

interés fue 0,5 cph y se desearía un ancho del intervalo de confianza no mayor que  $\pm 0,4$  unidades. Bajo estas condiciones hemos calculado que precisamos series de 240 datos horarios de extensión. Consecuentemente se eligió la estación Habana I de la RED AIRECUBA, sita en Infanta y Crucero, para efectuar la medición continua de las variables temperatura, humedad relativa, velocidad del viento, concentración de humo normalizado e índice de acidez sulfúrica, expresado como concentración de  $\text{SO}_2$ , en resolución horaria de promediación. Las mediciones se efectuaron a 3 m de altura y a 2,5 m de la zona de tránsito en dos subperíodos de 10 días en diferente época del año. La primera decena se ubicó entre el 1 y 11 de febrero de 1980 y la segunda entre el 5 y el 15 de mayo de 1980. Fueron obtenidos datos simultáneos de variables meteorológicas en la periferia NE de la ciudad también en valores horarios.

Se emplearon transformadas de normalización donde procedía y se analizaron separadamente en ambos subperíodos los autoespectros de las variables tratadas y los espectros de fase y coherencia de las relaciones siguientes: acidez con humo, acidez con temperatura, acidez con humedad, humo con temperatura, humo con humedad. El viento sólo se empleó para relaciones sincrónicas. Las tendencias —o componentes de oscilaciones de muy baja frecuencia— fueron localizadas por el contraste de la hipótesis de nulidad de la autocorrelación retardo uno. Su rechazo para la significación .05 por cualesquiera serie condujo al filtrado por primeras diferencias de las series cronológicas involucradas en el par de análisis, paso previo a la aplicación del algoritmo de cálculo. Para decidir la traslación de coordenadas es analizada la dislocación del extremo absoluto de la función de cross-covarianza fuera del origen, en cuyo caso podría empeorar el ancho de banda para mantener la fidelidad de los espectros de fase y coherencia a través de estimaciones de pequeño sesgo. En todos los casos se usó el método del "cierre de ventana espectral" para verificar la convergencia de las expansiones y en el espectro de coherencia se empleó la transformada de normalización  $Y = \arctan h | \text{coh} |$  a los fines de la docimasia de hipótesis espectral. La prueba de Gilman en los correlogramas permitió proponer modelos de continuo nulo a los autoespectros empíricos y el contraste de aleatoriedad se abordó también por estadísticos para distribuciones libres en las variables no transformadas. No obstante otros métodos de ataque<sup>12</sup>, el método del "retardo" usado por nosotros muestra la excelencia de ser clásico. El F F T con valores no enteros

en las formas trigonométricas mejoraría la resolución pero no garantiza la independencia de los estimados espectrales con la frecuencia<sup>13</sup>.

*Monitoreo de humo y acidez sulfúrica.* El aire fue simultáneamente succionado en dos sistemas independientes. El sistema del humo comprendía una línea con un portafiltros de entrada, dreschel con silica, gasómetro calibrado y bomba. A través de un filtro Whatman No. 1 de 10 cm<sup>2</sup> se pasaba un flujo de aire de 25 l • minutos<sup>-1</sup> durante una hora continua. El oscurecimiento del filtro era medido por un reflectómetro E E L, calculándose por una curva patrón la masa de materia humosa<sup>14-15</sup>. El error de concentración ( $\Delta C/C$ ) ~ 17% cuando C fue 21  $\mu$  g • m<sup>-3</sup>.

El sistema de acidez consistía en una línea con embudo de entrada, drechsel con solución de peróxido de hidrógeno 1 volumen drechsel con silica, gasómetro calibrado y bomba. A través de la línea el aire era tirado con un gasto de 10 l • minutos<sup>-1</sup> durante una hora continua. El ácido formado tras el burbujeo en el peróxido se valoró con tetraborato de sodio .004 N hasta pH 4,5<sup>14</sup>. El error de concentración ( $\Delta C/C$ ) ~ 18% cuando C fue 64  $\mu$  g • m<sup>-3</sup> de SO<sub>2</sub> equivalente. La incertidumbre de la normalización del volumen de aire por presión y temperatura es del orden del 10% en volumen. El cambio manual de la muestra se efectuaba 30 minutos después de cada hora en punto ininterrumpidamente.

*Monitoreo de temperatura, humedad y viento.* La temperatura y humedad relativas fueron registradas con un higrotermógrafo de lámina bimetalica y haz de cabellos en un tambor de rotación diaria. El cambio de la carta y corrección cero se efectuaba a las 07 horas de acuerdo a la metodología standard<sup>16</sup>. Valores trihorarios sucesivos de corrección se obtuvieron por el método termodinámico con un sincrómetro Assman. Con igual periodicidad se efectuaron los trazos de chequeo del tiempo. Ambos instrumentos estaban emplazados en una caseta de persianas junto a los sistemas para contaminantes. Las cartas se cuantizaron a intervalos de 5 minutos y se obtuvieron valores medios horarios a los que se aplicó corrección por interpolación lineal. El error de humedad no excede el 2-5% y el de temperatura 0,2°C. El viento se midió con un anemómetro totalizador en la proximidad de los sistemas de medición en un lapso de 10 minutos en cada hora en punto. La calibración del anemómetro se efectuó contra las lecturas de un katetermómetro, obteniéndose de una regresión parabólica ajustada con 31 puntos de

contraste un coeficiente de correlación de .96 y error de estimación de  $0,6 \text{ m} \cdot \text{seg}^{-1}$ .

### RESULTADOS Y DISCUSION

*La isla de calor.* La temperatura y humedad medias horarias han sido representadas según el armónico de 24 horas que explora la posibilidad de ciclos diarios en la Fig. 1, donde la curva central es la mediana muestral y las extremas delimitan la banda de localización de la mediana de población al nivel  $\alpha: .10$ . Se analizan las diferencias muestrales horarias en los subperíodos de febrero y mayo por la prueba de la mediana con la evaluación de contingencia por la probabilidad exacta de Fisher. Se aprecia que en todo momento la temperatura fue horariamente diferente de febrero a mayo al nivel .10. No así la humedad que en horas del mediodía y la tarde temprana fue comparable. Las noches de mayo fueron más húmedas que las de febrero, en Centro Habana.

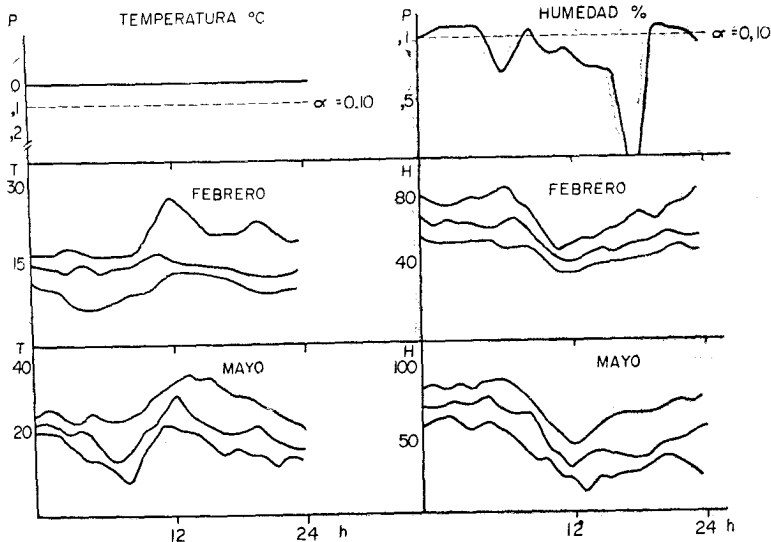


Fig. 1.

La isla de calor mostró una naturaleza igualmente fluctuante en el transcurso del día, como se aprecia en la Fig. 2 de igual diseño al anterior, donde la pluma urbana se refleja por las diferencias de temperatura y humedad del punto de medición en Centro Habana con otro punto a barlovento de los vientos predominantes sobre la ciudad —Casa Blanca—. Las horas más verosimilmente distintas en  $\Delta t$  se enmarcan principalmente entre las 23 y las 04 y en  $\Delta H$  entre las 02 y las 06 para  $\alpha : .10$ , sugiriendo que los contrastes en los dos subperíodos aparecen en la noche y madrugada donde la isla fue más cálida y menos seca en mayo. Se ha reportado para otras ciudades que en la noche la isla de calor está más acentuada — $\Delta T : 5^{\circ}\text{C}$ — que por el día — $\Delta T : 1\text{-}2^{\circ}\text{C}$ — aunque la circulación diurna es más fuerte por mayor profundidad de la capa caliente <sup>17,18</sup>. En nuestro caso, ello conduce a la idea de que las pulsaciones de la isla cambiaron del subperíodo de febrero a mayo y con ello su contribución a los procesos dispersivos. Esta contribución parece mínima al amanecer en los dos subperíodos, en tanto en febrero resultaría máxima al mediodía y en mayo a medianoche.

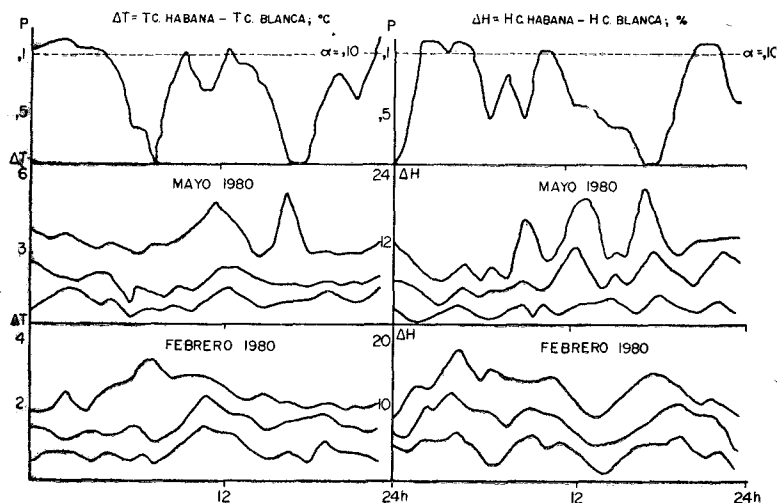


Fig. 2.

En la Fig. 3 se revela el patrón, en el armónico de 24 horas, del humo y acidez atmosféricas, apreciándose que la concentración horaria de humo fue más alta y con fluctuaciones más agudas en febrero —para  $\alpha : .10$  se rechaza la igualdad de las distribuciones—, en tanto la acidez sulfúrica fue más baja que en mayo con fluctuaciones muy atenuadas—sólo se rechaza la igualdad horaria entre las 07-08 horas a  $.10$ —. Destacamos comparativamente que se han reportado cambios en la curva diaria del  $\text{SO}_2$  con las estaciones del año atribuyéndolo a los efectos de estabilidad atmosférica<sup>19</sup> y cambios en la amplitud media diaria del polvo en suspensión también con la estación del año<sup>20</sup>. Tomando en cuenta el cambio de usos horarios del verano se observa que los máximos recurrentes de humo y acidez se han retrasado dos horas en la decena de mayo con relación a febrero en la mañana y la tarde. Exceptuando el máximo  $\Delta T$  de las 19 horas que coincide con subidas de humo y acidez, explicable quizás por la caída del viento en la tarde, el resto de los incrementos horarios de  $\Delta T$  suele acompañarse de decrementos de humo y acidez, por lo que a través de esta aparente proporcionalidad inversa se podrían asociar las pulsaciones de la isla de calor urbana y la concentración de los contaminantes atmosféricos.

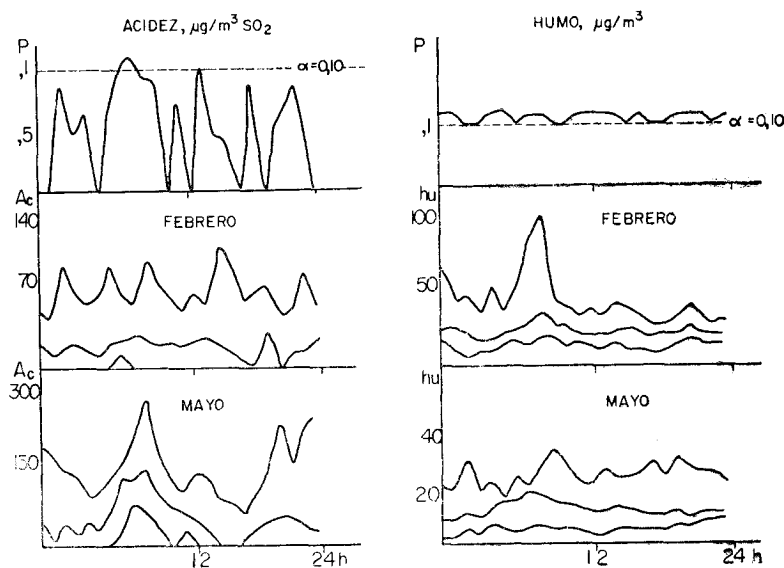


Fig. 3.

*Viento periférico y contaminación.* En la Fig. 4 se muestra un diagrama de dispersión que asocia las velocidades del viento medidas en Casa Blanca y en Centro Habana simultáneamente cada hora. La distribución errática de los puntos sugiere la presencia alternada de canalización —Venturi—, sombra aerodinámica y efectos de convergencia urbana<sup>21</sup> por lo que sin atender a la dirección del viento globalmente carece de sentido buscar una correlación. Este “efecto local” dificulta establecer asociaciones con los niveles de contaminación pues deja entrever la complejidad de los patrones urbanos de circulación. Por ello preferimos hacer referencia al viento de mesoescala como a un flujo general sobre la ciudad según lo atestigua la estación periférica de Casa Blanca.

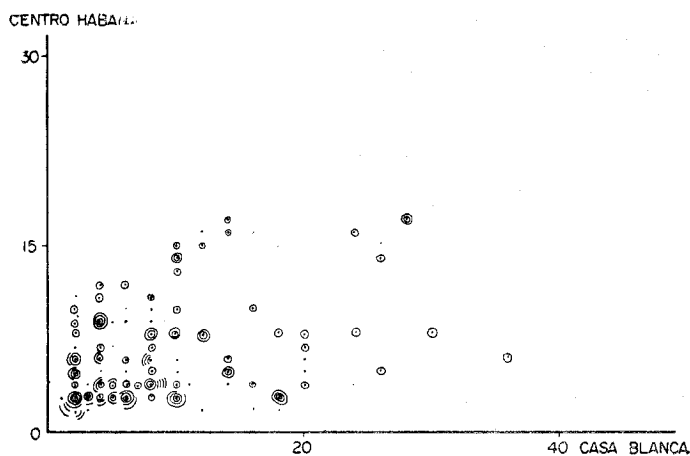


Fig. 4. Valores horarios de velocidad del viento, km/h mayo 1980.

En las Tablas I y II las asociaciones entre la dirección del viento y las concentraciones más frecuentes de contaminantes han sido resumidas desde tablas de contingencia según estratificación por subperíodos —febrero, mayo—, intervalo horario —día, noche— y cota de la velocidad del viento periférico. Los vientos del Este y el Sur estuvieron asociados a los valores más altos de acidez sulfúrica. En tanto, los vientos del Sur y del Norte se vincularon a más frecuentes altas concentraciones de humo. Con vientos débiles la conclusión se debilita.

TABLA I  
Cuadro sinóptico  
*Acidez sulfúrica en Centro Habana y Viento exteriores de la Ciudad*

Cota de la velocidad horaria del viento periférico (km h <sup>-1</sup> )	Intervalo horario de agropación. (referido al tiempo local)	Intervalo cronológico de contraste. (decena del mes)	Descripción de la dependencia estocástica (dirección de viento vinculado más frecuentemente a mayores concentraciones del contaminante)	Significación estadística (no peor que al nivel:)
FF ≥ 10	21 — 08 (noche)	mayo	Este más que Sur	.01 * 1
"	"	febrero	Este más que Sur y Norte	.01 * 2
"	09 — 20 (día)	mayo	Sur más que Este y Norte	.01 * 2
"	"	febrero	Este más que Sur y Norte	.01 * 2
FF < 10	21 — 08 (noche)	mayo	Este y Sur más que Norte	.01 * 2
"	"	febrero	Datos deficitarios	—
"	09 — 20 (día)	mayo	Este y Sur más que Norte	.20 * 1
"	"	febrero	Datos deficitarios	—

\* 1: Evaluación de tabla de contingencia por la probabilidad exacta de Fisher.

\* 2: " " " " prueba Chi Cuadrado.

TABLA II

*Cuadro sinóptico*  
*Humo normalizado horario en Centro Habana y Viento*  
*exterior de la Ciudad*

Cota de la velocidad horaria del viento periférico (km • h <sup>-1</sup> )	Intervalo horario de agru- pación. (referido al tiempo local)	Intervalo cronológi- co de contraste. (decena del mes)	Descripción de la dependen- cia estocástica (dirección de viento vinculado más frecuen- temente a mayores concen- traciones del contaminante)	Significación estadística (no peor que al nivel:)
FF ≥ 10	21 — 08 (noche)	mayo	Sur más que Este	.01 * 1
"	"	febrero	Sur más que Este y Norte	.01 * 2
"	09 — 20 (día)	mayo	Sur y Norte más que Este	.01 * 2
"	"	febrero	Norte y Sur más que Este	.15 * 2
FF < 10	21 — 08 (noche)	mayo	Norte más que Este y Sur	.50 * 2
"	"	febrero	Datos deficitarios	—
"	09 — 20 (día)	mayo	Norte y Sur más que Este	.50 * 1
"	"	febrero	Datos deficitarios	—

\* 1: Evaluación de tabla de contingencia por la probabilidad exacta de Fisher.

\* 2: " " " " prueba Chi Cuadrado.

TABLA III  
*Contraste de Aleatoriedad de las Variables Aerométricas*

Período	Variable	Prueba de Puntos de retorno. Dist. Libre.			Prueba de diferencia de signos. Dist. Libre.			Prueba de Von Newman en variables normalizadas		
		P	E(P)	$\sigma_p$	C	E(C)	$\sigma_c$	$\eta$	Z	Transformación
febrero	Temperatura	68*	157	6,47	88*	119,5	4,48	0,1223	14,6055*	(T) <sup>1/2</sup>
"	Humedad	76*	159	6,51	129	119,5	4,48	0,3297	12,9924*	(H) <sup>1/2</sup>
"	Acidez sulfúrica	106*	123	5,74	88*	119,5	4,48	0,7219	9,9418*	arc sec (C · 10 <sup>-2</sup> + 1)
"	Humo normalizado	137*	158	6,49	119	119,5	4,48	1,0174	7,6432*	arc sec (C · 10 <sup>-2</sup> + 1)
mayo	Temperatura	75*	157	6,47	222*	119,5	4,48	0,5592	11,2071*	directa
"	Humedad	87*	157	6,47	134*	119,5	4,48	0,2185	13,8575*	directa
"	Acidez sulfúrica	95*	135	6,01	102*	119,5	4,48	0,7648	9,6077*	arc sec (C · 10 <sup>-2</sup> + 1)
"	Humo	132*	158	6,49	119	119,5	4,48	1,2019	6,2081*	In arc sec (C · 10 <sup>-2</sup> + 1)

$\sigma$ : error de estimación

\*: significativo a .01

*Contrastes de aleatoriedad y distribuciones de frecuencia.* La modulación de las concentraciones de contaminantes por los procesos dispersos de la atmósfera justifica la búsqueda de relaciones estocásticas entre las variables aerométricas y sugiere que las series cronológicas de estas variables no constituyen realizaciones puras del azar si las fuentes contaminadoras y la secuencia cronológica de los eventos meteorológicos tienen elementos determinísticos. La aleatoriedad de las series cronológicas individuales fue propuesta como hipótesis nula en dos pruebas de distribuciones libres. Según la Tabla III, los puntos de retorno empíricos rechazaron la aleatoriedad al nivel .01 en todos los casos, sugiriendo oscilaciones sistemáticas en las series; en tanto la diferencia de signos de Wallis y Moore sugirió tendencia en ocasiones. Aún se aplicó una tercera prueba para variables gaussianas —Von Newman— que también rechazó la aleatoriedad a .01. El empleo de esta última prueba requirió el uso de transformadas de las variables originales en varios casos.

La asimetría positiva moderada de la temperatura y humedad de febrero se redujo con transformación usual de raíz cuadrada y la severa asimetría de los contaminantes fue reducida por arco secante sobre un argumento adimensional. No obstante la relativa normalización de los histogramas, la prueba de hipótesis gaussiana por asimetría y apuntamiento rechazó  $H_0$  al nivel .01, según la Tabla IV. Hay que destacar que los índices alcalinos y neutros del aire han sido reportados como concentración nula de  $SO_2$ . Si estos valores se eliminaran atendiendo a la incertidumbre de las bajas concentraciones la distribución de frecuencia no rechazaría la prueba de normalidad.

*Autoespectros.* Las autocorrelaciones retardo uno — $r_1$ — de las variables bajo criterios de normalización son distintas de cero a nivel mejor que .01. El contraste de los cuadrados y cubos de  $r_1$  con los valores del retardo dos y tres permitió establecer las condiciones de persistencia. Según la Tabla V hay cierta evidencia de persistencia lineal en los contaminantes y mayormente no lineal en las variables meteorológicas. Se han reportado resultados semejantes a los aquí expuestos con el humo y el  $SO_2$  atmosféricos<sup>22</sup>.

A los fines de evaluar las componentes oscilatorias en la estructura de las series se ha aplicado el operador primeras diferencias, obteniéndose con las series residuales argumentos para el ajuste de modelos de continuo nulo mayormente de Markov en contaminantes y de Yule

en variables meteorológicas. El empleo del filtrado "paso alto" afecta la sensibilidad del análisis en bajas frecuencias, pero constituye una opción ante el problema de la transferencia de alta potencia en bajas frecuencias hacia otras regiones espectrales.

En las Figs. 5 y 6 se presentan las densidades espectrales empíricas  $-R_{yy}$  en línea continua. En trazos discontinuos se perfilan los modelos teóricos de ajuste en la curva central y sus bandas de confianza para .05 y .95 en las curvas extremas. También se incorpora la banda de confianza del espectro empírico a iguales niveles —barra vertical— y el ancho de banda o resolución —barra horizontal— para el retardo L.

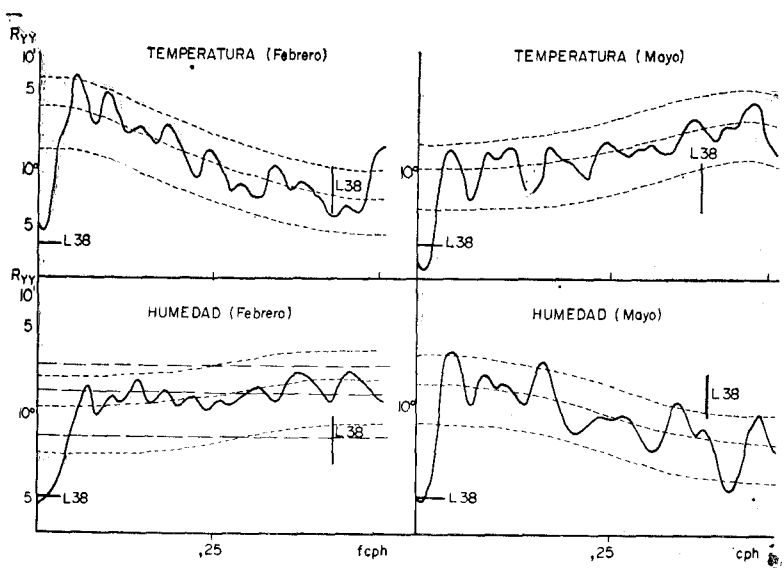


Fig. 5.

La significación del ciclo diario de temperatura en febrero está avalado por una mayor regularidad en la hora de localización del mínimo horario de febrero con respecto a mayo. Igualmente la presencia de ciclos significativos de humedad en mayo es congruente con una regularidad de los máximos horarios de mayo que se observa en febrero. Acidez y

humos muestran ciclos significativos superpuestos al continuo nulo. Considerando el ancho de banda muchos de los posibles ciclos podrían ser reiterativos. Las discrepancias se fundamentan en la inestabilidad de las autocorrelaciones. Comentamos que se ha reportado inestabilidad en el tiempo de las autocorrelaciones del  $\text{SO}_2$  aunque operando en otra escala cronológica<sup>23</sup>. A la luz de la Tabla VI, la temperatura y humedad muestran signos de una oscilación sistemática diaria con armónicos evidentes. Esta marcha diaria no es visible en las variables de contaminación donde en 3 de 4 casos el ciclo de mayor periodicidad es de medio día. Pero algunos de estos ciclos constituyen sólo ruido de los modelos de persistencia y no puede establecerse confiablemente su presencia.

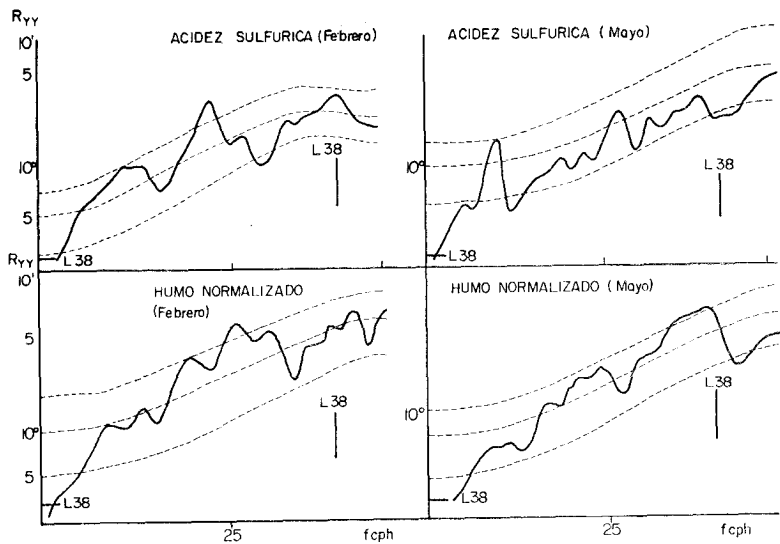


Fig. 6.

*Espectros bivariados de relación.* Se presentan los espectros de coherencia y fase en las Figs. 7-11. Las barras verticales señalan la banda de confianza del espectro empírico, en tanto las barras horizontales los anchos de banda o resolución para el retardo L. Puede observarse

que el retardo cambia con la relación. Ello se debe a la simetría que impone el programa cibernético al truncar la cross covarianza tras la alineación de la función, ya que el diseño experimental previó operar con 16 grados de libertad equivalentes imponiéndose una truncación máxima de 40 retardos inicialmente para las auto y cross covarianzas. Los estimados de coherencia aparentan curvas más suavizadas que los de fase debido a la naturaleza circular del espectro de fase. Si no existe ninguna relación entre las variables que se contrastan, la coherencia no debe discrepar significativamente de cero, por lo que se espera que las fluctuaciones de su transformada "Y" más la banda de confianza para  $\alpha$  comprendan el eje de abscisa (ordenada cero). Allí donde no ocurre se postula una coherencia significativa en esa frecuencia al nivel  $\alpha$ . De este modo se localizaron las frecuencias significativas de coherencia de la Tabla VII para  $\alpha : .05$ , que indican cuál componente oscilatoria de ambas series está correlacionada. Para estas frecuencias coherentes se obtuvo un ángulo de fase asociado del espectro y con él se calculó la desincronización de las oscilaciones. Evidentemente todo ángulo inferior a  $\pi$  es considerado un adelanto de la segunda oscilación respecto de la primera y lo contrario es postulado para ángulos mayores que  $\pi$  hasta  $2\pi$  radianes.

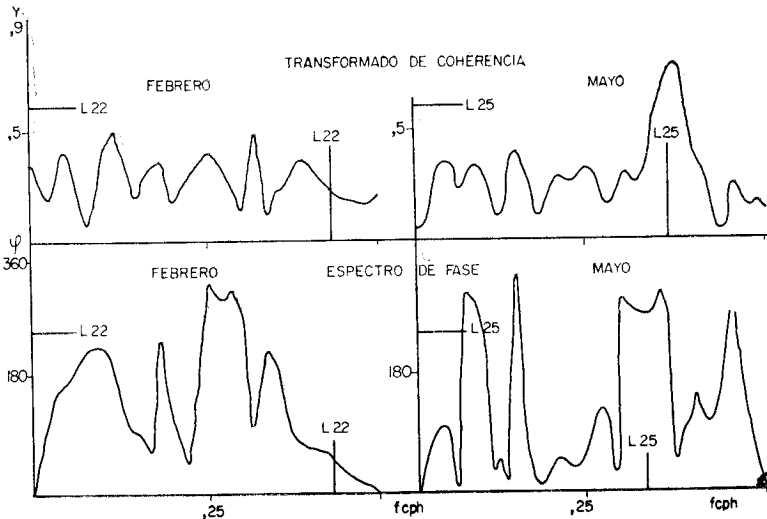


Fig. 7. Acidez Vs humo.

TABLE IV  
*Características de las distribuciones muestrales de las variables  
 aerométricas con resolución horaria*

Variable Subperíodo	Transformación	$\bar{x}_t$	$S_t$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$P_{10}$	$P_{50}$	$P_{90}$	$H_0$ : normalidad $\alpha$ : .01
Acidez sulfúrica febrero	ar sec (C.10 <sup>-2</sup> + 1)	30,02	23,92	-0,1706	1,5582	0	33,5	53,5	Rechaza por apuntamiento
Acidez sulfúrica mayo	ar sec (C.10 <sup>-2</sup> + 1)	38,05	26,37	-0,3731	1,7022	0	39,5	63,8	" " "
Humo normalizado febrero	ar sec (C.10 <sup>-2</sup> + 1)	37,26	9,12	0,6643	4,0858	21,5	30,5	43	" " " y asimetría
Humo normalizado mayo	ln arc sec (C.10 <sup>-2</sup> + 1)	3,20	0,50	3,0808	28,9268	2,0	2,8	3,3	Rechaza por apuntamiento y asimetría
Temperatura febrero	(T) <sup>1/2</sup>	4,48	0,31	0,8449	4,2193	4,0	4,35	4,77	Rechaza por apuntamiento y asimetría
Temperatura mayo	directa	27,81	2,86	0,3826	3,3305	23,1	26,5	32,5	Acepta
Humedad Relativa febrero	(H) <sup>1/2</sup>	7,82	0,73	0,4716	2,5992	6,65	7,45	8,6	Rechaza por asimetría
Humedad Relativa mayo	directa	70,6	12,7	-0,1440	2,3690	48	65	81	Acepta

Nomenclatura:

$\bar{x}_t$ : media aritmética de la transformación.

$S_t$ : desviación típica "

$\alpha_3$ : coeficiente de momento de asimetría

$\alpha_4$ : " " " apuntamien-

to

$P_{10}$ : percentil 10% de la distribución acumulativa

$P_{50}$ : " " " " "

$P_{90}$ : " " " " "

$H_0$ : Hipótesis nula.

TABLA V  
 Carácter autoregresivo de las series cronológicas de  
 las variables aerométricas

Variable	Período	$r_1$	Condición de persistencia	$r'_1$	Continuo nulo	$\alpha_1$	$\alpha_2$
Acidez sulfúrica	febrero	0,63666	Lineal	-0,42881	Yule	0,5129	0,1961
Acidez sulfúrica	mayo	0,61558	Lineal	-0,38099	Markov	0,3810	—
Humo normalizado	febrero	0,49076	Lineal	-0,39120	Markov	0,3912	—
Humo normalizado	mayo	0,39816	Lineal	-0,46651	Markov	0,4665	—
Temperatura	febrero	0,93880	No lineal	0,38578	Yule	-0,4007	0,0387
Temperatura	mayo	0,71727	No lineal	-0,22424	Yule	0,2189	-0,0236
Humedad	febrero	0,83413	Lineal	-0,12587	Estocástico y Yule	0,1273	0,0110
Humedad	mayo	0,88948	No lineal	0,15257	Yule	-0,1521	-0,0029

Contraste .95

$$r_1 > 0$$

$$0,10200$$

$$r'_1 < 0 \quad -0,1310$$

$$r'_1 > 0 \quad 0,1022$$

$$V_t = \sum_{i=1}^N -\alpha_i V_{t-i} + E_t$$

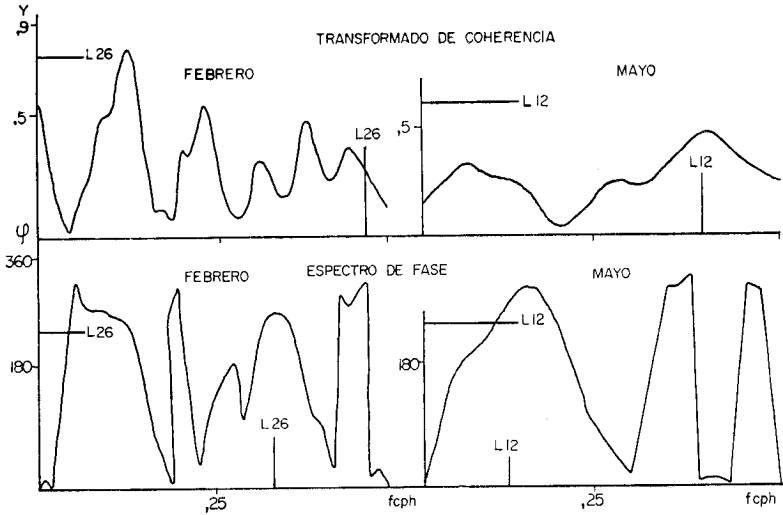


Fig. 8. Acidez Vs Temperatura.

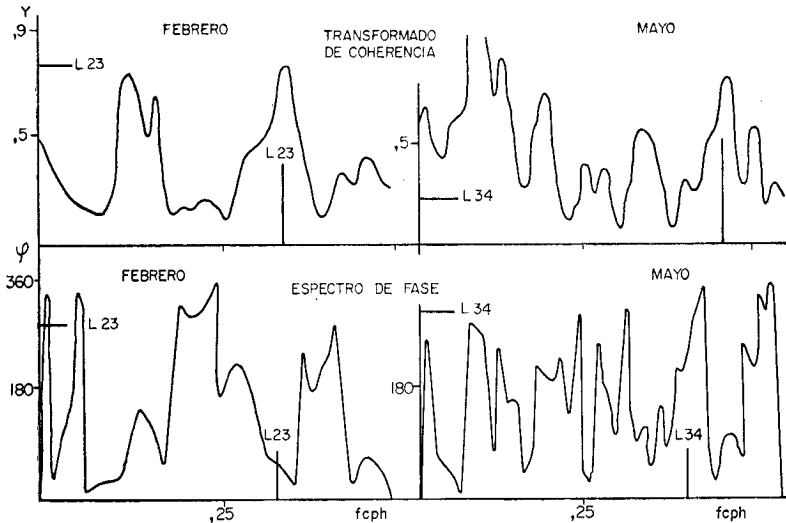


Fig. 9. Acidez Vs Humedad.

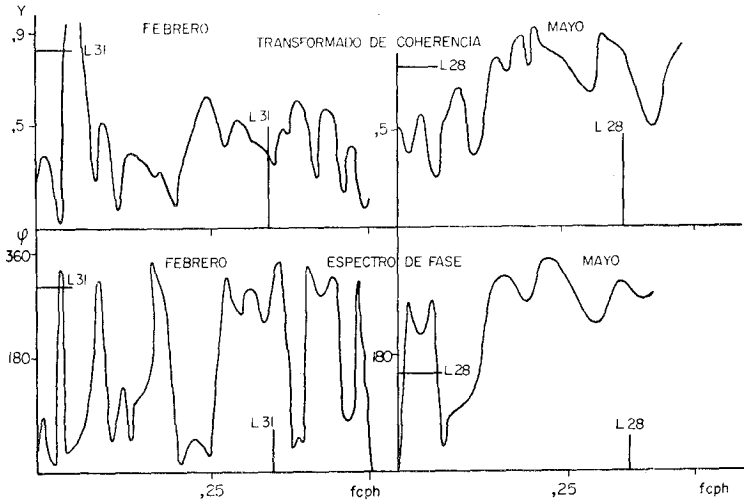


Fig. 10. Humo Vs Temperatura.

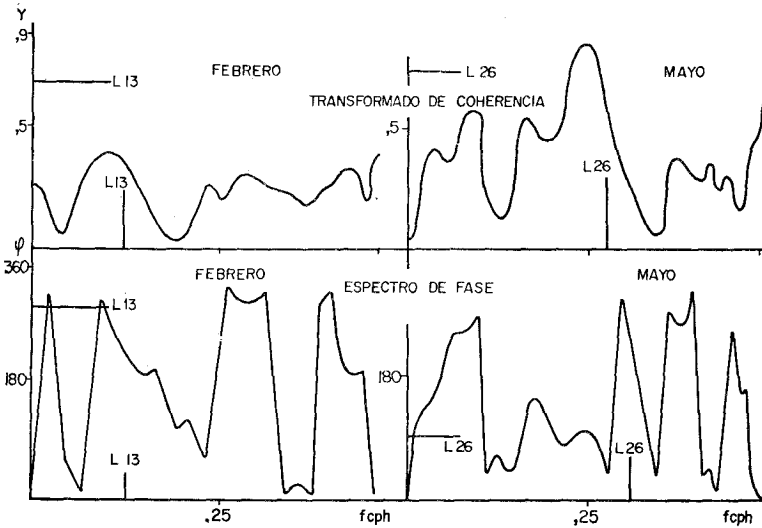


Fig. 11. Humo Vs Humedad.

Según los resultados obtenidos parece apreciarse que no hay una cerrada correspondencia entre los dos subperíodos, pues las frecuencias coherentes y los desfases cambian más que se conservan de febrero a mayo. En los elementos que se conservan puede sospecharse la influencia de patrones de modulación estables. Tanto en febrero como en mayo la temperatura parece estar detrás de la acidez excepto en oscilaciones rápidas donde la adelantaría ligeramente. La humedad sugiere adelantar ligeramente la acidez en febrero pero en mayo en cambio estaría detrás. La temperatura parece adelantar al humo en febrero, pero en mayo sólo la oscilación de período medio día sería equivalente. La humedad estaría ligeramente detrás del humo en febrero, también lo estaría en mayo la oscilación de medio día, no así el resto. El humo atrasaría en general a la acidez en ambos subperíodos.

TABLA VI

*Periodicidades (horas) de los posibles ciclos  
de las variables aerométricas*

Humo normalizado		Acidez sulfúrica		Temperatura		Humedad	
Feb.	May.	Feb.	May.	Feb.	May.	Feb.	May.
12,5	10	7,6*	21,7	22,2*	23,2	21,7	25,6*
8	6,1	6,3	11,8*	11,8	11,8	11,8	11,6
5,7	4,8	4,1*	6,1	8	8,4	8	8
4,2*	4,1	2,9	4,9	6	5,9	5,9	5,8*
3,6	2,6*	2,3	3,7	4,5	4	2,8	3,5
2,3	2		3,2	3,2	2,7	2,2	2,7*
2			2,5	2*	2,2		2,4
			2				2,1*

\*: significativo al nivel de confianza .95 relativo al continuo nulo usado

TABLA VII

*Periodicidades y desfases (horas significativamente coherentes al nivel de confianza .95)*

Subperíodo de muestreo	Acidez vs Humo		Acidez vs Temperatura		Acidez vs Humedad		Humos vs Temperatura		Humos vs Humedad	
	per.	des.	per.	des.	per.	des.	per.	des.	per.	des.
Febrero	17,5	9,7	∞	0	∞	0	12,3	2,4	9,3	8
	8	5,7	8	5,9	8	0,4	7,7	1,7	3,2	3
	3,8	3,7	5	4,4	6,6	0,4	3,8	0,4	2	0
	3,1	0,5	4,2	1,7	3	0,4	2,6	0,2		
Mayo			2,5	0,6						
	2,9	2,3	14,3	11,1	111	87	33,3	20,7	28,6	13,3
			2,5	0,1	12,5	10,9	11,1	3	11,6	9,4
					5,7	3,6	7,4	*	6,3	0,9
					2,5	0,7	y menores		4,1	1,1
								2	0	

\* : retraso variable

Un estudio comparable al nuestro en cuanto al algoritmo empleado fue desarrollado en Ottawa atribuyéndose las relaciones observadas al paso de los patrones meteorológicos de escala sinóptica<sup>24</sup>. Independientemente se ha reseñado el cambio de peso de la influencia de las variables meteorológicas con el cambio de la estación del año sobre el SO<sub>2</sub><sup>25</sup>.

### CONCLUSIONES

Los valores de las variables meteorológicas y el reflejo de la isla urbana de calor parecieron cambiar del subperíodo de febrero a mayo, más por temperatura que por humedad, principalmente en horas de la noche. La isla se mostraría más dispersiva en la decena de mayo.

Descriptivamente muchas fluctuaciones de la isla de calor parecieron asociarse a variaciones en los niveles de contaminación.

No hubo correlación entre las velocidades del viento en puntos exterior e interior de la ciudad. Vientos exteriores del Este y el Sur se asociaron a valores más altos de acidez sulfúrica, en tanto del Sur y del Norte a mayores concentraciones de humo. Con débiles velocidades estas relaciones no son claras.

Por docimasia de hipótesis se rechazó la aleatoriedad de las series cronológicas de las variables aerométricas al nivel .01 en ambos subperíodos.

Se obtuvieron evidencias de persistencia lineal en los contaminantes y mayormente no lineal en las variables meteorológicas al nivel .01, lo que indica elementos sistemáticos de memoria —inercia del pasado— en las variables aerométricas en ambos subperíodos.

La temperatura y humedad mostraron signos de un ciclo diario con armónicos activos. Los contaminantes mostraron un ciclo de medio día mayormente, con otras oscilaciones más cortas asociadas; pero algunos de estos ciclos constituyen sólo ruido de los modelos de persistencia y su peso en el espectro depende del subperíodo analizado.

No se sugiere una cerrada correspondencia de las relaciones de las variables en ambos subperíodos, pues las frecuencias de coherencia y los desfases si bien en algunos casos se mantienen, en otros cambian extinguiéndose algunas relaciones o apareciendo otras.

Todo ello conduce a concebir el sistema aerométrico como dependiente del tiempo, no estacionario no sólo en los perfiles conductuales de las variables separadas sino incluso en sus relaciones estocásticas de acuerdo a nuestros resultados preliminares.

## RECONOCIMIENTOS

Los autores agradecen a los compañeros del departamento de Higiene Comunal del I.N.H.E.M. y a los residentes de Higiene su cooperación durante el muestreo y pre-evaluación de la información. Reconocen la ayuda operativa del grupo de bioestadística del I.N.H.E.M. y declaran haber recibido información meteorológica de la estación Casa Blanca por parte del Instituto de Meteorología. El equipamiento meteorológico

usado por nosotros fue facilitado por el Instituto de Medicina del Trabajo. El procesamiento automatizado de la información se llevó a cabo en los centros de cálculo del Hospital Oncológico y del departamento de Cómputo Electrónico del I.D.S.

## REFERENCIAS

1. LAWTHER P. J., MARTIN A. E. Y WILKINS E. T. *Epidemiología de la Contaminación Atmosférica*. O.M.S., 35, Ginebra, 1963.
2. IZMEROV N. F. *Cuadernos de Salud Pública No. 54*, O.M.S., 166, Ginebra, 1974.
3. BARKER K. *Contaminación de la Atmósfera*, O.M.S., 476, Ginebra, 1962.
4. GROSS E. *ESSA Tech. WBTM NMC*, 47, 28, Boulder, 1970.
5. WARNER P. O. *Analysis of Air Pollutants*. John Wiley & Sons, 329, New York, 1976.
6. HUSAR R. B. AND PATTERSON D. E. *J. Applied Meteorology*, 16, 1089, 1977.
7. GRUPO NAC. DE HIGIENE URBANA Y RURAL. La Contaminación del Aire. Sem. sobre Control de la Contaminación del Ambiente, Parte II. Tema 7 MINSAP-OPS La Habana, 1974.
8. LÓPEZ C. Y CUESTA O. La Contaminación Atmosférica en la Ciudad de la Habana a través de algunos índices. Ponencia III, Jornada Científica del Inst. de Meteorología. Resúmenes, 28, La Habana, 1979.
9. STUFFEL M. *Chronobiology*, 4, 333, 1977.
10. PARZEN E. *Time Series Analysis Papers*. Holden-Day, 565, San Francisco, 1967.
11. JENKINS G. M. AND WATTS D. G. *Spectral Analysis and its Applications*. Holden-Day, 525. San Francisco, 1969.
12. HOLMSTRÖM I. *Tellus*, 22, 638, 1970.
13. SCHICKEDANZ P. T. AND BOWEN E. G. *J. Applied Meteorology*, 16, 359, 1977.
14. O.C.D.E. *Methods of Measuring Air Pollution*. Org. for Economic Cooperation and Development., 94, Paris, 1964.
15. KATZ M. *Measurements of Air Pollutants*. W.H.O., 123, Ginebra, 1969.
16. Departamento de Instrumentos. *Manual de Instrumental Meteorológico*, Inst. de Meteorología, A.C. de Cuba, La Habana, 1978.
17. VUKOVICH F. M. *J. Applied. Meteorology*, 18, 836, 1979.
18. OKE T. R. AND MAZWELL G. B. *Atmospheric Environment*, 9, 191, 1975.

19. BJÖRN B. *Atmospheric Environment*, 5, 949, 1971.
20. SCHMIDT M., SPECHT H. AND FABIAN P. *Tellus*, 30, 449, 1978.
21. SCHREFFLER J. H. *J. Applied Meteorology*, 18, 1512, 1979.
22. SHOJI H. AND TSUKATANI T. *Atmospheric Enviroments*, 8, 334, 1974.
23. MERZ P. H., PAINTER L. J. AND RYASON P. R. *Atmospheric Environment.*, 6, 319, 1972.
24. TILLEY M. A. AND McBEAN G. A. *Atmospheric Environment.*, 7, 793, 1973.
25. STEINBERGER E. H. AND BALMAR Y. *Atmospheric Environment.*, 9, 409, 1975.