INTER - AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION COMISION INTERAMERICANA DEL ATUN TROPICAL

Bulletin – Boletín Vol. III, No. 2

SOME ASPECTS OF UPWELLING IN THE GULF OF PANAMA

ALGUNOS ASPECTOS DEL AFLORAMIENTO EN EL GOLFO DE PANAMA

by — por

MILNER B. SCHAEFER, YVONNE M. M. BISHOP and - y -GERALD V. HOWARD

> La Jolla, California 1958

CONTENTS – INDICE

ENGLISH VERSION - VERSION EN INGLES

Pa	age
INTRODUCTION	79
PHYSICAL AND BIOLOGICAL DATA, 1954-1956	80
EXAMINATION OF LONG-TERM RECORDS OF PHYSICAL PHENOMENA	82
Data employed	82
Average monthly variations	83
Year-to-year variations	84
Anomalies of sea level and sea surface temperatures at Balboa	84
Wind anomalies.	85
Balboa and Cristopal winds compared	87
Multiple correlation of Balboa temperature with Balboa wind and	0.
offshore temperature	88
Cycles and trends	89
Sea level and sea surface temperature	90
(a) Sequential test	90
(b) Maxima, minima and phase-length tests	91
(d) Correlograms	$\overline{93}$
(e) Empirical separation of trend and cycle	93
Balboa winds	94
(a) Maxima, minima and phase-length tests	94
(b) Determination of trend.	95
Deviation from trend in wind, temperature, and sea level	95
FIGURES – ILUSTRACIONES	96

SPANISH VERSION – VERSION EN ESPAÑOL

-

Pagin	а
INTRODUCCION	2
DATOS FISICOS Y BIOLOGICOS, 1954-1956	3
EXAMEN DE LOS DATOS A LARGO PLAZO SOBRE FENOMENOS FISICOS 11	5
Datos usados	5
Variaciones del promedio mensual	6
Variaciones de un año a otro	7
Anomalías del nivel del mar y de la temperatura de superficie	
del mar en Balboa	8
Anomalias del viento.	9
Comparación de los vientos de Balboa y Cristobal	9
Correlación múltiple entre la temperatura y el viento de Balboa	T.
v la temperatura mar afuera	2
Ciclos y tendencias	3
Niveľ del mar y temperatura de superficie	4
(a) Prueba de secuencia	4
(b) Pruebas de longitudes máximas, minimas y de fase	5
(c) Determinacion de la tendencia linear	0
(e) Separación empírica de tendencia y ciclo 12	7
Los vientos de Balboa.	8
(a) Pruebas de longitudes máximas, mínimas y de fase	8
(b) Determinación de tendencia 12	9
Desviaciones desde la tendencia del viento, la temperatura y el nivel del mar 12	9
LITERATURE CITED – BIBLIOGRAFIA	1

SOME ASPECTS OF UPWELLING IN THE GULF OF PANAMA

by

Milner B. Schaefer, Yvonne M. M. Bishop and Gerald V. Howard

INTRODUCTION

Strong coastal upwelling occurs in the Gulf of Panama regularly each year during the season, from about January through April, when strong northerly winds are blowing offshore. Fleming (1940) has demonstrated the relationship between northerly winds and certain physical phenomena in the Gulf, based on long-term monthly averages of wind, temperature, sea level, and surface salinity. He has also shown a close relationship among variations in wind, surface temperature, and sea level during January-June 1933. From the vertical distribution of temperature and salinity at stations in the outer part of the Gulf of Panama, occupied in different months (although not in the same year), he has inferred that during the upwelling period some 75 meters of water are driven offshore and replaced by cold, highly saline water. In another paper Fleming (1935) has examined some of the details of temperature and salinity distributions in the Gulf during the upwelling period in 1933, based on data collected aboard the USS Hannibal.

The occurrence of this seasonal upwelling in the Gulf of Panama is believed to be responsible for high biological production, which supports sizable stocks of commercially important organisms. This region, for example, is an important source of the tuna baitfish *Cetengraulis mysticetus* (Alverson and Shimada, 1957) and supports a sizable shrimp fishery (Burkenroad, Obarrio and Mendoza, 1955).

Because of the evident importance of upwelling to the ecology of the Gulf of Panama, we commenced in the fall of 1954 a study of various physical, chemical, and biological phenomena associated therewith. Observations were taken at bi-weekly intervals at a fixed location in the Gulf (approximately 10 miles SE of Taboga Island) to supplement the serial observations of sea level, sea temperature, and winds that have been gathered for many years by the Panama Canal Company.

In addition, we have studied in some detail the records of wind direction and velocity, sea level, and sea temperature collected for many years by the Panama Canal Company at Balboa, plus some data from Cristobal (on the Atlantic side of the Isthmus of Panama), and certain offshore seasurface temperature data compiled by the Japanese Imperial Marine Observatory, with a view to elucidating the interrelationships among these data, both with regard to long-term averages and with respect to year-toyear variations. We were also interested in the possibility of forecasting,

79

since M. D. Burkenroad (personal communication) had suggested the possible existence of a regular cycle in the phenomena (especially temperature) related to upwelling.

PHYSICAL AND BIOLOGICAL DATA, 1954-1956

In November 1954 there was established a sampling location, in the inner part of the Gulf of Panama between Balboa and Las Perlas Islands, at 8°45′N, 79°23′W, which lies approximately 10 miles southeast of Taboga Island. The depth here is about 42 meters at mean low water. At this station are taken, at bi-weekly intervals: a bathythermograph cast; a Nansen bottle cast to obtain water sample for determination of salinity, oxygen, and (since July 1955) inorganic phosphate; a vertical haul from bottom to surface with a phytoplankton net of 25-cm. mouth-diameter (the net being of No. 20 bolting silk or 18XXX grit-gauze, both having 0.076 mm. apertures); and an oblique haul, of 25 minutes duration, from bottom to surface with a zooplankton net of half-meter mouth-diameter (with 40XXX grit-gauze body and 56XXX cod-end).

Phytoplankton volumes are expressed as "settling volumes" in milliliters per cubic meter of water strained, the volumes strained being calculated from the diameter of the net and the vertical distance hauled. "Settling volumes" are determined by placing the catch of the net in a 50 ml. graduated cylinder full of seawater and allowing the material to settle for 24 hours, at the end of which time the volume of the settled material is read.

Zooplankton volumes are expressed as displacement volumes in milliliters per 1000 cubic meters of water strained, the volume strained being calculated from the diameter of the net and the effective distance of tow as measured by an "Atlas" current meter mounted in the mouth of the net. The "displacement volumes" are measured by draining the catch of the net in a funnel of grit-gauze, placing the drained plankton in a graduated cylinder, adding a known volume of water, and observing the volume displaced by the drained plankton. In order to eliminate the effects of occasional catches of large jellyfish, salps, etc., organisms whose individual volumes are greater than 5 cc. are removed before measuring the displacement volume.

In the top four panels of Figure 1 are shown the changes in depth with time of isopleths of temperature, salinity, oxygen, and inorganic phosphate at the fixed station, for the period November 1954 through December 1956. In the next two panels are shown the values of mean monthly sea level from tide-gauge records at Balboa, and the daily mean sea-surface temperature at Balboa from records of a thermograph with the sensing element maintained at 3 feet below the sea surface. Similar temperature data from a thermograph operated at Taboga Island during portions of this timeperiod are shown in the next panel. In the bottom two panels are shown the mean daily wind from the northern and southern sectors, and the mean daily wind from true north alone, as recorded by the Panama Canal Co. station at Balboa Heights. Winds are recorded by eight compass directions. Northerly winds are winds from N, NE, and NW. Southerly winds are those from S, SE, and SW.

The relationships between the occurrence of northerly winds and physical and chemical phenomena indicating upwelling are clearly illustrated by the Figure. It appears, however, at least during the two upwelling periods completely represented, that the changes in sea temperature and sea level at Balboa and in physical and chemical properties at the fixed station are better correlated with north wind alone than with all winds from northerly directions.

It may be seen that during each upwelling period the warm, low salinity water is replaced by colder water of higher salinity. Water of 22° to 24° C, and salinity about 34° /oo, which occurs near the bottom during the remainder of the year, is brought to the surface during the upwelling periods. Water of this same temperature and salinity was encountered at 35 to 50 meters (at stations 47, 48, 49, 50) off the mouth of the Gulf by the Eastropic Expedition in November 1955 (Anon., 1956). It would appear that during the upwelling periods observed here, some <u>40 meters</u> of water are blown offshore and replaced by deeper water, or, in other words, the whole water column at this inshore station is replaced by upwelled water.

The water near the bottom at the fixed station in the Gulf appears to originate from even deeper levels offshore. At the height of the upwelling season, this water has a temperature of about 14°C, salinity 35 °/oo, oxygen less than 1 ml/l, and phosphate about 3 μ g atoms per liter. This corresponds to water from about 100 meters depth at the Eastropic stations mentioned above.

It is interesting to note that the oxygen above about 15 meters is not decreased at the fixed station during the upwelling periods, but actually increases. It is believed to be rapidly produced by the quickly growing phytoplankton population during these times. Similarly, the surface phosphate increases but does not attain the value found in water of the same temperature and salinity at other depths during the rest of the year, because it is being rapidly taken up by the biosphere.

The occurrence in 1956 of an apparent (multiple) period of upwelling is of interest. It may be seen that the northerly winds were strong in late December and early January, slackened off during late January and the first half of February, then increased again in late February and March. The north component alone shows four peaks. There are three sharp drops in sea temperature at Balboa, with recovery in between, corresponding to the first three wind peaks, with a lag of about 10 to 14 days. These interruptions are also reflected in the distributions of temperature, salinity, oxygen, and phosphate at the fixed station, particularly the effect of the period of negligible north wind from January 23 to February 10. Some of the effects of the upwelled water on the standing crops of organisms are shown in Figure 2. It may be seen that during the early part of the upwelling period each year, there is a marked increase in phytoplankton settling volumes, followed, after some lag, by large catches of zooplankton. During the latter part of the upwelling period each year, which corresponds more or less to the peak average zooplankton volumes, the phytoplankton is apparently somewhat less abundant than earlier. This may reflect the effect of grazing by the zooplankton on the phytoplankton.

EXAMINATION OF LONG-TERM RECORDS OF PHYSICAL PHENOMENA

Data employed

Data available for studying the upwelling in the Gulf of Panama include those for sea level, sea-surface temperature and winds at Balboa, all recorded by the Panama Canal Company. This study is based primarily on these records, with the additional use of Japanese records of offshore seasurface temperatures, and of winds at Cristobal also recorded by the Panama Canal Company.

The sea level was derived from the hourly heights recorded by a Friez Water Stage Register placed on the end of a pier near the entrance to the Panama Canal and referred to the minus 2.000 ft. Panama Canal precise level datum; the values available were the monthly means expressed to the nearest 1/1000 ft. These records are now available from 1908-1956, but when this investigation was begun they were only available to 1953, consequently some of the calculations are based on only the earlier 46 years, as it was not considered necessary to recalculate the correlation coefficients to include the last three years. The daily sea-surface temperature records for Balboa were similarly available for 1909 to 1953 and were later brought up to date; they were taken at the same position as the sea-level recordings. Mean daily temperatures calculated from the bi-hourly means were given to the nearest $1/10^{\circ}$ F. A further series was derived from these daily temperatures by counting the number of days when the mean daily sea-surface temperature was 76° F or colder. (As only monthly mean temperatures were available for 1908, this series runs from 1909).

Available wind data for Balboa covered the years 1915-1956 and gave for each day the total number of miles of wind and the hours of blowing, for each of eight compass directions. They were obtained from 1915 to 1928 by a 4-cup anemometer and from 1929 to 1937 by a 3-cup anemometer, both placed 97 feet above the ground on Ancon Hill. The records of winds at Cristobal were also investigated; they were in the same form as those for Balboa and were available for the years 1908-1956. Prior to 1919 the elevation of the anemometer was changed several times but since then all the readings have been from a 92-ft. elevation, a 4-cup instrument being employed through 1928 and a 3-cup instrument thereafter. Both Balboa and Cristobal wind records were obtained from continuously recording anemometers.

For purposes of comparison of offshore sea-surface temperatures with sea-surface temperatures in the Gulf of Panama, the only available records were those published by the Japanese Imperial Marine Observatory at Kobe. These are based on observations made by passing vessels and are given to the nearest $1/10^{\circ}$ C for 5-degree squares for each month each year. They cover the years 1916-1938 with some change of the latitudinal boundaries. The latitudinal band of greatest interest to us is given as from 6° N - 10° N for 1916-1925, 6° N - 11° N in 1926 and 5° N - 10° N for the remaining years.

We have employed the data for the "squares" within the band lying between longitudes 80° and 85° W, and between 85° and 90° W, and have designated them as lying between 5° and 10° N; we also, subsequently, sometimes refer to them as the "nearer square" and the "further square", respectively. There are some gaps in the data and there is no indication of the number of readings on which each published average is based, but they are believed to be sufficiently reliable to give a general picture for purposes of comparison.

Average monthly variations

The mean monthly sea-surface temperatures and mean monthly sea levels at Balboa have been averaged over 46 years (1908-1953) and are shown by the upper two curves in Figure 3, the horizontal dotted lines representing the mean annual values averaged over the same period. (The third curve will be explained later). As expected, a substantial drop below the average level of the annual values is evidenced by both variables in the months, January, February, March and April. (*These four months are hereafter referred to as the "spring" months*). There is also a remarkable similarity between the two curves; linear correlation of the 12 monthly values gives a product-moment correlation coefficient r = 0.96, and of the 4 spring months a coefficient r = 0.98, showing that the relative changes of the two variables agree very closely.

A similar comparison has been made between sea level and winds. The index used for measuring winds is the total number of miles of northerly winds per month (weighted to a 31-day basis). The validity of the use of "number of miles" is discussed later, as is the addition of north, northwest and northeast winds to give one "northerly" wind value. Comparison was made between Balboa sea level and both Balboa and Cristobal winds. The average annual patterns are shown in Figure 4, the scale for sea level being inverted to show more clearly how the spring drop in sea level corresponds with the peak of the northerly winds. The three variables are, for this comparison, all averaged over the 42 years 1915-1956. Again these variables were found to be highly significantly correlated except for sea level

and northerly winds at Cristobal during the "spring" months. The values of the correlation coefficients, as well as those relating sea level and seasurface temperature are given in Table 1. 1

In all the comparisons made thus far the data have been taken from the Gulf of Panama (or very close to it) and all have shown a large divergence from the annual mean during the "spring" months. To establish that this is a feature peculiar to the Gulf, it is necessary to consider adjacent areas in the Pacific Ocean. For this purpose, the mean sea-surface temperatures for the two nearest 5-degree squares in the $5^{\circ} - 10^{\circ}$ latitude band, *not* including the Gulf of Panama, have been abstracted from published Japanese data (*vide supra*), and the average monthly values for the years 1916-1938 obtained. These have been expressed in Fahrenheit degrees and are shown, together with the average Balboa sea-surface temperatures during 1916-1938, in Figure 5. For the two offshore squares, each average value was derived from at least 20 individual monthly means. It is apparent from this Figure that in neither of these offshore areas is there the marked drop in sea-surface temperature that occurs at Balboa in the "spring" months.

Year-to-year variations

From the foregoing, it appears that the long-term average monthly values of Balboa (and Cristobal) northerly wind, Balboa sea-surface temperature, and Balboa sea level are closely correlated; while the long-term average monthly temperatures at Balboa and in the Pacific further offshore are not. From this, it may be inferred that the local effect of the northerly winds (through causing upwelling) is sufficient to account for the average month-to-month changes in sea-surface temperature at Balboa.

It is of interest, also, to see how closely these several phenomena are related on a year-to-year basis, that is, how well correlated are the yearto-year anomalies of sea level, sea-surface temperature, and winds during the upwelling period.

Anomalies of sea level and sea-surface temperature at Balboa

Scatter-diagrams relating the sea-surface temperature and sea level at Balboa were prepared for each month for the period 1908-1953 and the linear regressions were computed. The values of the slope "b" derived from the regression of temperature on sea level, the correlation coefficient "r", and an indication of the significance of the correlation for each month are given in Table 2. Also included in the Table are the coefficients derived from the regression of mean annual temperature on mean annual sea level, and from the similar regression of mean "spring" temperature on mean "spring" sea level. When the monthly values are compared it will be seen

¹ Throughout, values of "r" above the 1% probability level are indicated by ** and are considered highly significant, and those above the 5% probability level by * and are considered significant.

that the highest values of "b", and the closest correlations, occur during the "spring" months. This is more clearly shown in Figure 3 where these values of "b" have been plotted below the graphs of long-term monthly averages; the b-values for months of highly significant regression are denoted by open circles and the remainder by closed circles.

As interest was centered on the "spring" months when upwelling occurs, the relationship between sea level and sea-surface temperature during this period was investigated more closely. A second-degree polynomial did not give any improvement over the linear relationship formerly computed, viz:

> y' - 73.69 = 6.32 (x-2)Where y' = expected temperature in °F x = sea level in feet.

The deviations of actual from expected temperature, y-y', were obtained and are plotted in Figure 6, together with a smoothed curve obtained by a moving average of 7. The graph is presented here to show that the range of deviations is not very much smaller than the range of actual spring temperatures, which are shown in Figure 7.

Also shown in Figure 7 are the spring sea level and the "cold-days" series (number of days when mean sea-surface temperature is 76° or less). Such days occurred mostly during the "spring" months, and very occasionally during May. As would be expected there is a highly significant correlation between the sea-surface temperature series and the derived cold-days series, the correlation coefficient, r, being 0.935. This series was first constructed by the Panama Canal Company, and has been examined by M. D. Burkenroad who believed it might be a reliable index of temperature, and that it possibly showed the existence of regular cycles. This is later investigated on pages 89-95.

It is apparent from Figure 7 that the annual anomalies of the different variables do not always coincide in direction, and from a superficial inspection it was somewhat surprising that the correlation between temperature and sea level was as great as 0.54; it was therefore desirable to determine whether there were underlying long-term trends that could account for much of the correlation. Before doing this, however, we examined the correlation of the year-by-year anomalies of wind with those of sea level and sea temperature.

Wind anomalies

The relationship between wind-stress on the ocean and wind force is dependent on several factors, but two aspects of the wind need always to be considered, its velocity and duration. Simple weighting of the average velocity during a month by the number of hours of blowing gives a value identical to the "number of miles of wind" and this index has therefore been used to determine whether the winds recorded at Balboa or at Cristobal gave an estimate more closely related to the average force in the Gulf (as shown by the relationship to the changes in sea level and temperature) and to determine also from which directions the most effective winds blew.

Since the wind stress on the sea surface, and its consequent effect on sea level, is expected to be proportional to the square of the velocity, we examined the possibility that the square of the mean monthly velocity weighted by number of hours of blowing might be a better estimate of effective wind than the total miles of wind. To do this we computed for each year, 1915-1956, for the month of January, for observations at Balboa, the sum of the weighted squares of the mean velocities from north and from northwest, and also the sum of the weighted square of the mean velocity from the north and north component of the weighted square of the mean northwest velocity. These two indices were then correlated with the January sea level. In neither case was there any improvement over the coefficient of correlation between sea level and the simple index "total miles of northerly wind". We have, therefore, employed the latter index.

Balboa and Cristobal winds compared

Winds at Cristobal were examined because of the possibility that, during the "spring" months at least, they might be more nearly related to the wind stress over the Gulf of Panama than winds at Balboa. The sea level and sea temperature at Balboa are, presumably, affected by the wind stress over the whole Gulf. Measurements of the winds at a single location on the shore are probably not representative of this total wind stress. It was thought that measurements at Cristobal, on the Atlantic side, where the northerly winds come in from the open Caribbean, might be more closely related to effects in the Gulf than winds at Balboa, because of local, orographic effects at the latter location. As will be shown below, the Cristobal winds did not, however, turn out to be as well correlated with the hydrographic factors in the Gulf as the Balboa winds.

It has already been seen from Figure 4 and Table 1 that, particularly during the spring, the total miles of northerly Balboa winds (weighted to a 31-day-month basis) were more closely related to Balboa sea level than the comparable estimates of wind at Cristobal. In order to examine this in more detail, the average northerly winds from each locality were broken down into three components: north, northwest and northeast. It will be seen from Figure 8 that there are several differences in the average winds at the two localities: the due north winds at Cristobal are greater than those at Balboa and exhibit a secondary peak which is not shown by the Balboa north winds, although a corresponding depression is apparent in both sea level and sea temperature (Figure 3); the northwest winds at Cristobal are not as great as at Balboa but, whereas the northeast winds are comparatively negligible at Balboa, at Cristobal they are greater than the northwest. The relative year-to-year fluctuations of the annual values of the total northerlies and due north winds at the two locations are shown in Figure 9 and the fluctuations of the three components, north, northeast and northwest, during the "spring" months in Figure 10. These figures show that there is greater consistency in the individual components from year to year at Balboa than at Cristobal, suggesting, perhaps, that more confidence may be placed on the average annual trends of the individual winds over the period at Balboa than at Cristobal.

Nevertheless, in view of the similarity between the curve showing the long-term monthly average values of due north Cristobal winds and the corresponding values of sea level and surface temperature, the Cristobal average north winds were correlated with the sea level to determine whether they agreed more closely than the Cristobal total northerlies. (It was thought that sea level would afford a better comparison than seasurface temperature as it should more directly relate to wind stress). The correlations showed that a closer agreement with sea level was obtained from the due north winds alone, which gave a correlation coefficient r = -0.97, compared with r = -0.94 for the total northerlies for the year, and a significant value of r = -0.93 compared with the non-significant value of r = -0.63 for the four "spring" months. These values have been added to Table 1 for convenience.

The year-by-year values for each month were then examined. Scatter diagrams were drawn and the coefficients resulting from the linear correlation of sea level with wind were calculated for each month for which there appeared to be anything other than a random scatter of the points. The total northerly winds were considered for Balboa and the due north for Cristobal; the resulting correlation coefficients with their significance are given in Table 3. For no month were the Cristobal winds significantly related to the Balboa sea level but the Balboa winds were significantly related to Balboa sea level during the four "spring" months. Accordingly further investigations of the effect of wind on the sea level were made with the Balboa wind data only.

Before turning to these analyses of Balboa wind there is, however, one feature of the Cristobal winds that is worthy of note. This is the abrupt rise in the spring value of the northeast wind, and the accompanying drop in the north wind that occurred in 1944 and has persisted to 1955 (Figure 10). Previous high values occurred prior to 1919 when the position of the anemometer was last changed but there is no reason to suspect the validity of the data after 1919, as no changes in the method of recording have been made since that date. It may be that some real natural change has occurred.

Balboa spring winds from various directions

To confirm that the sum of all northerly winds was the best index of effective Balboa winds during the spring, scatter diagrams were drawn in which the mean spring sea-levels each year were plotted in turn against total northerlies, against due north alone and against due north-west alone. The north-east alone was ignored as it was relatively small. The due north gave a coefficient, r = -0.38 and the due north-west was seen to be no better. A closer relationship was given by all northerly winds with a highly significant coefficient r = -0.55. A slight improvement was obtained by taking the due north wind plus the northerly component of the north-west which gave r = -0.57. A z-test showed, however, that this difference was not significant, and so the straight total was used in further comparisons, because the north plus northern components of the north-west was a little more trouble to compute.

The spring winds were then similarly compared with the mean spring sea-surface temperature. A highly significant correlation coefficient of 0.40 was obtained for the year-to-year values of these two variables. The number of cold days may also be taken as an index of temperature, as this had previously been shown to agree very closely with the mean spring sea temperature. Both the due north wind and the total northerly winds were correlated with the number of cold days, giving coefficients of correlation of 0.44 and 0.38, respectively, which are quite similar to the correlation of northerly wind and spring sea temperature. The results of these spring wind comparisons are given in Table 4.

$\label{eq:multiple} \textit{Multiple correlation of Balboa temperature with Balboa wind and offshore temperature}$

It was thought that perhaps a better understanding of the effect of wind on sea-surface temperature at Balboa might be obtained if the seasurface temperature at Balboa were considered simultaneously in relation to the Balboa winds and to the sea-surface temperature well offshore in the Pacific. If a multiple relationship were found to exist it would imply that the temperatures at Balboa are governed partly by local effects of northerly wind at Balboa, and partly by temperature conditions in this general region of the Pacific (due to other causes).

In order to determine whether the sea-surface temperature anomalies at Balboa and those offshore were related, the annual values of spring temperatures in the two adjacent 5-degree squares in the 5° -10° latitudinal band *not* including the waters of the Gulf (viz: long. 85-90°W., called square x, and long. 80-85°, called square y) (data of the Japanese Imperial Marine Observatory) were correlated with the annual spring temperatures at Balboa (position z) for the period 1916-1938 (omitting 1920 for which the Japanese data are inadequate). The values of the correlation coefficients obtained are given in Table 5 and show that the temperature anomalies at Balboa, z, are highly significantly correlated with those of the nearer square, y, but not with further square, x, although the two offshore areas are highly significantly correlated with each other.

The long-term monthly average values (averaged over the period 1916-1938) were then considered. The sea-surface temperature in the nearer square, y, the Balboa sea-surface temperature, z, and the miles of

northerly winds at Balboa (on a 31-day basis), w, were examined. These results are also given in Table 5. As was expected from Figures 4 and 5, there was *no* correlation between the Balboa temperatures and offshore temperatures or between the wind and the offshore temperatures. The highly significant correlation coefficient of r = -0.93 between the Balboa temperature and winds was of course similar to that of r = -0.97 obtained previously over a longer period (Table 1).

The relationships of the yearly anomalies of the spring values of these same three variables were also examined and the additional results are shown in the Table. The best correlation was obtained between Balboa temperatures and the temperatures in square y, for which r = 0.54. The good correlation between these two variables has been noted previously. The Balboa temperature was related to the Balboa wind with a correlation coefficient of r = -0.37. (Compare with values of Table 4 where the same variable over a longer series of years have a correlation coefficient of r = 0.40, which, for this longer series, is highly significant). The standard errors of estimate for these two single correlations were, however, not very different, being 1.431 for the offshore temperature anomalies and 1.578 for the wind (Table 6).

The multiple regression of Balboa spring temperature anomalies on Balboa wind and offshore temperature anomalies was then computed and gave a highly significant correlation coefficient of R = 0.68, and a standard error of estimate of 1.271 (Tables 5 and 6). The partial regression coefficients are given in standard terms in Table 6 and show that the Balboa temperature is affected to about the same degree by fluctuations in either variable. Although the standard errors of estimate, also given in Table 6, showed that the inclusion of winds gave a closer fit than the single correlation of Balboa temperature and offshore temperature, it was necessary to compute the deviations from both regressions and analyze the variances in order to determine whether the improvement were significant. The difference between the mean square residuals was found to be significant (Table 7) and, since the anomalies of Balboa winds were not related to anomalies of the offshore temperatures, it was concluded that the Balboa spring temperature anomalies were affected partly by factors affecting the temperature over a large area (measured by the offshore temperatures) and partly by local effects of northerly winds, both operating independently.

During these investigations of the relationship between sea level, seasurface temperature and wind at Balboa various indications of long-term trends and of possible cycles were observed, and these were explored more fully.

Cycles and trends

Inspection of Figure 7 and Figure 10 suggests that there may be cyclic fluctuations in the series represented, and also that there may be long-term

secular trends. In order to examine these possibilities, various tests were made to determine whether the series were random with respect to time. The first was the sequential test described by Noether (1956), then the maximum and minimum method of Kiveliovitch and Vialar (1953) was tried, and thirdly the method based on the breaking of records given by Foster and Stuart (1954). Finally correlograms were constructed and possible cycles investigated.

Sea level and sea-surface temperature were examined first. Subsequently the northerly Balboa winds were similarly tested.

Sea level and sea-surface temperature

(a) Sequential tests

Noether's method of determining whether a series is random is an adaptation of Wald's sequential test method. A derived series is plotted which progressively relates the frequency of "runs" compared with the frequency of fluctuations in the original data. On the same graph two parallel straight lines are drawn, such that if the derived series crosses the upper line the original series is considered to depart significantly from randomness, and if the derived series crosses the lower line the original series is considered to be random. If the derived series terminates without crossing either boundary the results are inconclusive.

To obtain the derived series the original observations (x) are divided into groups of 3 in the order in which they occur. A variable (y) is associated with each group and takes the value 1 or 0 depending on whether the 3 x-observations form a monotonic sequence or not (i.e. if x_{t+1} is considered + or - according to whether it is greater or less than x_t respectively, then a + + or - arrangement gets the score 1). The value of Σy is then plotted against the group - number, $g = \frac{\Sigma x}{3}$

To obtain the slope of the parallel lines it is necessary to assign values to two probabilities P_0 and P_1 . The value of P_0 is $\frac{1}{3}$, this being the probability of a montonic arrangement occurring by chance among three observations. Noether suggests that an adequate value for P_1 is $\frac{1}{2}$. The slope of the two parallel lines is, then, given by s = 0.41504. The length of the intercepts on the Σy axis, h_0 and h_1 are governed by the values selected for the probabilities *a*, of accepting as non-random a series that is random, and β , of accepting a series as random when it is not, respectively. These were both taken to be 0.10, as this gave a comparatively narrow band of indecision.

- The series tested were:
- 1) Annual sea-surface temperature
- 2) Annual sea level
- 3) Number of cold days in the year (number of days when temperature was 76°F or less)
- 4) March sea-surface temperature
- 5) March sea level

The March values were chosen because this was the month when both the coldest mean temperature and lowest mean sea level occurred, and also the month when the regression coefficient "b" obtained from the linear regression of temperature on sea level was the greatest, i.e. a given difference in sea level was associated with a greater change in sea temperature than in any other month.

In spite of the narrow area of indecision, all the series fell into the indecisive zone, even though each of the three possible groups of x-observations were taken. It was realized that, since this test depends upon there being a high proportion of runs of 3 to detect a cycle, it would not necessarily detect very short cycles. Nor would it detect bimodal cycles unless each "hump" was spread over a sufficient number of years. ¹ As bimodal cycles appeared possible in at least some of the series, further methods to determine whether there were significant departures from random variation were tried.

(b) Maxima, minima and phase-length tests

The method given by Kiveliovitch and Vialar is based on the number of maxima (summits) and minima (creuses) and phases of length 1, 2, and 3 or more. The length of a phase is determined by the number of points between a maximum and the following minimum, or vice-versa. When there is no intervening value it is called phase 1, when there is one intervening value it is called phase 2 and so on. The total number of maxima and minima, which is one greater than the total number of phases P, is related to the number of observations N, by the function

$$T = \frac{P+1}{2(N-2)}$$

The confidence limits for T and for the numbers of phases of various lengths

$$y = -3.17 + 0.415x$$

$$y = \frac{g}{5} + c$$

where c = 0, 1/5, 2/5, 3/5 or 4/5 according to the starting point of the series. This would cross the boundary into the random region where

C

$$g = 14.74 + \frac{c}{0.215}$$

Thus before 44 terms were taken the series would be indecisive but after between 45 and 56 terms were taken the test would indicate that it was random.

¹ Example of failure of Noether's test to detect bimodal cycle: Instances can be found where a regular cycle would in fact cross into the random region. For the values above, the series is proved random if it crosses the line

With a five-year cycle that went + - + + -, the groups of three would be repeated after 3 cycles, thus the values of y would be 00100 and then a repetition of this. The upper limit of the steps thus described is given by

are given by the authors diagrammatically as a function of the total number of phases, P; values falling outside these limits indicate a significant departure from randomness. The following series were tested.

- 1) Annual sea-surface temperature
- 2) Annual sea level
- 3) Number of cold days
- 4) Spring (January-April inclusive) sea-surface temperature
- 5) Spring sea level

The overall spring values were chosen rather than individual months as it was thought this would minimize random fluctuations.

The values obtained for Kiveliovitch and Vialar's T (a function of the number of maxima and minima) and the numbers of each type of phase are given in Table 8. None of these fell outside the 95 per cent confidence intervals, although the annual sea level approached very close to the boundary. Thus the test shows no positive indication of departure from randomness but could not, of course confirm randomness.

(c) Determination of linear trend

As some of the series had several indentical values the rank correlation method of determining trend was not used, instead the trend test given by Foster and Stuart was adopted. This simple method consists of counting the number of upper and lower records and obtaining the difference, d, between them. An observation in a time-series is called a lower (upper) record if it is smaller (greater) than all previous observations in the series. The best results are obtained by a "round trip" whereby the resultant difference of two d's, "D" is obtained. D is normally distributed about zero mean, with standard error given in Foster and Stuart's Table 4. The annual mean values of sea level and sea temperature, and number of cold days, were tested. As Table 9 shows, only the annual mean sea level showed a significant upward linear trend. This method is, however, not as sensitive as linear correlation with time and, as it seemed unlikely that sea level would show a trend but not sea temperature, both linear mean-square regressions were computed.

Linear regression against time gave correlation coefficients r = 0.59 for the annual mean sea level and r = 0.61 for the annual mean temperature, thus both are increasing with time significantly at the 95 per cent level. Estimates of the average annual increments are given by the equations.

It was assumed from consideration of the graphs that the spring sea level and sea-surface temperatures would also show the effect of this longterm trend and this was subsequently confirmed graphically by taking moving averages (see Figures 13 and 14).

(d) Correlograms

Although the presence of cycles was not confirmed by the tests, their existence was not disproved, and it was therefore decided to investigate their possible formation and to see whether the same cycles appear in both temperature and sea level. It was decided to confine this investigation to the spring values when the relationship between the variables is most pronounced.

For the number of cold days, the first 30 terms of the correlogram were computed (Figure 11). It is smooth, and it seems to be repetitive and undamped. Major peaks occur at 6, 13, 19, and 26 years and major troughs at 3, 11, 16, 24 and 29 years. Such a correlogram might arise from an autoregressive series with a mean period of about $6\frac{1}{2}$ years. (Kendall, 1946, p. 414 et. seq.). Partial correlation coefficients showed that the fit of the autoregressive series would not be improved by taking more than 4 terms. The appropriate autoregressive series was calculated, but was found to account for only a small part of the year-to-year variability. It is also possible that, rather than an autoregressive series, there is a "double" cycle (i.e. two regular oscillations) with a total period of about 13 years. It was decided that the most practical course would be to separate out trend and cyclic effects empirically, following the method of Croxton and Crowden (1943).

A correlogram for mean spring sea temperature was also computed, and appears quite similar to the correlogram for "cold days", as would be expected. The correlogram for the mean spring sea level (Figure 12) shows much less evidence of regular oscillations, indeed the values of r_k for this series could easily occur by chance, although there is a slight suggestion of a possible oscillation of a mean period of 6 or 7 years.

(e) Empirical separation of trend and cycle

The effect of separating the trend, cycles, and random deviations by smoothing and averaging over corresponding cycle years is shown in Figures 12-14. A thirteen-year period was assumed for the sea-surface temperature and the number of cold days and a seven-year period for the sea level. Once the length of the cycle, n, was determined the method (Croxton and Crowden) was as follows. The moving average of n was computed to give the trend. Then each term x was expressed as a percentage of the appropriate average term, a. This gave a series of values of $\frac{x}{a} \times 100$. These terms were divided into consecutive groups of n terms, then the first terms of each group were added, then all the second terms and so on to give n totals. The means of these n totals gave the cycle in terms of trend, and when multiplied by the appropriate values of $\frac{a}{100}$ the result was an estimate of the cycle

and trend in the original units. The figures show the original data, the trend alone, the cycle and trend together, and the deviations from both trend and cycle plus trend.

It may be seen that, in every case, the residual deviations after subtraction of trend and cycle are very large. Furthermore, the cycle patterns are not very similar in the different series.

It may be concluded that there is a long-term upward trend in spring sea level and spring sea temperature, and a corresponding downward trend in number of cold days. There is some slight evidence of an oscillation, either of the autoregressive type giving a mean period of 6.5 years, or bimodal cycle of a total period of 13 years. If such an oscillation exists, however, it is very weak with respect to the "random" background variability. The residual deviations from trend and cycle are, for each series, so great that forecasts based on the estimates of trend and cycles are not much better than the simple long-term average.

Balboa winds

The Balboa winds were also tested to see whether they exhibited trends or cycles that could be related to similar phenomena in the Balboa sea level or sea-surface temperature. The tests by Kiveliovitch and Vialar and those by Foster and Stuart were again employed.

(a) Maxima, minima and phase-length tests

The results obtained by counting the number of maxima and minima in the annual and spring series of northerlies and due north winds, computing the values of T and comparing them with the charts given by Kiveliovitch and Vialar are given in Table 10. The values for both the annual series fell outside the 95 per cent confidence region but the spring series did not show a significant indication of non-randomness. The numbers of phases of different lengths could not be tested individually by this method as the values of P were too small, in each series, for the charts given by Kiveliovitch and Vialar. Wallace and Moore (1941) have, however, given a method of testing the divergence of the actual from the expected number of each length of phase. Each divergence is squared and divided by the expected value and the three resulting terms (corresponding to the three classifications to phase-length) are added to give the value of $\chi^2_{\rm p}$, a statistic similar to the usual Pearsonian χ^2 . The values of χ^2_p obtained for the four wind series were all large and, as shown in Table 10, all indicated that the series were not random.

As we were concerned with wind only in so far as it might be related to sea level and sea-surface temperature, correlograms to determine possible cycles in these four series were not computed. Instead, the total spring northerlies series was further investigated (even though this series showed the smallest departure from randomness according to the χ^2_p -tests)

UPWELLING IN PANAMA

because it had previously been found to be most closely related to spring sea level and sea temperature. The serial correlation coefficient, r_k , was computed for the cycle-lengths found to be most likely in the other variables, i.e. K = 7 and K = 13. The values obtained were $r_7 = 0.197$ and $r_{13} = -0.077$, neither of which were significant. It was concluded that there is no evidence of cycles corresponding with those found to be most probable for the spring sea level and sea temperature series.

(b) Determination of trend

The Foster and Stuart "round-trip" test showed the values of D to be significantly large for the annual due north and spring northerlies series, as indicated in Table 11. This confirmed that during the period under consideration there has been a long-term tendency for these winds to decrease, which corresponds with the increasing trend in sea level and sea temperature.

Deviations from trend in wind, temperature, and sea level

It has been shown previously that there are significant correlations among year-to-year spring values of Balboa northerly winds, sea temperature and sea level. It has also been shown above that there are, for each of these variables, long-term trends which are related to each other. The question arises (as noted earlier on p. 85) whether the correlations observed are due to in large part the correlation of the trends. In order to examine this we have, in addition to the correlation coefficients among the original data previously referred to, also computed the correlation coefficients among the deviations from the long-term trends of each series. In Table 12 are tabulated the coefficients of correlation both for the original data and for deviations from long-term trends.

It may be seen from this Table that between wind and sea temperature the correlation of deviations from trend is about the same as the correlation of the original data. Between wind and sea level, the correlation of the deviation from trend is reduced in comparison to the correlation of the original data, while between sea level and sea temperature the reverse is true. It thus appears that, in general, there is a fair degree of correlation of the annual anomalies of the several series, even after removal of long-term trend. From this it may be concluded that the local year-to-year anomalies of wind are an important element in determining the year-to-year anomalies in sea temperature and sea level, even after the long-term trends are subtracted.





FIGURA 1. Datos físicos y químicos obtenidos de la estación fija en el Golfo de Panamá, junto con los datos del viento, nivel del mar y temperatura en Balboa.





FIGURA 2. Volúmenes de zooplancton y de fitoplancton en la estación del Golfo de Panamá. Las estrellas indican los volúmenes de fitoplancton que no pueden ser comparables con los otros debidos a sedimentación inadecuada.



FIGURE 3. Long-term monthly averages of sea-level and sea-surface temperature at Balboa (1908-1953), together with values of "b", the linear regression coefficient of mean monthly temperature on mean monthly sea level for individual years. Values of "b" from highly significant linear correlations are indicated by open circles, others by closed circles.

FIGURA 3. Promedios mensuales a largo plazo del nivel del mar y la temperatura de superficie en Balboa (1908-1953), junto con los valores de "b", el coeficiente de regresión linear de la temperatura media mensual sobre el nivel del mar medio mensual para años individualmente considerados. Los valores de "b" provenientes de correlaciones lineares altamente significativos, están indicados por círculos abiertos; los otros por círculos llenos.





FIGURA 4. Promedios mensuales a largo plazo del nivel del mar en Balboa y millas del viento del sector norte en Balboa y Cristóbal (1915-1956). (Los vientos compensados sobre la base de un mes de 31 días).



FIGURE 5. Long-term monthly averages of sea-surface temperature at Balboa and two offshore 5-degree squares, 1916-1938.





FIGURE 6. Deviations of actual spring sea-surface temperature at Balboa from those expected by linear regression of temperature on sea-level. The smoothed curve was obtained by a moving average of 7 years.

FIGURA 6. Desviaciones de las temperaturas de superficie en primavera en Balboa, de aquellas esperadas por la regresión linear de temperatura sobre el nivel del mar. La curva suave se obtuvo por un promedio movible de 7 años.



- FIGURA 7. Valores primaverales del promedio del nivel del mar y la temperatura de superficie en Balboa, y número de días en el año en que la temperatura media diaria de la superficie cayó debajo de 76°F.
- FIGURA 8. Valores del promedio mensual de tres direcciones del viento del sector norte (sobre la base del mes de 31 días) en Balboa (línea de puntos) y Cristóbal (línea contínua), (1915-1956).

101

1950

102



FIGURE 9. Annual values of northerly and due north winds at Balboa and Cristobal.

FIGURA 9. Valores anuales de los vientos del sector norte y de los del norte propiamente en Balboa y Cristóbal.



FIGURA 10. Valores primaverales de tres direcciones del viento del sector norte en Balboa y Cristóbal.



FIGURE 11. Correlograms for cold days, mean spring temperature, and mean spring sea level. FIGURA 11. Correlogramas para días fríos, temperatura media de primavera y nivel medio del mar en primavera.



FIGURE 12. Empirical determination of trend, cycles and residual deviations for the annual number of days when sea-surface temperature at Balboa is 76.4°F. or less.

FIGURA 12. Determinación empírica de la tendencia, ciclos y desviaciones residuales para el número anual de días en que la temperatura de superficie en Balboa es de 76°F. ó menor.

RAW DATA

Moving average of 7=TREND

CYCLE × TREND

DEVIATIONS

1945

1950



FIGURE 13. Empirical determination of trend, cycles and residual deviations for the spring sea-surface temperature at Balboa.

80

78

76

74

72

70

77

75

79

77

75

73

20

00

-20

-40

1910

1915

1920

DEGREES FAHRENHEIT

FIGURA 13. Determinación empírica de la tendencia, ciclos y desviaciones para la temperatura de superficie en primavera, en Balboa.



FIGURA 14. Determinación empírica de la tendencia, ciclos y desviaciones residuales para el nivel del mar en Balboa.

1935

1940

an 1.44

- TABLE 1. Correlation coefficients obtained by comparing the monthly values (average over the whole period of available data) of sea level with seasurface temperature and wind.
- TABLA 1. Coeficientes de correlación obtenidos de la comparación de los valores mensuales (promediados sobre el período total para el cual se disponía de datos) del nivel del mar con los de la temperatura de superficie y los del viento.

Variable compared with Balboa sea level	Whole Year, r	Spring Months, r
Variable comparada con el nivel del mar en Balboa	Año completo, r	Meses de prima- vera, r
Balboa sea-surface temperature, 1908-1953 Temperatura del mar superficial en Balboa, 1908-1953	0.96**	0.98**
Balboa northerly winds, 1915-1956 Vientos del sector norte en Balboa, 1915-1956	0.97**	-0.91*
Cristobal northerly winds. 1915-1956 Vientos del sector norte en Cristóbal, 1915-1956	0.94**	-0.63
Cristobal due north wind, 1915-1956 Viento propiamente del norte en Cristóbal, 1915-1956	-0.97**	-0.94*

ł

1

=

-

 TABLE 2.
 Coefficients and significance of regression of monthly mean sea temperature (y) on monthly mean sea level (x) at Balboa for years 1908-1953.

TABLA 2. Coeficientes de regresión y su significación de temperaturas mensuales medias (y) sobre nivel medio mensual del mar (x) en Balboa para los años 1908-1953.

	h		significance
	В		significació
Jan	4.98	0.62	**
Feb	8.27	0.62	**
Mar	8.31	0.58	**
April	5.91	0.54	**
May	3.42	0.44	**
June	-0.26	0.05	n.s.
July	2.62	0.41	*
Aug.	1.63	0.19	n.s.
Sept.	1.90	0.31	*
Oct.	1.53	0.29	*
Nov.	2.82	0.46	* *
Dec.	2.33	0.49	**
Annual	3.97	0.54	* *
JanApril	6.32	0.54	**

TABLE 3. Regression of Balboa monthly sea level on (a) Balboa northerly winds and (b) Cristobal due north winds, for the years 1915-1956 (Wind to nearest 100 miles, sea level to nearest 1/100 ft. above 2.00 ft.).

TABLA 3. Regresión del nivel medio mensual del mar en Balboa sobre (a) vientos del sector norte en Balboa y (b) vientos propiamente del norte en Cristóbal, para los años 1915-1956 (El viento con aproximación de 100 millas, el nivel del mar con aproximación de 1/100 pies por encima de 2.00 pies).

		Balboa	Cristo		
	b	r	ь	r	
Jan.	-0.0072	-0.46 **	-0.0007	-0.12	n.s.
Feb.	-0.0125	-0.47 **	-0.0025	-0.28	n.s.
Mar.	-0.0052	-0.38 *	-0.0018	-0.27	n.s.
April	-0.0117	-0.55 **	-0.0015	-0.13	n.s.
May	0.0058	-0.26 n.s.	-0.0025	-0.17	n.s.
Dec.	-0.0035	-0.19 n.s.	+0.0010	+0.12	n.s.

TABLE 4. Linear correlation of spring values of miles of wind at Balboa with spring average sea-level, average sea temperature and number of cold days.

TABLA 4. Correlación linear de los valores de primavera, para las millas de viento en Balboa con los del nivel promedio del mar en primavera, los de temperatura promedio del mar y el número de días fríos.

	Variables compared	Closeness of fit		
-		Exactitud de ajuste		Variables comparadas
1)	Spring sea level with: a) due north wind b) due north-west wind	r = -0.38* visually estimated similar to above visualmente estimada similar a la anterior	1)	Nivel del mar en primavera con: a) viento propiamente del norte b) viento propiamente del noroeste
	c) all north winds d) north wind $+$ comp. of north west	$r = -0.55^{**}$ $r = -0.57^{**}$		 c) vientos del sector norte d) viento norte + componente del noroeste
2)	Spring sea temperature with: a) All north winds	$r = 0.40^{**}$	2)	Temperatura del mar en primavera con: a) vientos del sector norte
3)	Cold days with: a) due north wind b) all north winds	$egin{array}{rl} { m r} &= & 0.44^{**} \ { m r} &= & 0.38^{*} \end{array}$	3)	Días fríos con: a) viento propiamente del norte b) vientos del sector norte

SCHAEFER, BISHOP AND HOWARD

TABLE 5. Correlation coefficients obtained by comparing the offshore and Balboa sea surface temperatures and Balboa northerly winds (1917-1938 excluding 1920).

TABLA 5. Coeficientes de correlación obtenidos de la comparación de las temperaturas de superficie mar afuera y en Balboa y vientos del sector norte en Balboa (1917-1938 con exclusión del año 1920).

		Values	of correla	ion coefficie	int	
Areas correlated		Monthly values for average year (10 degrees freedom)		Year-by-year spring values (19 degrees freedom)		-
		Valores de	l coeficien	te de correl	ación	
		Valores mensua el promedio (10 grados de	iles para anual libertad)	Valores de (19 grade	primaverales año a año os de libertad)	Areas correlacionadas
Two offshore temperatures	r _{xv}			0.63	**	Dos temperaturas mar afuera
Balboa temp. & further square temp.	\mathbf{r}_{xz}			0.42	n. s.	Temperatura en Balboa y en el cuadrado lejano
Balboa temp. & nearer square temp.	$\mathbf{r}_{\mathbf{y}z}$	-0.39	n.s.	0.54	**	Temperatura en Balboa y en el cuadrado cercano
Balboa temp. & Balboa wind	r _{zw}	-0.93	**	-0.37	n. s.	Temp. y viento en Balboa
Balboa wind & nearer	r_{wv}	-0.49	n.s.	0.09	n. s.	
square temp.						Viento en Balboa y temp. en el cuadrado cercano
Balboa temp on Balboa wind & offshore temp.	R			0.68	**	Temp. de Balboa sobre viento de Balboa y temp. mar afuera

lat. 5-10°N, long. 85-90°W temperatures denoted by x lat. 5-10°N, long. 80-85°W temperatures denoted by y Balboa sea-surface temperatures denoted by z Balboa northerly winds denoted by w

lat. 5-10°N, long. 85-90°0 temperaturas denotadas por x lat. 5-10°N, long. 80-85°0 temperaturas denotadas por y Temperaturas de superficie en Balboa denotadas por z Vientos del sector norte denotadas por w

TABLE

<u>.</u>

with Balboa northerly winds e en Balboa (z) con los vientos averales de año a año). Correlación simple Viento en Balboa Temperatura mar afuera Correlación múltiple Temperatura mar afuera

SCHAEFER, BISHOP AND HOWARD

110

SCHAEFER, BISHOP AND HOWARD

TABLE 9. Foster & Stuart "round trip" test to determine from the number of "records" the existence of trend in sea level and sea-surface temperature.

TABLA 9. Prueba de "viaje de ida y vuelta" de Foster y Stuart para determinar la existencia de tendencias en el nivel y la temperatura de superficie según el número de "ocurrencias".

	D	$\sigma_{ m d}$	Probability of obtain a greater D	ing
	D	$\sigma_{\rm d}$	Probabilidad de obte una D mayor	ner
Annual sea level Cold days Annual sea temperature	$\begin{array}{c} 12 \\ -4 \\ 0 \end{array}$	4.03 4.02	$< 0.001 ** \ < 0.132$	Nivel anual del mar Días fríos Temperatura anual del mar

 TABLE 10.
 Results of tests of numbers of maxima, minima and phases to determine the existence of trends or cycles in wind at Balboa.

 TABLA 10.
 Resultados de las pruebas de máximas, mínimas y fases para determinar la existencia de tendencias o ciclos en el viento en Balboa.

108

TABLE	11.	Foster	&	Stuart	"round	trip"	test	to	determine	from	the	number	of
		"records	s″ 1	he exist	tence of	trend	in wi	inds	s at Balboa.				

TABLA 11.	Prueba de "viaje de ida y vuelta" de Foster y Stuart para determinar
	la existencia de tendencias en los vientos de Balboa según el número de
	"ocurrencias".

	D	σ _d	Probability of obtaining a greater D	ng
	D	$\sigma_{ m d}$	Probabilidad de obten una D mayor	er
Annual, all N.	5		< 0.084	Anual, sector norte
Annual, due N.	7	2.07	< 0.030 $$ *	Anual, norte
Spring, all N.	7	3.97	< 0.030 *	Primavera, sector norte
Spring, due N.	5)	< 0.084	Primavera, norte

TABLE 12. Coefficients of correlation (r) for relationships among Balboa spring northerly wind, sea level, and sea-surface temperature.

TABLA 12. Coeficientes de correlación (r) en cuanto a las relaciones entre viento del sector norte de primavera, el nivel del mar, y la temperatura de superficie del mar.

	Original data Dato original	Deviations from trend 1 Desviaciones de tendencia 1
Wind and sea temperature Viento y temperatura del mar	-0.40**	-0.44**
Wind and sea level Viento y nivel del mar		-0.29
Sea level and sea temperature Nivel y temperatura del mar	0.54**	0.71**

¹ Trend determined by 13-year moving average for sea temperature and by 7-year moving average for the other two variables.
¹ Tendencia determinada por un promedio de movimiento de 13 años de la temperatura del mar y por un promedio de movimiento de 7 años para las otras dos variables.

ALGUNOS ASPECTOS DEL AFLORAMIENTO EN EL GOLFO DE PANAMA

por

Milner B. Schaefer, Yvonne M. M. Bishop y Gerald V. Howard

INTRODUCCION

Cado año, en la estación de enero a abril, cuando los vientos del norte soplan vigorosamente frente a la costa, ocurre en el Golfo de Panamá un fuerte afloramiento costanero. Fleming (1940) ha demostrado, basándose en promedios mensuales a largo plaza del viento, la temperatura, el nivel del mar y la salinidad de la superficie, la relación entre los vientos del sector norte y ciertos fenómenos físicos del Golfo. También ha demostrado una relación cercana entre las variaciones en el viento, la temperatura superficial y el nivel del mar durante el período de enero a junio de 1933. Por la distribución vertical de temperatura y salinidad en estaciones de la parte externa del Golfo de Panamá, ocupadas en diferentes meses (aunque no en el mismo año), ha inferido que durante el período de afloramientos unos 75 metros de agua son arrastrados fuera de la costa y remplazados por agua fría de alta salinidad. En otro estudio Fleming (1935) también ha examinado algunos de los detalles de la distribución de la temperatura y salinidad en el Golfo durante el período del afloramiento en 1933, basándose para ello en los datos recogidos a bordo del USS Hannibal.

Se cree que este afloramiento periódico en el Golfo de Panamá es responsable de la alta productividad biológica que sostiene considerables cantidades de organismos de importancia comercial. Esta región, por ejemplo, es una fuente importante de la especie *Cetengraulis mysticetus*, pez de carnada para el atún, (Alverson y Shimada, 1957) y mantiene una considerable pesca de camarones llamados langostinos (Burkenroad, Obarrio y Mendoza, 1955).

A causa de la evidente importancia del afloramiento para la ecología del Golfo de Panamá, comenzamos en el otoño (octubre) de 1954 un estudio de los diferentes fenómenos físicos, químicos y biológicos relacionados con él. Se hicieron observaciones a intervales de dos semanas en un lugar fijo (aproximadamente 10 millas al SE de la Isla Taboga) para suplementar las observaciones periódicas del nivel del mar, la temperatura y los vientos que han sido hechas durante muchos años por la Compañia del Canal de Panamá.

Además, hemos estudiado en algún detalle los datos sobre la dirección y velocidad del viento, el nivel y la tempertura del mar, recogidos durante muchos años por la Compañia del Canal de Panamá en Balboa, asi como algunos datos de Cristóbal (en la parte Atlántica del Istmo de Panamá) y ciertos datos de temperatura superficial fuera de la costa compilados por el

112

AFLORAMIENTO EN PANAMA

Observatorio de la Marina Imperial Japonesa, con la idea de elucidar las relaciones existentes entre estos datos, tanto con respecto a los promedios a largo plaza como a las variaciones de un año a otro, con respecto a la posibilidad de hacer predicciones, ya que M. D. Burkenroad (comunicación personal) había sugerido la posible existencia de un ciclo regular en los fenómenos (especialmente temperatura) relacionados con el afloramiento.

DATOS FISICOS Y BIOLOGICOS, 1954-1956

En noviembre de 1954 se estableció una estación de muestreo en la parte interior del Golfo de Panamá, entre Balboa y las Islas de las Perlas, a los 8°45' latitud N y 79°23' longitud O, aproximadamente 10 millas al sureste de la Isla de Taboga. La profundidad en este sitio es de cerca de 42 metros al nivel medio de marea baja. En esta estación se toman, a intervalos de dos semanas: una serie batitermográfica; una inmersión de botellas de Nansen para obtener muestras de agua destinadas a la determinación de salinidad, oxígeno y (desde julio de 1955) fosfato inorgánico; un arrastre vertical del fondo a la superficie con una red para fitoplancton de 25 cm. de diámetro en la boca, hecha de seda de cernir No. 20 o de gasa perforada de calibre 18XXX, ambas con aberturas de 0.076mm; y un arrastre oblicuo de 25 minutos de duración, desde el fondo hasta la superficie con una red para zooplancton de medio metro de diámetro en la boca y hecha de gasa perforada de calibre 40XXX en el cuerpo y de calibre 56XXX en el saco.

Los volúmenes de fitoplancton son expresados como "volúmenes de sedimentación" en milímetros por metro cúbico de agua colada; el volumen de agua colada se calcula por el diámetro de la red y la distancia vertical arrastrada. Los "volúmenes de sedimentación" son determinados mediante la colocación de la pesca de la red en un cilindro graduado de 50 ml. lleno de agua de mar y dejando que el material se sedimente durante 24 horas, al final de las cuales el volumen sedimentado es leído.

Los volúmenes de zooplancton son expresados como "volúmenes de desplazamiento" en milímetros por cada 1000 metros cúbicos de agua colada; el volumen de esta agua es calculado por el diámetro de la red y la distancia efectiva del arrastre medida con un correntómetro "Atlas" montado en la boca de la red. Para medir los "volúmenes de desplazamiento", se cuela la pesca de la red a través de un embudo de gasa perforada, se coloca luego el plancton en un cilindro graduado, se le añade un volumen conocido de agua y se lee el volumen desplazado por el plancton colado. A fin de eliminar los efectos causados por la captura ocasional de medusas, salpas, etc., organismos cuyos volúmenes individuales son mayores de 5 c.c., estos organismos son retirados antes de medir el volumen desplazado.

En los cuatro paneles superiores de la Figura 1 se muestran los cambios de profunidad de las isofletas de temperatura, salinidad, oxígeno y fosfato inorgánico, con el tiempo de noviembre 1954 a diciembre 1956. En los dos paneles siguientes se indican los valores medios mensuales del nivel del mar tomados de los datos del mareógrafo de Balboa y la temperatura media diaria de la superficie del mar allí recogida por un termógrafo, cuyo elemento sensible permanece a 3 pies debajo de la superficie. Los datos de temperatura similares a éstos, de un termógrafo en la la Isla de Taboga, aparecen en el siguiente panel. En los dos paneles inferiores se muestra el viento medio diario de los sectores del norte y del sur, y el viento medio diario solamente del propio norte, según lo registrado por la Compañia del Canal de Panamá en una estación de Balboa Heights. Los vientos se registran por ocho direcciones del compás. Los vientos del sector norte son los de N, NE, y NO. Los del sector sur son los del S, SE, y SO.

La relación entre el viento del sector norte y los fenómenos físicos y químicos que indican el afloramiento, se encuentra claramente ilustrada en la Figura. Sin embargo, parece que por lo menos para los dos períodos de afloramiento completamente representados, los cambios de la temperatura y el nivel del mar en Balboa, así como los de las propiedades físicas y químicas en la estación fija, tienen mejor relación con el viento propiamente del N, que con los otros vientos del mismo sector norte.

Se puede ver que durante cada período de afloramiento, el agua caliente y de baja salinidad es reemplazada por agua más fría y de más alta salinidad. El agua de 22° a 24°C, y de salinidad alrededor de 34 °/oo, que permanece cerca del fondo durante el resto del año, es traída a la superficie durante los períodos de afloramiento. Agua de esta misma temperatura y salinidad fué encontrada entre los 35 y 50 metros de profundidad (en las estaciones 47, 48, 49 y 50) fuera de la boca del Golfo, por la Expedición Eastropic en noviembre de 1955 (Anon. 1956). Parecería, pues, que durante los períodos de afloramiento observados aquí, unos 40 metros de agua son arrastrados hacia afuera y reemplazados por agua más profunda; en otras palabras, toda la columna de agua de esta estación costera es reemplazada por agua aflorada.

Parece que el agua cerca del fondo, en la estación fija instalada en el Golfo se origina en niveles más profundos fuera de la costa. En lo mejor de la época del afloramiento, esta agua tiene una temperatura de alrededor de 14°C, una salinidad de 35 °/oo, oxígeno en cantidad menor de 1 ml/l y fosfato, cerca de 3 μ g atomos por litro. Esto corresponde a las aguas de más o menos 100 metros de profundidad en las estaciones instaladas en la Expedición Eastropic antes mencionadas.

Es interesante notar que por encima de los 15 metros, el oxígeno no disminuye en la estación fija durante los períodos del afloramiento sino que en realidad aumenta. Se cree que es rápidamente producido por las poblaciones de fitoplancton que en esos tiempos también crecen rápidamente. De igual modo, el fosfato de la superficie aumenta, pero sin alcanzar el valor que tiene en aguas de la misma temperatura y salinidad a otras profundidades durante el resto del año, porque es rápidamente usado por la biósfera. La ocurrencia de un aparentemente "múltiple" período de afloramiento en 1956, es de interés. Puede observarse que los vientos del sector norte fueron fuertes los últimos días de diciembre y a principios de enero; disminuyeron durante la última parte de enero y la primera quincena de febrero, y aumentaron de nuevo a fines de febrero y en marzo. El viento N sólo muestra cuatro cumbres. Hay tres caídas pronunciadas de la temperatura del mar en Balboa, con recuperación entre ellas, correspondientes a las tres primeras cumbres en el viento con un lapso de 10 a 14 días. Estas interrupciones también son reflejadas en las distribuciones de temperatura, salinidad, oxígeno y fosfato en la estación fija, particularmente el efecto del período del viento norte, insignificante entre enero 23 y febrero 10.

Algunos de los efectos del agua aflorada sobre la producción total de organismos, se muestran en la Figura 2. Se puede ver que al comienzo del período de afloramiento de cada año, hay un marcado aumento en los volúmenes de fitoplancton, seguido, después de algún lapso, por grandes pescas de zooplancton. Durante la última parte del período de afloramiento, que corresponde más ó menos a los volúmenes promedio más altos de zooplancton, el fitoplancton es aparentemente algo menos abundante que al comienzo del período. Esto puede reflejar el efecto de la actividad nutritiva del zooplancton sobre el fitoplancton.

EXAMEN DE LOS DATOS A LARGO PLAZO SOBRE FENOMENOS FISICOS

Datos usados

Los datos disponibles para el estudio del afloramiento en el Golfo de Panamá incluyen los correspondientes al nivel del mar, a la temperatura de superficie y a los vientos de Balboa, archivados por la Compañia del Canal de Panamá. Este estudio se basa principalmente en esos datos y también en algunos datos japoneses sobre la temperatura de superficie mar afuera, así como en los de los vientos de Cristóbal, tomados igualmente por la Compañia del Canal.

El nivel del mar se obtuvo de las alturas horarias tomados por un registrador Friez Water Stage colocado al final de un muelle cerca de la entrada al Canal de Panamá y referidas al datum del Canal de Panamá de minus 2.000 pies. Los datos disponibles consistieron en las medias mensuales expresadas con aproximación de 1/1000 de pie. A la fecha se dispone de estos datos desde 1908 y hasta 1956, pero cuando esta investigación se comenzó, se disponía solamente de los datos hasta 1953, por lo que algunos de los cálculos se basan únicamente en los primeros 46 años, ya que no se consideró necesario recalcular los coeficientes de correlación a fin de incluir los últimos tres años. Las temperaturas diarias de la superficie en Balboa, fueron similarmente disponibles de 1909 a 1953 y posteriormente puestas al día; se tomaron en la misma ubicación en que lo fueron los niveles del mar. Las temperaturas medias diarias, calculadas de las medias tomadas cada dos horas fueron dadas con aproximación al 1/10°F. A base de estas temperaturas diarias, se derivó otra serie al contar el número de días con una temperatura media de superficie de 76°F. ó menos. (Puesto que las temperaturas disponibles para 1908 fueron sólo las medias mensuales, esta serie corre desde 1909).

Los datos disponibles sobre el viento en Balboa cubrían los años de 1915 a 1956, y daban para cada día el número total de millas y las horas en que sopló, para cada una de las ocho direcciones del compás. Se obtuvieron de 1915 a 1928 por medio de un anemómetro de 4 copas, y de 1929 a 1937 por medio de uno de 3, ámbos colocados 97 pies sobre el nivel del suelo en el Cerro de Ancon. También fueron investigados los datos del viento en Cristóbal, los cuales fueron tomados en la misma forma que los de Balboa y estaban disponibles para el período 1903-1956. Anteriormente a 1919, la elevación del anemómetro fué cambiada varias veces, pero desde aquel año las lecturas han sido hechas desde una elevación de 92 pies, por medio de un instrumento de 4 copas hasta 1928, y por medio de uno de 3 después de este año. Tanto los datos para Balboa, como aquellos para Cristóbal, se obtuvieron por medio de anemómetros de registro contínuo.

Los únicos datos disponibles para comparar las temperaturas de superficie mar afuera con las del Golfo de Panamá, son los publicados por el Observatorio de la Marina Imperial Japonesa del Kobe. Estos datos se basan en las observaciones de buques en paso y son dados con aproximación a $1/10^{\circ}$ C por cuadrado de 5 grados para cada mes y año. Comprenden los años de 1916 a 1938 con algunos cambios en los límites latitudinales. La banda de latitud de mayor interés para nosotros está representada en estos datos por aquella de los 6°N a los 10°N, de 1916 a 1925, por la de 6°N a 11°N en 1926, y la de 5° a 10°N, por los años restantes.

Hemos empleado los datos de los "cuadrados" situados entre las longitudes de 80° y 85°0, y entre los 85° y 90°0, y los hemos designado como limitados por las latitudes de 5° y 10°N; subsecuentemente también nos referimos a ellos algunas veces como el "cuadrada cercano" y el "cuadrado lejano", respectivamente. En los datos existen algunos vacios y no hay indicación del número de lecturas en que se basa cada uno de los promedios publicados, pero se cree que son suficientemente confiables como para dar una idea general con fines comparativos.

Variaciones del promedio mensual

Las temperaturas medias mensuales de la superficie y los niveles medios del mar en Balboa han sido promediados sobre 46 años (1908-1953) y se muestran en las dos curvas superiores de la Figura 3; las líneas horizontales de puntos representan los valores anuales medios, promediados sobre el mismo período. (La tercera curva será explicada después). Como se esperaba, ámbas variables experimentan una caída substancial por debajo del promedio anual en los meses de enero, febrero, marzo y abril. (*Estos cuatro* meses serán mencionados en lo sucesivo como meses de "primavera"). También hay una similaridad remarcable entre las dos curvas; la correlación linear de los 12 valores mensuales da un producto-momento del coeficiente de correlación r = 0.96, y el de los 4 meses de primavera un coeficiente r =0.98 lo que demuestra que los cambios relativos de las dos variables coinciden muy ajustadamente.

Una comparación similar se ha hecho entre el nivel del mar y los vientos. El índice usado para medir los vientos es el número total de millas de vientos del sector norte por mes, (compensado sobre la base de 31 días). La validez del uso de "número de millas", así como la de sumar los vientos del N, NO y NE para obtener un valor de los vientos del sector norte, serán tratados más adelante. La comparación se hizo entre el nivel del mar en Balboa y los vientos de Balboa y Cristóbal. Las configuraciones de los promedios anuales se muestra en la Figura 4; la escala del nivel del mar ha sido invertida para mostrar más claramente como la caída del nivel del mar en primavera corresponde al apogeo de los vientos del sector norte. Para esta comparación las tres variables han sido promediadas sobre los 42 años de 1915 a 1956. De nuevo, estas variables se encontraron correlacionadas de un modo altamente significativo, excepto en lo que respecta al nivel del mar y a los vientos del sector norte en Cristóbal durante los meses de "primavera". Los valores de los coeficientes de correlación, así como los que se refieren al nivel del mar y a la temperatura de superficie se dan en la Tabla 1.1

En todas las comparaciones hechas hasta ahora los datos usados han sido tomados en el Golfo de Panamá (ó muy cerca de él) y todos han mostrado una gran desviación de la media anual durante los meses de "primavera". Para establecer que éste es un caracter peculiar del Golfo, es necesario estudiar áreas adyacentes en el Océano Pacífico. Con este objecto, la temperatura media de la superficie de los dos cuadrados de 5 grados más cercanos en la banda de los 5° a los 10° de latitud, no incluídos en el Golfo de Panamá, han sido abstractados de los datos japoneses publicados (vide supra) y los valores mensuales promedios fueron obtenidos para los años 1916-1938. Estos expresados en grados Fahrenheit, se muestran en la Figura 5 junto con el promedio de temperaturas de la superficie en Balboa durante 1916-1938. Cada valor promedio para los dos cuadrados de mar adentro fué calculado de por lo menos 20 medias individuales mensuales. En esta figura es aparente que en ninguna de las dos áreas de mar adentro hay la marcada caída en la temperatura de superficie que ocurre en Balboa en los meses de "primavera".

Variaciones de un año a otro

De lo que antecede, parece que los valores promedio mensuales a largo plazo de los vientos del sector norte en Balboa (y Cristóbal), de la tempera-

¹ En todo este estudio, los valores de "r" por encima del nivel de probabilidad del 1% se indican con **, y son considerados altamente significativos; y aquellos por encima del nivel de probabilidad del 5% con *, y son considerados significativos.

tura de superficie en Balboa, y del nivel del mar en Balboa están estrechamente correlacionados; pero no sucede lo mismo con los promedios mensuales a largo plazo de las temperaturas en Balboa y en el Pacífico, mar afuera. De ésto puede inferirse que el efecto local de los vientos del sector norte (que causan el aflorimiento) es suficiente para responder de los cambios de un mes a otro en la temperatura de superficie de Balboa.

Es de interés también el ver con que proximidad estos diferentes fenómenos están relacionados de un año a otro; ésto es, hasta donde se correlacionan las anomalías del nivel del mar, de la temperatura de superficie y de los vientos durante el período del afloramiento.

Anomalías del nivel del mar y de la temperatura de superficie del mar en Balboa.

Diagramas de dispersión que se refieren a la temperatura de superficie y al nivel del mar en Balboa, se prepararon para cada mes del período 1908-1953 y se computaron las regresiones lineares. Los valores de la gradiente "b" derivados de la regresión de la temperatura sobre el nivel del mar, el coeficiente de correlación "r" y una indicación de la significación de la correlación para cada mes, pueden encontrarse en la Tabla 2. También se incluyen en esta Tabla los coeficientes derivados de la regresión de temperatura media anual sobre el nivel medio anual, y también aquellos derivados de similar regresión de temperatura media de "primavera" sobre el nivel medio de "primavera". Cuando se comparan los valores mensuales, se ve que los valores más altos de "b" y las correlaciones más estrechas ocurren durante los meses de "primavera". Esto se ve más claramente en la Figura 3, en donde estos valores de "b" se han puesto debajo de las gráficas de promedios mensuales a largo plazo; los valores de "b" correspondientes a meses de regresión altamente significativa, se denotan por medio de círculos abiertos y los demás por medio de círculos llenos.

Ya que el interés se centró en los meses de "primavera" cuando el afloramiento ocurre, la relación entre el nivel del mar y la temperatura de superficie durante este período fué invstigada más de cerca. Una expresión polinómica de segundo grado no representó ninguna ventaja sobre le relación linear primeramente calculada, a saber:

> y' - 73.69 = 6.32 (x–2) Donde y' = temperatura esperada en °F

x = nivel del mar en pies.

Las desviaciones de las temperaturas reales de las esperadas, y-y', se obtuvieron y se presentan gráficamente en la Figura 6, junto con una curva suavizada, obtenida mediante un promedio movible de 7. El gráfico se presenta aquí para mostrar que la amplitud de las desviaciones no es mucho más pequeña que la amplitud real de las temperaturas de primavera, las cuales se muestran en la Figura 7.

También se muestran en la Figura 7 los niveles del mar en primavera y la serie de "días fríos (número de días cuando la temperatura media super-

AFLORAMIENTO EN PANAMA

ficial es de 76° o menos). La mayor parte de tales días ocurrió durante los meses de "primavera" y muy ocasionalmente durante mayo. Como era de esperarse, hay una correlación altamente significativa entre la serie de temperaturas de superficie y la serie derivada de días fríos, siendo el coeficiente de correlación, r, de 0.935. Esta serie fué primero construída por la Compañia del Canal de Panamá y ha sido examinada por M. D. Burkenroad, quien creyó que sería un buen índice de temperatura y que posiblemente mostraba la existencia de ciclos regulares. Esto se estudia luego en las páginas 123-129.

Es aparente en la Figura 7 que las anomalías anuales de las diferentes variables no siempre coinciden en dirección, y después de una inspección superficial fué un tanto sorprendente que la correlación entre la temperatura y el nivel del mar fuese tan alta como 0.54; fué, por consiguiente, deseable determinar si había tendencias de largo plazo que pudiesen ser responsables en gran parte por la correlación. Antes de hacer ésto, sin embargo, examinamos la correlación de las anomalías del viento de un año a otro, con las del nivel del mar y de la temperatura.

Anomalías del viento

La relación entre el impacto del viento sobre el mar y la fuerza del viento, depende de varios factores, pero siempre es necesario considerar dos aspectos del viento; su velocidad y su duración. Un simple cálculo de la velocidad promedio durante un mes por el número de horas durante las que sopló, dá un valor idéntico al "número de millas del viento" y, por consiguiente, este índice se ha usado para determinar si es que los vientos de Balboa ó los de Cristóbal daban una estimación más cercanamente relacionada con la fuerza promedio del viento en el Golfo (representada por la relación con los cambios en nivel y en temperatura) y también para determinar la posibilidad de que el cuadrado de la velocidad media mensual compensado por el número de horas en que sopla, podría ser una estimación mejor del viento efectivo que el total de las millas recorridas. Con este fin calculamos para cada año de la serie de 1915 a 1956, mes de enero, en cuanto a las observaciones de Balboa, las sumas de los cuadrados de las velocidades medias compensadas de los vientos del norte y del noroeste; y también la suma de los cuadrados de las velocidades medias compensadas de los vientos del norte y la del componente norte de los cuadrados compensados de las velocidades medias del noroeste. Estos dos índices fueron entonces relacionados con el nivel del mar en enero. En ninguno de los casos hubo una mejora sobre el coeficiente de correlación entre el nivel del mar y el índice simple de "total de millas de viento del sector norte". En consecuencia, hemos empleado este último índice.

Comparación de los vientos de Balboa y Cristóbal

Los vientos de Cristóbal se examinaron porque existe la probabilidad de que, por lo menos durante los meses de "primavera", puedan estar más estrechamente relacionados impacto del viento en el Golfo de Panamá que los vientos de Balboa. El nivel de la superficie y la temperatura del mar en Balboa son posiblemente afectados por el impacto del viento sobre el Golfo entero. Las medidas de los vientos en una sola localidad en la orilla, probablemente no son representativas de este impacto total del viento. Se pensó que las medidas de Cristóbal, en el lado Atlántico, donde los vientos del sector norte vienen abiertamente del Caribe, podrían relacionarse con los fenómenos del Golfo mejor que las medidas en Balboa, porque en este último sitio existen efectos orográficos locales. Sin embargo, como se verá luego, los vientos de Cristóbal no resultaron tan bien correlacionados respecto de los factores hidrográficos en el Golfo como los de Balboa.

Se ha visto ya en la Figura 4 y en la Tabla 1 que, en especial durante la primavera, el total de millas de viento del sector norte en Balboa (compensado a base de un mes de 31 días) está más estrechamente relacionada con el nivel del mar en Balboa, que las estimaciones similares del viento en Cristóbal. Para examinar ésto en más detalle, el promedio de los vientos del sector norte de cada localidad fué separado dentro de tres componentes: norte, noroeste y noreste. Se verá en la Figura 8 que hay varias diferencias en el promedio de los vientos de las dos localidades: los vientos propiamente del norte en Cristóbal son mayores que los de Balboa y muestran un apogeo secundario que no muestran los vientos nórdicos en Balboa, aunque la correspondiente depresión es aparente en el nivel y la temperatura del mar (Figura 3); los vientos del noroeste en Cristóbal no son tan grandes como en Balboa, pero mientras que los vientos del noreste son comparativamente insignificantes en Balboa, en Cristóbal son más grandes que los del noroeste. Las relativas fluctuaciones de un año a otro de los valores anuales de los vientos totales del sector norte y del propio norte en las dos localidades se indican en la Figura 9, y las fluctuaciones de los tres componentes, norte, noreste y noroeste, durante los meses de "primavera" en la Figura 10. Estas figuras muestran que hay mayor consistencia en los componentes individuales de un año a otro en Balboa que en Cristóbal, sugiriendo, tal vez, que puede depositarse mayor confianza en las tendencias promedio anuales de los vientos, individualmente considerados, sobre el período en Balboa que sobre el de Cristóbal.

De todos modos, en vista de la similitud de las curvas para los valores promedios a largo plazo del viento propiamente del norte en Cristóbal, y los correspondientes valores del nivel del mar y la temperatura de superficie, los promedios del viento del propio norte en Cristóbal fueron correlacionados con el nivel del mar, para ver si ellos estaban más de acuerdo que los del total de vientos de todo el sector norte de Cristóbal. (Se pensó que el nivel del mar proporcionaría una mejor comparación que la temperatura de la superficie, ya que debe estar más relacionada con el impacto del viento). Las correlaciones mostraron que se obtiene un mejor acuerdo con el nivel del mar del propio viento norte solamente, lo que dió un coeficiente de correlación r = -0.97, comparado con r = -0.94 por el total de los vientos del sector norte en el año; y un valor significativo r = -0.93 comparado con uno significativo de r = -0.63 correspondiente a los cuatro meses de "primavera". Estos valores se han adicionado a la Tabla 1 por conveniencia.

Los valores para cada mes, año por año, fueron luego examinados. Se prepararon diagramas de dispersión y los coeficientes que resultaron de las correlaciones lineares del nivel del mar con el viento fueron calculados para cada mes, que mostró algo más que una dispersión de los puntos al azar. Se consideró el total de los vientos del sector norte en Balboa así como los vientos del propio norte de Cristóbal; los coeficientes de correlación resultantes y su significación, se dan en la Tabla 3. Para ninguno de los meses, los vientos de Cristóbal estuvieron significativamente relacionados al nivel del mar de Balboa, pero los vientos del Balboa estuvieron significativamente relacionados al nivel del mar en Balboa durante los cuatro meses de "primavera". En consecuencia, las investigaciones ulteriores del efecto del viento sobre el nivel del mar, se hicieron con los datos del viento de Balboa solamente.

Antes de ocuparnos de estos análisis del viento de Balboa hay, sin embargo, un aspecto de los vientos de Cristóbal que es digno de notar. Este es el aumento brusco del valor primaveral del viento del noreste, accompanado de un caída del viento norte que ocurrió en 1944 y ha persistido hasta 1955 (Figura 10). Antes de 1919, año en que la posición del anemómetro fué cambiada por última vez, también se registraron valores altos, pero no hay razón para dudar de la validez de los datos después de 1919, ya que no se han hecho cambios en el método de registrar las observaciones desde esa fecha. Puede ser que algún cambio natural haya ocurrido.

Vientos de varias direcciones en Balboa durante la primavera

Para confirmar que la suma de los vientos del sector norte era el mejor índice de los vientos efectivos en Balboa durante la primavera, se hicieron diagramas de dispersión en que los niveles medios del mar, en la primavera de cada año, se pusieron sucesivamente en razón del total de los vientos del sector norte, en razón del viento propiamente del norte y en razón del viento del noroeste. El noreste no fué considerado por ser relativamente muy pequeño. El norte dió un coeficiente de r = -0.38 y el noroeste algo parecido. Una mejor relación se obtuvo con todos los vientos del sector norte, con un coeficiente altamente significativo r = -0.55. Un coeficiente un poco mejor, r = -0.57, se obtuvo añadiendo al viento propiamente del norte el componente norteño del noroeste. Sin embargo, una prueba "z" demostró que esta diferencia no era significativa, así que simplemente el total se usó en comparaciones subsiguientes, ya que el norte más el complemento del noroeste fué un poco más fastidioso de calcular.

Los vientos de primavera se compararon luego similarmente con la temperatura media de superficie correspondiente a la misma estación. Un coeficiente de correlación altamente significativo de 0.40 se obtuvo para los valores de un año a otro de estas dos variables. El número de días fríos también puede considerarse como un índice de la temperatura, ya que previamente se ha visto que está concertada muy estrechamente con la temperatura media del mar en primavera. Tanto el propio viento norte como el total de los vientos del sector norteño, fueron relacionados con el número de días fríos, dando coeficientes de correlación de 0.44 y 0.38, respectivamente, los cuales son muy similares a los de la correlación de los vientos del sector norte y a la temperatura del mar en primavera. Los resultados de estas comparciones del viento de primavera se dan en la Tabla 4.

Correlación múltiple entre la temperatura y el viento de Balboa y la temperatura mar afuera

Se pensó que tal vez obtuviese un mejor entendimiento del efecto del viento en la temperatura de la superficie del mar en Balboa si ésta fuera simultáneamente considerada en relación con los vientos de Balboa y con la temperatura de superficie mar afuera en el Pacífico. Si se encontrase una múltiple relación, ello implicariá que las temperaturas de Balboa son gobernados parcialmente por efectos locales de los vientos del sector norte en Balboa y parcialmente por las condiciones de temperatura en esta región general del Pacífico (debido a otras causas).

Para determinar si las anomalías de la temperatura de superficie en Balboa y las temperaturas de mar afuera están relacionadas, los valores anuales de las temperaturas de primavera en los dos cuadrados de 5 grados adyacentes en la banda de 5 a 10° de latitud, *no* incluyendo las aguas del Golfo (viz: long. 85-90°0, llamado, cuadrado x, y long, 80-85° llamado cúadrado y) (datos del Observatorio de la Marina Imperial Japonesa) fueron correlacionados con las temperaturas anuales de primavera en Balboa (posición z) para el período 1916-1938 (omitiendo 1920, año para el cual datos japoneses son inadecuados). Los valores de los coeficientes de correlación obtenidos aparecen en la Tabla 5 y muestran que las anomalías de temperatura en Balboa, z, están relacionadas en forma altamente significante con las del cuadrado más próximo, y, pero no con las del más lejano x, aunque las dos áreas de mar afuera están correlacionadas en forma altamente significativa entre ámbas.

Los valores promedios mensuales de largo plazo (promediados sobre el período 1916-1938) fueron luego considerados. Se examinaron la temperatura de superficie en el cuadro más cercano y la temperatura de superficie de Balboa, z, así como las millas de los vientos del sector norte en Balboa (sobre la base de 31 días), w. Los resultados son también dados en la Tabla 5. Como las Figuras 4 y 5 hacían esperar, no hubo correlación entre las temperaturas de Balboa y las temperaturas de mar afuera, ni entre el viento y estas temperaturas. El coeficiente de correlación altamente significativo de r = -0.93 entre las temperaturas de Balboa y los vientos fué, desde luego, similar a la de r = -0.97 obtenido anteriormente sobre un período más largo (Tabla 1).

Las relaciones de las anomalías anuales de los valores de primavera de estas mismas tres variables fueron también examinadas y los resultados adicionales se muestran en la Tabla. La mejor correlación fué la obtenida entre las temperaturas de Balboa y las temperaturas en el cuadrado y, para la cual r = -0.54. La buena correlación entre estas dos variables ha sido anotada anteriormente. La temperatura de Balboa fué relacionada con el viento de Balboa y dió un coeficiente de correlación de r = -0.37 (Compárese con los valores de la Tabla 4, donde las mismas variables en una serie más larga de años tiene un coeficiente de correlación de r = -0.40, el cual, para esta serie más grande es altamente significativo). El error standard de estimación para estas dos correlaciones no dío, sin embargo, cifras muy diferentes, siendo de 1.431 para las anomalías de la temperatura mar afuera, y de 1.578 para el viento (Tabla 6).

La regresión múltiple de las anomalías de temperatura de la primavera en Balboa sobre el viento de Balboa y las anomalías de temperatura mar afuera, fué entonces calculada y dió un coeficiente de correlación altamente significativo de R = 0.68, y un error standard de estimación de 1.271 (Tablas 5 y 6). Los coeficientes de regresión parcial se dan en forma standard en la Tabla 6 y muestran que la temperatura de Balboa es afectada en la misma proporción por las fluctuaciones de cualquiera de las variables. Aunque el error standard de estimación, también dado en la Tabla 6, indicó que la inclusión de los vientos daba un mejor ajuste que la simple correlación de las temperaturas de Balboa y de mar afuera, fué necesario calcular las desviaciones de ámbas regresiones y analizar las variaciones a fin de determinar si el mejor ajuste fué o no significativo. La diferencia entre los cuadrados medios residuales fué encontrada significativa (Tabla 7), y ya que las anomalías del viento en Balboa no estaban relacionadas con las anomalías de las temperaturas mar afuera, llegó a la conclusión de que las anomalías de la temperatura de primavera en Balboa estaban afectadas parcialmente por factores que afecten la temperatura de una gran área (medidas por las temperaturas de mar afuera) y parcialmente por efectos locales del viento del sector norte, ámbos operando independientemente.

Durante estas investigaciones de la relación entre el nivel del mar, la temperatura de la superficie y el viento en Balboa, se observaron varias indicaciones de tendencias a largo plazo y de posibles ciclos, lo que entonces fué explorado más ampliamente.

Ciclos y tendencias

La observación de las Figuras 7 y 10 sugiere la posible existencia de fluctuaciones cíclicas en las series representadas, y también la de tendencias seculares a largo plazo. A fin de examinar estas posibilidades, se hicieron varias pruebas para determinar si las series ocurrieron al azar con respecto al tiempo. La primera fué la prueba de secuencia descrita por Noether (1956); luego la del método de máxima y mínima de Kiveliovitch y Vialar (1953), y en tercer lugar, la basada en la rotura de records de Foster y

Stuart (1954). Finalmente se construyeron correlogramas y se investigaron los posibles ciclos.

El nivel del mar y la temperatura de la superficie fueron examinados primero. Luego se hicieron pruebas en forma similar con los vientos del sector norte de Balboa.

Nivel del mar y temperatura de superficie

(a) Prueba de secuencia

El método de Noether para determinar si una serie es debida al azar, es una adaptación del método de Wald para la prueba de secuencia. Una serie derivada se grafica de tal modo que relacione progresivamente la frecuencia de ocurrencias con la frecuencia de fluctuaciones en los datos originales. En el mismo gráfico se trazan dos líneas rectas paralelas de tal modo que cuando la serie derivada cruza la línea superior, se considera que la serie original se aparta significativamente de ser producida por azar, y si cruza la línea inferior, la serie original es considerada como producida al azar. Si la serie derivada termina sin cruzar ninguna de las líneas, los resultados son inconcluyentes.

Para obtener las series derivadas las observaciones originales (x) son divididas entre grupos de 3 en el orden de aparición. Una variable (y) se asocia con cada uno de los grupos y toma el valor de 1 ó 0, según que las tres observaciones x forman ó no una secuencia monotónica (esto es, si x_{t+1} es considerada + ó – de acuerdo a que sea mayor ó menor que x_t respectivamente, entonces un conjunto + + ó uno – – recibe el valor de 1). El valor de Σy es graficado contra el número-grupo g = $\frac{\Sigma x}{3}$

Para obtener la inclinación de las líneas paralelas es necesario asignar valores a dos probabilidades P_0 y P_1 . El valor de P_0 es $\frac{1}{3}$ siendo esta la probabilidad de que un conjuncto monotónico occurra debida al azar entre tres observaciones. Noether sugiere que un valor adecuado para P_1 es $\frac{1}{2}$. La inclinación de las dos líneas paralelas es entonces dada por s = 0.41504. La longitud de las intercepciones h_0 y h_1 en el eje de Σy son gobernados por los valores seleccionados para las probabilidades *a*, de aceptar una serie que no es producto del azar como si lo fuera, y β , la de aceptar como producida por el azar una serie que no lo es. Estas fueron tomadas como 0.10, ya que así se obtuvo una banda comparativamente angosta de indecisión.

Las series probadas fueron:

- 1) Temperatura anual de la superficie del mar
- 2) Nivel del mar anual
- Número de días fríos en el año (número de días cuando la temperatura fué de 76° F ó menor)
- 4) Temperatura de la superficie del mar en marzo
- 5) Nivel del mar en marzo

Se escogió el mes de marzo porque fué en este mes cuando se registraron tanto la temperatura promedio más fría, como el promedio del nivel más bajo del mar, y también porque fué el mes en que el coeficiente de regresión "b" obtenido de la regresión linear de la temperatura con respecto al nivel del mar, fué el mayor, es decir, una determinada diferencia en el nivel del mar estuvo asociada con un mayor cambio de la temperatura en marzo que en ningún otro mes.

A pesar de la angosta área de indecisión, todas las series cayeron dentro de ella, no obstante que todos los grupos posibles de observaciones de x fueron tomadas en cuenta. Se comprendió que, ya que esta prueba depende de la existencia de una gran proporción de ocurrencias de 3 para detectar un ciclo, no podría necessariamente detectar ciclos muy cortos. Tampoco detectería ciclos bimódicos a menos que cada "prominencia" estuviera extendida en un número suficiente de años.¹ Como parecía posible la existencia de ciclos bimodales, al menos para algunas de las series, otros métodos más se usaron para determinar si había alguna desviación significativa de las variaciones producidas por el azar.

(b) Pruebas de longitudes máximas, mínimas y de fase

El método de Kiveliovitch y Vialar se basa en el número de máxima (cumbres) y mínima (valles) y fases de longitud de 1, 2 y 3 ó más. La longitud de una fase se determina por el número de puntos entre una máxima y la siguiente mínima o viceversa. Cuando no hay valores intermedios, la fase el llamada 1; cuando hay un valor intermedio es llamada 2, y así sucesivamente. El número total de máximas y mínimas, que es uno más grande que el número tótal de fases P, se relaciona con el número de observaciones N, por medio de la función

$$T = \frac{P+1}{2(N-2)}$$

$$y = -3.17 + 0.415x$$

$$y = \frac{g}{5} + c$$

donde c=0, 1/5, 2/5, 3/5 ó 4/5 de acuerdo con el punto de origen de la serie. Esta línea cruzaría a la región de azar donde

$$g = 14.74 + \frac{c}{0.215}$$

Así, pues, antes de que toman 44 términos, la serie sería indecisa, pero más adelante, cuando los términos entre 45 y 56 van tomadas, la prueba indicaría que la serie es producida por el azar.

¹ Ejemplo de fracaso de la prueba Noether para detectar el ciclo bimodal: Se pueden encontrar casos en que un ciclo regular caería en la región de azar. Para los valores que anteceden, se prueba que la serie es producto del azar si es que cruza la línea

Con un ciclo de cinco años que fuera asi + - + + -, los grupos de tres se repetirían cada 3 ciclos; así, pues, los valores de y serían 00100 y luego una repetición de esto. El límite superior de los pasos así descritos es dado por

Los límites de confianza para T y para el número de fases de varias longitudes son dados por los autores en forma diagramática como una función del número total de fases, P; los valores que caen fuera de estos límites indican una desviación significativa de los producidos por azar. Las siguientes series fueron probadas:

- Temperatura anual de la superficie del mar
- 2) Nivel del mar anual
- 3) Número de días fríos
- 4) Temperatura de la superficie del mar en primavera (enero a abril inclusive)
- 5) Nivel del mar en primavera

Se escogieron los valores de toda la primavera en vez de los de cada mes, porque se pensó que de este modo se disminuirían las fluctuaciones debidas al azar.

Los valores obtenidos para la función T de Kiveliovitch y Vialar (una función del número de máximas y mínimas) así como los números de cada tipo de fase, se dan en la Tabla 8. Ninguno de éstos cayó fuera de los intervalos de confianza del 95 por ciento, aunque el nivel del mar anual se acercó bastante al límite. Así, pues, la prueba no muestra una indicación positiva de que haya desviación de una variación al azar, pero por supuesto no puede confirmar que las variaciones sean debidas al azar.

(c) Determinación de la tendencia linear

Como algunas de las series tenían varios valores iguales, no se usó el método de la correlación de rangos para determinar la existencia de una tendencia; en cambio fué adoptada la prueba de tendencia de Foster y Stuart. El método simple consiste en contar el número de valores más altos y el de más bajos, y obtener su diferencia, d. Una observación en una serie de tiempo es llamada una observación más baja (más alta) si es más pequeña (más grande) que todas las observaciones anteriores en la serie. Los mejores resultados se obtienen por medio de un "viaje de ida y regreso", de donde resulta un diferencia que se indica como D, de las dos diferencias representadas por d. D se distribuye normalmente alrededor de una media de 0, con errores standard dados en la Tabla 4 de Foster y Stuart. Los valores de la media anual del nivel del mar y la temperatura, y el número de días fríos, fueron probados como indica la Tabla 9; sólo el nivel anual medio del mar mostró una tendencia linear hacia arriba de significación. Este método no es, sin embargo, tan sensitivo como la correlación linear con el tiempo, v como pareciera improbable que el nivel del mar mostrase una tendencia y no la mostrase la temperatura, se computó la regresión linear de los cuadrados medios para ámbos.

La regresión linear con respecto al tiempo dío los coeficientes de correlación de r = 0.59 para el nivel medio annual y de r = 0.61 para la temperatura anual media, de modo que van creciendo significativamente con el tiempo a un nivel del 95 por ciento. Las estimaciones de los promedios del incremento anual se dan por las ecuaciones.

 $\begin{array}{l} Y_1=0.0048t+2.704\\ Y_2=0.0036t+80.00\\ \text{donde}\ Y_1=\text{nivel}\ \text{del}\ \text{mar}\ \text{en}\ \text{pies}\\ Y_2=\text{temperatura}\ \text{en}\ ^\circ\text{F}\\ t=\text{número}\ \text{de}\ \text{años}\ \text{contados}\ \text{desde}\ 1908 \end{array}$

Después de considerar los gráficos, se supuso que la superficie del mar y la temperatura de superficie en primavera también mostrarían los efectos de esta tendencia a largo plazo, y esto fué después confirmado gráficamente al tomar promedios movibles (véanse Figuras 13 y 14).

(d) Correlogramas

Aunque la presencia de ciclos no fué confirmada por las pruebas, su no existencia tampoco fué probada, y por consiguiente se decidío investigar su posible formación y ver si los mismos ciclos aparecen tanto en la temperatura como en el nivel del mar. Se resolvió limitar esta investigación a los valores de primavera cuando la relación entre las variables es más pronunciada.

Para el número de días fríos, fueron computados los primeros 30 términos del correlagrama (Figura 11). Es suave y parece ser repetitivo y persistir sin atenuarse. Los picos mayores ocurren a los 6, 13, 19 y 26 años y los valles mayores a los 3, 11, 16, 24 y 29 años. Tal correlograma podría originarse de una serie autoregresiva en un período medio de alrededor de $6\frac{1}{2}$ años (Kendall, 1946, p. 414 et seq.). Los coeficientes de correlación parcial demostraron que el ajuste de la serie autoregresiva no mejoraría si se tomasen más de 4 términos. La serie autoregresiva apropiada fué calculada pero se encontró que era responsable solamente por una pequeña parte de la variabilidad de un año a otro. Es posible también que, más que una serie autoregresiva, haya un "doble" ciclo (esto es, dos oscilaciones regulares) con un período total de alrededor de 13 años. Se decidió que la forma más práctica sería separar empíricamente los efectos de tendencia de los de ciclo, siguiendo el método de Croxton y Crowden (1943).

Un correlograma para la temperatura media de primavera fué también calculado y parece muy similar al correlograma para "días fríos", tal como se esperaba. El correlograma del nivel medio del mar en primavera (Figura 12) muestra mucho menor evidencia de oscilaciones regulares; ciertamente, los valores de r_k de esta serie podrían fácilmente ocurrir por casualidad, aunque hay una ligera sugestión de una posible oscilación de un período medio de 6 ó 7 años.

(e) Separación empírica de tendencia y ciclo

El efecto de separar la tendencia, los ciclos y las desviaciones producto del azar, al suavizar y promediar sobre el correspondiente número de años del ciclo, se muestra en las Figuras 12 a 14. Se calculó un período de trece años para la temperatura de la superficie y para el número de días fríos, y un período de siete años para el nivel del mar. Una vez que la longitud del ciclo, n, fué determinada, el método (Croxton y Crowden) fué como sigue. El promedio movible de n fué computado para dar la tendencia. Luego cada término x fué expresado como un porcentaje del término promedio apropiado, a. Esto dió una serie de valores de $\frac{x}{a}$ x 100. Estos términos fueron divididos entre grupos de n términos consecutivos, luego los primeros términos de cada grupo fueron sumados, después todos los segundos términos y así sucesivamente hasta tener n totales. Las medias de estos totales n dieron el ciclo en términos de la tendencia, y cuando fueron multiplicados por los valores apropiados de $\frac{a}{100}$ el resultado fué una estimación del ciclo y la tendencia en términos de las unidades originales. Las figuras muestran los datos originales, la tendencia sola, el ciclo y la tendencia juntos, y las desviaciones de la tendencia, así como también las del ciclo más la tendencia.

Se puede ver que, en cada caso, las desviaciones residuales después de substraer la tendencia y el ciclo, son bien grandes. Además, la configuración del ciclo no es muy similar en las diferentes series.

Se puede llegar a la conclusión de que hay una tendencia de largo plazo hacia arriba para el nivel del mar y la temperatura en primavera, y una correspondiente tendencia hacia abajo en el número de días fríos. Hay alguna ligera evidencia de una oscilación, ya sea del tipo autoregresivo con un período medio de 6.5, o un ciclo bimodal con un período total de 13 años. Sin embargo, si tal oscilación existe, es muy débil con respecto al fondo de variabilidad debida al azar. Las desviaciones residuales de la tendencia y del ciclo, para cada serie, son tan grandes que las predicciones basadas en las estimaciones de la tendencia y el ciclo no son mucho mejores que el simple promedio a largo plazo.

Los vientos de Balboa

Los vientos de Balboa también fueron probados para ver si exhibían tendencias o ciclos que pudiesen ser relacionados a fenómenos similares en el nivel del mar en Balboa ó en la temperatura de superficie. Las pruebas de Kiveliovitch y Vialar así como las de Foster y Stuart, se emplearon nuevamente.

(a) Pruebas de longitudes máximas, mínimas y de fase

Los resultados que se obtuvieron al contar el número de máximas y mínimas en las series anuales de primavera de los vientos nórdicos y propiamente del norte, al calcular los valores de T y al compararlos con las cartas dadas por Kiveliovitch y Vialar, se dan en la la Tabla 10. Los valores para ámbas series anuales cayeron fuera de la región del 95 por ciento de confianza, pero las series de primavera no mostraron una indicación significativa de no ser causadas por el azar. El número de fases de diferentes longitudes no pudo ser probado individualmente por este método, porque los valores de P fueron muy pequeños, en cada serie, para las cartas dadas por Kiveliovitch y Vialar. Wallace y Moore (1941), han dado, sin embargo, un método para probar la divergencia entre el número real y el número esperado en cada una de las longitudes de fase. Cada divergencia es elevada al cuadrado y dividida por el valor esperado, y los tres términos resultantes (correspondientes a las tres clasificaciones de longitud de fase) son sumadas para dar el valor de χ^2_p , una estadística similar a la usual χ^2 de Pearson. Los valores de χ^2_p obtenidos para las cuatro series de vientos fueron todos altos (grandes) y como se ve en la Tabla 10, todos indicaron que las series no fueron originadas al azar.

Como nuestro interés en el viento era solamente en lo que pudiera relacionarse al nivel del mar y la temperatura de superficie, no se calcularon los correlogramas para determinar la existencia de posibles ciclos en estas cuatro series. En cambio, la serie total para los vientos del sector norte en primavera fué investigada más ampliamente (aunque esta serie mostró la desviación más pequeña de los valores producto del azar, de acuerdo con las pruebas de χ^2_p) porque previamente se encontró que era la que mejor se relacionaba con los niveles y temperaturas de primavera. El coeficiente de correlación serial, r_k , fué calculado para los ciclos con longitud más probable de ocurrir en las otras variables; esto es, K = 7 y K = 13. Los valores obtenidos fueron 0.197 para $r_7 y - 0.077$ para r_{13} , ninguno de los cuales fué de significación. Se llegó a la conclusión de que no hay evidencia de ciclos correspondientes a los encontrados como los más probables para las series del nivel y la temperatura en primavera.

(b) Determinación de tendencia

La prueba del "viaje de ida y regreso" de Foster y Stuart demostró que los valores de D son grandemente significativos para las series anuales del viento propiamente del norte y de los vientos del sector norte en primavera tal como se indica en la Tabla 11. Esto confirma que durante el período bajo consideración ha habido una tendencia a largo plazo de estos vientos, a disminuir, lo cual corresponde a la tendencia a aumentar del nivel del mar y la temperatura.

Desviaciones desde la tendencia del viento, la tempertura y el nivel del mar

Previamente se ha demostrado que hay una correlación significativa de un año a otro, entre los valores de primavera de los vientos del sector norte en Balboa, la temperatura y el nivel del mar. También se ha sostenido anteriormente que hay tendencias de largo plazo para cada una de estas variaciones, las cuales se relacionan unas a otra. Se presenta la cuestión (como se anotó en p. 119) de si las correlaciones observadas se deben en gran parte a la correlación de las tendencias. A fín de examinar esto, también hemos calculado además de los coeficientes de correlación entre los datos originales previamente referidos, los coeficientes de correlación entre las desviaciones de las tendencias de largo plazo de cada serie. En la Tabla 12 se han tabulado los coeficientes de correlación, tanto para los datos originales como para las desviaciones de las tendencias de largo plazo.

Se puede ver en esta que entre el viento y la temperatura del mar, la correlación de las desviaciones de la tendencia es más ó menos la misma que la correlación de los datos originales. Entre el viento y el nivel del mar, la correlación de la desviación de la tendencia es reducida en comparación a la correlación de los datos originales, mientras que ocurre lo contrario entre el nivel y la temperatura. parece pues, así, que en general hay una regular correlación de las anomalías anuales de las diversas series aún después de remover la tendencia a largo plazo. De aquí se puede llegar a la conclusión que las anomalías locales del viento de un año a otro son un elemento importante para determinar, año tras año, las anomalías del nivel del mar y la temperatura, aún después de que la tendencia a largo plazo haya sido descontada.

LITERATURE CITED - BIBLIOGRAFIA CITADA

Alverson, F. G. and B. M. Shimada

1957 A study of the Eastern Pacific fishery for tuna baitfishes, with particular reference to the anchoveta (*Cetengraulis mysticetus*). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 2, No. 2, pp. 21-61 (English), pp. 62-79 (Spanish).

Anonymous

1956 Data collected by Scripps Institution vessels on Eastropic Expedition September-December 1955.
 Scripps Inst. Oceanogr., SIO Ref. 56-28, 15 Oct. 1956, 156 pp. (mimeographed).

Burkenroad, M. D., J. L. Obarrio and C. A. Mendoza

1955 La pesca del camarón en Panamá. Revista de Agric., Comm. e Ind., Año XIII, No. 21, 8 pp.

Croxton F. E. and D. J. Crowden

1943 Applied general statistics. Prentice Hall, Inc., New York. xviii + 944 pp.

Fleming, R. H.

- 1935 Oceanographic studies in the Central American Pacific. Ph. D. Dissertation, Univ. of Calif.
- 1940 A contribution to the oceanography of the Central American region.

Proc. Sixth Pac. Sci. Cong., Vol. 3, pp. 167-175.

Foster, F. G. and A. Stuart

1954 Distribution-free tests in time series based on the breaking of records.

Jour. Roy. Statis. Soc., Ser. B16, pp. 1-13.

Japanese Imperial Marine Observatory, Kobe

- 1911 The mean atmospheric pressure, cloudiness, and sea surface
- to 1938 temperature of the northern Pacific Ocean and the neighboring seas of the lacustrum . . . (Title varies) Kobe, Japan 1911-1938, various paging.

Kendall, M. G.

1946 The advanced theory of statistics.

Vol. 2, Charles Griffin and Co. Ltd., London. vii + 521 pp.

Kiveliovitch, M. and J. Vialar

- 1953 Etude statistique des séries chronologiques.
 - Jour. Sci. Météorol., Vol. 5, pp. 21-46, 75-87, 89-101, 129-143.
- 1954 Ibid., Vol. 6, pp. 1-16, 73-83.

Noether, G. E.

1956 Two sequential tests against trend. Jour. Amer. Stat. Assoc., Vol. 51, No. 275, pp. 441-450.

Wallis, W. A. and G. H. Moore

1941 A significance test for time series analysis. Ibid., Vol. 36, p. 401.

132