

---

**RECHAZO Y ATRACCION  
COMO CAUSAS DE LA MIGRACION INTERNA EN PUERTO RICO:  
UN MODELO ECONOMETRICO**

Walter H. Bruckman

**Introducción:**

Este trabajo trata de probar que la migración en Puerto Rico es más de tipo empujada\* que halada\*. En la consecución de este objetivo se trata de medir por un lado, la relación que existe entre la emigración de los municipios que han perdido población y las variables *bienestar económico* y *nivel de aspiraciones* de los residentes en ellos. Por el otro lado, se trata de medir la relación que existe entre la inmigración y la variable *bienestar económico*. Si la migración es más de tipo empujada que halada, es de esperarse que la primera relación sea significativa, mientras que la segunda no.

El presente trabajo surgió como una reacción al examen de los estudios realizados en torno a la migración interna en Puerto Rico. Todos concuerdan en que la migración ha sido más de tipo empujada que halada, pero ninguno presenta pruebas concretas de ello. El estudio pretendió someter dicha hipótesis a validación estadística. La hipótesis resultó ser cierta.

---

\* El lector no especializado podrá encontrar una definición exhaustiva de estos conceptos en la sección siguiente de "Procedimiento". Los términos "empujada" y "halada" son una traducción literal del inglés "push and pull"; otros autores han utilizado, en su lugar, los de "forzada" y "atraída". (Nota del Editor)

Los estudios realizados hasta la fecha señalan dos aspectos importantes: primero, que la migración interna en Puerto Rico es causada, principalmente, por factores económicos (mejoras en el nivel de vida) y sociológicos (diferentes niveles de aspiraciones de la población, determinados por la preparación educativa y la edad)<sup>1</sup> y segundo, que ésta es más bien de tipo empujada que halada. No obstante, ninguno prueba concretamente que ello sea así. (Vázquez, 1964; Macisco, 1966; Quintero, 1972).

Por eso, se hace necesario medir la magnitud en que factores económicos y sociológicos afectan la migración y comprobar si ésta es efectivamente más de tipo empujada que halada. El presente estudio se propone hacer esto; específicamente pretende medir qué posibles influencias ejerce el nivel de bienestar económico de una región y su respectivo nivel de aspiraciones sobre su corriente migratoria.

El validar las aseveraciones hechas por estudios anteriores no es el único propósito de este trabajo. Aparte del fin teórico, este estudio tiene un fin práctico. Si se logra aislar las causas de la migración interna, se está en posición de controlarla. Por supuesto, esto es si se tiene la capacidad para controlar las variables causales. Si se conocen tales variables, se puede implementar aquella política pública que más convenga a los intereses del país, sea ésta para estimular o detener la migración interna. El gobierno podría tener razones económicas y sociológicas para querer detener la migración de las zonas rurales a las urbanas. Para eso, necesita saber dos cosas: (a) cuáles son las variables que afectan la migración interna y (b) si la migración es de tipo halada o empujada. Si la migración fuese de tipo halada, entonces el gobierno podría hacer muy poco por evitarla, ya que no podría hacer todas las regiones de la Isla igualmente progresistas. Por otro lado, cuando la migración es de este tipo, no sería deseable controlar el flujo hacia esos sectores de relativo progreso, ya que por lo regular, son regiones en expansión industrial que necesitan, y por lo tanto absorben, mano de obra de otras regiones (Kusnets, 1960). En cambio, cuando la migración es empujada suele traer problemas de hacinamiento en las ciudades más importantes del país, ya que las personas tienden a migrar hacia las grandes ciudades y a establecerse en barriadas que van creciendo con la llegada de nuevos migrantes.<sup>2</sup> Estos migrantes, al establecerse en las urbes, van desarrollando cordones de pobreza alrededor de éstas y, en otros casos, bolsones de pobreza dentro de las propias ciudades. Es por ésta y otras razones que, si la migración fuese de tipo empujada, el gobierno podría tener interés en tomar aquellas medidas conducentes a aliviar la situación problemática que causa la migración hacia estas ciudades.

Además, como se ha dicho anteriormente, el estudio se propone medir la influencia de cada una de las variables sobre la migración. De poder lograrse lo propuesto, podría predecirse la migración futura de cada municipio, en el supuesto de que las estimaciones que se hagan tengan carácter de permanencia en un lapso de tiempo razonable. En tal caso, estas estimaciones serían de utilidad al gobierno para planificar las necesidades futuras de bienes y servicios como vivienda, salud, educación, etc.

### Procedimiento

De la literatura sobre el tema surgió como denominador común, entre los estudios revisados, la hipótesis de que la migración interna en Puerto Rico es más de tipo empujada que halada. Este estudio se asienta en esa misma hipótesis. De los hallazgos más importantes de los estudios revisados surgieron las variables que finalmente se incorporan en los modelos econométricos utilizados en este estudio, para verificar la hipótesis. En esta parte se especifican dichos modelos y las técnicas estadísticas empleadas para resolverlos.

La emigración empujada se definió como aquella ocasionada por condiciones socio-económicas desfavorables en una región, que impelen a las personas a salir en busca de mejores condiciones de vida. En este caso, la emigración depende no solamente del bienestar económico en la región de donde se parte, sino de condiciones sociológicas como son el nivel de aspiraciones de los residentes, indicado éste por la proporción de individuos de alta educación y la proporción de individuos jóvenes.

Se postula que esa dependencia es lineal de la siguiente forma:  $YE = A_1Z_1 + A_2Z_2 + V$ , donde YE es la proporción de emigración en 1960-70 sobre la población de la década;  $Z_1$  es la variable *bienestar económico* en la región de donde se parte;  $A_1$  es el coeficiente asociado;  $Z_2$  es la variable *nivel de aspiraciones* en la región de donde se parte;  $A_2$  es el coeficiente asociado y V es una variable aleatoria. Se definió operacionalmente a  $Z_1$  como una función también lineal, de las siguientes variables económicas:

$X_1$  = por ciento de empleo agrícola

$X_2$  = por ciento de desempleo

$X_3$  = ingreso mediano de familias y personas no relacionadas.

de manera que  $Z_1$  vendría determinada por la siguiente ecuación:

$$Z_1 = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 + e_1$$

Operacionalmente,  $Z_2$  fue definida como una función lineal de las siguientes variables sociológicas:

$X_4$  = por ciento de personas con uno o más años de universidad.

$X_5$  = por ciento de personas de 15 a 24 años

de manera que  $Z_2$  vendría determinada por la ecuación siguiente:  $Z_2 = a + b_4X_4 + e_2$ . De esta forma, la emigración vendría dada por el siguiente modelo:

$$YE = (A_1b_0 + A_2a) + A_1b_1X_1 + A_1b_2X_2 + A_1b_3X_3 + A_2b_4X_4 + A_2b_5X_5 + (A_1e_1 + A_2e_2 + V)$$

Redefiniendo:

$$YE = B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 + B_3X_3 + B_4X_4 + B_5X_5 + U_1$$

donde  $B_0, B_1, B_2, B_3, B_4, B_5$  son parámetros a estimarse, cuya descomposición no interesa; y  $U_1$  es una perturbación aleatoria que se distribuye normalmente y se supone independiente de las otras variables, con esperanza matemática igual a cero; ya que se supone que:  $E(e_1) = E(e_2) = E(V) = 0$ .

La razón para hacer el bienestar económico una función del por ciento de empleo agrícola se debe a que es de esperarse que la capacidad del sector agrícola para crear nuevos empleos sea muy limitada y los salarios más bajos que en el sector industrial, por lo que, mientras mayor sea la participación del sector agrícola en el empleo total, menor será el bienestar económico.

La razón por la cual el bienestar económico se expresa como una función del por ciento de desempleo y del ingreso mediano de las familias y personas no relacionadas es autoexplicativo.

La razón para hacer el nivel de aspiraciones una función del por ciento de personas con uno o más años de universidad y del por ciento de personas de 15 a 24 años, se debe a que es de esperarse que la gente mejor preparada al igual que la gente joven tengan un mayor nivel de aspiración.

En la selección de todas las variables anteriores se tomó en consideración que hubiera información sobre ellas en el Censo de Población de Puerto Rico. De manera que, el proceso de definir operacionalmente el bienestar económico en

función de determinadas variables estuvo condicionado por la existencia de información disponible y la accesibilidad a ella.

La emigración halada, por otra parte, se definió como aquella ocasionada por el atractivo económico que ciertas regiones pueden ejercer sobre personas de otras regiones. El grado de bienestar económico de una región ejerce un atractivo sobre personas de otras regiones, que las incita a emigrar hacia esa región mejor favorecida económicamente. Es muy difícil definir operacionalmente la emigración halada, ya que se tendría que relacionar la emigración de una región con el bienestar económico de otras regiones. No obstante, a través de un artificio se podría lograr. Si se toma en cuenta que la inmigración hacia una región, causada por el bienestar económico de la misma, es el equivalente de la emigración halada de otras regiones, puede sustituirse la emigración halada por la inmigración. De esta manera, si existe relación entre la inmigración de una región y el grado de bienestar económico de ésta, quedaría comprobada la existencia de emigración halada. Teniendo en cuenta lo anterior, la emigración halada puede ser definida operacionalmente como la parte de la inmigración de una región que depende de factores internos en ella misma.

Si se sustituye la emigración halada por la inmigración y se define operacionalmente el bienestar económico en la misma forma que se definió anteriormente, se tendría la siguiente relación:  $YI = CZ_1 + W$ , donde  $YI$  es la proporción de inmigración en 1960-70 sobre la población promedio de la década;  $Z_1$  es la variable bienestar económico de la región receptora;  $C$  es el coeficiente asociado; y  $W$  es una variable aleatoria. La inmigración quedaría definida como una función lineal de la siguiente forma:

$$YI = Cb_0 + Cb_1 + Cb_2X_2 + Cb_3X_3 (Ce_1 + W)$$

Redefiniendo:

$$YI = B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 + B_3X_3 + U_2$$

donde  $B_0$ ,  $B_1$ ,  $B_2$  y  $B_3$  son parámetros a ser estimados, cuya descomposición no interesa.

## Resultados

En esta parte se presentarán las estimaciones de los modelos propuestos en la parte anterior. Los resultados de dichas estimaciones y las inferencias que se

puedan extraer de ellas, se discutirán según se vayan presentando.

#### A. Primer Modelo

De este primer modelo sobre emigración se hicieron tres estimaciones. En la primera estimación se utilizaron valores promedios de la década para las variables independientes. En la segunda estimación se utilizaron valores de 1970. Ninguna de estas dos estimaciones resultó ser, en términos absolutos, mejor que la otra. Algunos coeficientes resultaron con varianzas más pequeñas cuando se usaron los valores de 1970. Por tal razón, se procedió a realizar una tercera estimación utilizando una combinación de valores promedios y valores de 1970. Las variables para las que se usaron valores promedios para la década se identifican con el sub-índice P. Este modelo se expresa como sigue:

$$YE = B_0 + B_1X_1 + B_2X_{2p} + B_3X_{3p} + B_4X_{4p} + B_5X_5 + U_1$$

Los resultados obtenidos utilizando esta combinación de valores fueron los siguientes:

$$YE = -42 + 33X_1 + 322X_{2p} - .007X_{3p} + .129X_{4p} = 217X_5 + U_1$$

$$R^2 = .49$$

F = 9.5, con 5 grados de libertad en el numerador  
y 50 grados de libertad en el denominador

Las t computadas fueron:

	B <sub>0</sub>	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>	B <sub>3</sub>	B <sub>4</sub>	B <sub>5</sub>
t	1.99	2.03	4.50	1.64	1.21	2.37

Estadístico Durbin-Watson = 1.76

Y la matriz de correlación fue:

	YE	X <sub>1</sub>	X <sub>2p</sub>	X <sub>3p</sub>	X <sub>4p</sub>	X <sub>5</sub>
YE	1.00	.40	.39	-.44	-.24	.25
X <sub>1</sub>		1.00	-.17	-.74	-.41	-.069
X <sub>2p</sub>			1.00	.028	-.13	-.038
X <sub>3p</sub>				1.00	.71	-.026
X <sub>4p</sub>					1.00	.059
X <sub>5</sub>						1.00

Como se advirtió, la estimación del primer modelo utilizando esta combinación de datos resultó superior a las otras dos estimaciones hechas. El análisis de F y el coeficiente de determinación ( $R^2$ ) arrojaron valores mayores en esta estimación que en las dos anteriores. Los resultados de esta estimación permiten aceptar el modelo en términos generales.

La razón o cociente entre la varianza explicada y la varianza total (coeficiente de determinación) fue de .49, es decir, el modelo explicó el 49% de la varianza total. El valor del coeficiente de determinación fue moderadamente alto.

El análisis de la varianza es una prueba más rigurosa que la del coeficiente de determinación, pues permite calcular cuál es la probabilidad de que el cociente entre la varianza explicada por el modelo y la varianza residual exceda de un cierto número, cuando no existe relación alguna entre la línea de regresión y la ordenación de las observaciones muestrales.

La razón entre la varianza explicada por el modelo y la varianza de los errores produjo una F de Snedecor de 9.5, para 5 y 50 grados de libertad en el numerador y denominador, respectivamente. Esta F calculada excede las F tabuladas que fueron de 2.41 a un nivel de significancia del 1%.

Una vez analizado el modelo en su forma global, se analizará ahora la aportación que cada variable por separado hace al mismo. Este análisis se hizo en

base a las  $t$  computadas para los coeficientes (ver cuadro pág. 10). Los coeficientes  $B_0$ ,  $B_1$ ,  $B_2$  y  $B_5$  resultaron todos diferentes de cero, a un nivel de significancia del 5%. Los coeficientes  $B_3$  y  $B_4$  no resultaron significativamente diferentes de cero, por lo tanto, cabría la posibilidad de prescindir de ellos en el modelo. No obstante,  $B_3$  está suficientemente cerca de la zona de aceptación como para que se le mantenga en el modelo con ciertas reservas. La  $t$  computada para  $B_3$  fué de 1.64 y su correspondiente  $t$  tabulada fue de 1.67, a 5% de significancia.

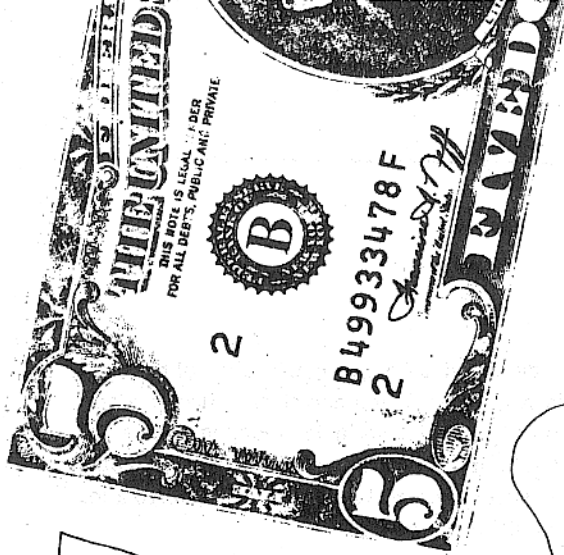
El estadístico Durbin-Watson arrojó una  $d = 1.75$ . Las cotas inferiores y superiores de  $d_l$  y  $d_u$  para una prueba de una cola a un nivel de significación del 5% con  $n = 56$  y  $(K-1) = 5$  fueron 1.38 y 1.77 respectivamente. En este caso resultó  $d_l < d < d_u$ , por lo que la prueba no fue concluyente. Puesto que los datos son atemporales o de corte transversal (cross-section), no es de esperarse que existiera autocorrelación entre las perturbaciones. De existir autocorrelación, ésta podría deberse a una mala especificación del modelo. Normalmente, cuando se le ajusta una línea recta a una serie de datos cuya distribución sea parabólica, asintótica o logarítmica, es de esperarse que ocurra autocorrelación entre las perturbaciones. De ser esto cierto, se puede inferir que el ajustar a los datos funciones no lineales que respondan mejor a la dispersión real de los datos, mejoren los resultados del estadístico Durbin-Watson.

El problema de la presencia de multicolinealidad no resultó ser grave. Como se puede observar en la matriz de correlación, las correlaciones altas sólo se encontraron entre las variables  $X_1$  y  $X_{3p}$ , y entre las variables  $X_{3p}$  y  $X_{4p}$ , siendo éstas de  $-.74$  y  $.71$ , respectivamente (ver cuadro pág. 150-51). Las demás correlaciones fueron razonablemente bajas. La matriz de correlación arrojó un resultado inesperado. La correlación entre  $YE$  y  $X_{4p}$  fue de  $-.24$ . No se esperaba una correlación negativa entre la emigración y el por ciento de personas con uno o más años de universidad.

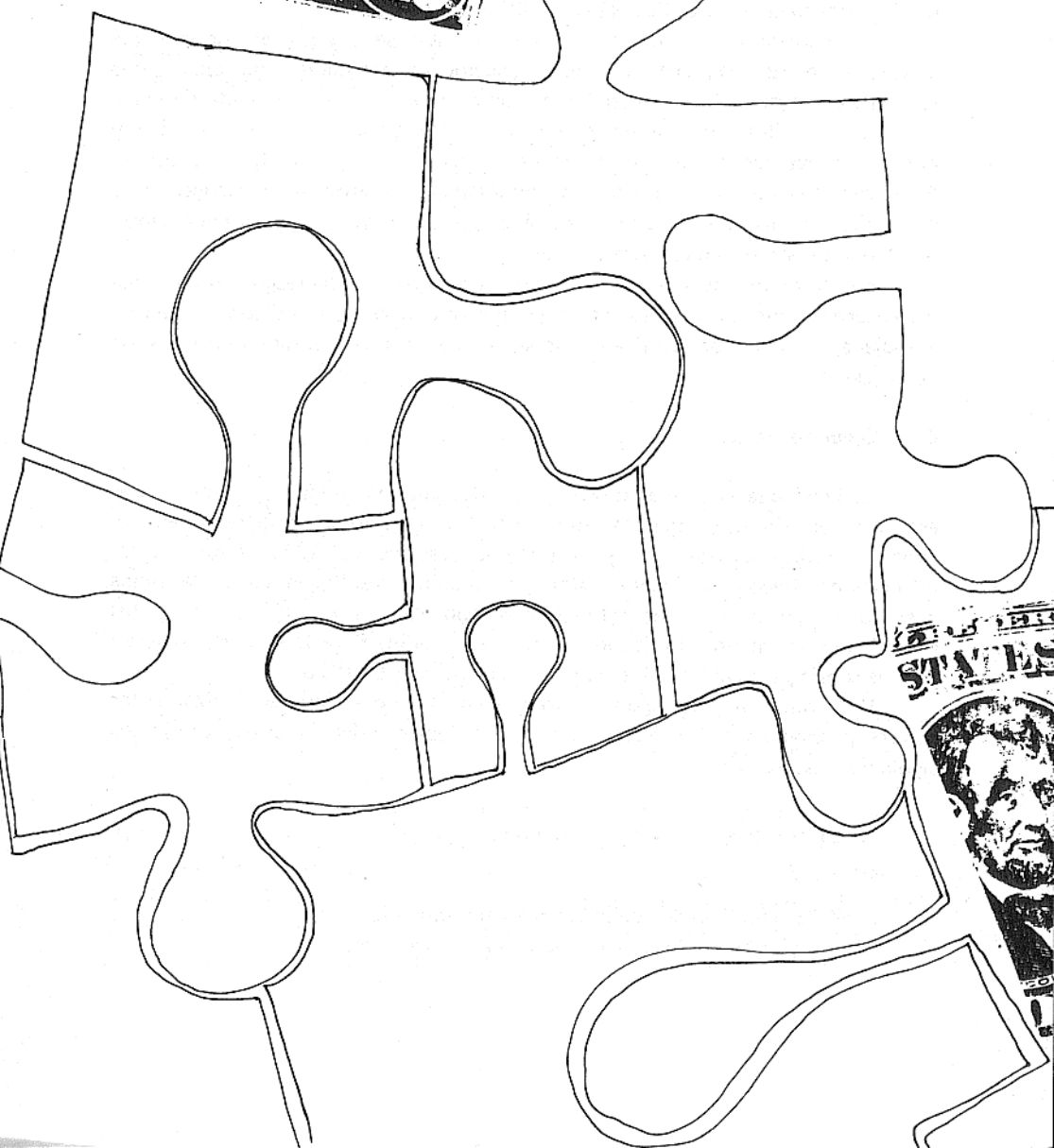
En cuanto a los coeficientes estimados, el signo de éstos resultó como era teóricamente de esperarse. El signo de los coeficientes  $B_1$ ,  $B_2$ ,  $B_4$  y  $B_5$  fue positivo y el del coeficiente  $B_3$ , negativo. Estos resultados confirman las inferencias teóricas hechas sobre las causas de la emigración.

Es de notarse que a pesar de que la correlación entre  $YE$  y  $X_{4p}$  fue negativa, el coeficiente  $B_4$  resultó positivo, tal y como se hipotetizó. Esta aparente contradicción fue fuente de mucha preocupación. Del análisis surgieron algunas posibles explicaciones del fenómeno. Finalmente, la que más razonable pareció, se sustrajo de la matriz de correlación.





7



Se puede observar en la matriz de correlación que había alta colinealidad de .71 entre  $X_{4p}$  y  $X_{3p}$ . La variable  $X_{3p}$  mostró una correlación negativa con YE de - .24. Dado que la correlación entre las dos variables independientes fue alta y positiva, cuando una aumentaba, la otra lo hacía también; pero los efectos del crecimiento de  $X_{3p}$  sobre YE resultaron mayores y en sentido opuesto a los de  $X_{4p}$ , por lo cual neutralizó los de la última variable.

La constante en los tres casos en que se estimó el modelo fue consistentemente negativa. No es teóricamente aceptable que exista una emigración negativa (inmigración) autónoma, o sea, que no dependa de nada. Cabe la probabilidad de que entre las variables que quedaron fuera del modelo y que son relevantes, hubiera más con signos negativos que con signos positivos. Estas variables que no se incorporan directamente al modelo se recogen en la constante, por lo que es posible que si las que predominan tienen coeficientes negativos, se produzcan estos resultados.

En términos generales, se puede decir que los hallazgos estadísticos sustentaron la hipótesis de que la emigración en el período estudiado fue de tipo empujada, causada por condiciones socio-económicas desfavorables en la región de origen.

## B. Segundo Modelo

Al igual que el primer modelo, de este segundo modelo se hicieron dos estimaciones. En la primera ocasión se utilizaron valores promedios para las variables independientes y en la segunda, valores de 1970. Esta vez las estimaciones hechas utilizando valores promedios, resultaron ser en términos absolutos mejores que las estimaciones con valores de 1970. Todos los coeficientes estimados, utilizando valores promedios para la década, tuvieron varianzas más pequeñas que los estimados con valores de 1970.

La estimación del segundo modelo en el caso en que se utilizaron los valores promedios de la década para las variables independientes, arrojó los siguientes resultados:

$$YI = 9.8 + 43X_{1p} - 8.76X_{2p} + .0099X_{3p} + U_2$$

$$R^2 = .47$$

F = 4.75, con 3 grados de libertad en el numerador  
y con 16 grados de libertad en el denominador.

Las t computadas fueron:

	B <sub>0</sub>	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>	B <sub>3</sub>
t	.33	1.00	2.05	1.39

El estadístico Durbin-Watson = 2.23

Y la matriz de correlación fue la siguiente:

	YI	X <sub>1p</sub>	X <sub>2p</sub>	X <sub>3p</sub>
YI	1.00	-.24	-.63	.48
X <sub>1p</sub>		1.00	.27	-.85
X <sub>2p</sub>			1.00	-.50
X <sub>3p</sub>				1.00

Los resultados de esta estimación arrojaron un coeficiente de determinación de .47. Con el objeto de establecer comparaciones entre los coeficientes de determinación que corresponden a modelos con diferente número de variables se utiliza el coeficiente de determinación corregido ( $\bar{R}^2$ ) (Kmenta, 1971: 365). En el caso de la combinación lineal del primer modelo, éste fue de .45. En el caso de estimación del segundo modelo, fue también de .45. Como se ve, ambos resultaron iguales, por lo que la varianza explicada por el segundo modelo fue de igual magnitud que la del primero.

En el caso de la primera estimación del segundo modelo, el análisis de la varianza resultó significativo a los niveles de 5 y 1 por ciento. La F calculada fue de 4.75 y las F críticas fueron de 2.80 y 4.22 al nivel de significancia de 5 y 1 por ciento, respectivamente.

El modelo, en términos generales, resultó aceptable de acuerdo con el análisis de la varianza. No obstante, si se analizan los coeficientes por separado empleando la prueba de t (ver cuadro anterior), observamos que sólo el coeficiente de la variable X<sub>2p</sub> es significativamente diferente de cero al 5 y 1 por ciento de significancia. Esto sugiere que sólo la variable por ciento de desempleo es relevante al modelo. En otras palabras, existe emigración halada causada

principalmente por el bienestar económico que como atractivo tienen los municipios de bajo desempleo.

El signo de los coeficientes  $B_2$  y  $B_3$  fue negativo y positivo, respectivamente, tal y como teóricamente se supuso; en cambio, el signo de  $B_1$  fue positivo, lo que es contrario a lo que se esperaba. Una posible explicación al fenómeno puede hallarse en el hecho de que  $B_1$  no es significativamente diferente de cero, por lo cual el signo bien puede ser lo mismo positivo que negativo, dependiendo de la muestra seleccionada en la estimación.

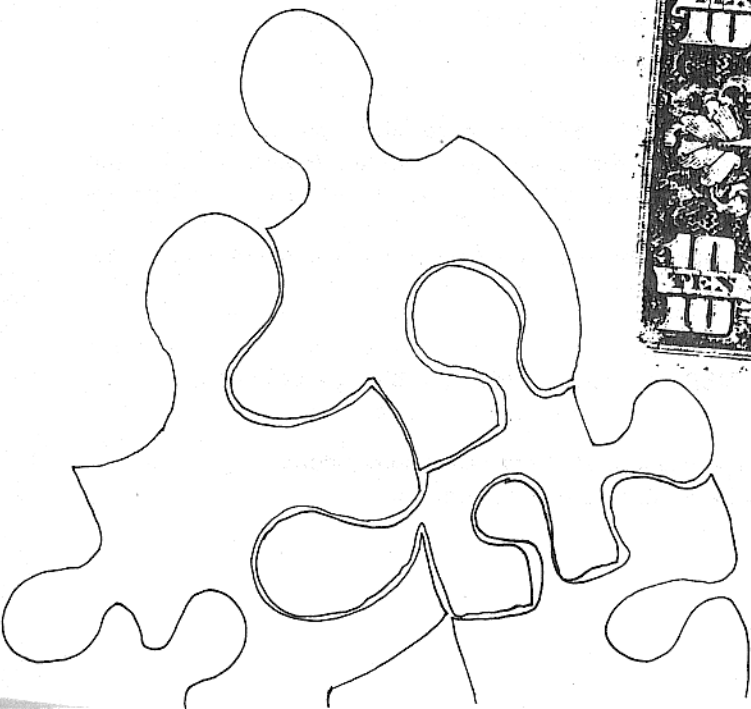
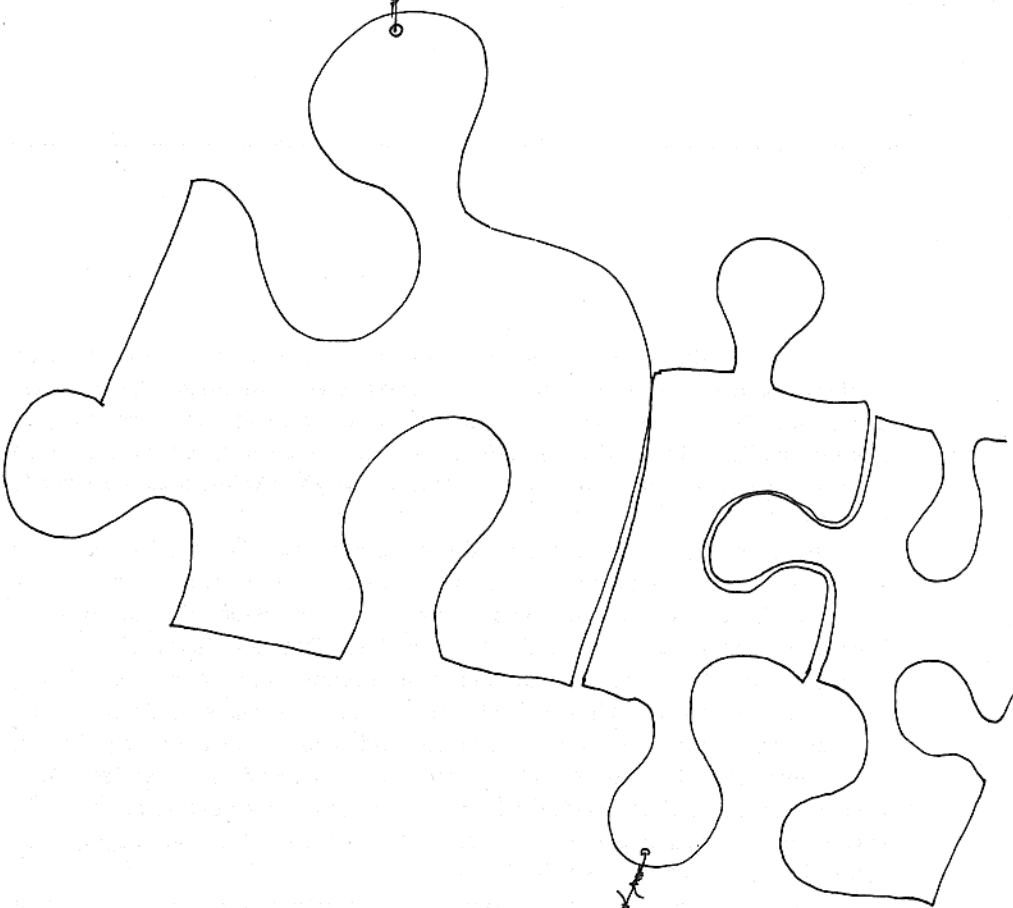
El estadístico Durbin-Watson arrojó una  $d = 2.23$ . En este caso, resultó  $d > d_U$ , por lo que se acepta la hipótesis de que no existía autocorrelación positiva.

En la matriz de correlación se puede observar que las variables  $X_{2p}$  y  $X_{3p}$  mostraron correlaciones altas con la inmigración,  $YI$ . A la misma vez, la variable  $X_{3p}$  exhibió una fuerte multicolinealidad con  $X_{1p}$  de  $- .85$ , lo que bien pudo haber afectado las varianzas de sus respectivos coeficientes. Para eliminar esta posibilidad, se corrió el modelo dos veces: una con las variables  $X_{2p}$  y  $X_{3p}$  y en la otra, con las variables  $X_{1p}$  y  $X_{2p}$ .

En ambos casos, sólo el coeficiente de  $X_2$  y la constante, fueron consistentemente significativas al 5 y 1 por ciento, lo que permitió desechar las otras variables y conservar sólo ésta en el modelo.

### C. Modificaciones y Correcciones Hechas a los Modelos

En esta etapa de la investigación fue pertinente estudiar de qué forma se podía mejorar el primer modelo. Uno de los propósitos del estudio era, entre otros, no solamente probar que existe una dependencia entre la emigración y las variables *bienestar económico* y *nivel de aspiraciones* en el lugar de origen, sino el de cuantificar lo más exactamente posible esta relación con el propósito de que el modelo pudiera servir para hacer predicciones. Cinco áreas de posibles mejoras al modelo fueron consideradas. La primera fue buscar una mejor especificación del modelo, añadiendo nuevas variables que pudieran ser relevantes. La segunda fue buscar una mejor especificación del modelo ajustando funciones no lineales a los datos. La tercera fue estudiar la posibilidad de que alguno de los supuestos de los que parten los mínimos cuadrados ordinarios no se cumpliera y utilizar el instrumento econométrico adecuado para resolver el problema. La cuarta fue utilizar primeras diferencias y la quinta utilizar variables ficticias. De estas cinco áreas estudiadas, sólo las primeras dos añadieron alguna mejora al modelo.



En la consideración del primer aspecto, se seleccionó el por ciento de familias por debajo del nivel de pobreza como un nuevo índice del bienestar económico de la región. No obstante, la correlación entre esta variable y el ingreso mediano familiar ( $X_3$ ) resultó ser  $-.97$ , indicando un problema de colinealidad grave. Para evitar el mismo se sustituyó la primera variable por la segunda.

En la consideración del segundo aspecto se escogieron de entre varias funciones no lineales dos que intuitivamente era de esperarse se ajustaran mejor a los datos. La primera consistió en una doble transformación logarítmica de los datos originales y la segunda en una transformación inversa logarítmica.

Ninguno de los dos casos para los que se estimó el primer modelo resultó, en términos absolutos, mejor que el otro. Los coeficientes  $B_2$  y  $B_4$  resultaron con varianzas menores en el caso de la transformación doblemente logarítmica. En cambio,  $B_1$ ,  $B_3$  y  $B_5$  resultaron con varianzas menores, en el caso de la transformación inversa logarítmica. En ambos casos, la autocorrelación en las perturbaciones desaparecieron, cosa que confirmó que los datos no se agrupan en forma lineal, tal y como se había hipotetizado.

Los resultados anteriores justificaron una combinación de ambos modelos con el objeto de mejorar los resultados. El modelo final fue el siguiente:

$$LE = B_0 + B_1 R_1 + B_2 L_{2P} + B_3 R_3 + B_4 L_P + B_5 R_5 \text{ donde:}$$

$$LE = \ln YE, R_i = \frac{1}{X_i}; L_{iP} = \ln X_{iP}.$$

La variable  $R_3$  no lleva el subíndice P indicando valores promedios como en el modelo anterior, porque la nueva variable que se sustituyó por la anterior (por ciento de familias por debajo del nivel de pobreza) sólo se consiguió para el censo de 1970.

La estimación del primer modelo utilizando esta combinación de valores produjo los siguientes resultados:

$$LE = 19 + .015R_1 + 1.03L_{2P} - 457R_3 + .85L_{4P} - .78R_5 + U_1$$

$$R^2 = .56$$

$F = 12.52$ , con 5 grados de libertad en el numerador y  
y 50 grados de libertad en el denominador.

Las t computadas fueron:

	B <sub>0</sub>	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>	B <sub>3</sub>	B <sub>4</sub>	B <sub>5</sub>
t	6.73	2.80	2.58	5.43	2.42	2.35

El estadístico Durbin-Watson = 2.35

Como se puede observar, los resultados mejoraron.

El coeficiente de determinación aumentó de .49 a .56. La F de Snedecor aumentó de 9.5 a 12.52. Las t computadas para los coeficientes B<sub>2</sub>, B<sub>3</sub> y B<sub>4</sub> aumentaron (ver págs. 150-51). La de los coeficientes B<sub>2</sub> y B<sub>5</sub> disminuyeron. El resultado que más se destaca es el del estadístico Durbin-Watson, que aumentó de 1.76 a 2.35, desapareciendo así la posibilidad de autocorrelación, que, de existir, tenía su origen en la agrupación no lineal de los datos.

#### D. La Importancia Relativa de Cada Variable Sobre la Emigración

Una vez completado el proceso de validar estadísticamente el primer modelo sobre emigración, se consideró oportuno examinar cuál fue la contribución de cada variable al volumen de emigración. Cabe preguntarse en este punto: ¿Cuáles de las variables independientes influyeron más sobre la emigración? ¿Fue la influencia de todas las variables independientes más o menos igual sobre el monto de la emigración, o algunas fueron más importantes que otras? Se recordará que en la metodología, la variable Z<sub>1</sub> (bienestar económico) estaba determinada por X<sub>1</sub>, X<sub>2</sub> y X<sub>3</sub>, y la variable Z<sub>2</sub> (nivel de aspiraciones) estaba determinada por X<sub>4</sub> y X<sub>5</sub>. La primera representaba una medida de los factores económicos que podían afectar la emigración y la segunda, una medida de los factores sociológicos. ¿Fueron los factores económicos más importantes que los sociológicos en la determinación del volumen de emigración?

El coeficiente de cada variable es una medida no ponderada de la aportación que cada variable hace a la emigración. Hay que tomar en consideración la escala en que se mide cada variable y la amplitud correspondiente de su campo de variación. El instrumento ideal que toma en consideración estos factores es el coeficiente Beta.

Esta técnica fue aplicada a la última estimación hecha del primer modelo

$$LE = 19 + .015R_1 + 1.03L_{2p} + 457R_3 + .85L_{4p} - 78R_5$$

El resultado fue el siguiente:

$$LE' = 20.24 + .25L_1' + .25L_{2p}' - 1.01R_3' + .394L_{4p}' - .238R_5'$$

donde los coeficientes son Beta y la Prima sobre cada variable indica que son variables tipificadas.<sup>3</sup> En esta ocasión, los coeficientes indican cuál es la desviación estándar de la variable LE cuando las variables independientes toman el valor de una desviación estándar. Como se puede apreciar, la variable que más afectó el flujo emigratorio fue  $R_3$ . El efecto de esta variable sobre la emigración fue prácticamente el triple del efecto de  $R_1$ , el cuádruple de  $L_{2p}$ , y de  $R_5$ , y más del doble de  $L_{4p}$ . La segunda variable en importancia fue  $R_{4p}$ , la cual es sociológica. El efecto de la variable económica  $R_1$ , sobre la emigración fue semejante al de la variable sociológica  $L_{4p}$  y el efecto de la variable económica  $L_{2p}$  fue semejante al de la variable sociológica  $R_5$ .

Los resultados anteriores señalan que entre las variables económicas hay una cuyo efecto sobre la emigración es marcadamente mayor que el de las demás. Esta variable es aquella indicadora de los niveles de ingreso por lo cual es de concluir que ésta fue la que más influyó en el flujo migratorio. El resto de las variables económicas ejercieron un efecto sobre la emigración semejante al de las variables sociológicas.

### Conclusiones

Aparentemente, la aceptabilidad del primer modelo confirma la hipótesis de que la emigración interna en Puerto Rico ha sido una de tipo empujada. No obstante, el hecho de que el segundo modelo sobre inmigración haya sido parcialmente rechazado, no permitió aceptar la hipótesis de que la emigración no es de tipo halada en términos absolutos.

Por otro lado, las pretensiones de hacer predicciones en base a los parámetros del modelo quedan desechadas debido a que las varianzas de los coeficientes resultaron muy grandes.

Se puede concluir, pues, que la emigración interna en Puerto Rico ha sido fundamentalmente, aunque no absolutamente (ya que no se ha probado categóricamente), de tipo empujada y no halada; causada por condiciones de pobreza en las regiones afectadas y no necesariamente por el atractivo de otras



regiones más prósperas. La validación de lo que hasta entonces había sido sólo conjetura, puede ser de utilidad en el caso de que las autoridades se dispongan a hacer política con el objeto de regular las corrientes migratorias.

#### NOTAS

1. Se está consciente de que este factor es de naturaleza económica, también. Esta división es más de conveniencia con el objeto de hacer distinciones entre las variables de la migración.
2. Relacionado con esto son los hallazgos de Guadagni en Chile, (ver Guadagni, 1965).
3. Una variable tipificada es aquella que expresa sus valores en términos de desviaciones estándar.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Boswell, T. D., 1973. *Municipio Characteristics as Factor Affecting Internal Migration in Puerto Rico: 1935-1940 and 1955-1960*. Ph.D. Dissertation, Columbia University.
- Bruckman, W. H., 1976. *Migración interna en Puerto Rico: un modelo econométrico*. Tesis M.A. Departamento de Economía, Universidad de Puerto Rico.
- Guadagni, A. A., 1965. *La estructura ocupacional y el desarrollo económico de Chile*. Argentina: Editorial del Instituto Florida.
- Johnston, J., 1970. *Métodos de econometría*. Barcelona: Editorial Vicens-Vives, 2da. ed.
- , 1975. *Métodos de econometría*. Barcelona: Editorial Vicens-Vives, 3ra. ed.
- Kmenta, J., 1971. *Elements of Econometrics*. New York: The Mac-Millan Company.
- Kuznets, S. S., 1960. *Population Redistribution and Economic Growth: United States, 1870-1950*. Philadelphia: The American Philosophical Society.
- Macisco, J.J., 1966. *Internal Migration in Puerto Rico: 1955-1960*. Ph.D. Dissertation, Brown University.
- Quintero, J. J. 1972. "Effects of Agricultural and Manufacturing Employment on Internal Migration 1950-1970", en Puerto Rico Planning Board, Bureau of Social Planning, *Puerto Rican Migrants: A Socio-economic Study*. Puerto Rico.
- Vázquez, J. L., 1964. *The Demographic Evolution of Puerto Rico*. Ph.D. Dissertation, Chicago University.

#### ABSTRACT

Studies carried out concerning the internal migration in Puerto Rico present two basic assertions: that migration is the result of economic and sociological elements; migration is more of a pushed than pulled nature. However, these studies lack of definite proofs. This article attempts to prove these assertions basing it on concrete facts.

Statistical figures help to prove the fact that migration is more of a pushed nature. Two aspects must be taken into account regarding the influence of

economic and sociological elements upon migration: first, the relation between emigration from municipalities which have lost population, the variables economic welfare and the degree of aspirations of their residents; second, the relation between immigration and the variable economic welfare.

A second purpose is fulfilled throughout the study of this first objective: determine the variables that affect the internal migration. Once they are determined, the influence of these variables upon the migratory movement could be measured. Thus, this would help to predict the future migration of each municipality making possible a more precise control of their needs.

### RESUME

Les études faites sur la migration interne à Puerto Rico soulignent deux données principales: la migration est provoquée par des éléments économiques et sociologiques et la migration est poussée plutôt que tirée. Cependant, ces études manquent de preuves concrètes. A cet effet, l'article essaie de présenter ces preuves.

Les rapports statistiques soutiennent la donnée d'une migration poussée. En ce qui concerne l'influence qui exercent les éléments économiques et sociologiques sur la migration, il faut tenir compte des relations existantes entre l'émigration des provinces qui ont perdu de la population avec les variables bien-être économique et le niveau d'aspirations de leurs résidents et ensuite, la relation entre l'immigration et la variable du bien-être économique.

L'article envisage un deuxième objectif: déterminer les variables qui concernent la migration interne. Une fois déterminées, on peut mesurer l'influence de chacune des variables et de cette façon prédire la migration future dans chaque province de sorte qu'on aboutisse à un contrôle et une planification des besoins plus exacte et pratique.