

Tomando la variación explicada como 100 se tiene:

Para la esperanza de vida masculina

877.28	Variación total
717.71	Variación explicada por regresión
159.57	Explicada por:
2.32	Porcentaje de población rural
150.25	Porcentaje de fuerza de trabajo no agrícola
107.48	Porcentaje de alfabetismo
41.84	Suma
158.82	Variación explicada por interacción de las variables anteriores
1,072.92	Variación total
841.64	Variación explicada por regresión
159.57	Explicada por:
20.77	Porcentaje de población rural
174.81	Porcentaje de fuerza de trabajo no agrícola
132.14	Porcentaje de población alfabetizada
326.43	Suma
684.02	Variación explicada por interacción de las variables anteriores

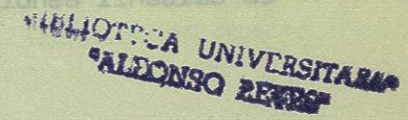
De los datos anteriores se desprende que la interacción de las variables explicativas es la que aporta mayor porcentaje de explicación del resultado - ser la 23.36 por ciento en la esperanza de vida masculina y 60.02 por -

ciento en la esperanza de vida femenina, esto se debe a que las tres-variables independientes tienen un alto grado de colinealidad.

Este alto grado de colinealidad se puede apreciar directamente - de la matriz de correlación que se presenta en el anexo, y de los - - errores estandar de ambas ecuaciones que, como ya dijimos, son los números que figuran entre paréntesis en las dos ecuaciones. La variable porcentaje de población rural en ambas ecuaciones tiene un error estandar mucho mayor que el valor del coeficiente, y las otras dos variables los errores estandar son mayores que la mitad de los coeficientes de regresión respectivos. La regla práctica para aceptar si - una variable está realmente aportando algo en la explicación de la variable dependiente es que el error estandar de su coeficiente sea menor que la mitad de dicho coeficiente. Como acabamos de ver, esto no - da en ninguno de los casos de las ecuaciones que hemos ajustado, - por lo que tendríamos que llegar a la conclusión que ninguna de las - variables incluídas nos sirve. Aquí entramos en una aparente contradicción porque ya se había mencionado que el modelo se aceptaba con - nivel inferior al uno al millar y ahora llegamos a la conclusión que - ninguna variable nos sirve, esto obedece al alto grado de colinealidad que presentan las variables explicativas que hemos ya mencionado. En el siguiente punto volveremos sobre este tema.

APLICACION DEL METODO DE COMPONENTES PRINCIPALES

Acabamos de mencionar que las tres variables que hemos escogido - como las explicativas del modelo de regresión tienen un alto grado de



colinealidad, y por lo tanto, se viola el supuesto de "no multicolinealidad" que anteriormente dejamos asentado con el consiguiente problema de imprecisión en las estimaciones de los coeficientes parciales de regresión, cuyos errores estandar ya vimos son muy grandes.

Acerca de la violación de los otros supuestos que pueden acarrear problemas en los estimadores mínimo cuadráticos, para el supuesto de homoskedasticidad no se tiene suficiente información que permita verificarlo, y en cuanto al supuesto de no autocorrelación de los errores, dado que utilizamos una mezcla de datos transversales con datos longitudinales, existen ordenamientos adecuados que pasan la prueba de que los errores se comportan aleatoriamente.

Por lo antes dicho, nos centramos en un procedimiento para corregir el alto grado de colinealidad que presentan los datos, para lo cual vamos a utilizar el método de Componentes Principales.

Dicho método consiste en encontrar combinaciones lineales de las variables explicativas que se estén considerando, y que capten la mayor variación de la matriz de covarianzas de dichas variables, y al mismo tiempo sean linealmente independientes. El número de componentes principales es igual al número de variables. En nuestro caso son tres las variables, por lo que se tendrán tres combinaciones lineales de las mismas que son independientes.

Para la obtención de las componentes principales se procede mediante el cálculo de las raíces características de la matriz de covarianzas de las variables ya citadas. Se ordenan dichas raíces caracte-

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE BUENOS AIRES

APLICACION DEL METODO DE COMPONENTES PRINCIPALES

Acabamos de mencionar que las tres variables que hemos escogido como las explicativas del modelo de regresión tienen un alto grado de

rísticas en forma descendente de sus valores, y la mayor de ellas constituye la primer raíz característica y así sucesivamente. Se puede demostrar que la traza de la matriz de covarianzas corresponde a la suma de las raíces características y el determinante de la matriz de covarianzas, que recibe el nombre de varianza generalizada, es igual al producto de las raíces características.

Tomando como variabilidad la suma de las varianzas de las combinaciones lineales que se buscan, y que corresponde a la traza de la matriz de covarianzas, entonces las raíces características más grandes captan mayor proporción de esta variación, por lo tanto, si la primera raíz característica representa un alto porcentaje de dicha suma o variación, bastará tomar solamente esta primer raíz característica y descartar las restantes. En caso de que el porcentaje que capte de la variación no sea muy grande, se incluye también la segunda u otras más.

En nuestro caso, hemos tomado las tres variables explicativas del modelo, o sea el porcentaje de población rural, el porcentaje de fuerza de trabajo no agrícola y el porcentaje de población analfabeta, las cuales ya sabemos tienen un alto grado de colinealidad.

Al obtener las tres raíces características ha resultado que la primer raíz característica capta el 92.91% de la variación -en el anexo se presenta la información- por lo que hemos utilizado solamente esta raíz para nuestros objetivos.

A cada una de las raíces características está asociado un vector-característico, cuyos elementos representan los coeficientes de la com

... en forma descendente de sus valores, y la mayor de ellas con-
tituye la primera raíz característica y así sucesivamente. Se puede ob-
mostrar que la traza de la matriz de covarianzas corresponde a la suma
de las raíces características y el determinante de la matriz de cove-
rianzas, que recibe el nombre de varianzas generalizadas, es igual al
producto de las raíces características.

Tomando como variable la suma de las varianzas de las combina-
ciones lineales que se buscan, y que corresponde a la traza de la ma-
triz de covarianzas, entonces las raíces características más grandes
captan mayor proporción de esta variación, por lo tanto, si la primera
raíz característica representa un alto porcentaje de dicha suma o va-
riación, bastará tomar solamente esta primera raíz característica y des-
cartar las restantes. En caso de que el porcentaje que capta de la va-
riación no sea muy grande, se incluye también la segunda u otras más.

En nuestro caso, hemos tomado las tres variables explicativas del
modelo, a sea el porcentaje de población rural, el porcentaje de fuer-
za de trabajo no agrícola y el porcentaje de población analfabeta, las
cuales ya sabemos tienen un alto grado de colinealidad.

Al obtener las tres raíces características se resultó que la
primera raíz característica capta el 92.9% de la variación - en el que-
so se presenta la información - por lo que hemos utilizado solamente es-
ta raíz para nuestros objetivos.

A cada una de las raíces características está asociado un vector
característico, cuyos elementos representan los coeficientes de la com-

ginal.

binación lineal de las variables que están tratando. Dichos vectores --
característicos son ortonormales, y las combinaciones lineales que se
obtienen de los mismos constituyen las componentes principales. Noso --
tros, como ya hemos dicho, trabajaremos solamente con la primera compo-
nente principal, cuya expresión es la siguiente:

$$Z_i = 0.6529FTNoA_i - 0.5229PAN_i - 0.5480PR_i$$

La variable Z_i que hemos obtenido, podemos interpretarla como un
índice sintético de las condiciones socio-económicas, y sus valores re-
presentan la situación prevaleciente en el período que va de 1940 a
1970. La mayor ponderación corresponde a la Fuerza de Trabajo no Agrí-
cola con signo positivo, el porcentaje de población analfabeta y el
porcentaje de población rural tienen ponderaciones muy semejantes y am-
bas con signo negativo. Recordemos las dificultades que presenta la in-
terpretación de las componentes principales la cual no es siempre cla-
ra, y que desde el punto de vista estadístico, sabemos que los vecto-
res característicos representan los ejes de un elipsoide de concentra-
ción.

Conocidos los valores de las tres variables, se pueden obtener --
los correspondientes valores de Z_i , los cuales se presentan en un cua-
dro del anexo.

Con la variable Z_i , podemos establecer la regresión entre la es-
peranza de vida al nacimiento y dicha variable, de esta manera se eli-
mina el problema de colinealidad, sin embargo, este procedimiento no --
nos permite contar con estimaciones de los coeficientes del modelo ori-

ginal.

Se dispuso de los datos de mortalidad elaborados por la Dirección General de Estadística para 8 Regiones del País que son:

Para la esperanza de vida masculina:

$$e_M^o = 57.67 + 0.33Z_i$$

(0.039) $r^2 = 0.837$

Región 1 : Baja California Norte, Baja California Sur, Sonora, Sinaloa y Nayarit.

Para la esperanza de vida femenina:

$$e_F^o = 60.46 + 0.36Z_i$$

(0.051) $r^2 = 0.783$

Región 2 : Coahuila, Chihuahua, Durango y Nuevo León.

Región 3 : Guanajuato, Querétaro, Hidalgo, Veracruz, Oaxaca y Tlaxcala.

ambas ecuaciones se aceptan a niveles inferiores al uno al millar y también se aprecia que el error estandar de los coeficientes de regresión -número entre paréntesis en las ecuaciones- son muy pequeños, además, dichos coeficientes, considerando pruebas individuales, se acepta que su diferencia -entre 0.33 y 0.36- no es estadísticamente significativa por lo que aceptamos que estas rectas provienen de poblaciones con igual pendiente. En ambos casos, el valor del coeficiente de determinación es prácticamente igual al que se obtuvo en las ecuaciones de regresión múltiple del modelo original.

APLICACION

Los datos de los estados se estimaron las esperanzas de vida al nacimiento para cada una de las regiones las cuales se presentan en el cuadro de la siguiente página.

Tratando de encontrar una aplicación inmediata del modelo, se pensó en utilizar sus resultados para obtener estimaciones de las esperanzas de vida de algunos estados y compararlas con las que se tienen de tablas de mortalidad construidas para los mismos.

1/ Dirección General de Estadística. Tablas Abreviadas de Mortalidad para cinco regiones de México. Dirección y Análisis, Serie III N.º 3. 1970

37885

080282