

TURRIALBA

REVISTA INTERAMERICANA DE CIENCIAS AGRICOLAS

VOLUMEN 41

TRIMESTRE ENERO-MARZO 1991

NUMERO 1

CODEN: TURRAB 41(1):1-127

Métodos de investigación con enfoque y análisis de datos de sistemas agropecuarios, R. Quiroz, B. Arce, M. Holle	1
Metodología estadística para la caracterización de fincas de cuyes (<i>Cavia porcellus</i>), M. Zaldívar, C. Menacho	15
Caracterización y experimentación en sistemas mixtos de producción en San Gil (Colombia), H. Castañeda	22
Sistemas de producción de pequeños productores de leche en la zona de La Unión (Chile), G. Pichard, J.A. Alcalde, J. Ortega	31
Sistemas de producción bovina de los pequeños productores de Pucallpa, Perú, W. Gutiérrez, E. Hernández	40
Factores limitantes en el sistema de producción de caprinos en Zacatecas, México, H. Salinas, J.L. Avila, A. Falcón, R. Flores	47
Evaluación y estudio económico de curvas de crecimiento de cuatro líneas de cuyes, M. Zaldívar, L. Chauca, J. Chian M., N. Gutiérrez, V. Ganoza	53
Involución de la glándula mamaria en alpacas y efecto sobre el peso corporal y producción de fibra, V. Leyva, J. Markas	59
Incremento de peso vivo y fibra de alpaca en dos sistemas de producción en los Andes del Perú, M. Agramonte, V. Leyva	64
Dry matter and crude protein yields of <i>Echinochloa pyramidalis</i> on coastal clay soil of Guyana, J. Smith, J. Seaton, P. Osuji, P. D'Aguiar, P. Chesney, M. McBean, A. Haynes, C. Harding, N. Cumberbatch	69
Efecto de la carga animal sobre la productividad del pasto Estrella Africana en la costa sur de Guatemala, C. Rodríguez, H. Vargas, M.A. Gutiérrez, G. Roldán, J. Quiñones	76
The performance of female calves fed limited milk and four rations at Moblissa, Guyana, J. Smith, J. Seaton, P. Osuji, E. Thom, M. McBean, C. Bullen	82
Conceptos de los campesinos andinos y enfoque de sistemas, R. Claverías, G. Mamani, J. Salas, H. Muñoz	86
Producción de leche de animales cruzados en sistemas de doble propósito en Panamá, P. Guerra	96
Sistema de producción bovina de doble propósito en Panamá, M. De Gracia	108
Reseña de libros	121
Indices del Vol. 40, 1990	122



INSTITUTO INTERAMERICANO DE COOPERACION PARA LA AGRICULTURA

San José, Costa Rica

CR ISSN 0041 - 4360

Turrialba es una publicación del Servicio Editorial del Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), el organismo especializado en agricultura del sistema interamericano. El IICA fue establecido por los gobiernos americanos para estimular, promover y apoyar los esfuerzos de los Estados Miembros para lograr su desarrollo agrícola y el bienestar de sus poblaciones rurales.

Turrialba es una revista trimestral que se publica desde 1950. Está indizada en los centros de documentación de mayor relevancia en el mundo y, según un estudio realizado por el Instituto de Información Científica (ISI), se le considera entre las 14 revistas más importantes en el Tercer Mundo. En 1990 celebró su cuadragésimo aniversario.

Turrialba considera para publicación textos en español, inglés, francés y portugués, basados en trabajos de investigación originales, artículos de revisión de literatura científica, reseñas de libros y comentarios. Se da preferencia a manuscritos generados en América Latina y el Caribe, de interés para investigadores, profesores y especialistas en agricultura, zootecnia, recursos naturales renovables y afines.

Turrialba cuenta con un Comité Editorial que orienta la filosofía de la revista, mantiene la calidad científica de los artículos, y coordina las actividades de los asesores técnicos. Apoya al Director General del IICA con respecto a las políticas de intercambio con otras instituciones, suscripciones y procedimientos de publicación. El Comité puede modificar los criterios sobre orientaciones temáticas de los artículos y sobre su alcance geográfico, a fin de que sirvan mejor a los intereses de los países de América Latina y el Caribe y de los patrocinadores de números especiales de la revista.

El Comité Editorial es asesorado por especialistas para la evaluación de la calidad científica de cada texto presentado para publicación. Para tal efecto se ha establecido una lista de expertos técnicos experimentados del IICA y de otras instituciones del continente americano.

Los autores son responsables por el contenido de los artículos publicados. Consulte el Instructivo para los Autores y la Guía para la entrega de artículos en disquete que aparecen en cada número de la revista, elaborados con el objeto de agilizar y mejorar la presentación de manuscritos y solicitudes de separatas.

Cualquier correspondencia relacionada con esta publicación se debe dirigir a: **Turrialba**: Revista Interamericana de Ciencias Agrícolas, Sede Central del IICA, Apartado 55-2200 Coronado, Costa Rica, América Central.

Turrialba is a publication of the Editorial Service of the Inter-American Institute for Cooperation on Agriculture (IICA), the specialized agricultural agency of the inter-American system. It was established by American governments to stimulate, promote and support the efforts of its Member States directed towards agricultural development and rural well-being.

A quarterly journal, **Turrialba** was first published in 1950. It is indexed in the world's largest documentation centers, and, according to a study carried out by the Institute for Scientific Information (ISI), is considered to be one of the 14 most important scientific journals in the Third World. **Turrialba** celebrated its 40th anniversary in 1990.

Turrialba will publish texts in Spanish, English, Portuguese and French. Manuscripts based on original research and selected review articles and comments are considered for publication. Book reviews are also published. Articles generated in Latin America and the Caribbean are preferred; they should be of interest to researchers, professors and specialists in the areas of agriculture, animal science, renewable natural resources and related fields.

Turrialba has an Editorial Board which orients the philosophy and editorial policy of the journal; it is responsible for maintaining the technical quality of the articles and coordinates the activities of the technical reviewers or referees. The Board also advises IICA's Director General on matters concerning exchange policies with other institutions, subscriptions and production procedures. Board members may deem it necessary to modify the order of publication of submitted articles in terms of subject matter and geographical coverage, in order to best serve the interests of the countries of Latin America and the Caribbean, and the sponsors of special numbers of **Turrialba**.

The Editorial Board seeks the assistance of external technical reviewers (referees), through a register established for this purpose, in evaluating the scientific merits of each article submitted. The register comprises experienced technical experts from IICA and other institutions in the Americas.

Please refer to the Instructions for Authors in the final pages of each issue of the journal for further details concerning submission of manuscripts, articles on diskette and requests for reprints. Responsibility for the contents of published articles rest with the authors.

All correspondence related to this publication should be addressed to: **Turrialba**: Revista Interamericana de Ciencias Agrícolas, IICA Headquarters, P.O. Box 55 - 2200 Coronado, Costa Rica, Central America.

Jefe del Servicio Editorial: Michael J. Snarskis. Comité Editorial: Carlos E. Fernández (Editor Jefe), Carlos Molestina y Manuel Ruiz. Miembro ex officio: Michael J. Snarskis. Colaboradores: Fanny de la Torre. y Noël Payne.

PRESENTACION

La *Red de Investigación en Sistemas de Producción Animal de Latinoamérica (RISPAL)* se comenzó a gestar en 1976, en Costa Rica. En 1981 efectuó su primera reunión, evidenciándose la variedad, cantidad y calidad de información que se estaba generando mediante la aplicación del enfoque de sistemas en la investigación. En 1986, RISPAL adquirió carácter institucional mediante la firma de tres convenios entre el Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (CIID) de Canadá y el IICA; el Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza (CATIE); y el Instituto Nacional de Investigación Agrícola y Agroindustrial (INIAA), este último de Perú. El convenio entre el CIID y el IICA fue renovado en 1989.

El objetivo principal de la Red es brindar apoyo a las instituciones, proyectos e investigadores miembros, en el desarrollo de metodologías de investigación agropecuaria con enfoque de sistemas. Los 16 proyectos y cuatro instituciones que componen RISPAL se dedican, primordialmente, a la búsqueda de opciones tecnológicas que mejoren los sistemas actuales de producción animal —camélidos suramericanos, bovinos de lechería, bovinos de doble propósito, caprinos y cuyes—, dentro del contexto de una metodología común, que permita el intercambio y aplicación de métodos y procedimientos desarrollados y, en consecuencia, el apoyo mutuo.

La información producida ha alcanzado un volumen tal que, a partir de 1991, RISPAL cuenta con un nuevo proyecto: *Sistema de Información en Producción Animal para América Latina y el Caribe (ISAPLAC)*. También justifica el que la Red y sus proyectos, con el apoyo del Comité Editorial de la revista *Turrialba*, hayan auspiciado la publicación de este número especial, donde se expone una muestra de los trabajos de RISPAL. Estos cubren aspectos desde la selección de áreas para el estudio de los sistemas de producción hasta el desarrollo de alternativas tecnológicas para el productor. Aun cuando varían en su temática, el lector notará que se ubican alrededor de un sólo esquema general metodológico del enfoque de sistemas y que, en todos, trasciende la preocupación y propósito del investigador por contribuir a la solución de problemas técnicos de nuestros productores de escasos recursos.

Se espera que, mediante esta publicación, RISPAL contribuya a estimular a otros investigadores e instituciones para que se aúnen en este esfuerzo de entender la racionalidad, metas y manejo de recursos de los productores. El fin es asegurar, junto con el productor, que la tecnología y cambios socioeconómicos propuestos, realmente estén de acuerdo con su entorno social, económico, físico y ecológico, y así lograr una actividad pecuaria sostenible.

Manuel E. Ruiz
Secretario Ejecutivo de RISPAL

METODOLOGIA ESTADISTICA PARA LA CARACTERIZACION DE FINCAS DE CUYES (*CAVIA PORCELLUS*)¹

M. Zaldívar A.*, C. Menacho Ch.**

ABSTRACT

The main objective of this study was to evaluate a statistical methodology for the characterization of guinea pig farms (*Cavia porcellus*). The methodology is based on the theory of principal components, which analyzes the structural dependency of sets of multivariate data. In order to properly evaluate the procedure, information from surveys conducted in Cajamarca, Peru, in 1987 and 1988, was used. The analyses were carried out with the SPSS/PC package. The results of the study proved that the original nine relevant variables could be substituted by four principal components which explained 65% of the total variation as compared to the original variables. The first principal component expresses the livestock productivity and farm income derived from the monthly sale of guinea pigs. The second component reflects the behaviour of the head of the family according to age and schooling. The third component examines the family farm labor that could be supported by the monthly consumption of guinea pigs. The fourth explains that, as family labor becomes scarce, on-farm consumption of guinea pigs also increases. Besides allowing easy, precise characterization of production systems, the principal component analysis identifies the more important variables and their degree of association; as an example of its usefulness, it was found that guinea pig production is, for the most part, geared for self-consumption but this increases if family labor availability decreases, which negatively affects family income.

(Palabras claves: Análisis de componentes principales, diagnóstico de fincas, enfoque de sistemas, cuyes).

COMPENDIO

El objetivo principal del presente estudio fue evaluar una metodología estadística para la caracterización de fincas de cuyes (*Cavia porcellus*). Esta se sustenta en la teoría de componentes principales, que analiza la dependencia estructural de conjuntos de datos multivariados. Para evaluarla se utilizó la información de las encuestas de caracterización de los sistemas de producción de cuyes, realizadas en la Provincia de Cajamarca, Perú, entre 1987 y 1988. Para el análisis se usó el paquete *Statistical Package for Social Scientists* (SPSS)/PC. Los resultados de la aplicación muestran que las nueve variables relevantes, consideradas inicialmente en el presente caso, pueden ser reemplazadas por cuatro componentes principales que explican el 65% de la variación total respecto de las originales. El primer componente principal expresa la productividad pecuaria e ingreso de la finca por la venta mensual de cuyes. El segundo refleja el comportamiento del jefe de familia considerando su edad y grado de instrucción. El tercero sintetiza la mano de obra familiar -disponible y no disponible- que puede tener la finca con el consumo mensual de cuyes. El cuarto componente explica el consumo mensual de cuyes y su efecto negativo -disminución- al incrementarse la mano de obra familiar no disponible. Además de permitir la caracterización fácil y precisa de los sistemas de producción, el análisis de componentes principales identifica las variables de mayor importancia y sus asociaciones entre sí; como ejemplo de esto último, se encontró que la producción de cuyes se dirige principalmente al autoconsumo, pero que éste se incrementa con el aumento de la mano de obra familiar no disponible, lo que atenta contra el ingreso de la familia.

INTRODUCCION

Todos los trabajos sobre tipificación y caracterización de fincas coinciden en considerarlas como un sistema en el cual interactúan diferentes tipos de recursos, procesos y fines productivos con un orden jerárquico para generar los subsistemas. Es necesario precisar conceptos de sistemas, subsistemas y sus componentes a fin de tipificar y caracterizar adecuadamente un conjunto de productores.

Hotelling (1) fue el primero en formular el análisis de componentes principales, basándose en el trabajo publicado en 1901 por Karl Pearson sobre el ajuste de un multiespacio a una línea o a un plano. El enfoque de Pearson se centra en el análisis de componentes que sintetiza la mayor variabilidad del sistema de puntos; ello explica el calificativo de "principal".

El análisis de componentes principales es un método que examina la dependencia estructural de datos multivariados obtenidos de una población, cuya distribución de probabilidades no es preciso conocer. Sin embargo, puede suponerse que la población muestreada tiene distribución multinormal, con lo que se podrían realizar las respectivas pruebas de hipótesis para extraer inferencias de la población en estudio.

Con el análisis de componentes principales se pretende generar nuevas variables que expresen la mayor parte de la información contenida en el conjunto original, reducir el número de variables para una mejor interpretación de los datos, y eliminar aquellas que aportan escasa información (2, 3).

El objetivo de la metodología propuesta fue evaluar la técnica multivariada del análisis de componentes principales en la caracterización de fincas de producción de cuyes.

¹ Recibido para publicación el 18 de marzo de 1991.

* Instituto Nacional de Investigación Agraria y Agroindustrial, La Molina, Lima, Perú.

** Universidad Nacional Agraria La Molina, Lima, Perú.

METODOLOGIA

Teniendo en cuenta que se pueden definir los componentes del sistema de finca como un conjunto de variables que se interrelacionan, es posible inferir mediante el análisis de los componentes principales la dependencia estructural de dichas variables y, por consiguiente, aquellos que determinan el sistema productivo de las fincas.

Para evaluar y probar la metodología se usó la información de 83 encuestas de caracterización de producción de cuyes, realizada en la Provincia de Cajamarca, Perú, entre 1987 y 1988, procesándola mediante el paquete de análisis estadístico para microcomputadoras SPSS/PC versión 1.1.

Un conjunto de datos constituye una muestra aleatoria multivariada de tamaño n , si se han extraído n individuos de una población con vector de medias y matriz de variancias-covariancias $\bar{\sigma}$, y en ella se han medido u observado p características (variables). Sean X_{ij} la observación correspondiente a la j -ésima variable en el i -ésimo individuo, X_i el vector fila que contiene las observaciones de todas las variables en el i -ésimo individuo y X_j el vector columna que contiene todas las observaciones de la j -ésima variable. Se define la matriz de datos multivariados X , de dimensión $(n \times p)$, como el arreglo:

$$X = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & X_{13} & \dots & X_{1p} \\ X_{21} & X_{22} & X_{23} & \dots & X_{2p} \\ X_{31} & X_{32} & X_{33} & \dots & X_{3p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{n1} & X_{n2} & X_{n3} & \dots & X_{np} \end{bmatrix}$$

Dada la matriz de datos multivariados X , se define la media muestral de la j -ésima variable por el vector fila $(1 \times p)$:

$$\bar{x}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{ij}, \quad \text{para } j = 1, 2, 3, \dots, p$$

y la variancia muestral de la j -ésima variable S_{jj} y covariancia de la j -ésima y k -ésima variables S_{jk} , por:

$$S_{jj} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_{ij} - \bar{x}_j)^2$$

$$S_{jk} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_{ij} - \bar{x}_j) \cdot (X_{ik} - \bar{x}_k)$$

para $j, k = 1, 2, 3, \dots, p$

Los valores S_{jj} y S_{jk} serán los correspondientes elementos de la matriz de variancias-covariancias muestral S de dimensión $(p \times p)$, esto es:

$$S = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} & S_{13} & \dots & S_{1p} \\ S_{21} & S_{22} & S_{23} & \dots & S_{2p} \\ S_{31} & S_{32} & S_{33} & \dots & S_{3p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{p1} & S_{p2} & S_{p3} & \dots & S_{pp} \end{bmatrix}$$

A partir de los elementos de la matriz S , es posible calcular los coeficientes de correlación simple r_{jk} de la j -ésima variable y k -ésima variable, cuyos valores serán los elementos de la matriz de correlaciones R de dimensión $(p \times p)$, esto es:

$$r_{jk} = \frac{S_{jk}}{\sqrt{S_{jj} S_{kk}}}$$

$$R = \begin{bmatrix} 1 & & & & \\ r_{21} & 1 & & & \\ X_{31} & r_{32} & 1 & & \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{p1} & r_{p2} & r_{p3} & \dots & r_{pp} \end{bmatrix}$$

La matriz S expresa la dispersión de los datos alrededor de la media. A veces, es necesario encontrar un número o escalar que sintetice completamente la variabilidad de los datos multivariados a partir de la información contenida en la misma matriz S . A partir de la matriz de variancias-covariancias S , se calcula y define la variancia generalizada V al determinante de dicha matriz, es decir:

$$V = |S|$$

calculándose la variancia total (VT) a la traza de la matriz S , esto es:

$$VT(X) = \sum_{j=1}^p \text{Tr}(S) = \delta S_{jj}$$

Tanto la variancia generalizada como la total serán mayores cuanto mayor sea la dispersión de los datos alrededor de la media. Sin embargo, cada medida refleja aspectos diferentes de la variabilidad de los datos. La primera desempeña un papel importante en la generación de los estimadores máximos verosímiles, mientras que la segunda se utiliza para el análisis de componentes principales.

Es posible encontrar un escalar L_j y un vector W_j de dimensión $(p \times 1)$ no nulo a partir de la matriz cuadrada B de dimensión $(p \times p)$, tal que:

$$B W_j = L_j W_j$$

lo que implica que:

$$(B - L_j I) W_j = 0$$

Según el álgebra lineal, la solución de la expresión anterior es cuando: $\|B - L_j I\| = 0$, conduciendo a un polinomio de grado p cuyas soluciones son los autovalores L_j y los autovectores W_j de la matriz B .

Este método multivariado se basa en encontrar una transformación lineal de un conjunto de variables originales a un nuevo conjunto de variables ortogonales (no correlacionadas), denominadas componentes principales; tal que sus variancias se maximicen en orden decreciente.

Al estudiar un conjunto de n individuos mediante p variables originales X_j , $j=1,2,3,\dots,p$; es posible encontrar nuevas variables Y_k , $k=1,2,3,\dots,p$; que sean combinaciones lineales de la X_j originales, tal que este nuevo conjunto (componentes principales) cumpla con las siguientes condiciones:

1) que los componentes principales no estén correlacionados

$$\text{Cov}(X_j, X_k) = 0, \text{ para } j \neq k;$$

2) que cada componente principal sintetice la máxima variabilidad en orden decreciente

$$\text{Var}(Y_1) \geq \text{Var}(Y_2) \geq \text{Var}(Y_3) \geq \dots \geq \text{Var}(Y_p) \geq 0$$

Esto implica entonces encontrar $(p \times p)$ constantes tales que:

$$Y_k = \sum_{j=1}^p \delta W_{jk} X_j, \text{ para } k = 1,2,3,\dots,p$$

donde los W_j son esas constantes y sujetas a la condición que sean vectores ortogonales, esto es:

$$W_j' W_k = \begin{cases} 1, & \text{si } j = k \\ 0, & \text{si } j \neq k \end{cases}$$

Usando los parámetros poblacionales de las variables X_j , es posible encontrar los parámetros poblacionales de los componentes principales Y_j , es decir:

$$\begin{aligned} E(Y_j) &= \mu X \\ \text{Var}(Y_j) &= W_j' \delta W_j \end{aligned}$$

La forma general de la función que se ha de maximizar, aplicando los estimadores de Lagrange para estimar el j -ésimo componente principal (Y_j), será:

$$H(W_j, L_j) = W_j' \delta W_j - L_j (W_j' W_j - 1)$$

donde los L_j son los multiplicadores de Lagrange. Entonces:

$$\begin{aligned} \frac{\partial H(W_j, L_j)}{\partial W_j} &= 2\delta W_j - 2L_j W_j = 0 \\ \frac{\partial H(W_j, L_j)}{\partial L_j} &= W_j' W_j - 1 = 0 \end{aligned}$$

lo que implica que:

$$(\delta - L_j I) W_j = 0$$

La estimación del j -ésimo componente principal está dada por el cálculo de los autovalores L_j y sus correspondientes autovectores W_j , respecto de la matriz de variancia-covariancia δ ; entonces, se define el j -ésimo componente principal como:

$$\begin{aligned} Y_j &= W_j' X \\ \text{Var}(Y_j) &= W_j' S W_j = L_j \end{aligned}$$

donde:

L_j = Son los autovalores de la matriz de variancia-covariancia δ . La estimación de δ es S .

W_j = Son vectores columnas correspondientes a los autovectores de δ .

La matriz de componentes principales Y , de orden $(n \times p)$, se define como la transformación lineal respecto de la matriz de datos X de orden $(n \times p)$ que es diagonalizada por la matriz de autovectores W de orden $(p \times p)$:

$$Y = X W$$

Para la interpretación de los componentes se consideraron tres etapas:

a. Selección del número de componentes principales

Como cada componente principal Y_j es una transformación lineal ortogonal de las variables X_j , entonces la variación total de las X_j es igual al de las Y_j :

$$\sum_{j=1}^p \delta S_j = \delta L_j$$

Cada componente principal explica una proporción de la variación total. Esta proporción, llamada proporción de variación, es explicada por el j -ésimo componente [PVE(Y_j)] que se calcula por:

$$PVE(Y_j) = \frac{L_j}{\sum_{j=1}^p \delta L_j}$$

ya la proporción de variación explicada acumulada por los k primeros componentes principales (PVEA), se calcula por la suma de los PVE(Y_j) hasta k :

$$PVEA = \sum_{j=1}^k \delta PVE(Y_j)$$

La PVEA multiplicada por 100 indica el porcentaje de proporción de variación explicado por los k primeros componentes. Esto fue usado para decidir el número de componentes principales que se seleccionaron. El criterio de Kaiser se utilizó para seleccionar aquellos componentes cuyos autovalores fueron mayores o iguales al promedio.

b. Prueba de hipótesis

Las hipótesis planteadas correspondientes serán:

$$H_0 : \frac{L_1 + L_2 + \dots + L_k}{L_1 + L_2 + \dots + L_p} = a$$

$$H_a : \frac{L_1 + L_2 + \dots + L_k}{L_1 + L_2 + \dots + L_p} < a$$

Siendo la prueba estadística:

$$Z_c = \frac{(a - \hat{a})}{T} \sim N(0, 1)$$

donde: $E(a) = a$

$$\text{Var}(a) = T^2 = \frac{2 \text{Tr}(\delta^2)}{(n-1)(\text{Tr}\delta)^2} (a^2 - 2ea + e)$$

y las estimaciones muestrales:

$$\text{Tr}\delta = \text{Tr}S = \sum_{j=1}^p \delta l_j \quad \text{y} \quad \text{Tr}\delta^2 = \text{Tr}S^2 = \sum_{j=1}^p \delta l_j^2$$

$$\hat{e} = \sum_{j=1}^k \delta l_j^2 / \sum_{j=1}^p \delta l_j^2 \quad \text{y} \quad \hat{e} = \sum_{j=1}^k \delta l_j / \sum_{j=1}^p \delta l_j$$

$$t^2 = \frac{2\text{Tr}S^2}{(n-1)(\text{Tr}S)^2} (\hat{a} - 2\hat{a}\hat{e} + \hat{e})$$

c. Correlación entre las variables originales y los componentes principales

La correlación $r(X_j, Y_j)$ representa el grado de asociación existente entre las variables originales X_j y los componentes Y_j . Así, se tiene:

$$r(x_j, Y_j) = \frac{W_{ij} l_j}{S_{ij}}$$

se cumple que:

$$\sum_{Y_j=1}^p \delta r^2(X_j, Y_j) = 1$$

RESULTADOS Y DISCUSION

Se seleccionaron las variables siguientes, cuyos promedios, desviaciones estándar y coeficientes de variabilidad se presentan en el Cuadro 1.

Las variancias y covariancias de las variables originales (Cuadro 2) presentan un rango amplio de valores debido a la influencia de las magnitudes absolutas (años, número de animales, otros). En las covariancias el signo indica la existencia de una dependencia directa o indirecta.

Ya que las variables de la matriz "S" están en diferentes unidades, para el análisis se utilizó la matriz de correlaciones descrita en el Cuadro 3.

En el Cuadro 4 se presentan los autovalores asociados a la matriz "R" de correlaciones. Se muestran las variancias de los componentes, dados por sus correspondientes autovalores. El primer componente explica el 24.2% de la variación total. Los cuatro primeros componentes principales, que tienen autovalores mayores que el promedio (superiores que 1), dan un porcentaje de PVEA de 64.5% y fueron seleccionados según el criterio de Kaiser.

Cuadro 1. Variables consideradas en el estudio.

No.	Nombre	Código	Promedio	Des.Est.	Coef.Var.
1	Edad jefe de familia	VAR1	35.4	25.38	59.92
2	Años de estudio del jefe de familia	VAR2	2.8	3.19	112.68
3	Mano de obra familiar disponible	VAR3	1.8	1.12	60.22
4	Promedio de otros animales	VAR4	2.2	2.14	98.12
5	Número de cuyes actual	VAR5	22.6	25.66	113.33
6	Promedio de cuyes por calidad	VAR6	8.9	10.66	83.13
7	Venta mensual de cuyes por tamaño	VAR7	12.8	44.04	343.58
8	Consumo mensual por tamaño	VAR8	30.2	70.80	234.11
9	Mano de obra familiar disponible	VAR9	0.6	0.87	144.35

VAR1: Edad del esposo o del responsable de la finca.

VAR2: Años de estudio del esposo, considerando las categorías PI=2.5, PC=5, SI=7.5, SC=10 y S=15 años de estudio.

VAR3: Número de personas de la finca cuya ocupación sea en su casa, agricultura o ganadería.

VAR4: Número promedio de otros animales criados en la finca (vacunos, ovinos, porcinos, equinos, conejos y aves).

VAR5: Número total de cuyes que tiene la finca.

VAR6: Promedio ponderado de cuyes reproductores, de recría y lactantes; cuya ponderación está dada por la condición en que se encuentran (bueno = 6, regular = 4 y malo = 2).

VAR7: Número de cuyes vendidos mensualmente (ingreso) ponderado por su tamaño (grande = 6, mediano = 4, chico = 2 e indistinto = 4).

VAR8: Número de cuyes consumidos mensualmente (egreso), ponderado por su tamaño (grande = 6, mediano = 4, chico = 2 e indistinto = 4).

VAR9: Número de personas de la finca cuya ocupación (empleado, comerciante, artesano, profesional, etc.) es otra que en su casa, agricultura o ganadería

Cuadro 2. Matriz "S" de variancias-covariancias.

	VAR1	VAR2	VAR3	VAR4	VAR5	VAR6	VAR7	VAR8	VAR9
1	643.882								
2	24.031	10.179							
3	6.124	-0.134	1.247						
4	3.646	1.754	0.528	4.591					
5	26.268	-0.671	2.081	25.747	658.282				
6	27.743	0.027	1.397	5.243	171.130	113.549			
7	35.762	-13.506	2.242	9.568	217.446	138.119	193.906		
8	-90.764	-0.386	-14.306	-4.212	-149.863	-76.366	75.215	5 012.039	
9	-1.325	0.347	-0.156	-0.199	-2.694	-0.934	-5.036	-0.391	0.775

Cuadro 3. Matriz "R" de correlaciones.

	VAR1	VAR2	VAR3	VAR4	VAR5	VAR6	VAR7	VAR8	VAR9
1	1								
2	0.2968*	1							
3	0.2161*	-0.0377	1						
4	0.0671	0.2567*	0.2210*	1					
5	0.0403	-0.0082	0.0726	0.4684*	1				
6	0.1026	0.0008	0.1174	0.2297*	0.6259*	1			
7	0.0320	-0.0961	0.0456	0.1014	0.1924	0.2943*	1		
8	-0.0505	-0.0017	-0.1810	-0.0278	-0.0825	-0.1012	0.0241	1	
9	-0.0601	0.1252	-0.1605	-0.1071	-0.1209	-0.1009	-0.1316	-0.0064	1

83 observaciones

* Significativo ($P \leq 0.05$)

Cuadro 4. Autovalores de la matriz de correlaciones.

Componente	Autovalor	Proporción de variación explicada	
		Absoluta (%)	Acumulada (%)
1	2.18073	24.2	24.2
2	1.39694	15.5	39.8
3	1.19089	13.2	53.0
4	1.03438	11.5	64.5
5	0.92923	10.3	74.8
6	0.76367	8.5	83.3
7	0.73192	8.1	91.4
8	0.49295	5.5	96.9
9	0.27928	3.1	100.0

Para la decisión definitiva del número de componentes seleccionados, fue necesario calcular los autovalores y las correlaciones de las variables originales con los componentes principales. Los autovalores dieron la ponderación que generó los componentes principales, indicando el grado de importancia de la correspondiente variable; mientras que las correlaciones explicaron la proporción de los componentes respecto a cada una de las variables.

Los coeficientes de correlación entre las variables originales y los componentes principales se calcularon al dividir cada elemento de la matriz de autovectores por su respectivo autovalor. La sumatoria de las correlaciones con los cuatro componentes principales, elevados al cuadrado, explican la variación para cada variable original debido a los componentes seleccionados (Cuadro 5).

Según el Cuadro 6, el primer autovector dio una ponderación - promedio de todas las variables para el primer componente principal, con valores mayores para las variables 4, 5 y 6 (0.4389, 0.5449 y 0.5149) y menores para las variables 3, 7 y 1; la contribución de la variable 2 es casi nula. El valor -0.1328 indica que disminuirá el valor del primer componente si aumenta el valor de la variable 8 (consumo mensual). El valor -0.2055 manifiesta una disminución de la productividad pecuaria de la finca si disminuye la mano de obra no familiar.

El primer componente (véase el Cuadro 5) refleja la composición del hato y el plantel de cuyes. En el Cuadro 5 se puede apreciar que las mayores proporciones de explicación (correlación) del primer componente corresponden a las variables 4, 5 y 6 (42.02%, 64.74% y 57.82%), respectivamente y, en menor importancia, a las variables 2, 3 y 7. Las fincas con valores elevados para el primer componente principal están asociadas a la mejor composición del hato y plantel de cuyes, regular ingreso por venta de cuyes, bajo consumo mensual de cuyes e insignificante disminución en la

Cuadro 5. Correlación (r^2) entre las variables originales con los componentes principales.

Variable	Componentes principales				\bar{r}^2
	1	2	3	4	
VAR1	0.0709	0.3911	0.0475	0.0999	0.6093
VAR2	0.0156	0.5946	0.1372	0.0114	0.7588
VAR3	0.1434	0.0557	0.4466	0.0004	0.6460
VAR4	0.4202	0.0605	0.0448	0.0000	0.5255
VAR5	0.6474	0.0337	0.0779	0.0290	0.7880
VAR6	0.5782	0.0469	0.0289	0.0164	0.6704
VAR7	0.1746	0.1438	0.0000	0.1046	0.4230
VAR8	0.0385	0.0199	0.1856	0.5329	0.7769
VAR9	0.0921	0.0508	0.2224	0.2397	0.6050

productividad pecuaria si aumenta la mano de obra no disponible.

El segundo autovector (Cuadro 6) da las mayores ponderaciones positivas para las variables 1 y 2 (0.5291 y 0.6524), y las menores para las variables 3 y 4. Coeficientes negativos, particularmente para la variable 7 (-0.3218) pero también para las variables 5, 6 y 8. Estos valores negativos indican que el segundo componente disminuirá, no significativamente, si la variable 7 se incrementa y, en forma aún menor, si aumentan los valores de las variables 5, 6 u 8. Del Cuadro 5 se deriva que el segundo componente principal explica el comportamiento del jefe de familia en función de su edad y nivel de escolaridad. Los mayores valores para el segundo componente se dan en las variables 1 y 2 (39.11% y 59.46%); también se observa que las ventas de cuyes son perjudiciales, pero no significativamente, para el jefe de familia.

Cuadro 6. Matriz de autovectores de la matriz R.

Variable	1	2	3	4
VAR1	0.1803	0.5291	-0.1997	0.3108
VAR2	0.0845	0.6524	0.3394	0.1052
VAR3	0.2564	0.1997	-0.6124	-0.0189
VAR4	0.4389	0.2081	0.1940	0.0055
VAR5	0.5449	-0.1553	0.2558	-0.1675
VAR6	0.5149	-0.1832	0.1559	-0.1259
VAR7	0.2829	-0.3208	0.0026	0.3180
VAR8	-0.1328	-0.1193	0.3948	0.7178
VAR9	-0.2055	0.1907	0.4321	-0.4814

Para el tercer autovector (Cuadro 6) las variables 8, 9 y 3 presentan los mayores valores, siendo la última variable la de mayor valor absoluto con un coeficiente negativo (-0.6124). Esto indica que el tercer componente disminuirá significativamente si se incrementa el valor de la variable 3. Las fincas con valores elevados

para el tercer componente principal (Cuadro 5), estarán asociadas con menor mano de obra familiar disponible y consumo regularmente alto, posiblemente debido a la mano de obra familiar no disponible.

Los valores del cuarto autovector (Cuadro 6) presentan coeficientes altos para las variables 8, 7, 1 y 9 (0.7178, 0.3180, 0.3108 y -0.4814), respectivamente. La variable 9 tiene un coeficiente negativo, indicando que el cuarto componente disminuirá al aumentar el valor de esta variable —mano de obra familiar no disponible. Al observar la información del Cuadro 5, el cuarto componente principal explica, en gran medida, el consumo mensual de cuyes y su disminución al aumentar la mano de obra familiar no disponible. Las fincas con valores altos están asociadas a un mayor consumo mensual de cuyes por parte de la mano de obra familiar no disponible.

Las fincas con valores altos del primer componente principal están asociadas con la mejor producción pecuaria —composición del hato y plantel de cuyes—, regular ingreso por la venta mensual de productos, bajo consumo de cuyes y disminución de la productividad (no significativa), si se incrementa la mano de obra familiar no disponible.

El segundo componente principal explica con mayor significación las variables que definen la edad y el grado de instrucción del jefe de familia, y un efecto negativo si se incrementa la venta mensual de cuyes. Por este componente fue también posible formar grupos de fincas —productores—, considerando los valores de este segundo componente.

El destino de la producción del conjunto de productores fue explicado por el tercer componente principal, agrupando las fincas que tuvieron el mayor valor por este concepto en función de la mano de obra familiar disponible.

El cuarto componente principal explica el consumo mensual de cuyes en función de la mano de obra familiar

no disponible, siendo su comportamiento similar al tercer componente.

CONCLUSIONES

Las principales conclusiones del presente trabajo son:

1. El análisis de los componentes principales permite una caracterización fácil y precisa del sistema de finca. Analiza la dependencia estructural del conjunto de variables relevantes, explicando el sistema, subsistema y componentes a través de un número menor de variables.
2. Los productores de cuyes de la provincia de Cajamarca (Perú) pueden ser divididos en tres grupos de acuerdo con su productividad pecuaria e ingresos por la venta mensual de cuyes.
3. El destino de la producción de cuyes es principalmente para el autoconsumo. Se observa un mayor consumo por parte de la mano de obra familiar no disponible que por la disponible —casa, agricultura y ganadería.

LITERATURA CITADA

1. HOTELLING, H.O. 1933. Analysis of a complex of statistical variables into principal components. *Journal of Educational Psychology* 24:417-441, 498-520.
2. MORRISON, D.F. 1967. *Multivariate Statistical Methods*. New York, McGraw-Hill. 338 p.
3. PLA, L. 1986. Análisis multivariado: Método de componentes principales. Washington.D.C., OEA, Programa Regional de Desarrollo Científico y Tecnológico. p. 40-49.

EVALUACION Y ESTUDIO ECONOMICO DE CURVAS DE CRECIMIENTO DE CUATRO LINEAS DE CUYES¹

M. Zaldívar*, L. Chauca*, J. Chian M.*, N. Gutiérrez**, V. Ganoza***

ABSTRACT

It is usually assumed that weight does not depend on the amount of food eaten by an animal but, rather, on its genetic makeup, which expresses itself over time. Under equal manage and feeding conditions, guinea pigs of the Peru and Inti strains reached marketing weight (750 g) between the ninth and the tenth week of age, while the same weight in the Andina strain and the control group (common guinea pigs) was not reached until the 12th week. It was also found that breeding weight (540 g) in the Peru and Inti strains is reached one to two weeks earlier than in the Andina strain or the control group. The greatest weekly weight gains were obtained between the first and the third weeks of age, while the lowest increments occurred between the 17th and 19th weeks, except for the Peru strain, which had its lowest weight gain in the 13th week. The total litter weight was superior (by more than 35%) in the Inti and Andina strains as compared to the Peru and control groups, due to the fact that the former strains produced litters averaging 3.2 and 3.0 guinea pigs, while the latter ones produced only 2.0 and 2.2, respectively. Time is the most important parameter for the poor farmer; he usually suffers from strong price cutbacks, prefers to make small gains now rather than for higher gains in the future. Nevertheless, the producer is willing to keep his animals for a longer period if net return is too low or, conversely, to sell them if the net return is high. The producer usually does not realize when the opportunity cost of his capital is equal to zero.

(Palabras claves: genética de cuyes, crecimiento, edad de empadre, pequeños productores, sistemas de producción.)

INTRODUCCION

El cuy (*Cavia porcellus*) es una especie nativa utilizada en la alimentación de la población andina. El alto valor proteico de su carne, palatabilidad y fácil manejo han contribuido a que su crianza y consumo se hayan generalizado. Su explotación en el ámbito rural, se lleva a cabo básicamente con el sistema de crianza familiar. La migración a las ciudades ha contribuido a la expansión de la crianza del cuy hacia los sectores urbanos marginales.

Las diferentes alternativas de alimentación que tiene el cuy, como herbívoro, inducen a pensar que su crianza en países en vías de desarrollo es una alternativa que, en el corto plazo, puede contribuir a mejorar la calidad de vida de los sectores de menores recursos. En el Perú

¹ Recibido para publicación el 18 de marzo de 1991.

** Instituto Nacional de Investigación Agraria y Agroindustrial, La Molina, Lima, Perú.

** Federación Nacional de Arroceros (FEDEARROZ), Bogotá, Colombia.

*** IICA, Oficina en Guatemala, Código Postal 01009, Guatemala, Guatemala

COMPENDIO

Se asume que el peso de un animal no depende de la cantidad de alimento que consume sino de su bagaje genético, expresado mediante la variable de tiempo. En iguales condiciones de manejo y alimentación, los cuyes de las líneas Perú e Inti alcanzaron su peso de comercialización (750 g) entre la novena y décima semana de edad, mientras que ese peso solo se alcanzó en la duodécima semana en la línea Andina y en el grupo de control —cuyes no mejorados. También se encontró que las líneas Perú e Inti lograron el peso de apareamiento (540 g) una o dos semanas antes que la Andina y de control. Los mayores incrementos semanales de peso se alcanzaron entre la primera y tercera semana de edad, y las menores ganancias marginales entre la decimoséptima y decimonovena, aunque la línea Perú la obtuvo en la decimotercera semana. El peso total de camada de las líneas Inti y Andina fueron superiores que en las Perú y de control en más del 35%, como consecuencia de que las primeras tienen un número en promedio de camada de 3.2 y 3.0 y las otras 2.0 y 2.2, respectivamente. El tiempo es el parámetro más importante para el productor pobre. Este tiene, por lo regular, altas tasas de descuento; prefiere pequeñas ganancias en el momento presente que mayores utilidades futuras. Estará dispuesto a mantener por más tiempo sus animales si la tasa de retorno es menor o venderlos si la tasa de retorno es mayor. El productor no ve realmente el punto que refleja una tasa de oportunidad del capital igual a cero.

se producen anualmente más de 16 500 toneladas de carne de cuy, de una saca que sobrepasa los 65 millones de cuyes procedentes de una población total estimada en 22 millones de animales (4). Esta producción proviene mayormente de sistemas de crianza familiar, caracterizados por bajos índices productivos. Según estos sistemas, los animales se crían juntos, sin tener en consideración la especie, clase, edad, sexo y parentesco.

Su consumo, inicialmente, circunscrito a la región andina, en la actualidad se está generalizando aceleradamente a toda la población peruana. Encuestas realizadas para determinar el consumo en Lima Metropolitana, determinaron que el 84% de sus habitantes tienen el hábito de consumir cuyes (5).

Su capacidad de adaptación a diferentes ecosistemas, hace posible su crianza a nivel del mar o en alturas superiores de los 4 000 msnm (1). En la actualidad las colonizaciones en las regiones de la Selva están introduciendo esta especie dentro de sus sistemas de producción.

El cuy criollo, criado en los Andes, ha sido el punto de partida de las investigaciones realizadas en la Estación Experimental Agropecuaria La Molina. Los pesos de los cuyes de la población-base, en 1966, no eran mayores que los 400 gramos a los tres meses de edad. Estos animales criados mediante técnicas apropiadas, pueden ser explotados económicamente (6).

Mediante el cruzamiento de cuyes mejorados con hembras criollas, es factible producir crías de una primera generación que superen en peso a sus madres en más de un 60 por ciento (2).

Es objetivo del presente trabajo, es determinar la edad para la saca de los cuyes que permita maximizar las utilidades del productor.

MATERIALES Y METODOS

El presente trabajo evaluó el crecimiento de cuatro líneas de cuyes producidos en el Instituto Nacional de Investigación Agraria Agroindustrial (INIAA) - Estación Experimental Agropecuaria La Molina, durante el período de noviembre 1985 a abril 1986.

Se seleccionó un total de 42 cuyes hembras preñadas, correspondientes a la decimotercera generación de las líneas seleccionadas por su precocidad (Perú), prolificación (Andina), precocidad y prolificación (Inti), y a la línea de control. Estas produjeron 111 crías cuya distribución se muestra en el Cuadro 1.

Cuadro 1. Número de crías por sexo evaluadas para las cuatro líneas de cuyes.

Línea	Núm. de madres	Crías		Total
		Machos	Hembras	
Perú	11	11	11	22
Andina	10	18	14	32
Inti	10	14	19	33
Control	11	14	10	24

Las hembras se mantuvieron en empadre permanente, siendo retiradas después del parto a pozas —encierros— de lactancia en donde permanecieron 28 días, al término de los cuales se realizó el destete. Posteriormente, las crías fueron ubicadas en pozas individuales, de 0.50 x 0.80 x 0.40 metros, dentro de un galpón de crianza, para continuar su evaluación durante 16 semanas.

Los cuyes recibieron una alimentación ad libitum sobre la base de maíz 'Chala' (*Zea mays*) en grano de

leche, suplementada con un alimento en "pellets" con 17% de proteína cruda y 21% de fibra.

Los animales se identificaron al nacimiento mediante divisas de aluminio seriadas para registrar el pedigrí y edades. Esta identificación permitió los controles de peso individual, ejecutado durante 20 semanas.

No se efectuaron tratamientos sanitarios de importancia aparte de algunos casos aislados de dermatitis micótica.

Funciones de crecimiento

Para determinar las funciones de crecimiento, se asumió que el cuy es una "máquina de producción de carne", cuyo único insumo en la producción es el tiempo. Esto hacía presumir que las diferencias observadas en el peso de animales no dependían de la cantidad de alimento que consumían, sino del bagaje genético de cada animal, expresado en la variable de tiempo. Esto no es cierto, pues el peso de un animal depende de la cantidad de alimento que consume y viceversa. Sin embargo, si se asume que cada animal tiene el alimento necesario disponible, el factor más importante para determinar el peso de un animal al tiempo "t" será debido a factores genéticos. Estos se manifestarán de tres maneras: diferencias en el peso al nacer, diferencias en las ganancias de peso en el tiempo y diferencias en el cambio de la tasa de ganancia de peso.

La función de crecimiento se evaluó mediante una ecuación de tipo cuadrático:

$$P = a + bt + bt^2 \quad [1]$$

donde: P = peso en gramos

t = tiempo en semanas

El impacto genético se notará por:

a) El peso al nacimiento que está dado por el intercepto a y que sería modificado según la línea de la que proviene el cuy. La forma del intercepto que se estime, estará dado por el desarrollo de la ecuación:

$$P = a_0 + \sum_{i=1}^n U_i D_i \quad [2]$$

donde: D = variable artificial para cada línea, igual a 1 para i = 1 y cero para i ≠ 1

El coeficiente U será el que modifique el intercepto, el que dará una estimación del peso al nacer, variando si es mayor o menor que el de la línea del testigo.

b) La ganancia de peso por unidad de tiempo estaría modificada por diferencias en b_1 y b_2 . En el primer caso, será afectada la tasa de ganancia por unidad de tiempo y en el segundo, el cambio en esa tasa de ganancia por unidad de tiempo. Es decir, se esperarían diferentes valores de b_1 y b_2 para cada línea. Su estimación estaría representada por la ecuación:

$$P = (b_1 + \delta U_{11} D_1) t + (b_0 + \delta U_{21} D_1) t^2 \quad [3]$$

Si U_1 es positiva y estadísticamente diferente que cero, el intercepto se desplazará hacia arriba con respecto de la línea del testigo y tendrá menos curvatura. La situación sería opuesta si se cambian los signos.

Las funciones de crecimiento se estimaron mediante la ecuación:

$$P = a_0 + \delta U_1 D_1 + (b_1 + \delta U_{11} D_1) t + (b_2 + \delta U_{21} D_1) t^2 \quad [4]$$

para $i = 1, 2, 3$; para comparar todas las líneas con la de control, que sirvió de testigo.

Cuadro 2. Promedio de ganancias marginales de peso (gramos) por líneas de cuyes.

Edad semanas	Línea Perú	Línea Andina	Línea Inti	Línea Control
1	92	60	69	73
2	109	84	94	64
3	108	85	85	98
4	55	61	72	70
5	40	24	33	25
6	70	60	74	61
7	50	32	57	44
8	52	60	66	31
9	71	48	70	50
10	41	34	46	39
11	50	52	64	40
12	44	39	48	42
13	32	34	48	32
14	42	48	40	35
15	36	37	42	40
16	50	27	40	31
17	56	36	31	31
18	44	32	43	30
19	52	19	35	15
20	59	49	41	53

RESULTADOS Y DISCUSION

En el Cuadro 2 y Figs. 1 y 2 se presentan los resultados de la evaluación biológica de las cuatro líneas estudiadas.

Los cuyes de las líneas Perú e Inti alcanzaron su peso de comercialización (750 g) entre la novena y décima semanas de edad. La Andina y de control, lo lograron entre la duodécima y decimotercera semanas. Estas alcanzaron el peso de apareamiento (540 g) una o dos semanas más tarde que los cuyes Perú e Inti (Fig. 1).

A partir de la sexta semana de edad las líneas Perú e Inti son estadísticamente superiores—en más del 8.7%—que la Andina y de control ($P < 0.05$). Esta diferencia aumenta a más del 20% en la vigésima semana ($P < 0.01$). La superioridad de crecimiento de las líneas Perú e Inti se pueden explicar, ya que la velocidad de crecimiento fue uno de sus caracteres seleccionados. La selección en la línea Andina continúa en su característica de prolificación y la de control es apareada al azar.

Al analizar el crecimiento marginal de las cuatro líneas, se puede observar en el Cuadro 2 que los mayores incrementos de peso semanal se alcanzaron entre la primera y tercera semanas de edad. Las menores ganancias marginales se obtuvieron entre la décimo-séptima y decimonovena semana; sin embargo, la línea Perú lo obtuvo a la decimotercera semana.

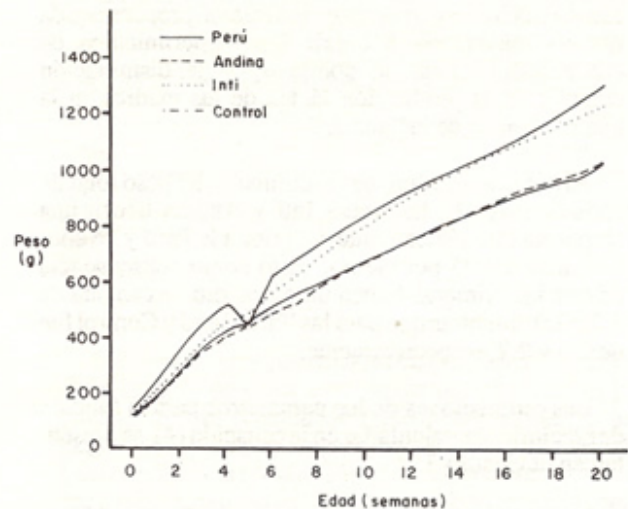


Fig. 1. Curvas de crecimiento de cuatro líneas genéticas de cuyes.

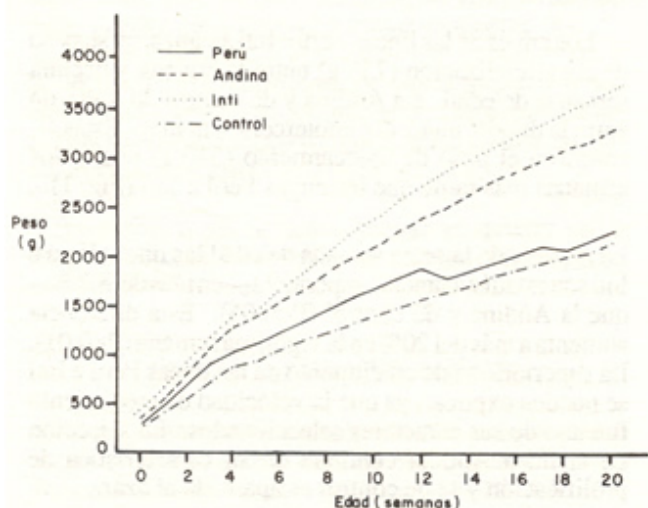


Fig. 2. Curvas de crecimiento de la camada total de cuatro líneas genéticas de cuyes.

Las ganancias marginales de peso en las cuatro líneas, mostraron una tendencia lineal con pendiente negativa. Los incrementos de peso semanales bajan drásticamente entre la cuarta y quinta semanas de edad, lo que se explica no solo como consecuencia del destete, sino también como resultado de la ración proporcionada que no alcanzaría a cubrir los requerimientos de crecimiento. Esta no compensaría la disminución drástica de la producción láctea de las madres en la cuarta semana de lactancia.

Al analizar el ritmo de crecimiento del peso total de camada (Fig. 2), las líneas Inti y Andina tienen una respuesta estadísticamente superior a la Perú y de control: más del 35 por ciento. Esto como consecuencia de que las primeras tienen un promedio de camada de 3.2 y 3.0, mientras que para las líneas Perú y Control fue de 2.0 y 2.2, respectivamente.

Las estimaciones de los parámetros para la función de crecimiento, calculadas en la ecuación (4), se presentan en el Cuadro 3.

Los resultados se muestran en la Fig. 3. No se encontraron diferencias significativas entre la línea Andina y la de control. En todos los casos, la curvatura de las funciones es la misma; vale decir, el cambio de la

Cuadro 3. Estimación de los parámetros de las funciones de crecimiento.

Coefficientes	Descripción	Valor	Significancia estadística*
a	Intercepto	139.90	
	Artificial línea Perú	58.16	sí
	Artificial línea Andina	-9.71	no
	Artificial línea Inti	-3.29	no
b1	Tiempo	65.15	sí
	Artificial línea Perú	9.20	sí
	Artificial línea Andina	-1.27	no
	Artificial línea Inti	13.70	sí
b2	Tiempo cuadrado	-1.11	sí
	Artificial línea Perú	0.06	no
	Artificial línea Andina	0.14	no
	Artificial línea Inti	-0.12	no

* $P < 0.05$

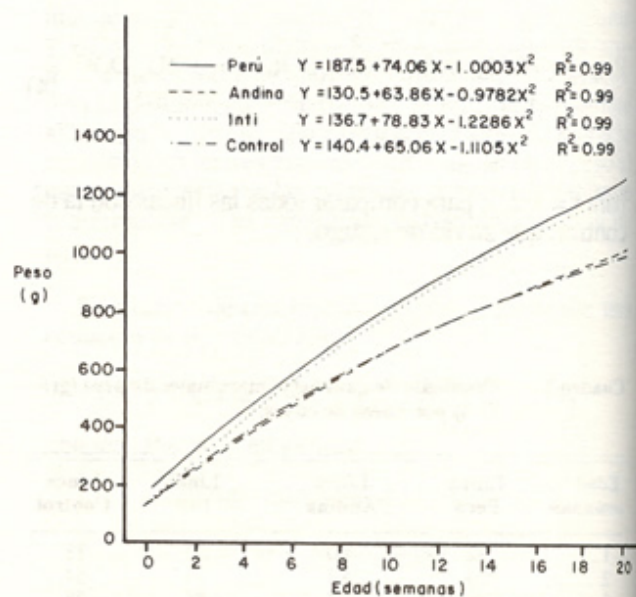


Fig. 3. Curvas de crecimiento para cuatro líneas genéticas de cuyes, estimadas por funciones matemáticas.

tasa de crecimiento es el mismo, pero no así la pendiente o inclinación de la función.

La derivada de la función de peso, con respecto del tiempo, permitió encontrar la edad en que se obtiene el máximo crecimiento para cada línea genética.

Análisis económico

La curva de ingreso total representa el cambio de valor de un animal en el tiempo, medida en el eje de las ordenadas (3). El tiempo en que se alcanza el peso máximo para cada línea puede observarse en el Cuadro 4.

Cuadro 4. Pesos esperados del máximo crecimiento en cuatro líneas genéticas de cuyes.

Línea	Tiempo (semanas)	Peso esperado (g)
Perú	36.9	1558
Andina	32.6	1173
Inti	32.1	1401
Control	29.3	1093

Los costos totales —21 Intis por dólar (1987)— incluyen el valor inicial del animal, los costos variables de alimentos —forraje y concentrado— y los costos de manejo. La siguiente ecuación para el cálculo de la función de costos fue estimada por mínimos cuadrados:

$$CT = 1.081 - 0.22D_1 + 0.38D_2 - 4.01 \cdot 10^{-2}D_3 - 1.40 \cdot 10^{-3}S + 0.02D_1S - 0.6D_2S + 2.14 \cdot 10^{-3}D_3S - 2.12 \cdot 10^{-4}S^2 - 6.87 \cdot 10^{-4}DS^2 + 0.0025D^2S^2 + 1.024 \cdot 10^{-4}D^2S^2 + 5.4 \cdot 10^{-4}Peso \quad [5]$$

donde: CT = Costo total

D_i = variable artificial para cada línea, $i = 1, 2, 3, 4$
 S = costos variables (alimentación y manejo).

La diferencia entre el ingreso y los costos se define como el ingreso neto o ganancia que, en el caso de incluir el valor inicial del animal, comienza con valores negativos en el tiempo $t = 0$. Los valores van creciendo hasta convertirse en positivos. La misma ganancia se alcanza cuando la diferencia entre el ingreso y los costos es mayor, señalando el período que se requiere para que el animal pueda ser vendido para maximizar las ganancias por cabeza en el tiempo t óptimo. Después de este punto, el valor de la ganancia decrece y, sobre todo, el animal permanece más tiempo usando instalaciones que pueden ser usadas por nuevos animales. Este raciocinio es válido solamente en el caso que no exista un valor alternativo del capital invertido en la cría de los cuyes.

Si el productor puede usar su dinero pero ganando un determinado tipo de interés en un período establecido, seguramente retendrá los animales por cierto tiempo, hasta que las ganancias o los ingresos netos

obtenidos por el crecimiento de los animales sean iguales a la ganancia alternativa de su capital en otra actividad (3). El productor no ve realmente el punto t óptimo, que refleja una tasa de oportunidad del capital igual a cero, sino que es otro punto cuando la tasa de retorno i es mayor que cero.

El elemento tiempo es muy importante para el productor pecuario, especialmente si es pobre en el grado de subsistencia. Este tipo de productor tiene por lo regular altas tasas de descuento, lo que hace que prefiera pequeñas ganancias pronto, antes que cantidades mayores en el futuro. Además, si se considera que dentro del interés se debe incluir el factor riesgo, se justifica aún más la actitud del productor para esperar más altas tasas de retorno (3).

En la Fig. 4 se presenta la función de descuento de desembolsos equivalentes a los que se hacen para el crecimiento de cuyes, en la que se incluyen un factor que refleja la inversión inicial en el animal más los desembolsos periódicos en alimento del tipo $z = f(C_0, C_1, t)$, de tal forma que cuando esta curva es perpendicular a la función, se obtiene el tiempo óptimo t de venta de los animales y el valor presente del valor de la venta, que se mide por el intercepto de la curva. Esta función representa una familia de curvas a una determinada tasa de descuento, desplazándose paralelamente a medida que cambia el valor de la inversión inicial.

Se espera que para el caso en que se comparan varias líneas de cuyes, la época óptima de venta sea diferente si se tienen curvas de crecimiento también diferentes. El Cuadro 5 muestra para cada una de las líneas la semana óptima para vender los animales. En este cálculo se consideraron las variables crecimiento, edad y consumo de alimento.

Cuadro 5. Semana óptima de venta de individuos por línea.

Línea	Semana
Perú	9
Inti	9
Andina	10
Control	12

Gráficamente se pueden apreciar el comportamiento de la función de valor total del animal, los costos, las ganancias y la función de retorno del capital, constatándose el punto de tangencia a las 28 semanas para la venta óptima y la semana trigesimosóptima registran las ganancias máximas en caso de no haberse considerado la tasa de retorno (Fig. 4).

Los resultados indican la conducta del productor para vender sus animales cuando tiene varias razas, pero

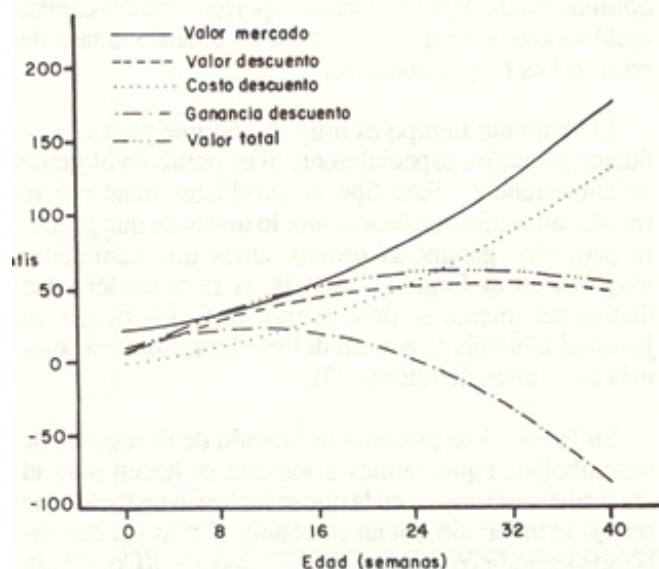


Fig. 4. Relaciones económicas de las funciones de descuento (US1 + 21Intis).

no dan un criterio completo para determinar cuál raza o línea es la que da una mayor ganancia, porque además se debe considerar la tasa de proliferación en cada una de las líneas por un período de tiempo. Se hizo el cálculo de la ganancia neta anual por línea, considerando el tamaño de camada y no el individuo. En este caso, el efecto de la tasa de proliferación juega un papel determinante, junto con la tasa de mortalidad. Para el cálculo de la ganancia por camada, se consideraron los costos variables incurridos por alimentación y manejo.

CONCLUSIONES

Luego del análisis y discusión de los resultados obtenidos en el presente trabajo se llegó a las conclusiones siguientes:

1. Las líneas genéticas de cuyes Perú, Inti y Andina son estadísticamente diferentes en velocidad de crecimiento, edad de empadre y peso de camada.
2. La máxima rentabilidad en la comercialización de las líneas Perú e Inti es obtenida a la novena semana de edad. La línea Andina la alcanza una semana más tarde.
3. El tiempo es importante para el productor pecuario, especialmente si es de subsistencia. El está dispuesto a mantener sus animales por mayor tiempo si la tasa de retorno es menor que los valores de mercado. Con una tasa mayor, comercializará sus animales en un menor tiempo.

LITERATURA CITADA

1. CUEVA, S.; ZALDIVAR, M.; CHAUCA, D.; CHAUCA, L. 1989. Efecto de la hipoxia de la altura sobre el cuy mejorado. In Reunión Científica Anual de la Asociación Peruana de Producción Animal (XII., 1989, Lima, Perú). Libro de Resúmenes. p. 151.
2. CHAUCA F., L.; ZALDIVAR A., M.; MUSCARI G., J.; SARAVIA D., J. 1986. Efecto del cruzamiento de cuyes machos precoces en hembras de crecimiento tardío. In Reunión Científica Anual de la Asociación Peruana de Producción Animal (IX., 1986, Tingo María, Perú). Resúmenes. R-15.
3. KAFKA, F. 1981. Teoría económica. Universidad del Pacífico, Centro de Investigación, Lima. 800 p.
4. PERU. MINISTERIO DE AGRICULTURA. 1987. Estadística agraria. Lima. p. 86.
5. RAMIREZ Z., R.; MUSCARI G., J. 1978. Investigación del mercado y comercialización del cuy en Lima Metropolitana. Estación Esperimental La Molina, Instituto Superior de Administración y Tecnología. Lima. 66 p.
6. ZALDIVAR A., M.; CHAUCA F., L. 1989. Proyecto Sistemas de Producción de Cuyes (Perú). In Reunión General de RISPAL (VIII., 1989). Informe. M.E. Ruiz, A. Vargas (Eds.). San José, C. R. IICA-RISPAL. p. 179-189.