



Gobierno
Bolivariano
de Venezuela

Ministerio del Poder Popular
para la Agricultura y Tierras

Instituto Nacional de Investigaciones Agrícolas

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

tropical

ecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia
tropical

Zootecnia tropical

Zootecnia
tropical
Depósito Legal: pp. 198302AR214
ISSN: 0798 - 7269
AÑO 30 VOL. 30 No. 2 2012

ZOOTECNIA TROPICAL

**Revista trimestral del Instituto Nacional de Investigaciones Agrícolas,
Ministerio del Poder Popular para la Agricultura y Tierras
Maracay, Venezuela**

ZOOTECNIA TROPICAL es una revista científica que publica artículos inéditos y originales de investigación en las áreas de producción, salud, genética y reproducción animal de especies de interés zootécnico, tecnología de alimentos de origen animal, pastos y forrajes, y acuicultura marítima y continental, relacionados con el trópico. Su periodicidad es trimestral y se publica en los meses de marzo, junio, septiembre y diciembre. Las instrucciones a los autores aparecen en el primer Número de cada Volumen.

ISSN: 0798- 7269

Dep. Legal: pp. 198302AR214

INDIZACIÓN

C.A.B. Internacional (U.K.)
Biosis Zoological Records (USA)
Agroforestry Abstracts (USA)
IICA- CIDIA (Costa Rica)
Royal Tropic Institute (Tropag & Rural, Holanda)
AGRIS (FAO, Roma)
LATINDEX (México)
IAMSLIC (USA)
Índice de Revistas Latinoamericanas en Ciencias (México)
MEDIATHEK (Alemania)
Periodica (México)
REVENCYT (Venezuela)
Base de Datos REVIS (CATIE, Costa Rica)
Base de Datos RISPAL (CATIE, Costa Rica)
Base Agrícola Venezolana (INIA, Venezuela)
Bioline (Canadá)
Scielo (Venezuela)
Scopus (EUA)
HINARI (FAO Italia)
Org. De Estados Iberoamericanos (Colombia)

Se acepta el intercambio con otras revistas

Exchange requested
Wir bitten um austausch
On demande l' échange
Gradiremmo cambio
Deseamos permuta

Toda correspondencia debe dirigirla a:

REVISTA ZOOTECNIA TROPICAL
INIA. Gerencia General.
Av. Universidad, El Limón. Apartado Postal 4653,
Maracay 2101, estado Aragua, Venezuela.
Teléfono: 0243-2404700
Fax: 0243-2404731

Direcciones electrónicas:

zootrop@inia.gob.ve
zootropi@gmail.com

COMITÉ *Ad hoc*

Los artículos publicados en ZOOTECNIA TROPICAL son sometidos a un proceso de **Arbitraje Científico Externo**

BOARD OF SCIENTIFIC REVIEWERS

Articles published in ZOOTECNIA TROPICAL are submitted to Scientific Reviewers

El Comité Editorial de la Revista Zootecnia Tropical agradece el apoyo financiero otorgado por el Fondo Nacional de Ciencia, Tecnología e Innovación (FONACIT) para la publicación de este Número.

Esta revista esta incluida en la colección Scielo Venezuela (www.scielo.org.ve)

Valor de la suscripción:

Venezuela Bs F. 65,00 un año.

Exterior: US \$ 75.00 one year.

Ejemplar: Bs F: 15,00.

Incluye gastos de manejo y envío por vía terrestre para Venezuela y correo marítimo para el exterior.

**INSTITUTO NACIONAL DE INVESTIGACIONES AGRÍCOLAS
ZOOTECNIA TROPICAL**

Tatiana Pugh

Presidente

Orlando Moreno

Gerente General

Margaret Gutiérrez

*Gerente de Investigación
e Innovación Tecnológica*

Jonathan Coello

Gerente de Producción Social

Julio Osío

*Gerente de Participación
y Desarrollo Comunitario*

COMITE EDITORIAL

Luis Dickson

Editor Jefe

Fanny Requena

Editora Técnico

Jessie Vargas

Editora Asistente

Ana Beatriz Briceño

Seguimiento y Diagramación

EDITORES ASOCIADOS

Gérman Pontillo (LUZ)

Sección Fisiología y Reproducción

José Alió (INIA)

Sección Piscicultura y Acuicultura

Magaly Bracamonte (INIA)

Sección Sanidad

Oziel Montañez (UASLP)

Sección Nutrición

Luis Dickson (INIA)

Sección Genética

Judith Principal (UCLA)

Sección Apicultura

CONSEJO ASESOR

Omar Verde (Venezuela)

Glafiro Torres (México)

Bertha Chongo (Cuba)

Miguel Batista (España)

Juan Capote (España)

Manuel Milla (Venezuela)

Siomara Martínez (Cuba)

Carlos Becerril (México)

Impreso en el taller Gráfico del INIA
Maracay, Venezuela
Tiraje: 500 ejemplares

TABLA DE CONTENIDO Vol. 30 N°. 2

ARTÍCULOS CIENTÍFICOS

Pires C. C., Müller L., Griebler L., Hastenpflug M., Pfüller Wommer T. y Carvalho S. Producción, calidad de leche y desempeño de corderos de partos simples y dobles en pastos de azevém	125
Produção, qualidade do leite e desempenho de cordeiros de partos simples e duplo em pastagem de azevém	125
Maldonado J., Kowalski A., Milla M., Verde O., Alvarado J., Rodríguez A., Villasmil C. y Portillo G. Estudio comparativo de las pruebas de Rosa de Bengala y Elisa competitivo para el diagnóstico de brucelosis en rebaños doble propósito del estado Lara-Venezuela	135
D'Aubeterre R., Principal J., Barrios C. y Graterol Z. Insectos plaga en vainas de <i>Acacia tortuosa</i> y <i>Prosopis juliflora</i> para consumo animal en las zonas semiáridas del estado Lara, Venezuela	147
González A., Mendoza J., Arocha F. y Márquez A. Tasa de explotación y rendimiento sostenible de <i>Pseudoplatystoma fasciatum</i> en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco	155
Obando P., Alfaro M., Hurtado E. y Rodríguez T. Respuesta reproductiva de cerdas multíparas a la adición de oxitocina y prostaglandina F2 alfa previo a la inseminación artificial	169
Contreras G., Chirinos Z., Molero E. y Paéz A. Medidas corporales e índices zoométricos de toros Criollo Limonero de Venezuela	175
Salamanca G. G., Osorio M. P. y Rodríguez A. N. Presencia e incidencia forética de <i>Varroa destructor</i> A. (Mesostigma: Varroidae) en colonias de abejas <i>Apis mellifera</i> (Hymenoptera: Apidae), en Colombia	183
Morales M. Y., Guerra I.D. (+), González-Peña D., Rodríguez C. M. y Suárez T. M. A. Componentes de co varianza del crecimiento posdestete en novillas Santa Gertrudis mediante Modelos de Regresión Aleatoria	197
Instrucciones al autor	205

TABLE OF CONTENTS Vol. 30 N° 2

SCIENTIFIC ARTICLES

Pires C. C., Müller L., Griebler L., Hastenpflug M., Pfüller Wommer T. and Carvalho S. Production, quality and performance of parties of lamb milk simple and double in pasture of ryegrass.....	125
Maldonado J., Kowalski A., Milla M., Verde O., Alvarado J., Rodríguez A., Villasmil C. and Portillo G. Comparative study of rose bengal and competitive elisa tests for brucellosis in dual purpose herds in Lara State-Venezuela.....	135
D'Aubeterre R., Principal J., Barrios C. and Graterol Z. Insects pest in pods of <i>Acacia tortuosa</i> and <i>Prosopis juliflora</i> used for animal feeding present in semiarid zone of Lara state, Venezuela	147
González A., Mendoza J., Arocha F. and Márquez A. Rate exploitation and sustainable harvest of <i>Pseudoplatystoma fasciatum</i> in the sector Orinoco Caicara-Cabruta.....	155
Obando P., Alfaro M., Hurtado E. and Rodríguez T. Reproductive performance of multiparous sows to the addition of Oxytocin and Prostaglandin F2 alfa previous to artificial insemination	169
Contreras G., Chirinos Z., Molero E. and Paéz A. Body measurements and zoometric indexes of the creole limonero Bulls of Venezuela.....	175
Salamanca G. G., Osorio M. P. and Rodríguez A. N. Phoretic presence and incidence of <i>Varroa destructor</i> A. (Mesostigmata:Varroidae) in honey bee colonies of <i>Apis mellifera</i> (Hymenoptera:Apidae), in Colombia	183
Morales M. Y., Guerra I.D. (+), González-Peña D., Rodríguez C. M. and Suárez T. M. A. Components of co variance postweaning growth in Santa Gertrudis heifers by Random Regression Models	197
Instructions to the author	205

Produção, qualidade do leite e desempenho de cordeiros de partos simples e duplo em pastagem de azevém

Cleber Cassol Pires¹, Liziany Müller^{1*}, Letieri Griebler², Marcel Hastenpflug²,
Tatiana Pfüller Wommer², Sérgio Carvalho¹

¹Universidade Federal de Santa Maria. Av. Roraima, 1000, Campus Universitário, Camobi, 97105-900, Santa Maria, RS, Brasil. *Correio eletrônico: lizianym@hotmail.com.

²Universidade Federal de Santa Maria, Programa de Pós Graduação em Zootecnia, Santa Maria, RS, Brasil.

RESUMO

Buscando maior eficiência no sistema de produção de cordeiros de corte, uma boa produção de leite de ovelhas é fundamental nas primeiras semanas de vida por ser a única fonte de nutrientes. O objetivo do estudo foi avaliar o efeito do tipo de parto e do estágio de lactação no desempenho de ovelhas e cordeiros, e na quantidade e qualidade do leite. O experimento foi realizado no ano de 2008, no Laboratório de Ovinocultura da Universidade Federal de Santa Maria. Foram utilizadas 12 ovelhas Texel e Ile de France, o delineamento experimental adotado foi o inteiramente casualizado, com tratamentos distribuídos em esquema bifatorial (2x5), dois tipos de partos (simples e duplo) e cinco estádios de lactação (7, 14, 21, 28 e 35 dias após o nascimento dos cordeiros), com seis repetições. Não houve interação significativa entre os fatores tipo de parto e estágio de lactação para todas as variáveis estudadas. Não houve interação significativa entre os fatores tipo de parto e estágio de lactação para todas as variáveis estudadas. O ganho médio diário dos cordeiros de parto simples foi superior aos duplos, mas ambos tenderam diminuir com o avanço do estágio de lactação. Ovelhas de parto simples e duplo apresentaram produção e composição de leite similar, porém ovelhas amamentando apenas um cordeiro possuem melhor condição corporal e ganho médio diário. Não houve um pico definido de lactação, e a composição do leite não variou em função do estágio de lactação.

Palavras-chave: gordura, lactação, *Lolium multiflorum* Lam, ovelha.

Production, quality and performance of parties of lamb milk simple and double in pasture of ryegrass

ABSTRACT

Seeking greater efficiency in the production of lamb cut, a good yield from sheep's milk is essential in the first weeks of life as the only source of nutrients. The aim of this study was to evaluate the effect of delivery type and stage of lactation performance of ewes and lambs, and the quantity and quality of milk. The experiment was conducted in 2008, the Laboratory of Sheep Federal University of Santa Maria. A total of 12 sheep Texel and Ile de France, the experimental design was completely randomized design with treatments arranged in a factorial (2x5), two types of delivery (single and double) and five stages of lactation (7, 14, 21, 28 and 35 days after the birth of lambs), with six replicates. There was no significant interaction between the factors type of delivery and stage of lactation for all variables. There was no significant interaction between the factors type of delivery and stage of lactation for all variables. The average daily gain of lambs, was superior to double, but both tended to decrease with the advance of lactation. Sheep birth had single and double production and milk composition similar, but only sheep feeding a lamb with better body condition and average daily gain. There was no defined peak of lactation and milk composition did not vary by stage of lactation.

Key words: fat, lactation, *Lolium multiflorum* Lam, sheep.

Producción, calidad de leche y desempeño de corderos de partos simples y dobles en pastos de azevém

RESUMEN

Buscando mayor eficiencia en el sistema de producción de corderos de corte, una buena producción de leche de ovejas es fundamental en las primeras semanas de vida, por ser la única fuente de nutrientes. El objetivo del estudio fue evaluar el efecto del tipo de parto e del período de lactancia en el desempeño de las ovejas y los corderos y una calidad de la leche. El experimento fue realizado en el año 2008, en el laboratorio de Ovinocultura de la Universidad Federal de Santa María. Fueron utilizadas 12 ovejas Texel e Ile de Francia, el diseño experimental adoptado fue completamente aleatorio, con tratamientos distribuidos en esquema bifactorial (2x5), dos tipos de partos (simples y dobles) y cinco períodos de lactancia (7, 14, 21, 28 y 35 días después del nacimiento de los corderos), con seis repeticiones. No hubo interacción significativa entre los factores: tipo de parto y período de lactancia para todas las variables estudiadas. La ganancia media diaria de los corderos de partos simples fue superior a la de los dobles, pero ambos tienden a disminuir con el avance del período de lactancia. Las ovejas de partos simples y doble, presentaron similar producción y composición de leche, no obstante, las ovejas que amamantaron un cordero, poseen mejor condición corporal y ganancia media diaria. No hubo un pico definido de lactancia y la composición de leche no varió en función del período de lactancia.

Palabras clave: Gordura, lactancia, *Lolium multiflorum* Lam., oveja.

INTRODUÇÃO

A Ovinocultura no Rio Grande do Sul, após grandes mudanças no mercado mundial da lã, tem centralizado sua produção na carne de cordeiros. Entretanto, a comercialização do leite de ovelha surge com uma opção de um novo mercado, capaz de agregar renda ao setor. A maior parte do leite ovino é destinada para a fabricação de derivados, como queijo e iogurte (Peeters *et al.*, 1992; Souza *et al.*, 2005).

Entretanto, buscando maior eficiência no sistema de produção de cordeiros de corte, uma boa produção de leite de ovelhas é fundamental, pois a dieta dos cordeiros nas primeiras semanas de vida, até cerca de 21 dias após o nascimento, é baseada no leite. Assim, a quantidade e a qualidade do leite nessa fase são de extrema importância por ser a única fonte de nutrientes.

No primeiro mês de vida do cordeiro, 64 a 75% da variação do crescimento do cordeiro está associada à produção de leite da ovelha (Faria, 1997; Motta *et al.*, 2000). Assim, uma produção de leite superior possibilita matrizes capazes de desmamar cordeiros mais pesados e que chegaram ao abate mais cedo. Ainda, Lewis *et al.*, (1990) reforçam que elevar a produção de leite da mãe significa acelerar o ganho de peso na fase pré-desmame.

Entre os fatores que influenciam a produção e a qualidade do leite de ovelhas, destacam-se o tipo de parto e o estágio da lactação (Peeters *et al.*, 1992; Bencini & Pulina, 1997). Alguns autores descrevem que ovelhas de parto duplo produzem mais leite que com um único cordeiro, mas Podleskis *et al.*, (2005) afirmam não haver diferenças para a produção de leite para ovelhas Hampshire Down amamentando um ou dois cordeiros.

Em relação a produção e a composição do leite, Ploumi *et al.* (1998) descrevem que a produção de leite diminui com o estágio da lactação, enquanto os conteúdos de gordura, proteína, sólidos totais desengordurados aumentam e o conteúdo da lactose diminui. Já, Church (1984) comenta que o pico da lactação ocorre entre a segunda e a quarta semana após o parto.

O conhecimento da proporção que o leite da ovelha influencia no desempenho de cordeiros provenientes de parto simples/duplo é fundamental para intensificar a produção de cordeiros. Ovelhas que amamentam múltiplos cordeiros proporcionarem mais unidades de abate, entretanto, Muniz *et al.* (1997) relatam que o desempenho de cordeiros nascidos de parto duplo é inferior aos nascidos de partos simples, devido a menor ingestão de leite destes. Conforme Carneiro *et al.* (2004), a obtenção de partos duplos permite maior

eficiência na produção de carne ovina, embora os cordeiros atinjam o peso de abate com mais idade que os provenientes de parto simples.

Neste sentido, o objetivo do estudo foi avaliar o efeito do tipo de parto e do estágio de lactação no desempenho de ovelhas e cordeiros, e na quantidade e qualidade do leite.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi realizado no ano de 2008, no Laboratório de Ovinocultura do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), situado na Depressão Central do Rio Grande do Sul, numa altitude de 95 m, com coordenadas de 29°43'S e 53°43'W. O solo do local pertence à Unidade de Mapeamento São Pedro, classificado como Argissolo Vermelho Distrófico Arênico (EMBRAPA, 1999).

O clima da região é o Cfa (subtropical úmido com verões quentes e sem estação seca definida), conforme classificação de Köppen (Moreno, 1961). No período experimental, de acordo com dados obtidos junto à Estação Meteorológica Principal da UFSM, pertencente ao 8° DISME/INMET/MA, as médias mensais de precipitação pluviométrica e temperatura do ar do período de lactação avaliados foram de 158,7 mm e 16,8°C, respectivamente.

Foram utilizadas 12 ovelhas provenientes do cruzamento alternado estabilizado entre as raças Texel e Ile de France, paridas de cordeiros machos e fêmeas. O delineamento experimental adotado foi o inteiramente casualizado, com tratamentos distribuídos em esquema bifatorial (2x5), dois tipos de partos (simples e duplo) e cinco estágios de lactação (7, 14, 21, 28 e 35 dias após o nascimento dos cordeiros), com seis repetições.

A dieta dos animais foi constituída de pastagem cultivada de azevém anual (*Lolium multiflorum* Lam.). A pastagem foi semeada em 20/04/08, com densidade de 30 kg ha⁻¹ e adubação de 200 kg ha⁻¹ de NPK (05-20-20), com área total 1,4 ha sendo subdividida em seis áreas menores. A adubação nitrogenada em cobertura foi parcelada em quatro aplicações, totalizando 150 kg ha⁻¹ na forma de uréia.

O sistema de pastejo utilizado foi o contínuo com lotação variável. As avaliações da massa de forragem foram realizadas a cada 14 dias pelo método de

dupla amostragem (Gardner, 1986), com três cortes rentes ao solo e 15 estimativas visuais por unidade experimental, utilizando um quadrado com área de 0,0625 m². A taxa de acúmulo de matéria seca foi obtida utilizando gaiolas de exclusão e para seu cálculo foi utilizada a equação descrita por Campbell (1966).

A forragem verde proveniente dos cortes foi homogeneizada e retirada duas sub-amostras, uma para a determinação dos componentes estruturais do pasto, separados manualmente em lâmina foliar, colmo + bainha e material morto, após foram pesadas e secas para a determinação dos componentes da planta durante os diferentes períodos do experimento.

A outra parte da sub-amostra verde foi pesada e seca em estufa com ventilação forçada a 65°C, por 72 horas e depois pesadas novamente. As amostras secas foram moídas em moinho tipo Willey, com peneira de malha de 1mm, embaladas e identificadas para a determinação dos teores de matéria seca (MS), proteína bruta conforme AOAC (1984), e fibra em detergente neutro e ácido de acordo com técnicas descritas por Goering & Van Soest (1970) e digestibilidade *in vitro* conforme Tilley & Terry (1963). As análises bromatológica foram realizadas no Laboratório de Nutrição Animal da UFSM.

As ovelhas e cordeiros foram pesados semanalmente, para a determinação do ganho médio diário (GMD) de peso, com prévio jejum de 14 horas, neste momento também foi avaliada a condição corporal das ovelhas conforme o método proposto por Russel *et al.* (1969), palpando-se a rugosidade dos processos transversos e dorsais das vértebras lombares, com escores variando de 1 a 5, sendo considerados valores intermediários em incrementos de 0,5.

A produção de leite foi estimada em cinco semanas, segundo metodologia proposta por Susin *et al.* (1995) após aplicação de 1UI de ocitocina por via intramuscular. Amostras do leite foram coletadas para análises laboratoriais, onde determinou-se os teores de proteína, lactose, gordura e densidade.

Os teores de proteína e lactose foram determinados através do aparelho Analisador Ultrasônico Lactoscan, ajustado para o modo leite de ovelha. Para determinação do teor de gordura do leite foi utilizado o aparelho Gerber Milk Test, previamente calibrado

com leite de ovelha. A densidade (D) foi determinada através de termolactodensímetro, corrigindo-se o efeito da temperatura.

Durante o período experimental, os animais tiveram acesso permanente à água e sal mineralizado. As ovelhas foram vermifugadas aos entrarem na pastagem e a cada 15 dias avaliadas pelo método FAMACHA®, como controle estratégico ao parasita *Haemonchus contortus*.

Os dados obtidos foram submetidos à análise da variância, sendo as médias comparadas entre si pelo teste de F e/ou Tukey, com nível de 5% de probabilidade de erro. As análises foram realizadas utilizando o pacote estatístico SAS (SAS, 1993).

RESULTADO E DISCUSSÃO

O valor médio da massa de forragem foi de 870 kg (ha de MS)⁻¹ e a oferta de forragem foi de 11,70 kg de MS (100 kg de PV)⁻¹, este valor é considerado como não-limitante ao consumo animal conforme Gibb & Treacher, (1976) e NRC (1985). Os valores médios de taxa de acúmulo diário de MS e carga animal foram, de 23,35 kg ha⁻¹ de MS dia⁻¹ e 635 kg (ha de PV)⁻¹, respectivamente.

A oferta de forragem adequada permitiu que os ovinos em pastejo selecionassem forragem de alta qualidade, pois foi constituída em média por 72% de lâmina foliar, 15% colmo + bainha e 13% material morto, com percentual médio de proteína bruta de 22,5%, fibra em detergente neutro de 57,2% e ácido de 28,70% e digestibilidade in vitro de 79,29% na matéria seca.

Não houve interação significativa entre os fatores tipo de parto e estágio de lactação para as variáveis ganho médio diário de cordeiros (P=0,2362), condição corporal de ovelhas (0,9246) e ganho médio diário de ovelhas (P=0,1052).

O ganho médio diário de cordeiros oriundos de parto simples foram superiores aos dos parto duplo (Tabela 1), corroborando com Muniz *et al.* (1997). Também Carneiro *et al.* (2004) observaram ganho médio diário superior, do nascimento aos 21 dias, para cordeiros nascidos de parto simples (0,380 kg dia⁻¹) em relação aos nascidos de parto múltiplos

(0,290 kg dia⁻¹), desempenho semelhante ao deste estudo, porém com valores superiores.

O ganho médio diário dos cordeiros de parto simples foi de 0,331 kg dia⁻¹, semelhantes aos observados por Carvalho *et al.* (1999), que verificaram ganho médio diário de cordeiras e cordeiros não castrados e castrados de 0,309 kg dia⁻¹ no desmame aos 50 dias, e aos de Furtado *et al.* (1999), que obtiveram ganho médio diário de cordeiros de 0,336 kg dia⁻¹ do nascimento ao desmame.

Ainda, Carneiro *et al.* (2004) afirmam que cordeiros gemelares por apresentarem menor ganho até o desmame, em consequência apresentam menor ganho no período total, acarretando mais tempo para atingirem o peso de abate.

Zeppenfeld *et al.* (2003) avaliando durante as oito primeiras semanas de lactação cordeiras suplementadas em creep-feeding, observaram ganho médio diário de 0,290 kg dia⁻¹ para filhas de múltiparas e de 0,230 kg dia⁻¹ para filhas de primíparas, esses valores foram inferiores ao deste estudo. Já Neres (2001) avaliando durante a lactação cordeiros suplementados em creep-feeding observaram ganho médio diário de 0,372 e 0,329 kg dia⁻¹, para machos e fêmeas, respectivamente, valores próximos ao deste estudo.

Zeppenfeld *et al.* (2003) avaliando durante as sete primeiras semanas de lactação cordeiras em confinamento com proporções de volumoso: concentrado de 80:20 e 60:40 na matéria seca suplementadas em creep-feeding, observaram ganho médio diário de 0,244 e 0,272 kg dia⁻¹, respectivamente, valores inferiores ao deste estudo.

A condição corporal e o ganho médio diário das ovelhas com parto duplo foram inferiores em relação aos de parto simples (Tabela 1). Esses resultado discorda de Podleskis *et al.* (2005) que relatam que o tipo de parto não influencia no ganho médio diário das ovelhas durante a lactação, onde ovelhas amamentando um cordeiro perderam em média 0,042 kg dia⁻¹ e as amamentando gêmeos, 0,107 kg dia⁻¹.

Alguns autores relatam que geralmente observa-se perda de peso das ovelhas durante a lactação, entretanto sofrendo variações em função do número de cordeiros amamentados, da dieta, condições ambientais e do potencial produtivo da ovelha

Tabela 1 Valores médios do ganho médio diário de cordeiros, e condição corporal e ganho médio diário de ovelhas provenientes de parto simples ou parto duplo, coeficiente de variação (CV) e probabilidade (Pr).

Tipo de parto	Cordeiros	Ovelhas	
	Ganho médio diário (kg dia ⁻¹)	Condição Corporal (1-5)	Ganho médio diário (kg dia ⁻¹)
Simple	0,323	2,0	0,067
Duplo	0,180	1,5	0,031
CV (%)	29,67	22,41	61,18
Pr	0,0001	0,0001	0,0348

(P<0,05)

(Siqueira, 1996; Susin, 1996). Snowden & Glimp (1991) afirmam que o número de cordeiros mamando é um fator de grande importância na produção de leite.

Hübner *et al.* (2007) verificaram para ovelhas alimentadas com 34, 43 e 52% de fibra em detergente neutro (FDN) em suas dietas, condição corporal 2,50, 3,37 e 3,15, respectivamente, e ganho médio diário de 0,013, 0,040 e 0,006 kg dia⁻¹, respectivamente. Já, Zeppenfeld *et al.* (2003) avaliando durante as sete primeiras semanas de lactação ovelhas alimentadas em confinamento com proporções de volumoso: concentrado de 80:20 e 60:40 na matéria seca, observaram condição corporal de 2,9 e 3,1, respectivamente e ganho médio diário de 0,025 e 0,003 kg dia⁻¹, respectivamente. Esses resultados foram inferiores em relação à condição corporal de ambos tipos de parto, entretanto, o ganho médio diário das ovelhas de parto duplo são similares.

O ganho médio diário dos cordeiros com o avanço do estágio de lactação tendeu a diminuir (Tabela 2). Esse fato é corroborado por Pires *et al.* (2000); Carneiro *et al.* (2004); Zeppenfeld *et al.* (2002) que citam decréscimo no ganho de peso dos cordeiros em relação ao tempo. Adicionalmente, Ramsey *et al.* (1994) relatam que o consumo de leite é um importante fator que influencia o crescimento durante as primeiras 3 a 4 semanas de vida, e após o pico de lactação, o consumo de forragem pelos cordeiros aumenta para compensar o decréscimo no consumo de leite.

A condição corporal e o ganho médio diário de peso de ovelhas não sofreu influência do estágio de lactação (Tabela 2). Este fato pode ser explicado pela alta qualidade nutricional da alimentação ofertada em todos os períodos.

Não houve interação significativa entre os fatores tipo de parto e estágio de lactação para produção total de leite (P=0,3584), e para as variáveis de qualidade do leite proteína (P=0,0954), lactose (P=0,6548), gordura (P=0,2136) e densidade (P=0,3157).

A produção de leite total não diferiu significativamente em relação ao tipo de parto (Tabela 3). Esses resultados discordam de Church, (1984), Minola & Goyenechea (1975) e Cardellino & Benson (1994) que citam que ovelhas de parto gemelar produzem mais leite do que ovelhas aleitando um único cordeiro. Ramsey *et al.* (1998) descreve que ovelhas que amamentam múltiplos cordeiros produzem mais leite devido ao maior estímulo da glândula mamária, favorecendo a existência de um gradiente contínuo de síntese láctea.

Entretanto, os resultados observados estão de acordo com Godfrey *et al.* (1997) que ressalta que o número de cordeiros nascidos por ovelha, pode não afetar a produção de leite. E também com os de Podleskis *et al.* (2005) que não observaram diferenças para a produção de leite entre as raças envolvidas, entre as idades das ovelhas e entre ovelhas Hampshire Down amamentando um ou dois cordeiros, sendo que a produção de leite foi decrescente dos 14 aos 84 dias de lactação.

Tabela 2 Valores médios do ganho médio diário de cordeiros, e condição corporal e ganho médio diário de ovelhas em diferentes dias de lactação, coeficiente de variação (CV) e probabilidade (Pr).

Estádio de lactação (dias)	Cordeiros	Ovelhas	
	Ganho médio diário (kg dia ⁻¹)	Condição Corporal (1-5)	Ganho médio diário (kg dia ⁻¹)
7	0,331 a	1,54 a	0,022 a
14	0,279 ab	1,62 a	0,024 a
21	0,231 ab	1,33 a	0,063 a
28	0,216 b	1,67 a	0,124 a
35	0,199 b	1,58 a	0,059 a
CV (%)	37,59	32,01	60,58
Pr	0,0001	0,1738	0,1774

*Médias seguidas por letras iguais na linha não diferem entre si pelo teste de Tukey ao nível de 5% de significância.

Tabela 3 Valores médios de produção total de leite e qualidade do leite de ovelhas provenientes de parto simples ou parto duplo, coeficiente de variação (CV) e probabilidade (Pr).

Tipo de parto	Produção	Qualidade do leite (%)			
	leite total (kg)	Proteína	Lactose	Gordura	Densidade
Simple	1,84	5,00	4,71	7,69	1032
Duplo	1,97	4,90	4,76	8,00	1032
CV (%)	22,32	3,36	11,83	14,21	0,17
Pr	0,4530	0,0941	0,1120	0,3594	0,0587

(P<0,05)

Os teores de proteína, lactose, gordura e densidade não sofreram influências (P>0,05) do tipo de parto (Tabela 3).

Os resultados observados estão próximos de Sakul & Boylan (1992), que avaliando a composição do leite de ovelhas de diversas raças, puras e sintéticas, obtiveram valores médios de 5,8, 4,8 e 6,0 respectivamente, para proteína, lactose e gordura. E também aos resultados de Hübner *et al.* (2007), que verificaram para ovelhas alimentadas com 34, 43 e

52% de FDN em suas teores de proteína 4,83, 4,89 e 4,56, respectivamente, teores de lactose 5,30, 5,27 e 5,22, respectivamente e densidade 1039, 1038 e 1037, respectivamente. Também os observados com Zeppenfeld *et al.* (2007) avaliando o teor de lactose do leite ovino, observaram valores de 4,74 e 4,56%.

As produções de leite aos 14 e 21 dias da lactação foram superiores (P<0,05) em relação aos 35 dias de lactação, mas não diferiram dos 7 e 28 dias (Tabela 4).

Esses resultados corroboram em parte aos descritos por Church (1984), que relata pico da lactação entre a 14 e 28 dias após o parto, por Roda *et al.* (1987) e Motta (2000) que observaram que aos 21 e 28 dias de lactação as ovelhas produziram maior quantidade de leite.

De acordo com Hübner *et al.* (2007), o estágio de lactação influencia no pico da lactação, sendo que para ovelhas alimentadas com 34, 43 e 52% de FDN o pico ocorreu aos 21, 14 e 7 dias de lactação, respectivamente, com média de produção de leite de 1,58, 1,67 e 1,39 kg dia⁻¹, respectivamente, valores inferiores ao deste estudo. Minola & Goyenechea, (1975) afirmam que a produção de leite aumenta até a quarta lactação, a partir da qual diminui.

Segundo Ploumi *et al.* (1998) a produção de leite diminui com o estágio da lactação. Podleskis *et al.* (2005) mostram que a produção de leite em ovelhas criando um ou dois cordeiros apresentaram um pico de produção entre 14 e 28 dias de lactação, com média de lactação de 1,75 e 1,53 kg dia⁻¹, respectivamente.

A composição do leite não variou em função do estágio de lactação (Tabela 4). Discordando de Hassan (1995), à medida que a produção de leite diminuía ao longo da lactação, os teores de gordura e sólidos totais aumentavam.

Há uma correlação negativa entre a produção e a gordura, portanto, quando as ovelhas produzem mais leite, a concentração de gordura diminui. Esta relação

é válida entre as raças de alta e baixa produção, bem como entre animais de maior ou menor produção de leite em um rebanho e, dentro de um mesmo animal, durante os diferentes estágios da lactação (Bencini & Pulina, 1997). Entretanto, neste estudo não foi verificado este efeito devido provavelmente as poucas semana de avaliação.

CONCLUSÃO

O ganho médio diário dos cordeiros de parto simples foi superior aos duplos, mas ambos tenderam diminuir com o avanço do estágio de lactação.

Ovelhas de parto simples e duplo apresentaram produção e composição de leite similar, porém ovelhas amamentando apenas um cordeiro possuem melhor condição corporal e ganho médio diário.

Não houve um pico definido de lactação, e a composição do leite não variou em função do estágio de lactação.

REFERÊNCIAS

- Brasil Ministério da Agricultura. 1973. Levantamento de Reconhecimento dos Solos do Estado do Rio Grande do Sul. Recife, Ministério da Agricultura, 430p. (Boletim Técnico).
- Bencini, R. and G. Pulina. 1997. The quality of sheep milk: a Review. *Wool Technology and Sheep Breeding*, 45: 182-220.

Tabela 4 Valores médios de produção total de leite e qualidade do leite de ovelhas em diferentes dias de lactação, coeficiente de variação (CV) e probabilidade (Pr).

Estádio de lactação (dias)	Produção leite total (kg)	Qualidade do leite (%)			
		Proteína	Lactose	Gordura	Densidade
7	1,96ab	4,78a	4,57a	8,33a	1032a
14	2,06a	4,91a	4,67a	7,22a	1033a
21	2,03a	4,89a	4,50a	8,39a	1031a
28	1,88ab	5,05a	4,70a	7,86a	1033a
35	1,60b	5,11a	4,85a	7,44a	1032a
CV (%)	22,17	3,45	4,32	12,17	0,16
Pr	0,0436	0,0980	0,0553	0,0730	0,6850

*Médias seguidas por letras iguais na linha não diferem entre si pelo teste de Tukey ao nível de 5% de significância.

- Campbell, A. G. 1966. Grazed pastures parameters: 1. Pasture dry matter production and availability in a stocking rate and grazing management experiment with dairy cows. *Journal of Agricultural Science*, 67 (2): 211-216.
- Gardner, A. L. 1986. Técnicas de pesquisa em pastagens e aplicabilidade de resultados em sistemas de produção. Brasília: IICA/EMPBRAPA-CNPGL, 197p. (IICA, Série Publicações Miscelâneas, 634p).
- Goering, H. K. and P. J. Van Soest 1970. Forage fiber analysis: apparatus reagents, procedures and some applications. Washington, D. C., *Agricultural Handbook*, 379p.
- Cardellino, R. A., Benson, M. E. 1994. Lactation curves of crossbred ewes as affected by rearing type and age of dam. *Journal of Animal Science*, Champaign. 72 (1): 307.
- Carneiro, R. M., C. C. Pires, L. Müller, C. J. Kippert, M. L. Costa, L. M. Colomé e E. K. Osmari. 2004. Ganho de peso e eficiência alimentar de cordeiros de parto simples e duplo desmamados aos 63 dias e não desmamados. *Revista Brasileira de Agrociência*, 10 (2): 227-230.
- Carvalho, S., C. C. Pires e J. R. R. Peres. 1999. Desempenho de cordeiros machos inteiros, machos castrados e fêmeas alimentados em confinamento. *Ciência Rural*, 29 (1): 129-133.
- Church, C. 1984. Alimentos y alimentacion del ganado. Montevideo: Hemisferio Sur - S.R.L.
- EMBRAPA. 1999. Sistema brasileiro de classificação de solos. Brasília: Embrapa. 412p.
- Faria, H.V. 1997. Desenvolvimento ponderal e produção de carne em cordeiros da raça Corriedale em diferentes idades de abate. Pelotas, RS. Universidade Federal de Pelotas - UFPel, Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Pelotas. 82p.
- Godfrey, R.W., M. L. Gray and J. R. Collins. 1997. Lamb growth and milk production of hair and wool sheep in a semi-arid tropical environment. *Small Ruminant Research*, 24: 77-83.
- Huebner, J., R. L. Wehling and R. W. Hutkins. 2007. Functional activity of commercial prebiotics. *Int. Dairy J.* 17:770-775.
- Furtado, L. 1999. Crescimento, composição corporal e exigências nutricionais de cordeiros abatidos com diferentes pesos. Santa Maria, Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Santa Maria. 65p.
- Lewis, J. M., T. J. Klopfenstein, R. A. Stock and M. K. Nielsen. 1990. Evaluation of intensive vs. extensive systems of beef production and the effect of level of beef cow milk production on postweaning performance. *Journal of Animal Science*, 68: 2517-2524.
- Minola, G. e J. Goyenechea. 1975. Praderas & lanares: produção em alto nível. Montevideo: HEMISFERIO SUR, 365p.
- Motta, O. S., C. C. Pires, J.H.S Silva, G. T. Rosa, M. Fulber e A. G. Garcia. 2000. Produção de leite das ovelhas e suas correlações com ganho de peso dos cordeiros. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 37., 2000, Viçosa, MG. Anais. Viçosa: SBZ. 107p.
- Moreno, J. A. 1961. Clima do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, Secretaria da Agricultura.
- Muniz, E. N., C. C. Pires, J. H. S. Silva, C. O. Rodrigues, A. C. Zborowski e M. F. Borba, 1997. Efeito do número de cordeiros por parto e do sexo do cordeiro no crescimento ponderal. 34º Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Zootecnia, Anais, Juiz de Fora – MG. pp 266-268.
- Neres, M. A., A. L. G. Monteiro, C. A. Garcia, C. Costa, M. B. Arrigoni e G. J. M. Rosa. 2001. Forma física da ração e pesos de abate nas características de carcaça de cordeiros em creep feeding. *Revista Brasileira de Zootecnia*, Viçosa, 30 (3): 948-954.
- Peeters, R., N. Buys, L. Robijns, D. Vanmontfort and J. V. Isterdael. 1992. Milk yield and milk composition of Flemish Milkshope, Suffolk and Texel ewes and their crossbreds. *Small Ruminant Research*, 7: 279-288.
- Ploumi, K., S. Belibasaki and G. Triantaphyllidis. 1998. Some factors affecting daily milk yield

- and composition in a flock of chios ewes *Small Rumin. Res.* 28:89-92.
- Podleskis, M. R., E. L. A. Ribeiro, M. A. Rocha, L. D. F. Silva, I. Y. Mizubuti, R. M. Mori, D. Otavio e L. Ferreira. 2005. Casimiro, T.R. Produção de leite de ovelhas Hampshire Down e Ile de France até os 84 dias de lactação Semina: Ciências Agrárias, Londrina. 26 (1): 117-124.
- Pires, C. C., L. F. Silva, F. E. Schlick, G. Biscaino e R. M. Carneiro, 2000. Cria e Terminação de Cordeiros Confinados. *Ciência Rural*, Santa Maria. 30 (5): 875-880.
- Ramsey, W. S., P. G. Hatfield, J. D. Wallace and G. M. Southward. 1994. Relationships among ewe milk production and ewe and lamb forage intake in Targhee ewes nursing single or twin lambs. *Journal of Animal Science*, Champaign. 72(4):811-816.
- Roda, D. S., L. Santos, A. A. D. Oliveria. 1987. Performance of lambs with different periods of suckling and feed supplementation. *Boletim de Industria Animal*, 41: 85-101.
- Russel, A. J. F., J. M. Doney and R. G. Gunn. 1969. Subjective assessment of body fat in live sheep. *The Journal of Agricultural Science*, 72:451-454.
- Sakul, H.; W. J. Boylan. 1992. Evaluation of U.S. sheep breeds for milk production and milk composition. *Small Ruminant Research*, 7: 195-201.
- Siqueira, E. R. 1999. Confinamento de cordeiros. In: Simpósio Paulista de Ovinocultura e Encontro Internacional Ovinocultores, Botucatu. Anais. Botucatu: [s.n.], 5p
- Souza, A. C. K. O., M. T. M. Osório, J. C. S. Osório, N. M. Oliveira, C. M. S. Vaz, M. Souza e G. F. Corrêa. 2005. Produção, composição química e características físicas do leite de ovinos da raça Corriedale. *Revista Brasileira de Agrociência*, 11 (1): 73-77.
- Snowder, G. D. and H. A. Glimp. 1991. Influence of breed, number of suckling lambs, and stage of lactation on ewe milk production and lamb growth under range conditions. *Journal of Animal Science*, Champaign, 69 (3): 923- 930.
- Susin, I., S. C. Loerch and K. E. McClure. 1996. Effects of feeding a high-grain diet at a restricted intake on lactation performance and rebreeding of ewes. *Journal of Animal Science*, 73 (11): 3199-3205.
- Tilley, J. M. A. and R. A. Terry. 1963. A two-stage technique for the in vitro digestion of forage crops. *J. British Grassland Soc.* 18: 104-11.
- Zeppenfeld, C. C., C.C. Pires e A. R. Cardoso. 2002. Produção de leite e consumo de ovelhas e borregas com primeira cria aos doze meses e ganho de peso dos filhos. In: Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Zootecnia. 39, 2002, Recife, PE. Anais... Recife: SBZ, 2002. CD-ROM.
- Zeppenfeld, C. C. 2003. Produção e composição do leite ovino e desempenho das cordeiras durante a lactação e ao desmame. Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Santa Maria, 66 p.
- Zeppenfeld, C. C., C. C. Pires, L. Muller, M. Alves da Cunha, S. Cavalho e A. Bandeira. 2007. Produção e composição do leite ovino durante as sete primeiras semanas de lactação. *Zoot. Trop.* 25 (2): pp. 77 - 81.

Estudio comparativo de las pruebas de Rosa de Bengala y Elisa competitivo para el diagnóstico de brucelosis en rebaños doble propósito del estado Lara, Venezuela

Jesús Maldonado¹, Andrés Kowalski¹, Manuel Milla², Omar Verde³,
Jesús Alvarado¹, Alexi Rodríguez¹, Carmen Villasmil¹, Germán Portillo⁴

¹Universidad Centroccidental “Lisandro Alvarado”, Laboratorio de Diagnóstico Molecular – Laboratorio de Embriología y Endocrinología Molecular, Núcleo Tarabana, Cabudare, estado Lara, Venezuela.

² Instituto Universitario de Tecnología del Yaracuy, San Felipe, estado Yaracuy, Venezuela.

³ Centro de Investigaciones del Estado para la Producción Experimental Agroindustrial, San Felipe, estado Yaracuy, Venezuela.

⁴ Universidad del Zulia, Facultad de Ciencias Veterinarias, Maracaibo, estado Zulia, Venezuela. Correo electrónico: jesusmaldonado@ucla.edu.ve

RESUMEN

La brucelosis es una zoonosis que afecta negativamente los rebaños lecheros en América Latina. El hombre, fundamentalmente se infecta con la bacteria *Brucella abortus* por la ingesta de productos lácteos no pasteurizados. En Venezuela la mayor parte de la producción láctea se obtiene con animales mestizos doble propósito, generalmente criados bajo condiciones sanitarias deficientes. Una fracción importante de esta leche es trasformada en quesos frescos para la alimentación humana. En el país la prueba tamiz oficial es la de Rosa de Bengala (RBT), mientras que el ELISA competitivo (cELISA) se considera como prueba confirmatoria definitiva. Se realizó un estudio para conocer el estatus de la Brucelosis en el estado Lara–Venezuela, donde inicialmente se hicieron pruebas del Anillo de Leche (PAL) a 276 Unidades de Producción (UP), encontrándose que el 30% eran positivas. Posteriormente, se sometieron sueros sanguíneos de 13.351 bovinos de ambos sexos y de todos los grupos etáreos mayores de seis meses, de 83 UP positivas a la PAL, a las técnicas de RBT y cELISA. El índice de positividad fue de 0,51% con RBT y 7,33% con cELISA. Ambas pruebas indican que el estado Lara tiene bajo índice de positividad. Sin embargo, la sensibilidad relativa de la prueba de RBT resultó muy baja (6,44%), al compararla con la obtenida por cELISA. Esta baja sensibilidad se traduce en un alto número de falsos negativos que no son eliminados de los rebaños y que constituyen una fuente constante de infección para los otros animales y el hombre.

Palabras clave: Brucelosis, Zoonosis, Rosa de Bengala, ELISA competitivo, índice de positividad, sensibilidad relativa.

Comparative study of rose bengal and competitive elisa tests for brucellosis in dual purpose herds in Lara State, Venezuela

ABSTRACT

Brucellosis is a zoonotic disease that negatively affects milk production in Latin America. Infections with *Brucella abortus* bacteria observed in human populations are fundamentally caused by ingestion of non-pasteurized milk by-products. In Venezuela, most of the milk production is obtained from crossbred dual purpose herds, which are generally under deficient sanitary conditions. A significant amount of milk produced is used for production of non-pasteurized cheese for human consumption. In Venezuela, the official screening test for brucellosis is Rose Bengal test (RBT), leaving competitive ELISA test (cELISA) to only definitively confirm results obtained from

RBT. A trial was performed to assess the status of brucellosis in Lara state, Venezuela. Initially, milk ring tests were performed in 276 farms, with 30% of them testing positive. Serum samples were collected from all animals of farms that tested positive to ring test. A total of 13.351 serum samples were collected and tested with both RBT and cELISA assays. Positive index observed with RBT was lower when compared to cELISA (0.51% vs 7.33%, respectively). Furthermore, both tests confirm that positive index in Lara state is very low. However, relative sensitivity observed in RBT is very low when compared to cELISA (6.44%). This low sensitivity could result in a high number of false negative animals that, consequently, will not be eliminated from the herds. Thus, this would constitute a constant source of infection to other animals and people.

Key words: Brucellosis, Zoonotic disease, Rose Bengal Test, competitive ELISA, positive index, relative sensitivity.

INTRODUCCIÓN

La brucelosis es una patología de amplia distribución a nivel mundial que constituye un importante problema de salud pública, con altas tasas de prevalencia en muchos países tropicales, constituyendo una de las principales zoonosis y provocando cuantiosas pérdidas económicas en la ganadería (Contreras, 2009; D' Pool *et al.*, 2004; Radostits *et al.*, 1999). En Venezuela, la especie más importante es *Brucella abortus* Biovar 1, que afecta fundamentalmente al bovino, pero que también puede infectar a otros mamíferos susceptibles incluyendo al hombre (D' Pool *et al.*, 2004). La patología cursa con tasas variables de aborto, retención placentaria e infertilidad, así como disminución en la producción láctea. Además, la brucelosis limita la movilización y comercialización del ganado, con las consiguientes pérdidas económicas para los productores y el país (D' Pool *et al.*, 2004; Nielsen, 2002; OIE, 2000).

Como parte integral en los programas de control y erradicación de esta enfermedad, el diagnóstico de la brucelosis debería ser realizado mediante un método específico, sensible y que detecte todas las fases de la infección. No obstante, una metodología que cumpla con todos los requisitos aún no está disponible (OPS, 2001), aunque actualmente existen opciones diagnósticas que pueden optimizar el manejo de la enfermedad. Está demostrado que las pruebas de aglutinación (Card test, Rápida en Placa, Prueba Lenta en Tubo) son inferiores a las pruebas inmunoenzimáticas (Contreras, 2009; Mc Guiven *et al.*, 2003; Nielsen, 2002; OIE, 2000; Radostits *et al.*, 1999).

En Venezuela la campaña de control y erradicación de la brucelosis bovina está normada en la Resolución 127 del MAT del 2003. Según ésta, el diagnóstico de campo se realiza por medio de la prueba de

Rosa de Bengala (RBT), quedando como pruebas confirmatorias definitivas: el cELISA, Aglutinación Lenta en Tubo (LT), 2 – Mercaptoetanol (2-M) y FC.

A pesar que la prueba de cELISA en Venezuela está legalmente contemplada como confirmatoria definitiva, aún no se ha reportado ningún estudio para determinar el punto de corte a partir de muestras locales, sobre todo asumiendo que en Venezuela no existe ningún área oficialmente libre de brucelosis. Al respecto Greiner *et al.* (1994), reportan que en el serodiagnóstico de enfermedades infecciosas en países tropicales, los puntos de corte usados son generalmente establecidos en base a sueros obtenidos de animales de países de clima templado, e indican que con el uso de análisis de "Cluster" la data obtenida bajo condiciones tropicales puede ser agrupada de tal manera que permita una estimación de la seroprevalencia cuando los sueros de control negativo no estén disponibles.

Entre tanto, Vargas (2003), menciona que en los informes del programa de control y erradicación de la brucelosis en el periodo 1989 – 2001 los índices de positividad (IP) se ubicaron entre 0,67 y 1,15%. No obstante, algunos trabajos de investigación muestran evidencia experimental que ameritan una revisión más profunda. En este sentido, D' Pool *et al.* (2004), encontraron en el estado Zulia una tasa media de infección de 9,1% utilizando la prueba de cELISA, así mismo Contreras (2009), reseña que otros investigadores han obtenido resultados equiparables o más altos en otras regiones del país. Al analizar estos datos Vargas (2003), tomando en cuenta todos los resultados sobre el estatus real de la brucelosis en Venezuela, concluye que aún no se han realizado suficientes estudios para dilucidar esta problemática.

Para contribuir al conocimiento de esta importante zoonosis, se realizó un estudio con el fin de conocer

el estatus de la brucelosis bovina en el estado Lara, al comparar el comportamiento de RBT y la prueba de cELISA, asumiendo un punto de corte basado en datos obtenidos a partir de sueros locales.

MATERIALES Y MÉTODOS

Material biológico y localidades

Se realizó la prueba del Anillo de Leche (PAL) a rebaños de ganadería bovina doble propósito de 276 Unidades de Producción (UP) del estado Lara. En base a los resultados de la prueba PAL (UP positivas en leche) se tomaron muestras de sangre completa en tubos al vacío sin anticoagulante (Vacutainer®) con agujas desechables (Vacutainer®) a un total de 13.351 bovinos con edades superiores a 6 meses en 83 UP ubicadas en los municipios Andrés Eloy Blanco, Creso, Iribarren, Jiménez, Morán, Simón Planas, Torres y Urdaneta del estado Lara, entre los meses de agosto 2006 y agosto del 2007. Los sueros de las muestras colectadas fueron alicuotados en tubos de 2 mL con tapa de rosca y se almacenaron a -20°C hasta su procesamiento en el laboratorio.

Pruebas y reactivos empleados

Para las pruebas de RBT y PAL se siguieron las recomendaciones establecidas por la OIE usando los antígenos fabricados por la Fundación para el Desarrollo de la Ciencia y Tecnología Agrícola del Instituto Nacional de Investigaciones Agrícolas (FUNDAGRI – INIA), Maracay, Venezuela.

Las pruebas de cELISA se realizaron con un estuche comercial (*Brucella-AB C-ELISA SVANOVIR*® Svanova Veterinary Diagnostics, Uppsala, Suecia), siguiendo las recomendaciones del fabricante. Las Densidades Ópticas de las muestras analizadas fueron registradas por un lector de ELISA (*μ Quant*™ *Microplate Spectrophotometer*, BioTek Instruments, Inc., Winooski, Vermont, USA) usando el Software KC Junior (*KCJunior*™ *Data Analysis Software*, BioTek Instruments, Inc., Winooski, Vermont, USA). Los Porcentajes de Inhibición (% I) fueron calculados en la hoja de cálculo Excel 2003.

Análisis estadístico para la determinación del punto de corte utilizando los datos obtenidos durante el estudio

Se siguió la metodología recomendada por la OIE (2006), para establecer los principios de validación de

ensayos diagnósticos para enfermedades infecciosas. Al respecto, como se utilizó un estuche comercial previamente validado bajo otras condiciones y aceptado por la OIE como una alternativa para el diagnóstico de esta enfermedad, el proceso de validación se centró en la determinación de sensibilidad y especificidad analítica del estuche bajo las condiciones del estudio. En este sentido, se siguió el procedimiento establecido para una población animal con estatus desconocido. Así, del total de observaciones del % I se seleccionaron dos grupos (N° 1 y N° 2), utilizando como técnica el análisis de *cluster*, el cual tiene como idea básica agrupar un conjunto de observaciones en un número dado de grupos y este agrupamiento se basa en criterios de distancia o similitud entre las observaciones (Everit, 1995). A estos grupos se les determinó un intervalo de confianza del 95% y con el propósito de minimizar el efecto de los valores extremos en la media, se procedió a eliminar las observaciones por debajo del primer cuartil del grupo N° 1 y las observaciones superiores al tercer cuartil del grupo N° 2 y se repitió el procedimiento antes mencionado (Olsen *et al.*, 1996). Luego, se escogieron las observaciones comprendidas entre el tercer cuartil del grupo N°1 y el primer cuartil del grupo N° 2 y se calculó la media, desviación y el correspondiente intervalo de confianza, obteniendo así un referencial adecuado como umbral de corte. Los datos fueron procesados utilizando el Statistical Software Minitab for Windows, versión 14, realizándose el análisis multivariado de cluster, el cálculo de los estadísticos descriptivos y la determinación de los intervalos de confianza.

Con la data obtenida, se procedió a construir una curva ROC (*Receiver Operating Characteristic* por sus siglas en inglés) y a calcular valores de sensibilidad y especificidad utilizando el software MatLab, versión 7.0 (*MATLAB*®.The MathWorks, Inc., Natick, Massachussets, USA). Aplicando los procedimientos señalados se obtienen estimaciones de los verdaderos valores de sensibilidad y especificidad para una población teórica, de la que se asume que el grupo de muestras estudiado constituye una muestra aleatoria. Por tanto, un tratamiento estadístico correcto de cantidades como las calculadas por estos métodos exigió incluir medidas de su precisión como estimadores y, mejor aún, utilizarlas para construir intervalos de confianza para los verdaderos valores de sensibilidad y especificidad.

Análisis comparativo de pruebas diagnósticas

Se determinó la sensibilidad de la técnica de RBT en comparación con cELISA mediante la fórmula descrita por Malorny *et al.* (2003). El porcentaje de sensibilidad relativa $SR = 100 \times (\text{concordancia de positivos con la prueba de referencia internacional cELISA y RBT}) / (\text{concordancia de positivos con la prueba de referencia internacional cELISA y RBT}) + (\text{falsos negativos por RBT})$. El porcentaje de especificidad relativa $ER = 100 \times (\text{concordancia de negativos con la prueba de referencia internacional cELISA y RBT}) / (\text{concordancia de negativos con la prueba de referencia internacional cELISA y RBT}) + (\text{falsos positivos por RBT})$. Para representar los datos de estimación de la sensibilidad y especificidad de RBT se utilizó la tabla de contingencia descrita por Burkhard *et al.* (2002). Por conveniencia, se representan a los cuadrantes de la matriz con dos signos y una letra, donde el primer signo corresponde a la prueba de referencia. El cuadrante (a) es [(+)(+)] y representa el número de muestras con concordancia positiva; el cuadrante (b) es [(-)(+)] y representa falsos negativos por RBT; el cuadrante (c) es [(+)(-)] y representa falsos positivos por RBT y el cuadrante (d) es [(-)(-)] y representa concordancia negativa entre las dos técnicas. Los cuadrantes (a) y (d) de la matriz

representan el número de muestras donde hubo coincidencia positiva o negativa en los resultados.

De este modo, la especificidad es la relación porcentual entre concordancias negativas y la sumatoria de la concordancia negativa y los falsos positivos $[(d)/(d+c) \times 100]$, también denominada predictibilidad negativa, que es el cociente de concordancia negativa y resultados negativos totales por prueba estándar.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Análisis estadístico para la determinación del punto de corte para cELISA utilizando los datos obtenidos durante el estudio

Como en este caso particular no existían sueros de referencia con el verdadero estatus de la enfermedad, ni se dispone en Venezuela de “Áreas Libres de Brucelosis”, se utilizó el modelo establecido en caso de ausencia de prueba de oro o *Gold Standard* (Greiner *et al.*, 1994; OIE 2006). De esta manera, las 13.306 observaciones de % I fueron asignadas a dos grupos (N° 1 y N° 2), siguiendo lo establecido para un análisis de *cluster*. A estos dos grupos se les calculó un intervalo de confianza de 95% obteniéndose los resultados que se presentan en las Figuras 1 y 2 y en la Cuadro 1.

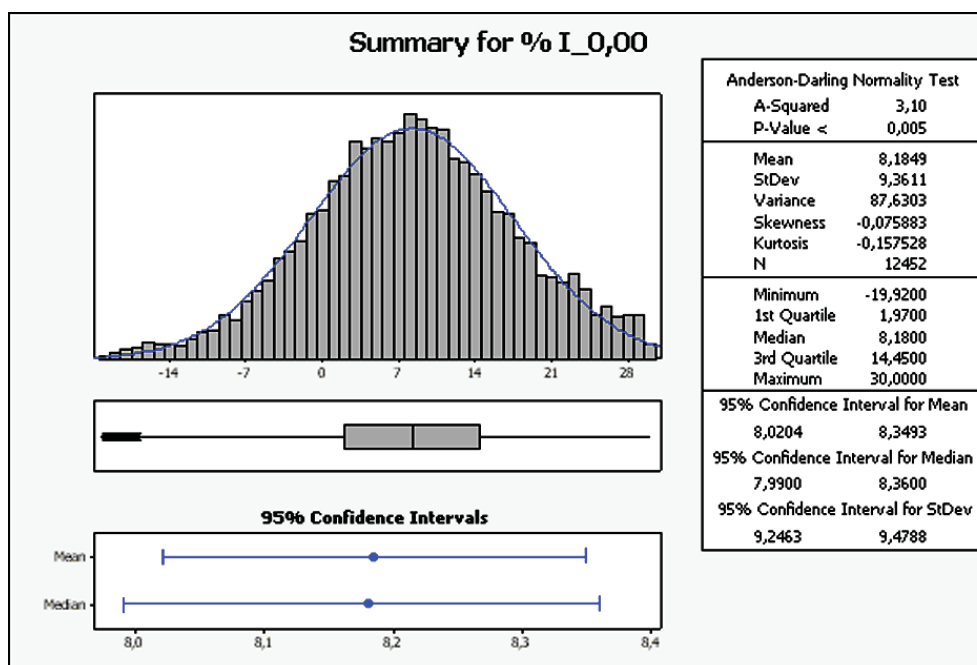


Figura 1. Intervalos de confianza del 95% para el grupo 1, generados a partir del total de observaciones (13.306 observaciones).

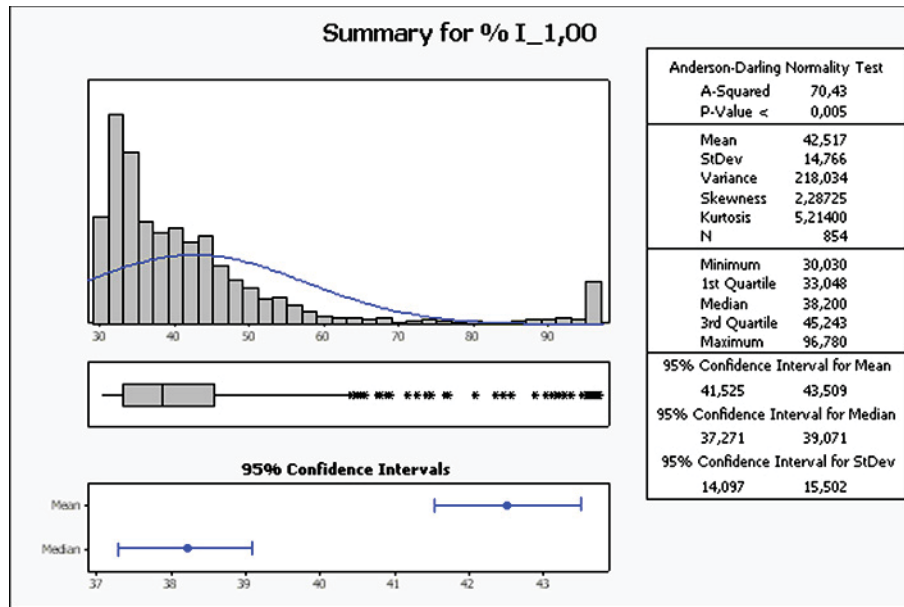


Figura 2. Intervalos de confianza del 95% para el grupo 2, generados a partir del total de observaciones (13.306 observaciones).

Cuadro 1. Intervalos de confianza del 95% para los grupos 1 y 2, generados a partir del total de observaciones (13.306 observaciones).

Grupo	N	Media	Desviación	Límite inferior (L_i)	Límite superior (L_s)
1	12452	8.1849	9.3611	8.0204	8.3493
2	854	42.517	14.766	41.525	43.509

Debido a que la media, como medida de tendencia central, es afectada por la presencia de valores extremos, se procedió a eliminar de la matriz de información las observaciones por debajo del primer cuartil del grupo N° 1 y las observaciones superiores al tercer cuartil del grupo N° 2. En este sentido, se trabajó con 11.107 observaciones, de las cuales nuevamente se generaron dos grupos utilizando el análisis de *cluster* antes mencionado y se les determinó un intervalo de confianza de 95%, arrojando los siguientes resultados (Figuras 3 - 4 y la Cuadro 2).

Es conveniente resaltar que estos grupos obtenidos presentan menor variabilidad que los anteriores y que entre el tercer cuartil del grupo N° 1 y el primer cuartil del grupo N° 2 se encuentran 457 observaciones,

las cuales al ser procesadas dieron los resultados observados en la Figura 5 y la Cuadro 3.

Este grupo posee, de acuerdo a la prueba de Anderson-Darling, ($A\text{-Squared} = 35.34$; $P\text{-Value} < 0.005$), una distribución tendiente a la normal con una media de 29.738 que es aproximadamente igual a la mediana de 29.850, aspecto que conduce a pensar que el valor de $29.738 \approx 28 - 30$ es una buena referencia como umbral o punto de corte.

Con los datos obtenidos a partir del análisis de *cluster* se realizó una curva ROC (Figura 6).

En la curva, cada punto corresponde a un par de valores teóricos de sensibilidad y el complemento de especificidad para un respectivo valor de punto de corte.

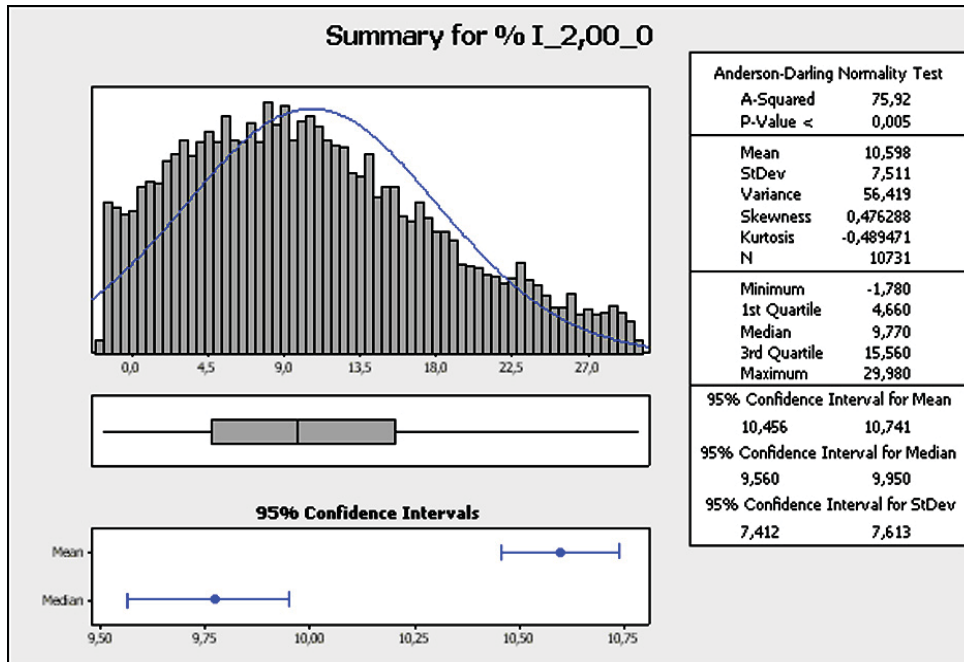


Figura 3. Intervalos de confianza del 95% para el grupo 1, generado a partir de las observaciones por debajo del primer cuartil del grupo N° 1 y las observaciones superiores al tercer cuartil del grupo N° 2 (11.107 observaciones).

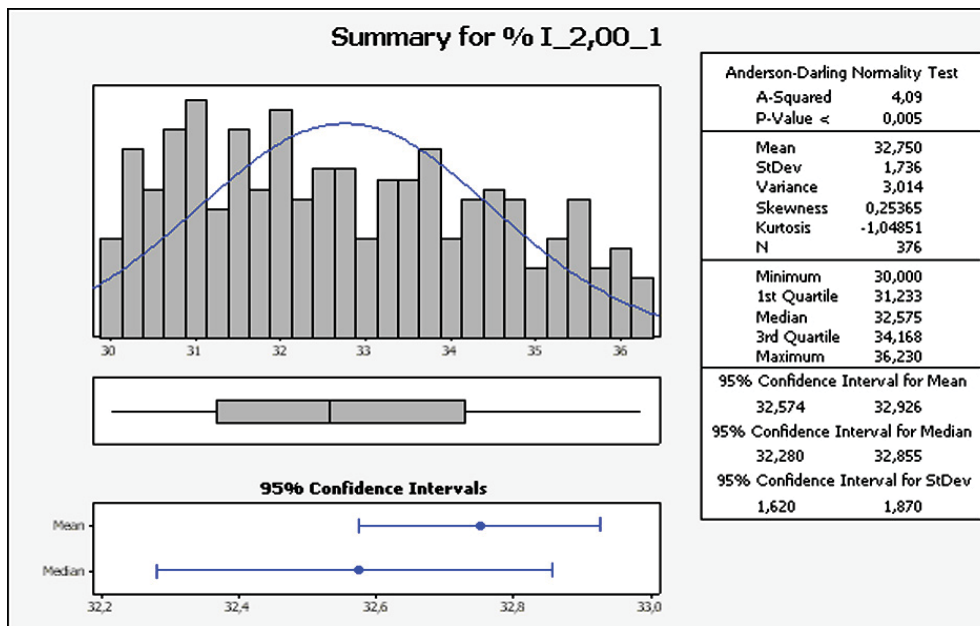


Figura 4. Intervalos de confianza del 95 % para el grupo 2, generado a partir de las observaciones superiores al primer cuartil del grupo N° 1 y las observaciones inferiores al tercer cuartil del grupo N° 2 (11.107 observaciones).

Cuadro 2. Intervalos de confianza del 95% para los grupos generados a partir de las observaciones superiores al primer cuartil del grupo N° 1 y las observaciones inferiores al tercer cuartil del grupo N° 2 (11.107 observaciones).

Grupo	N	Media	Desviación	Límite inferior (L_i)	Límite superior (L_s)
1	10731	10.598	7.511	10.456	10.741
2	376	32.750	1.736	32.574	32.956

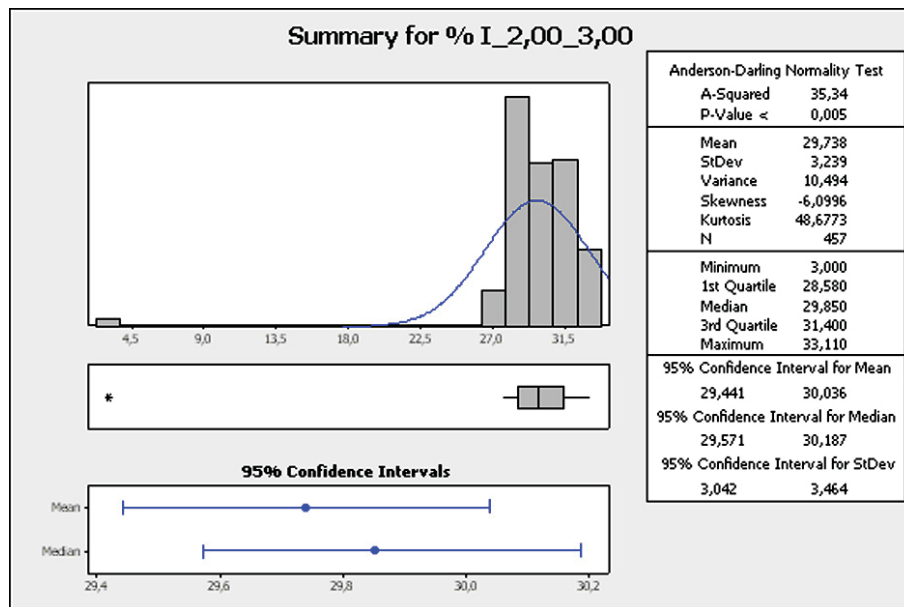


Figura 5. Intervalo de confianza del 95% para el grupo comprendido entre el tercer cuartil del grupo N° 1 y el primer cuartil del grupo N° 2 (457 observaciones).

Cuadro 3. Intervalo de confianza del 95% para el grupo comprendido entre el tercer cuartil del grupo N° 1 y el primer cuartil del grupo N° 2 (457 observaciones).

Grupo	N	Media	Desviación	Límite inferior (L_i)	Límite superior (L_s)
1	457	29.738	3.329	29.441	30.036

El punto de corte se barrió en un rango de -100 a 100 y por cada punto se evaluó la función de distribución acumulativa de dos poblaciones teóricas normales con los valores de media y desviación estándar indicados en la Cuadro 2. Como se puede observar en la Figura 6, los puntos correspondientes a los distintos valores de punto de corte (20, 25, 30, 35 y 40% de Inhibición), muestran una disminución de la sensibilidad y especificidad a medida que se incrementa el valor del punto de corte. A medida que disminuye el valor del punto de corte se pierde especificidad, aunque la sensibilidad se mantiene con muy poca variación. Los resultados de la curva ROC (Figura 6) obtenida a partir de la data agrupada por el análisis de *cluster*, muestran que un valor de 30% de Inhibición es un buen Punto de Corte para la data analizada con una Sensibilidad de 96, 34% y una especificidad de 99, 51%.

Análisis comparativo de pruebas para el diagnóstico de brucelosis.

La PAL fue realizada en 276 UP del estado Lara, de los cuales el 30%, es decir, 83 resultaron positivas

y por lo tanto se procedió a tomar 13.351 muestras de suero de todos los bovinos mayores de cuatro meses encontrados en 119 UP que presentaron esta condición. Del total de muestras analizadas, 979 fueron positivas por cELISA (Punto de corte 28,6%), mientras que sólo 68 reaccionaron a la prueba de RBT. De esta manera, la prueba de RBT permitió detectar un 0,51% de muestras positivas a diferencia de cELISA que detectó un 7,33% (Cuadro 4).

De esta manera, existió concordancia positiva en sólo 63 muestras entre cELISA y RBT; sin embargo, 916 resultaron positivas a cELISA y negativas a RBT (Tabla 2). Por otro lado, cinco muestras fueron positivas a RBT y negativas a cELISA y 12.367 muestras fueron negativas en ambas técnicas (Cuadro 5). Como se explicó anteriormente, la SR es la relación porcentual de concordancia positiva entre muestras del cuadrante (a) y la sumatoria del cuadrante (a) y (b). Expresado de otra forma, la sensibilidad es un indicador de predictibilidad positiva (congruencia positiva/total de resultados positivos por prueba estándar) $[(a)/(a+b)] \times 100$. De este modo, la SR de

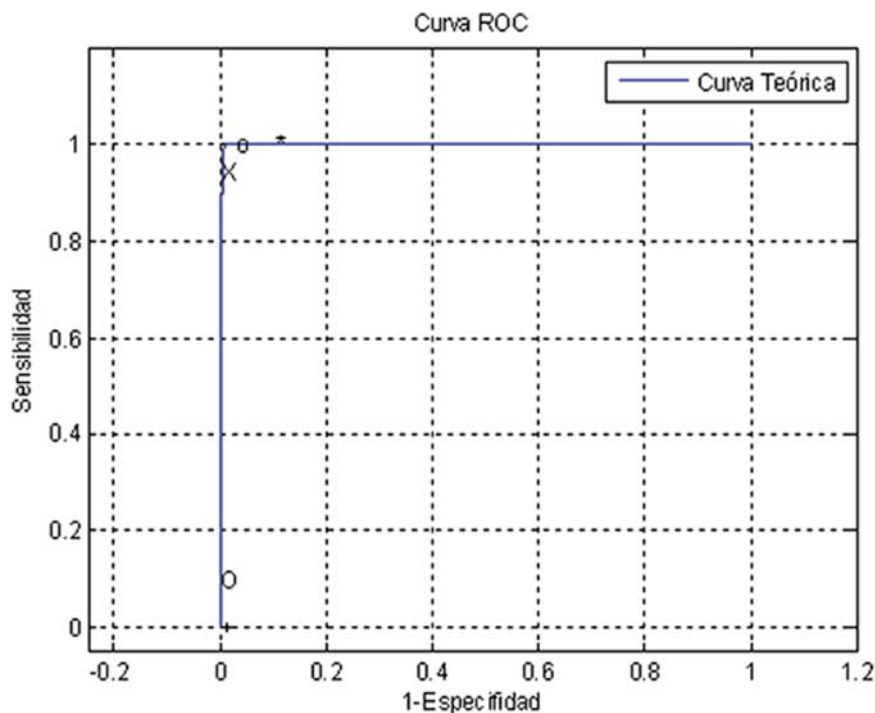


Figura 6. Curva ROC teórica basada en el análisis de cluster, tomando en cuenta diferentes valores de inhibición correspondientes a cinco puntos de corte teóricos. *punto de corte = 20% de inhibición, o punto de corte = 25% de inhibición, x punto de corte = 30% de inhibición, o punto de corte = 35% de inhibición, + punto de corte = 40% de inhibición.

Cuadro 4. Resultados positivos o reactivos y negativos detectados por cELISA y RBT en 13.352 muestras de suero analizadas en bovinos.

Resultado	Prueba	
	cELISA	RBT
Positivos	979 (7,33%)	68 (0,51%)
Negativos	12.373 (92,67%)	13.283 (99,49%)

Cuadro 5. Contingencia de regulación de 2 columnas por dos renglones para la comparación de cELISA y RBT en suero de bovinos.

RBT	cELISA	
	Positivos	Negativos
Positivos	a (63)	c (5)
Negativos	b (916)	d (12.367)

a: Positivo cELISA y Positivo RBT. b: Positivo cELISA y Negativo RBT. c: Negativo cELISA y Positivo RBT. d: Negativo cELISA y Negativo RBT.

la prueba de RBT (comparada con cELISA) resulta en un valor de 6,91%. Esto implica que, asumiendo que la prueba de cELISA, que es referencia aceptada internacionalmente y que además está definida como confirmatoria definitiva por la legislación venezolana (Gaceta Oficial Resolución N° 127, 2003; OIE, 2000), es confiable al 100%, sólo en el 6,44% de los casos la prueba RBT coincidiría en predicciones positivas.

La ER de la prueba de RBT comparada con la cELISA derivada de los datos presentados en la tabla V, es del 99,96%. El muy alto porcentaje de ER observado en RBT se debe al elevado número de concordancia negativa (12.497 muestras) detectadas por ambas técnicas.

El uso de cELISA como prueba tamiz u operativa de despistaje está recomendado por autores y organismos de salud internacional (Gall *et al.*, 1998; OIE, 2000; Radostits *et al.*, 1999). En este sentido, Gall *et al.* (1998), en un ensayo realizado en cuatro países de América Latina, concluyeron que el uso

de esta prueba para el tamizaje constituiría una gran ventaja en los programas de control y erradicación de la enfermedad, debido a que al minimizar el número de ensayos implementados y el total de horas-hombre invertidas para los análisis, impacta positivamente en los costos de los programas de control y erradicación de la enfermedad, al mismo tiempo que permite el procesamiento de grandes cantidades de muestras en muy poco tiempo bajo condiciones altamente estandarizadas.

Como se acotó anteriormente, en Venezuela se han realizado una serie de trabajos donde la prueba de tamizado es la de RBT y con la sola excepción del ensayo reportado por D'Pool *et al.*, (2004), la prueba de cELISA no ha sido incluida en los estudios publicados hasta el momento; por lo tanto, es inestimable la cantidad de falsos negativos que no fueron sometidos a pruebas confirmatorias. Además, la mayoría de las muestras de animales reactivos fueron confirmadas con técnicas que según la OIE (2000) no son válidas para el comercio internacional e incluso para la

Prueba Lenta en Tubo (LT), Nielsen *et al.* (2002) llegó a recomendar su desuso definitivo debido a sus deficiencias en sensibilidad y especificidad. Por otro lado Radostits *et al.* (1999), señalan que la sensibilidad de la 2-M es de 59,9%, lo que puede indicar que un importante número de animales infectados no son eliminados del rebaño y pueden constituirse en fuente permanente de infección dentro del rebaño y para las personas.

Cabe resaltar, que en la resolución 127 del MAT de septiembre del 2003, se consideren iguales pruebas con comportamiento tan disímil como LT y cELISA, e incluso FC contra cELISA. Estas diferencias en comportamiento están ampliamente reportadas por McGiven *et al.* (2003), quienes indican que las pruebas de aglutinación pueden considerarse menos sensibles y específicas que FC, cELISA, ELISA indirecto y Fluorescencia Polarizada, al mismo tiempo que de estas últimas, FC es la que mostró el peor comportamiento diagnóstico. En este sentido, las técnicas de ELISA para el diagnóstico de Brucelosis pueden identificar títulos de anticuerpos significativamente más bajos de los que pueden detectar otras pruebas como RBT, LT o FC (D'Pool *et al.*, 2004; McGiven *et al.*, 2003; Nielsen *et al.*, 2002).

Los resultados encontrados en este estudio son muy similares a los reportados por D'Pool *et al.* (2004), donde la prevalencia oficial del municipio La Cañada de Urdaneta era de 0,20% mientras que con la prueba de cELISA se pudo estimar en 9,1%.

CONCLUSIONES

Bajo las condiciones encontradas en el área de estudio, en la mayoría de las UP que resultaron positivas a la prueba en leche para brucelosis PAL, la prueba oficial de campo RBT usada como tamiz, no pudo detectar animales reactores, razón por la cual no se remiten muestras a laboratorios de diagnóstico para realizar las pruebas confirmatorias y de esta manera se deja un importante número de animales afectados dentro de los rebaños. Esos animales sirven como fuente de infección tanto a animales como a seres humanos y afectan los niveles reproductivos y productivos de las UP.

El modelo matemático empleado siguiendo metodologías propuestas por la OIE (2006), permitió comprobar que el punto de corte de 30% de Inhibición del estuche comercial utilizado, era aplicable para esta

población de animales donde el verdadero estatus de la Brucelosis era desconocido.

La implementación de pruebas altamente sensibles, específicas, fáciles de realizar y estandarizadas como la cELISA detecta animales positivos de las UP que también tenían pruebas de leche PAL positivas. Una vez que estos animales son eliminados del rebaño, la prueba de vigilancia PAL se hizo negativa en las UP analizadas. Al eliminar estos animales positivos por cELISA de rebaños positivos a la PAL se contribuye a eliminar fuentes de infección dentro del rebaño y se impacta positivamente en la salud pública, reproducción y producción de las UP.

AGRADECIMIENTOS

Al Instituto Nacional de Salud Agrícola Integral (INSAI) por la colaboración, oportunas sugerencias y asesorías prestadas.

Al Convenio Universidad Centroccidental Lisandro Alvarado (UCLA) - Fundación de Capacitación e Innovación para el desarrollo rural (CIARA) - Gobernación del estado Lara.

A los productores adscritos al Programa Integral de Desarrollo Lechero (PIDEL) por el apoyo y la confianza recibida.

A la Fundación Nacional para el Desarrollo de la Ciencia y la Tecnología (NADBIO) y PIDEL por el financiamiento parcial de los ensayos.

LITERATURA CITADA

- Burkhard, M., J. Joorfar, C. Bunge and R. Helmuth. 2002. Multicenter Validation of the Analytical Accuracy of Salmonella PCR: towards an International Standard. *Applied and Environmental Microbiology*. 69: 290-296.
- Contreras, J. A. 2009. Brucelosis en Enfermedades de los Bovinos, Diagnóstico, Tratamiento y Control. Tercera Edición. Barquisimeto, Venezuela. pp. 555-601.
- D' Pool, G., S. Rivera, T. Torres, M. Pérez, A. García, O. Castejón, N. Rojas. 2004. Prevalencia de Brucelosis Bovina mediante ELISA Competitivo en el municipio La Cañada de Urdaneta, estado Zulia, Venezuela. *Revista Científica, FCV-LUZ*. 14: 168 – 176.

- Everitt, B. 1995. Commentary: Classification and cluster analysis. *BMJ*. 311: 535-586.
- Gaceta Oficial de la República Bolivariana de Venezuela – Resolución N° 127. 2003. Normas para el Programa de Prevención, Control y Erradicación de la Brucelosis.
- Gall, D., A. Colling, O. Marino, E. Moreno, K. Nielsen, B. Pérez and L. Samartino. 1998. Enzyme Immunoassays for Serological Diagnosis of Bovine Brucellosis: A Trial in Latin America. *Clinical and Diagnostic Laboratory Immunology*. 5: 654 – 661.
- Greiner, M., C. Franke, D. Böhning and P. Schlattmann. 1994. Construction of and Intrinsic cut-off value for the sero-epidemiological study of *Trypanosoma evansi* infection in a canine population in Brazil: a New approach towards an unbiased estimation of prevalence. *Acta Tropical*. 56: 97 – 109.
- Malorny, B., J. Hoorfar, M. Hugas, A. Heuvelink, P. Fach, L. Ellerbroek, C. Bunge, C. Dorn, R. Helmuth. 2003. Interlaboratory diagnostic accuracy of *Salmonella* specific PCR-based method. *International Journal of Food Microbiology*. 89: 241-249.
- McGiven, J., J. Tucker, J. Perrett, S. Stack, A. Brew M. 2003. Validation of FPA and cELISA for the detection of antibodies to *Brucella abortus* in cattle sera and comparison to SAT, CFT, and iELISA. *Journal of Immunological Methods*. 278: 171 – 178.
- Nielsen, K. 2002. Diagnosis of Brucellosis by Serology. *Veterinary Microbiology*. 90: 447 – 459.
- OIE. 2000. Manual of Standards Diagnostic Test and Vaccines. *Office International Des Epizooties*. Paris., 4th edition.
- OIE. 2006. Principles of Validation of Diagnostic Assays for Infectious Diseases. *Office International Des Epizooties*. Paris. 2006.
- Olsen, S., M. Martuzzi and P. Elliott. 1996. Cluster analysis and disease mapping-why, when, and how? A step by step guide. *BMJ*. 313: 863 – 866.
- Olsen, S., M. Martuzzi and P. Elliott. 1996. Cluster analysis and disease mapping-why, when, and how? A step by step guide. *BMJ*. 313: 863 – 866.
- OPS. Organización Panamericana de la Salud. 2001. Zoonosis y Enfermedades Transmisibles Comunes al Hombre y a los Animales. *Publicación Científica y Técnica N° 580*, Tercera Edición, Washington. Vol. 1, pp: 28 – 56.
- Radostits, O., C. Gay, D. Blood and K. Hincheliff. 1999. Medicina Veterinaria. *McGraw-Hill Interamericana*, Novena Edición, Madrid. Vol 1, pp: 1025 – 1042. 1999.
- Samartino, L. 2002. Brucellosis in Argentina. *Veterinary Microbiology*. 90: 71 – 80. 2002.
- Vargas, F. 2003. Situación Epidemiológica de la Brucelosis en Venezuela. *Gaceta de Ciencias Veterinarias, DCV-UCLA*. 8: 69 – 79.

Insectos plaga en vainas de *Acacia tortuosa* y *Prosopis juliflora* para consumo animal en las zonas semiáridas del estado Lara, Venezuela

Ramón D'Aubeterre¹, Judith Principal², Carlos Barrios² y Zaida Graterol²

¹Instituto Nacional de Investigaciones Agrícolas del estado Lara. (INIA).Carretera Barquisimeto-Duaca. Km. 7. Sector El Cují estado Lara. Correo electrónico: rdaubeterre@inia.gob.ve

²Universidad Centroccidental "Lisandro Alvarado. Decanato de Ciencias Veterinarias". Estación de Apicultura. Tarabana estado Lara.

RESUMEN

Este estudio fue realizado con el propósito de identificar los insectos plaga de mayor incidencia que causan daño en las vainas de dos leguminosas en nueve localidades ubicadas en los municipios: Iribarren, Torres, Palavecino y Jiménez de las zonas semiáridas del estado Lara. Se recolectaron 200 vainas al azar de cada una de las especies de leguminosas: Úbeda (*Acacia tortuosa*) y Cují (*Prosopis juliflora*) en las nueve localidades para un total de 3.600 vainas. Las muestras fueron colectadas en bolsas de polietileno y transportadas al Centro de Investigación y Producción de Ovinos y Caprinos del Instituto Nacional de Investigaciones Agrícolas (INIA) Lara, colocándolas, posteriormente, en jaulas entomológicas; el número de las vainas dañadas y de insectos plaga presentes en las jaulas siendo registrados semanalmente durante 45 días. Los insectos fueron identificados y clasificados hasta el taxón familia y especie mediante el uso de un microscopio, una lupa estereoscópica y claves de identificación correspondientes, en el Laboratorio de Apicultura del Decanato de Ciencias Veterinarias y en el Laboratorio de Entomología del Decanato de Agronomía de la Universidad Centroccidental "Lisandro Alvarado", UCLA. Los datos obtenidos fueron analizados mediante la prueba de X² con un diseño de una ANOVA no paramétrica (Kruskal Wallis). Los insectos identificados, pertenecen al Orden *as maculatus*; Familia Anobiidae: *Lasioderma serricorne*. El porcentaje de daño registrado en las vainas de *A. tortuosa* osciló entre 10,1% y 30,75%, mientras que en *P. juliflora* tuvo un rango entre 3,42% y 24, 82% en las muestras recolectadas ocasionando daños físicos en las semillas lo cual sugiere una disminución en la calidad nutritiva de las mismas.

Palabras clave: Bruchidae, *Prosopis*, *Acacia*, insectos plaga, leguminosa, ovinos.

Insects pest in pods of *Acacia tortuosa* and *Prosopis juliflora* used for animal feeding present in semiarid zone of Lara state, Venezuela

ABSTRACT

This study was conducted with the aim of identifying the most abundant insect pests that cause damage in two leguminosae pods in nine villages in the townships Iribarren, Torres Jimenez Palavecino and semi-arid areas of Lara state. 200 pods were collected randomly from each legume species: Úbeda (*A. tortuous*) and Cují (*P. juliflora*) in nine locations for a total of 3600 pods. The samples were collected in polyethylene bags and transported to the Center for Research and Production of Sheep and Goats of the National Agricultural Research Institute (INIA) Lara, then placing them into entomological cages, the number of pods damaged and insect pests present in the cages were recorded weekly for 45 days. The insects were identified and classified to family and species by using stereoscopic lens, *an optical microscope and corresponding identification keys, in the Laboratory of Apiculture of the Dean of Veterinary Science and the Laboratory of Entomology of the Dean of Agriculture, University Centroccidental "Lisandro Alvarado" UCLA*. Data were analyzed using the Chi-square test with a design of a nonparametric ANOVA (Kruskal Wallis). The identified insects belong to the order Coleoptera, Bruchidae

Family: *Acanthoscelides obtectus* and *Callosobruchus maculatus*; Family Anobiidae: *Lasioderma serricorne*. The percentage of damage recorded in the pods of *A. tortuosa* ranged between 10.1% and 30.75%, while in *P. juliflora* ranged between 3.42% and 24, 82% in the samples collected causing physical damage which suggest decrease in a nutritive quality of the seeds.

Key words: Bruchidae, *Prosopis*, *Acacia*, insect pests, leguminosae, sheeps.

INTRODUCCION

Las ganaderías caprina y ovina están distribuida en todo el territorio venezolano, pero con mayor concentración en las regiones Centroccidental y Nororiental del país. El rebaño más numeroso de estas especies se encuentran en las zonas semiáridas de los estados Falcón y Lara con un total de 913.938 y 360.000 cabezas, respectivamente, para caprinos y ovinos (MPPAT, 2009). En Lara, la producción de estos rumiantes menores tiene una importancia incuestionable, en particular, para sistemas de producción de pequeños productores, quienes explotan la cabra y la oveja en condiciones extensivas haciendo uso de la vegetación nativa, caracterizados por tener baja productividad y uso de bajos insumos.

Una de las plagas más importantes en los alimentos almacenados son los insectos, ya que causan daños físicos progresivos directos al grano ocasionando pérdida de peso, así como disminución del valor nutricional y características organolépticas del mismo, creando condiciones que facilitan infecciones secundarias bacterianas y fungosas. De igual manera, se reportan insectos del orden Coleóptera: Bruchidae y Curculionidae, que se alimentan de frutos y semillas en el bosque natural y árboles ornamentales. Nuñez-Sacarias (1993) en un estudio realizado durante los años 1991 al 1993 en las regiones de Piura e Ica del Perú, encontró 176 especies de insectos vinculados al "Algarrobo" (*Prosopis spp*) de los cuales 42 pertenecieron al Orden Coleóptera Familia Bruchidae: *Acanthoscelides ferrugineipennis* Blanchard y *Acanthoscelides vegenotallus* Pic y a la Family Anobiidae: *Lasioderma serricorne* Fabricius. Todos esos insectos en estado larval, destruyen las semillas en el interior del fruto y al emerger el adulto dejan un orificio donde entra agua y patógenos, provocando la pudrición del mismo (Briceño y Hernández, 2006).

Asimismo, las zonas semiáridas se caracterizan por presentar una vegetación mayormente constituida

por una serie de especies de leguminosas arbustivas y arbóreas, donde plantas como la úbeda (*A. tortuosa*) y el cují (*P. juliflora*) presentan una población importante de individuos. La preferencia por estas especies es reportada dentro de las 24 más importantes que conforman el ecosistema pastizal-espinar para el Valle de Baragua en el estado Lara (Durán y García, 1981). Estas especies de leguminosas son utilizadas para la alimentación animal en las épocas críticas en los sistemas extensivos y semintensivos de producción de caprinos, ovinos y bovinos debido a su abundancia y alto contenido nutricional (Baraza *et al.*, 2008, Cook *et al.*, 2008, Koech *et al.*, 2010, Koech *et al.*, 2011, Peñaloza *et al.*, 2002). De igual manera, ha sido reportado por Al-Beitawi *et al.* (2010) el uso de estas especies en la alimentación de pollos de engorde y por Bhatt *et al.* (2011) en peces.

Adicionalmente, su gran capacidad de adaptabilidad a este ecosistema, permite la sostenibilidad de estas plantas promisorias en el tiempo y el espacio. Nouel (2008) reporta que estas plantas son capaces de producir hasta 12.000 Kg/Ha. de materia Seca (MS) entre frutos y hojas y 25.000 Kg de MS sin riego y con riego respectivamente y entre 20% y 25% de proteína cruda (PC). De igual manera, Casado *et al.* (2001), en trabajos realizados en los Llanos Centrales de Venezuela, encontraron que las plantas de Cují pueden producir hasta 13 kg/Ha de frutos con hasta 13% de PC.

Una de las principales desventajas de almacenar los frutos de estas leguminosas, la constituye el daño ocasionado por insectos plaga de diversas familias; las cuales afectan las semillas causando grandes pérdidas económicas y produciendo disminución del contenido proteico de las mismas, no solamente por el daño físico causado directamente al grano almacenado, sino porque facilita la puerta de entrada a infecciones secundarias causadas por bacterias y hongos. El uso de variedades resistentes han mostrado resultados promisorios contra estos insectos, reduciendo los niveles de infestación y eliminando los residuos

químicos en el grano almacenado (Baldín y Lara, 2008).

Es por eso, que es importante identificar los insectos plaga a fin de establecer sistemas de control para reducir los daños producidos a las especies alimenticias arbóreas o arbustivas y de esta manera, facilitar su conservación en la época de cosecha para luego ser suministradas como parte de la dieta a los animales domésticos en la época de crisis alimentaria.

Por lo anteriormente descrito, el objetivo de este trabajo fue identificar los insectos plaga más frecuente en dos especies de leguminosas del semiárido utilizada como forraje en los animales de granja y determinar el porcentaje de daño ocasionado por estos insectos en los frutos.

MATERIALES Y MÉTODOS

El trabajo se llevó a cabo en los municipios Iribarren, Torres, Jiménez y Palavecino del estado Lara. Para realizar el estudio se procedió a recolectar las vainas de dos especies de leguminosas úbeda (*A. tortuosa*) y cují (*P. juliflora*) presente en la zona semiáridas de nueve localidades de los municipios antes señalados. Estas vainas fueron colectadas en bolsas de polietileno y trasladadas al Departamento de Investigación y Producción de Ovinos y Caprinos del Instituto Nacional de Investigaciones Agrícolas (INIA) Lara.

El área de estudio es descrita por Ewel *et al.* (1976) como un Bosque Muy Seco Tropical, con elevaciones que van desde el nivel del mar hasta 600 msnm: con una precipitación que fluctúa entre 500 y 1000 mm anuales. La temperatura varía entre 23 y 29°C, siendo la evaporación potencial 2 a 4 veces más alta que la precipitación. Las coordenadas UTM tomadas con GPS eTREX Vista Garmin copyright 1999-2006 fueron, tomando como punto de referencia el sector El Cují de 1121557 N y 465096 E.

Para evaluar los daños en las vainas de los frutos de las leguminosas, se tomaron al azar 200 vainas de cada una de las especies para un total de 3.600 vainas y se procedió a contar el número de vainas dañadas. Las vainas fueron colocadas en jaulas entomológicas construidas en frascos de vidrio con capacidad de 5 litros, tapadas con tela plástica tipo mosquitero y tul, las cuales fueron atadas con bandas de goma para evitar la salida de los insectos al exterior.

El número de las vainas dañadas e insectos plaga encontrados dentro de las jaulas fue registrado semanalmente durante 45 días. Estos insectos plaga fueron colocados en frascos de vidrio con una capacidad de 200 ml y conservados en alcohol etílico 70% para su posterior identificación y clasificación hasta familia y especie.

El proceso se realizó con el uso de un microscopio, una lupa estereoscópica y claves de identificación correspondientes, en el Laboratorio de Apicultura del Decanato de Ciencias Veterinarias y Laboratorio de Entomología del Decanato de Agronomía de la Universidad Centroccidental "Lisandro Alvarado" respectivamente. Los datos obtenidos fueron analizados mediante la prueba de X^2 con un diseño de una ANOVA no paramétrica (Kruskal Wallis).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el Cuadro 1, se presentan las especies de insectos más abundantes encontrados en las vainas de *A. tortuosa* y *P. juliflora* colectadas en nueve localidades del estado Lara, donde se observa que los insectos más frecuentes y abundantes encontrados en las vainas de las leguminosas estudiadas pertenecen al Orden Coleoptera, Familia Bruchidae, siendo las especies más comunes el *Acanthoscelides obtectus* y el *Callosobruchus maculatus* (Figura 1 y Figura 2) los cuales causaron perforaciones notorias a las vainas de leguminosas tanto en campo como en el almacenaje ocasionando daños severos.

Los resultados de esta investigación concuerdan con los obtenidos por Moreira *et al.* (1991) en un estudio realizado en granos almacenados en depósitos y silos con el propósito de determinar daños por insectos plaga, en el cual se reportan los daños producidos en su mayoría por los insectos del Orden Coleóptera entre los que se distinguieron las familias Bruchidae, Anobiidae, y Curculiónidae entre otros.

El *A. obtectus* también ha sido señalado a escala mundial, como la plaga más importante en el frijol (*Phaseolus vulgaris* L.) almacenado tal y como se reporta en los estudios realizados por Ramírez-Serrano *et al.* (2003) en cuatro genotipos de frijol con relación a la preferencia de oviposición, la baja mortalidad de larvas y pupas, y la alta fecundidad de *A. obtectus* en los genotipos 62, Hidalgo 58, México 332 y J-117.

Cuadro 1. Insectos plaga identificados en *A. tortuosa* y *P. juliflora* en nueve localidades del estado Lara.

INSECTOS PLAGA	LEGUMINOSA	LOCALIDAD
Bruchidae: <i>Acanthoscelides obtectus</i>	<i>P. juliflora</i> <i>A. tortuosa</i>	El Cují
Bruchidae: <i>Acanthoscelides obtectus</i>	<i>P. juliflora</i> <i>A. tortuosa</i>	Bobare
Bruchidae: <i>Acanthoscelides obtectus</i>	<i>A. tortuosa</i>	El Algare
Bruchidae: <i>Acanthoscelides obtectus</i>	<i>A. tortuosa</i>	Tacarigua
Bruchidae: <i>Acanthoscelides obtectus</i> .Anobiidae: <i>Lasioderma serricorne</i>	<i>P. juliflora</i> <i>A. tortuosa</i>	Quibor
Bruchidae: <i>Acanthoscelides obtectus</i> y <i>Callosobruchus maculatus</i>	<i>P. juliflora</i>	Curarigua
Bruchidae: <i>Acanthoscelides obtectus</i> y <i>Callosobruchus maculatus</i>	<i>P. juliflora</i>	Simara
Bruchidae: <i>Acanthoscelides obtectus</i>	<i>P. juliflora</i>	R. Tocuyo
Bruchidae: <i>Acanthoscelides obtectus</i> y <i>Callosobruchus maculatus</i>	<i>P. juliflora</i>	Cabudare

Figura 1. *A. obtectus*.Figura 2. *C. maculatus*.

Los autores sugieren que estos genotipos de frijol serán muy susceptibles al ataque de este insecto en condiciones naturales de almacenamiento. Generalmente, la familia Bruchidae es predadora de semillas y frutos de las Angiospermas, especialmente las Leguminosas, las hembras ponen sus huevos en los frutos o semillas, después de emerger la larva, perfora el exocarpo alcanzando las semillas para alimentarse de ellas (Janzen, 1975; Ernest, 1992), limitando la población de plantas afectadas.

En este mismo contexto, *A. schrankiae* (Coleoptera: Bruchidae) se alimenta de las semillas y frutos de *Mimosa bimucronata* (DC) Kuntze, árbol perenne oriundo de Brasil, Argentina, Uruguay y Paraguay causando grandes pérdidas económicas (Silva *et al.*, 2007). Esta planta crece con grandes ramificaciones y altura hasta de 10m a la orilla de las riberas de ríos y lagos formando densas agregaciones y es considerada una especie muy importante para restaurar áreas degradadas, adicionalmente, produce madera y carbón de buena calidad (Reitz *et al.*, 1983, Marchiori, 1993).

De igual manera, Rojas-Rousse *et al.* (2009) encontraron que especies del semiárido Uruguayo como la *Acacia caven*, cuyos frutos sirven para la alimentación de caprinos, ovinos y bovinos en sistemas de producción extensivos y semintensivos,

son susceptibles al ataque de *Tricorynus sp* (Anobiidae).

En este mismo orden de ideas, Salas *et al.* (2001) reportaron el porcentaje de daño causado por insectos del Orden Coleóptera de la familia Bruchidae en semillas de *Prosopis laevigata*, *Acacia schafneri* y *Mimosa biuncifera* en el Bajío Guanajuatense en México, con valores de 44%, 32% al 84% y 53% respectivamente. Por otra parte, Silva *et al.* (2000) encontraron daños en la región del Chaco Argentino en frutos de algarrobo blanco *Prosopis chilensis*, dependiendo del mes del año, con valores de 1,78%, 14,00%, 58,00% y 85,60% para los meses de febrero, marzo, abril y mayo, respectivamente.

Tomando en consideración que del *Prosopis spp* se obtiene alimento para el hombre, forraje para el ganado bovino, caprino, ovino y equino, así como bebidas fermentadas y destiladas, las pérdidas económicas causadas por estos insectos son considerables en virtud de que disminuyen la calidad del fruto al ocasionarse daños a la parte con mayor contenido proteico como es la semilla.

En la Figura 3, se presentan los resultados obtenidos en esta investigación donde se refleja el porcentaje de daño producido por los insectos en vainas de *A. tortuosa* y *P. juliflora* presentes en varias localidades del semi-árido en el estado Lara; mientras que el Cuadro 1 presenta los insectos plaga

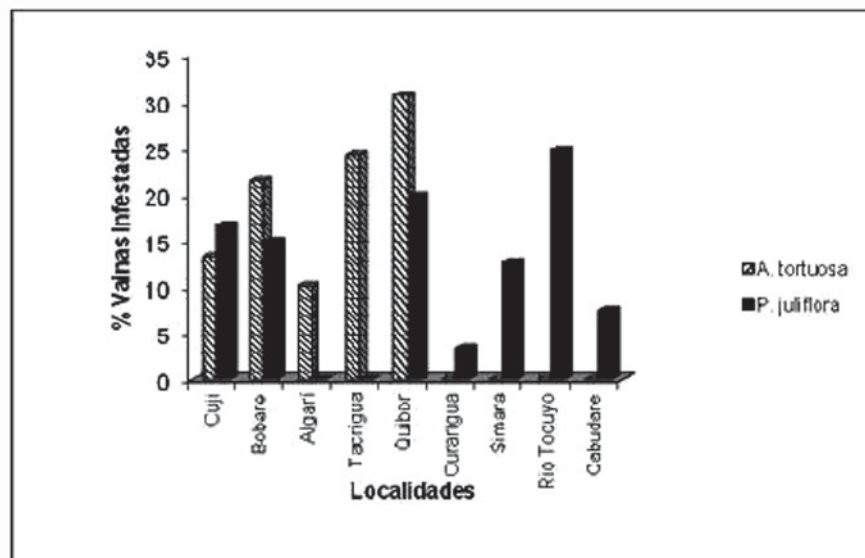


Figura 3. Daños ocasionados por insectos plaga en vainas de *A. tortuosa* y *P. juliflora* en nueve localidades del estado Lara.

que atacan las vainas de *A. tortuosa* y *P. juliflora* en las localidades: El Cují, Bobare, El Algarí, Tacarigua y Quibor, siendo ésta última donde se presentó el mayor porcentaje de daño, un 30,75%. En relación a las semillas, se observó que en la especie *A. tortuosa* fue mayor el daño en las localidades 2 y 5, siendo diferente estadísticamente ($P < 0,05$) de las demás localidades estudiadas, mientras que las localidades 7, 8 y 9 no fueron atacadas y las menos infestadas fueron encontradas en las localidades 3 y 6.

Sin embargo, las vainas de *P. juliflora* en las localidades de El Cují, Bobare, Quíbor, Curarigua, Simara, Cabudare y en la localidad de Río Tocuyo presentaron un daño de 24,82%. En relación a las semillas de *P. juliflora* fue mayor el daño en las localidades 2 y 5, siendo diferente estadísticamente ($P < 0,05$) de las demás localidades estudiadas. Asimismo, las localidades 3 y 4 no fueron atacadas, y las menos infestadas fueron las localidades 6, 7,8 y 9. En otros estudios, daños similares que oscilaron entre 20,88% y 40,05% fueron reportados por Rincón e Higuera (1992) en nueve variedades de quinchoncho (*Cajanus cajan*) en el estado Zulia, pero difieren de los encontrados por Singal y Toky (1990) para *Acacia nilotica* de 6,8%.

CONCLUSIONES

De acuerdo a los resultados obtenidos en esta investigación se determinó que las especies de insectos plaga de mayor incidencia identificadas en las leguminosas *A. tortuosa* y *P. juliflora* pertenecen: Orden Coleóptera, Familia Bruchidae: especies *A. obtectus* y *C. maculatus*; sólo en la localidad de Quíbor, la *A. tortuosa* presentó perforaciones por: *Lasioderma serricorne* de la Familia Anobiidae. Se concluye que el porcentaje de daño ocasionado por los insectos plaga en las especies de leguminosas estudiadas, se corresponden con lesiones físicas considerables en las semillas, lo cual desmejora la calidad organoléptica y nutritiva de las mismas convirtiéndolas en no aptas para el consumo animal.

LITERATURA CITADA

- Al-Beitawi, N. A., F. T. Awawdeh and M. M. Khealeh. 2010. Preliminary study on *Prosopis juliflora* pods as unconventional feed ingredient in diets of broilers chicks. *Animal Nutrition and Feed Technology*. 33 (1): 51-60.
- Baldín, E. L and F. M. Lara. 2008. Resistance of stored bean varieties to *Acanthoselides obtectus* (Coleoptera: Bruchidae) *Insect Science*. 15: 317-326.
- Baraza, E., S. Àngeles., A. García y A. Valiente-Vanuet. 2008. Nuevos recurso naturales como complemento de la dieta de caprinos durante la época seca, en el Valle de Tehuacán, México. *Interciencias*. 33 (12): 891-896.
- Bhatt, S. S., S. G. Chovatiya, and A. R. Shah., 2011. Evaluation of raw and hydrothermically processed *Prosopis juliflora* seed meal as supplementary feed for the growth of *Labeo rohita* fingerlings. *Aquaculture Nutrition* 17:164-173.
- Briceño, V. A. y R. F. Hernández. 2006. Reporte de tres insectos en frutos y semillas de árboles forestales. *Revista Forestal Venezolana*. 50(1): 19-25.
- Casado, C., M. Benezra, O. Colmenarez y N. Martínez. 2001. Evaluación del Bosque Deciduo como recurso alimenticio para bovinos en los Llanos Centrales de Venezuela. *Zootecnia Trop*. 19(2): 139-150.
- Cook, R., C. B. Scott and F. T. Harmann. 2008. Short-term mesquite pod consumption by goats does not induce toxicity. *Rangeland Ecol. Manage*. 61: 566-570.
- Duran, G. y M. I. García. 1981. La especie caprina y el ecosistema pastizal espinar en el Valle de Baragua-estado Lara. *Veterinaria Tropical*. 6: 9-22.
- Ernest, W., H. O. 1992. Nutritional aspects in the development of *Bruchidius sahlbergi* (Coleoptera: Bruchidae) in seeds of *Acacia erioloba*. *J. Ins. Physiol*. 38: 831-838.
- Ewel, J., A. Madriz y J. Tosi. 1976. Zonas de vida de Venezuela. Ministerio de Agricultura y Cría. Fondo Nacional de Investigaciones Agropecuarias. Ed. 2. Caracas. Venezuela. 265 p.
- Janzen, D. H. 1975. Interactions of seeds and their insect predators/parasitoids in a tropical deciduous forest. P: 154-186. In: PW. Price (ed)

- Evolutionary strategies of parasitic insects and mites. New York. Plenum Press. 224 p.
- Koech, O. K., R. Knuthia and R. G. Wahome. 2011. Use of dry land tree species (*Prosopis juliflora*) seed pods as supplement for goats in the arid and semiarid lands of Kenya. *Environmental Research Journal*. 5 (2): 66-73.
- Koech, O. K., R. Kinuthia, R. G. Wahome and S. K. Choge. 2010. Effect of *Prosopis juliflora* seed pods meal supplement on weigh gain of weaners Galla goats in Kenya. *Research Journal of Animal Sciences*. 4 (2): 58-62.
- Marchiori, J. N. C. 1993. Anatomía da madeira e casca do maricá. *Mimosa bimucronata* (DC) Kuntze. *Ci.Flor* 3: 85-106.
- MPPAT. Ministerio del Poder Popular para la Agricultura y Tierras. 2009. VII Censo Agropecuario. Disponible en línea: <http://200.47.151.243/redatam/> [Mar. 6, 2011].
- Moreira, M., M. Cermeli y J. Maldonado. 1991. Insectos plagas de granos y productos almacenados. Maracay, Venezuela. Instituto de Investigaciones Agronómicas, CENIAP – FONAIAP. 56 p. (Serie B N°. 16).
- Nouel, G. 2008. Presente y futuro del uso de leguminosas del Bosque Seco y Muy Seco Tropical en la alimentación de cabras. En: *Memorias del XIV Congreso de Producción e Industria Animal*. Maracaibo. P: 137-154.
- Núñez-Sacarias, E. 1993. Insectos del algarrobo (*Prosopis spp*) en el Perú: Costa norte (Piura) y Costa central (ICA). *Rev. Per. Ent.* 36:69-83.
- Peñaloza, F., F. San Martín y G. M. Ara. 2002. Valor nutricional de la algarroba (*Prosopis pallida*) en la alimentación del caballo. *Rev Inv Vet Perú* 13(1): 17-24.
- Ramírez-Serrano, A., J. Vera-Graziano, M. Aguilera-peña y R. Garza-García. 2003. Preferencia, supervivencia y fecundidad de *Acanthoscelides obtectus* (Say) en cuatro genotipos de frijol resistentes a *Apion godmani* (Wagner). *AGROCIENCIA* 37: (2) 195-202.
- Reitz, R., R. M. Klein e A. Reis. 1983. Projeto madeira do Rio Grande do Sul. *Sellowia* 34/35: 1-525.
- Rincón, J. y A. Higuera. 1992. Incidencia del coquito perforador (*Acanthoscelides obtectus* Say. (Coleóptera:Bruchidae) en nueve variedades de quinchoncho (*Cajanus casan* (L.) Mill. sp.) evaluadas en el estado Zulia, Venezuela. *Rev. Fac. Agron (LUZ)* 9:187-197.
- Rojas-Rousse, D., G. Grille y C. Basso. 2009. A natural refuge for *Anobiidae* species (*Tricorymus sp*) in persistent pods of *Acacia caven* (Mol.) in Uruguay. *Bol. San. Veg. Plagas*, 35: 423-428.
- Salas-Araiza, M. D., J. Romero-Napoles y E. Aguilera-García. 2001. Contribución al estudio de los bruquidos (Insecta: Coleoptera) asociados a Fabaceas arbustivas. *Acta Universitaria* 11 (1) 26-32.
- Silva, L., R. S. Maimoni-Rodella and M. N. Rossi. 2007. A preliminary investigation of predispersal seed predation by *Acanthoscelides schrankiae* Horn (Coleoptera: Bruchidae) in *Mimosa bimucronata* (DC) Kuntze trees. *Neotropical Entomology* 36 (2) 197-202.
- Silva, M. P., M. J. Martinez, R. Coirini, M. A. Brunetti., M. Balzarini y U. Karlin. 2000. Valoración nutritiva del fruto del Algarrobo Blanco (*Prosopis chilensis*) bajo distintos tipos de almacenamiento. *Multiquenia* 9: 65-74.
- Singal, S. K. and O. P. Toky. 1990. Carry over of Bruchid, *Caryedon serrat* (Olivier) (Coleoptera) from field to stores through seeds of *Acacia nilotica* (W.) wild. in India. *Tropical Pest Management* Vol 36, Issue 1: 66-67.

Tasa de explotación y rendimiento sostenible de *Pseudoplatystoma fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco

Ángel González^{1*}, Jeremy Mendoza², Freddy Arocha², Arístide Márquez³

¹Instituto Limnológico UDO, Caicara del Orinoco, estado Bolívar. *Correo electrónico: angelgonzalez78@hotmail.com

²Instituto Oceanográfico de Venezuela UDO, Biología Pesquera, Cumaná, estado Sucre.

³Instituto Oceanográfico de Venezuela, Oceanografía Química, Cumaná, estado Sucre.

RESUMEN

Se evaluó el nivel de explotación de *Pseudoplatystoma fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del río Orinoco utilizando el modelo analítico de Thompson y Bell y la longitud de los peces desembarcados por el principal puerto pesquero de la región entre enero del 2007 y diciembre del 2008. La mortalidad total Z se determinó por los métodos de la curva de captura, Beverton y Holt y Ssentongo y Larkin, mientras que la mortalidad natural M se estimó con las ecuaciones empíricas de Pauly, Rikhter y Efanov, Srinath y Alverson y Carney. Los valores de Z y M utilizados para la estimación de la tasa de explotación y la aplicación del modelo de Thompson y Bell fueron seleccionados utilizando los promedios e intervalos de confianza obtenidos por cada método. El rendimiento máximo sostenible (RMS) y la mortalidad por pesca F fueron establecidos a partir de la curva de rendimiento por recluta, utilizando el $F_{0,1}$ como punto de referencia. La biomasa por recluta y la biomasa desovante por recluta también fueron determinados usando como puntos de referencias el $F_{50\%}$ y $F_{40\%}$ respectivamente. Los valores de Z estuvieron comprendidos entre 0,31 (0,29-0,34) según Beverton y Holt y 0,35(0,34-0,37) según Ssentongo y Larkin, mientras que M varió entre 0,12 (0,11-0,14) según Srinath y 0,24(0,22-0,26) según Pauly. De acuerdo con los valores estimados de la tasa de explotación y de F en los diferentes escenarios analizados, en las condiciones actuales de captura de *P. fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco la especie se encuentra entre intensamente explotada y sobreexplotada, requiriendo de la implementación de medidas restrictivas para su adecuado manejo.

Palabras clave: Manejo de pesquerías, pesquerías de ríos, pesquerías del Orinoco, evaluación de stocks de peces, grandes bagres *Pseudoplatystoma*.

Rate exploitation and sustainable harvest of *Pseudoplatystoma fasciatum* in the sector Orinoco Caicara-Cabruta

ABSTRACT

We evaluated the level of exploitation of *Pseudoplatystoma fasciatum* in the Caicara-Cabruta Orinoco sector using the analytical model of Thompson and Bell and the length of the fish landed by the main fishing port in the region between January 2007 and December 2008. Total mortality Z was determined by different methods: catch curve, Beverton and Holt and Ssentongo and Larkin while natural mortality M was calculated using the empirical equations by Pauly, Rikhter and Efanov, Srinath and Alverson and Carney. The values of Z and M used to estimate the rate of exploitation and application of the Thompson and Bell model were selected by using the averages and confidence intervals obtained from each method. Maximum sustainable yield (MSY) and fishing mortality F was established from the yield per recruit curve, using the benchmark $F_{0,1}$. Biomass per recruit and spawning biomass per recruit was also determined using as reference points $F_{50\%}$ and $F_{40\%}$, respectively. Z values were between 0.31 (0.29 to 0.34) according Beverton and Holt and 0.35 (0.34-0.37) according Ssentongo and Larkin while M ranged from 0.12 (0.11 to 0.14) according Srinath and 0.24 (0.22 to 0.26) according Pauly. According to the values of

exploitation rate and F estimated in the different scenarios analyzed in the current conditions of capture of *P. fasciatum* in the Caicara-Cabruta Orinoco sector the species is between heavily exploited and overexploited, requiring the implementation of restrictive measures for proper management.

Key words: fisheries management, fisheries rivers, Orinoco fisheries, fish stock assessment, large catfish *Pseudoplatystoma*.

INTRODUCCION

Las especies de bagre rayado *Pseudoplatystoma fasciatum* y *Pseudoplatystoma tigrinum* representan, conjuntamente, uno de los rubros más importantes en los desembarcos de la pesca continental venezolana con aproximadamente un 15% de la producción nacional fluvial, la mitad de la cual proviene del río Orinoco y el resto de la sub cuenca Apure-Arauca y los afluentes del río Apure (Novoa, 2002); aunque están incluidas entre las especies fluviales que han disminuido significativamente su captura (entre 45,5 y 87,6%) durante los últimos años (INSOPESCA, 2010). En el sector Caicara-Cabruta del Orinoco dichas especies han sido relativamente las más importantes en los desembarcos durante los últimos 30 años (Novoa *et al.*, 1984; González, 2002, 2005a y 2010a) sin que hasta ahora, al igual que en todo el Orinoco, se hicieran estudios de evaluación del recurso.

En la evaluación de recursos pesqueros los modelos analíticos como el de Thompson y Bell (1934) valoran las condiciones actuales de un stock utilizando informaciones relacionadas con su dinámica poblacional, presentando limitaciones cuando son aplicados en los grandes ríos como el Orinoco debido al carácter multi-específico de las pesquerías y al variable reclutamiento anual de los recursos. Sin embargo, dichos modelos han sido utilizados en la evaluación de algunas especies de ríos para predecir sus rendimientos y biomazas a diferentes niveles de mortalidad por pesca, con el fin de establecer sus rendimientos máximos sostenibles y determinar si existe o no sobrepesca.

Esto considerando que algunos parámetros incluidos en dichos modelos, como la mortalidad por pesca y la longitud de primera captura, pueden ser regulados por el hombre y sirven para explorar las consecuencias de diferentes niveles sobre la biomasa y el rendimiento de las pesquerías (Beverton y Holt, 1966). En este sentido, en el presente trabajo se utilizó el modelo analítico de Thompson y Bell (1934) para

evaluar el nivel de explotación de *P. fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco en Venezuela, en donde, junto con *P. tigrinum*, ha sido uno de los recursos pesqueros más explotados durante los últimos 30 años o quizás más. En la evaluación se buscó determinar cambios en el rendimiento, biomasa por recluta y biomasa desovante (reproductora) por recluta, para diferentes valores de mortalidad por pesca.

El modelo analítico de Thompson y Bell (1934), además del de Beverton y Holt (1966), han sido utilizados para la evaluación de *P. fasciatum* en la cuenca del Orinoco en Colombia (CCI-INCODER, 2006), *P. tigrinum* en el río Apure en Venezuela (Pérez, 2005) y *Pseudoplatystoma corruscans* en la cuenca del Amazonas (Mateus y Petrere, 2004). También han sido utilizados para la evaluación de otras especies de la familia Pimelodidae como *Pimelodus grosskopfii*, *Pimelodus carias*, *Pimelodus magdalenae* y *Zungaro zungaro* en el Magdalena y Orinoco en Colombia (CCI-INCODER, 2006) y *Hemisorubim platyrhynchus* y *Sorubim lima* en la cuenca del Amazonas (Penha y Mateus, 2007).

Igualmente, en la evaluación de especies de otras familias como *Plagioscion squamosissimus* en el Orinoco (González *et al.*, 2005b), *Prochilodus mariae* en la Orinoquia colombiana (Ramírez-Gil *et al.*, 2009), *Brycon microlepis* (Mateus y Estupiñan, 2002) y *Piaractus mesopotamicus* (Peixer *et al.*, 2007) en la cuenca del Amazonas.

MATERIALES Y MÉTODOS

El estudio se realizó sobre la base de una muestra única (sin diferenciación de sexos y proveniente de un muestreo estratificado por mes durante un año) de 1000 peces medidos al azar en su longitud total (1 cm) en el puerto de Cabruta, estado Guárico (Figura 1), mensualmente entre enero del 2007 y diciembre del 2008 y abarcando las temporadas de lluvia y de sequía. Las especies fueron identificadas utilizando las indicaciones de Reid (1983).

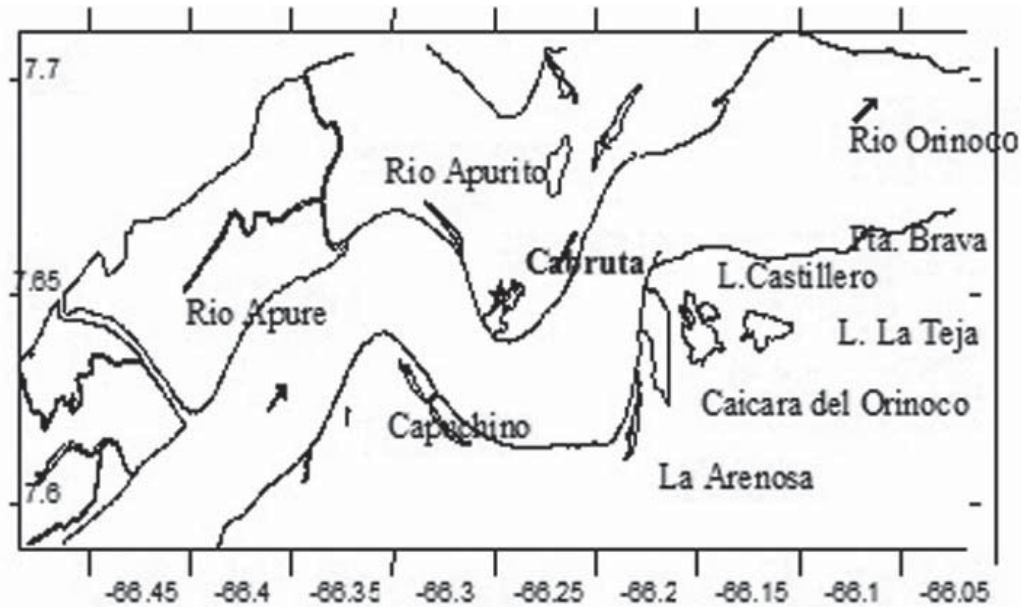


Figura 1. Eje Caicara – Cabruta del Orinoco en Venezuela.

La longitud de los ejemplares sirvió para estimar la talla media actual de primera captura y el parámetro de mortalidad total Z . La tasa de explotación se estimó por la ecuación $E = \frac{F}{Z}$ donde Z fue el coeficiente instantáneo de mortalidad total y F el coeficiente instantáneo de mortalidad por pesca. Z se determinó por los métodos de la curva de captura (Sparre y Venema, 1995), Beverton y Holt (1957) y Ssentongo y Larkin (1973); mientras que F se estimó de la diferencia entre Z y el coeficiente instantáneo de mortalidad natural M ($F = Z - M$), el cual fue calculado por las fórmulas empíricas de Pauly (1980), Rikter y Efanov (Sparre y Venema, 1995), Srinath (1998) y Alverson y Carney (1975).

Según el método de la curva de captura Z representó la pendiente b de la línea de regresión entre el logaritmo neperiano del número de peces capturados por clases de longitudes L y sus edades relativas correspondientes ($\ln N/\Delta t$). Las edades relativas (t) de las clases de longitudes (L) se determinaron por la ecuación inversa de von Bertalanffy $t(L) = t_0 - \frac{1}{K} \cdot \ln\left(1 - \frac{L}{L_\infty}\right)$, donde t_0 , K y L_∞ fueron los parámetros de crecimiento determinados por González *et al.* (2010b). Los valores de estos parámetros fueron $L_\infty = 112,6$ cm de longitud total, $K = 0,08$ año⁻¹ y $t_0 = -0,055$ años. La curva de captura fue establecida con ayuda del FISAT (Gayanilo *et al.*, 1994), el cual proporcionó el valor promedio de Z y su intervalo de confianza.

El método de Beverton y Holt (1957) para la estimación de Z se aplicó mediante la ecuación

$$Z = K \cdot \frac{(L_\infty - L_{media})}{(L_{media} - \bar{Lc})}$$

donde \bar{Lc} fue la longitud promedio de la primera captura, considerada como la longitud correspondiente al 50% de la muestra, y L_{media} el promedio de la longitud de los peces por encima de \bar{Lc} (Penha y Mateus, 2007).

Según el método de Ssentongo y Larkin (1973) Z se calculó por la ecuación

$$Z = \frac{n \cdot \frac{K}{n+1}}{\ln\left(\frac{L_\infty - Lc}{L_\infty - L_{media}}\right)}$$

y la varianza $\frac{Z}{K}$ por

$$var\left(\frac{Z}{K}\right) = \frac{\left(\frac{n}{(n+1)^2}\right)}{\ln\left((L_\infty - Lc)(L_\infty - L_{media})\right)^2}$$

donde n fue el número de peces muestreados.

La fórmula empírica de Pauly (1980) para la estimación de M estuvo representada por la ecuación

$$\ln M = -0,0152 - 0,279 \ln L_\infty + 0,654 \ln K + 0,463 \ln T$$

donde T fue el promedio anual de la temperatura del agua (28°C) y L_∞ y K los parámetros de crecimiento.

Según la ecuación empírica de Rikhter y Efanov (Sparre y Venema, 1995) $M = \left(\frac{1,521}{Tm_{50}^{0,72}} \right) - 0,155$, donde Tm_{50} fue la edad media de madurez sexual o edad en que el 50% de las hembras estaban maduras (Cubillos y Araya, 2007). Esta edad fue estimada a partir de la longitud media de madurez sexual utilizando la función inversa de von Bertalanffy. La longitud media de madurez sexual fue estimada a partir del L_{∞} , empleando la ecuación empírica $\log_{10} Lm = 0,898 * \log_{10} L_{\infty} - 0,0781$ (Froese y Binohlan, 2000).

La ecuación empírica de Srinath (1998) para la estimación de M estuvo representada por la ecuación $M = 1,535K$, donde K fue el parámetro de crecimiento; mientras que la de Alverson y Carney (1975) estuvo representada por la ecuación $M = \frac{2,93 * K}{[e^{k(t^* - t)} - 1]}$, donde 2,93 fue el exponente isométrico de la relación longitud-peso de *P. fasciatum* (González, 2005a) y t^* la edad crítica o edad a la cual un stock no explotado alcanza su mayor biomasa. Esta edad crítica fue igual a $0,38 * tm$ (Alverson y Carney, 1975), donde tm fue la edad máxima observada en la muestra o 10 años de edad (González *et al.*, 2010b).

Los intervalos de confianza de Z , según Beverton y Holt (1957) y Ssentongo & Larkin (1973), junto con los de M , fueron determinados a partir de los parámetros de crecimiento L_{∞} y K estimados en un re-muestreo intensivo (*bootstrap*) de los residuos a la ecuación de von Bertalanffy, utilizando un total de 2.500 re-muestreos (González *et al.*, 2010b). Por lo tanto, se estimaron 2.500 valores de Z y M que permitieron estimar intervalos de confianza de estos parámetros, así como también los intervalos de confianza de los parámetros derivados F y E .

El modelo de Thompson y Bell (1934) se aplicó para estimar el rendimiento por recluta (Y/R), la biomasa por recluta (B/R) y la biomasa desovante por recluta (BD/R), para valores de F comprendidos entre 0 y $0,6 \text{ año}^{-1}$. El modelo se aplicó según los siguientes pasos:

1. Determinación de la edad t de las clases de longitud en la muestra, utilizando la ecuación inversa de von Bertalanffy (Sparre y Venema, 1995)

$$t = -\frac{1}{K} * \ln \left(1 - \frac{L1}{L_{\infty}} \right)$$

donde $L1$ fue el límite inferior de cada clase de longitud y K y L_{∞} los parámetros de crecimiento.

2. Cálculo de los intervalos de tiempo entre las clases de longitudes $d(t) = t(L1) - t(L2)$.

3. Estimación del número de sobrevivientes por clases de longitud, según la ecuación $N_{t+1} = N_t * (\exp(-F+M))$, cuando $t \geq tc$ (edad de primera captura), y $N_{t+1} = N_t * \exp(-M)$, cuando $t < tc$; partiendo de un número total de reclutas igual a 1.000.

4. Estimación de la captura en número por clases de longitud, de acuerdo con la función $C_{t+1} = (F/(F+M)) * (N_{t+1} - N_t)$, cuando $t \geq tc$, y $C_t = 0$ cuando $t < tc$.

5. Valoración del rendimiento (captura en peso) por clase de longitud, según la relación $Y = C_t * w_i$, donde w_i fue el peso por clase de longitud; estimado según la ecuación de la relación longitud - peso, $w_i = q * L_i^b$; donde $q = 0,0106$ y $b = 2,9$ (González, 2005a).

6. Cálculo de la biomasa por clase de longitud según la ecuación $B_t = N_t * w_i * dt$

7. Determinación de la biomasa desovante (BD) a partir de la proporción de peces maduros por longitud, utilizando los parámetros de la función logística de la longitud de primera madurez de *P. fasciatum* en la cuenca del Orinoco en Colombia (CCI-INCODER, 2008) y según la ecuación $N \text{ Maduros} = \text{prop de maduros} * N$; siendo $BD = N \text{ maduros} * w_i * dt$.

8. Estimación del rendimiento por recluta (Y/R), la biomasa por recluta (B/R) y la biomasa desovante por recluta (BD/R), a partir de los totales estimados para las diferentes clases de longitud divididas entre el número inicial de reclutas (1.000 reclutas).

9. Simulación de los valores de Y/R , B/R y BD/R , para valores de F comprendidos entre 0 y $0,6 \text{ año}^{-1}$.

El punto de referencia utilizado en el presente estudio fue el $F_{0,1}$ para el rendimiento por recluta (Y/R), considerado como el punto tangente de la curva de rendimiento por recluta que representa el 10% de su valor en el origen (Caddy y Mahon, 1995). Para la biomasa por recluta (B/R) se utilizó el

valor de F correspondiente al 50% de la biomasa por recluta virgen ($F_{50\%}$) Jensen (2000) y para la biomasa desovante por recluta (BD/R) se utilizó el valor de F correspondiente a 40% del valor de BD/R en ausencia de pesca ($F_{40\%}$) Mace (1994).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La tasa de explotación de *P. fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco fue utilizada como un indicador del efecto de la pesca sobre el stock que se está capturando, ya que representa la proporción de la mortalidad total (Z) correspondiente al efecto de la pesca (Csirke, 1989; Pérez, 2005). La estimación de Z a partir de datos de frecuencias de longitud, como se hizo en el trabajo, es más confiable en comparación con otros métodos que, frecuentemente, generan incertidumbres en las estimaciones (Gulland, 1983; Ehrhardt y Ault, 1992).

La longitud de *P. fasciatum* estuvo comprendida entre 23 y 108 cm de longitud total, con predominio de las clases situadas entre 41 y 58 cm de longitud total (Figura 2). La longitud de primera captura fue de 51,5 cm de longitud total, mientras que el promedio de la longitud en la captura fue de 63,9 cm de longitud total.

En la primera captura su longitud estuvo por debajo de la establecida en el reglamento de pesca

para el Orinoco, según el cual dicha longitud debe ser igual o superior a 65 cm de longitud total (Novoa, 2002). El promedio de la longitud en las capturas fue menor en comparación con el promedio de 58 y 74 cm de longitud estándar reportado para la cuenca del Orinoco en Colombia (CCI-INCODER, 2006) y para el Amazonas peruano (IIAP-AQUAREC, 2011) respectivamente. Este promedio menor de la longitud en las capturas pudo estar relacionada con la abertura de malla de las redes que se utilizan en el eje Caicara-Cabruta y con la fuerte presión de pesca a la cual ha estado sometida el recurso durante los últimos años, como se ha indicado para *P. tigrinum* y otras especies explotadas del río Apure (Pérez, 2005).

Los resultados de Z y M , según los diferentes métodos utilizados, se encuentran representados en el Cuadro 1. Los métodos de la curva de captura y Ssentongo y Larkin produjeron valores de Z aproximadamente iguales y ligeramente superiores al estimado por el método de Beverton y Holt; seleccionándose los valores determinados por los métodos de Ssentongo y Larkin [$Z = 0,35$ (0,34–0,37)] y Beverton y Holt [$Z = 0,31$ (0,29–0,34)] para calcular F y E .

La mortalidad total Z de *P. fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco fue menor que la reportada para las cuencas del Orinoco en Colombia ($Z=0,622$ año⁻¹) CCI-INCODER (2006), la del medio

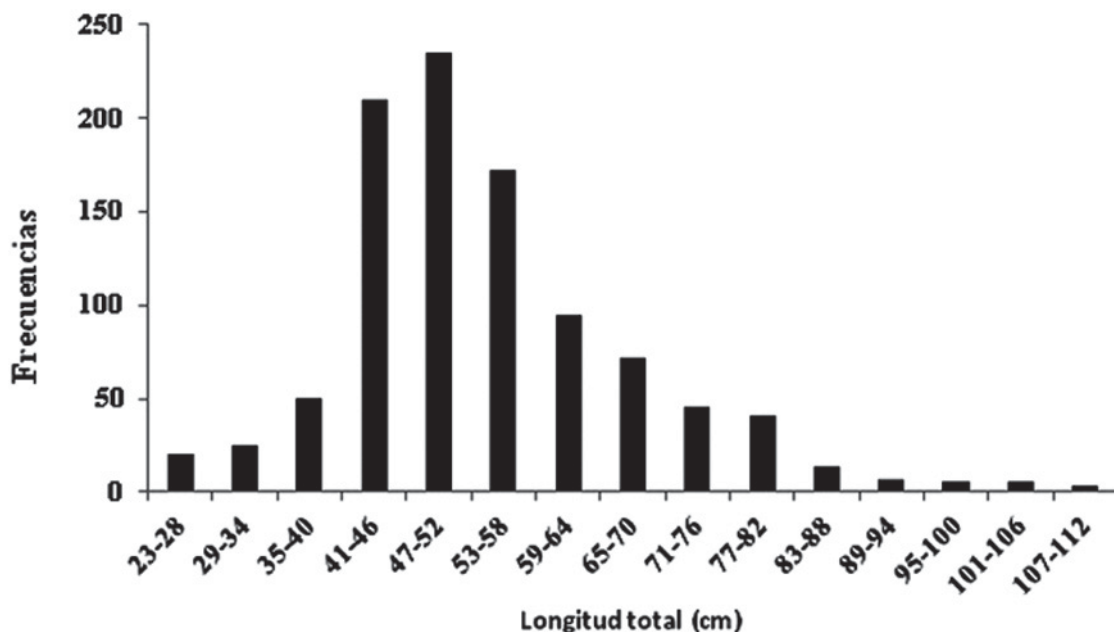


Figura 2. Frecuencias de longitud de *Pseudoplatystoma fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco en Venezuela.

Amazonas ($Z=1,47$ año⁻¹) Ruffino e Isaac (1999) y la del río Cuiabá en Brasil ($Z=0,657$ año⁻¹) Mateus y Penha (2007). También fue menor que la estimada para *P. tigrinum* en el río Apure ($Z=0,994-2,327$ año⁻¹) Pérez (2005) y aproximadamente igual a la reportada para *P. tigrinum* en la cuenca del Orinoco en Colombia ($Z=0,2593$ año⁻¹) CCI-INCODER (2006).

Los valores de M estimados por los métodos de Pauly, Rikhter y Efanov y Alverson y Carney fueron aproximadamente iguales, considerando un solo decimal ($M = 0,2$ año⁻¹), y mayores que el estimado por el método de Srinath (Cuadro 1); sin embargo, tomando en cuenta que este componente de mortalidad posiblemente sea la mayor fuente de incertidumbre en la evaluación de *P. fasciatum* (Penha y Matheus, 2007; Cubillos y Araya, 2007), todos los estimados de M fueron utilizados para la determinación de F y E . Los valores de M indicaron una mortalidad natural relativamente baja por cuanto en los peces de cierta longevidad generalmente varía entre 0,20 y 0,40 año⁻¹ (Sparre y Venema, 1995; Pauly, 1980, Vetter, 1988).

Estos valores de M generalmente varían inversamente proporcional al crecimiento de los

peces (Cubillos y Araya, 2007), sin embargo, en el trabajo M fue considerada constante para todos las longitudes por tratarse de ejemplares de tamaños relativamente grandes y en edades de post-reclutamiento (Mateus y Penha, 2007). La mortalidad natural de *P. fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco fue aproximadamente igual a la reportada para la cuenca del Orinoco en Colombia ($M = 0,21$ año⁻¹) CCI-INCODER (2006) e igualmente para la especie *P. tigrinum* en el río Apure ($M = 0,20$) Pérez (2005).

En el Cuadro 1 están representados los valores promedio e intervalos de confianza de F y E estimados a partir de los valores de Z obtenidos por los métodos de Ssentongo y Larkin (1973) y Beverton y Holt (1957) y los valores de M obtenidos por los diferentes métodos utilizados.

Un valor de E igual a 0,5 ha sido propuesto como una aproximación de los recursos a su rendimiento máximo sostenible o en el límite de su explotación, encontrándose sobreexplotado cuando E es mayor que 0,5 (Gulland, 1983; Rochet y Trenkel, 2003). Incluso, algunos autores han considerado al valor de E igual a 0,4 como más conservador (Patterson,

Cuadro 1. Coeficientes instantáneos de mortalidad total Z , mortalidad natural M , mortalidad por pesca (F) y tasa de explotación actual (E) de *Pseudoplatystoma fasciatum* en el sector Caicara-Cabruta del Orinoco en Venezuela.

Métodos	Z	M	F	E
Curva de captura	0,34 (0,30-0,38)			
Beverton y Holt	0,31 (0,29-0,34)			
Ssentongo y Larkin	0,35 (0,34-0,37)			
Pauly		0,24 (0,22-0,26)	0,07 (0,03-0,20) ¹ 0,12 (0,08-0,15) ²	0,24 (0,11-0,36) ¹ 0,33 (0,22-0,42) ²
Rikhter y Efanovs		0,20 (0,17-0,22)	0,12 (0,08-0,16) ¹ 0,15 (0,11-0,19) ²	0,37 (0,25-0,48) ¹ 0,44 (0,35-0,53) ²
Alverson y Carney		0,17 (0,16-0,19)	0,14 (0,10-0,18) ¹ 0,18 (0,15-0,21) ²	0,45 (0,36-0,52) ¹ 0,51 (0,44-0,57) ²
Srinath		0,12 (0,11-0,14)	0,19 (0,16-0,22) ¹ 0,23 (0,20-0,26) ²	0,61 (0,53-0,67) ¹ 0,65 (0,59-0,70) ²

Los numerales ¹ y ² corresponden a mortalidades por pesca F y tasas de explotación E derivadas de los valores de Z estimados por los métodos de Beverton y Holt y Ssentongo y Larkin, respectivamente.

1992). De acuerdo con esto, las tasas de explotación de *P. fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco indican una progresión que va desde un stock moderadamente explotado, según las estimaciones derivadas de M por el método de Pauly ($E = 0,24$ y $E = 0,33$), hasta un stock sobreexplotado según las estimaciones derivadas de M por el método de Srinath ($E = 0,61$ y $E = 0,65$); pasando por una condición intermedia, en el cual el stock se encuentra en el límite de su explotación según las estimaciones derivadas de M por los métodos de Rikhter y Efanov ($E = 0,37$ y $E = 0,44$) y Alverson y Carney ($E = 0,45$ y $E = 0,51$), tal como se observa en el Cuadro 1.

Por la misma incertidumbre que pudieran generar las estimaciones de M y Z la simulación del modelo de Thompson y Bell se hizo suponiendo tres condiciones de M y F ; las cuales incluyeron dos situaciones extremas y una intermedia. Una de las situaciones extremas se analizó tomando en cuenta el valor de M derivado del método de Pauly ($M = 0,24$ año⁻¹) y uno de F derivado de la estimación de Z por el método de Beverton y Holt ($Z = 0,31$ año⁻¹); mientras que en la otra se consideró el valor de M derivado del método de Srinath ($M = 0,12$ año⁻¹) y un valor de F derivado de la estimación de Z por el método de Ssentongo y Larkin ($Z = 0,35$ año⁻¹). La situación intermedia se estableció tomando en cuenta el valor de M derivado del método de Rikhter y Efanov ($M = 0,20$ año⁻¹) y un valor de F derivado de la estimación de Z por el método de Ssentongo y Larkin ($Z = 0,35$ año⁻¹). En todos los casos, la simulación se hizo para la longitud de primera captura actual de $L_c = 51,5$ cm de longitud total y la mínima establecida para el Orinoco de $L_c = 65,0$ cm de longitud total (Novoa, 2002).

La simulación del modelo de Thompson y Bell (1934) para la condición extrema de $M = 0,24$ año⁻¹ y $Z = 0,31$ año⁻¹, con un $L_c = 51,5$ cm de longitud total, demostró que el F actual [$F = 0,07(0,03 - 0,20)$ año⁻¹] está por debajo del que produce el rendimiento máximo sostenible (RMS), tal como se observa en la (Figura 3A); indicando un recurso moderadamente explotado, como lo demostró la tasa de explotación estimada con los mismos valores de F y Z (Cuadro 1). No obstante, si se toma como referencia la Biomasa desovante por recluta (BD/R), en el límite superior del valor de F en la situación actual ($F = 0,20$ año⁻¹) el valor de BD/R se ubica alrededor de 0,41; el cual ésta coincide aproximadamente con el valor del punto de referencia objetivo de 0,40 ($F_{40\%}$) propuesto

por Mace (1994), cuando se desconoce la relación stock-reclutamiento. Además, en el nivel de $F_{0,1}$ que se toma como valor de referencia para maximizar el rendimiento, el valor de la BD/R se ubicó alrededor de 0,32 y se pudiera comprometer el potencial reproductivo de la población, mientras que la biomasa por recluta (B/R) se encontraría en el límite del $F_{50\%}$.

Por otro lado, al modificar la talla de primera captura utilizando un $L_c = 65,0$ cm de longitud total, bajo la misma condición de $M = 0,24$ año⁻¹ y $Z = 0,31$ año⁻¹, la simulación del modelo mostró que en este caso se pudiera aumentar significativamente el rendimiento a valores de F alrededor de 0,35; manteniéndose los valores de B/R y BD/R por encima de los valores límites (Figura 3B).

Aplicando el modelo para la condición intermedia de $Z = 0,35$ año⁻¹ y $M = 0,20$ año⁻¹, para un $L_c = 51,5$ cm de longitud total, la simulación señaló que el F actual [$F = 0,15(0,11 - 0,19)$] año⁻¹ se encuentra relativamente cerca del valor de referencia de $F_{0,1}$ y pudiera incrementarse el rendimiento en alrededor de un 15% al llevar la mortalidad a estos niveles de referencia (Figura 4A). Sin embargo, para el F actual la BD/R se encuentra en el límite del $F_{40\%}$ y de aumentarse la mortalidad a los niveles de $F_{0,1}$ se reduciría hasta 0,30 mientras que la B/R se reduciría desde el valor actual de 0,54 hasta 0,43; por lo cual no sería recomendable aumentar los niveles de mortalidad por pesca con respecto a la situación actual en este escenario.

Bajo las mismas condiciones de $M = 0,20$ año⁻¹ y $Z = 0,35$ año⁻¹, pero utilizando un $L_c = 65,0$ cm de longitud total, la simulación del modelo mostró que se puede aumentar el rendimiento en alrededor de 20% al pasar de los niveles de F actuales a los niveles del $F_{0,1}$ ($F = 0,25$ año⁻¹), y que bajo estas condiciones la BD/R se reduciría de un valor en la situación actual de 0,58 a un valor de 0,48 mientras que la B/R se ubicaría en un valor de 0,60 (Figura 4B).

Para la otra condición extrema de $Z = 0,35$ año⁻¹ y $M = 0,12$ año⁻¹, utilizando una longitud de primera captura de 51,5 cm de longitud total, el F actual [$F = 0,23(0,20 - 0,26)$ año⁻¹] estaría por encima del valor de referencia de $F_{0,1}$ (Figura 5A), indicando un recurso sobreexplotado como lo demostró la tasa de explotación para las misma condición de Z y M . Por otro lado, en la situación actual bajo este escenario, el nivel de la BD/R se ubica en 0,22 y la B/R en un nivel de 0,30, lo que también indica un recurso

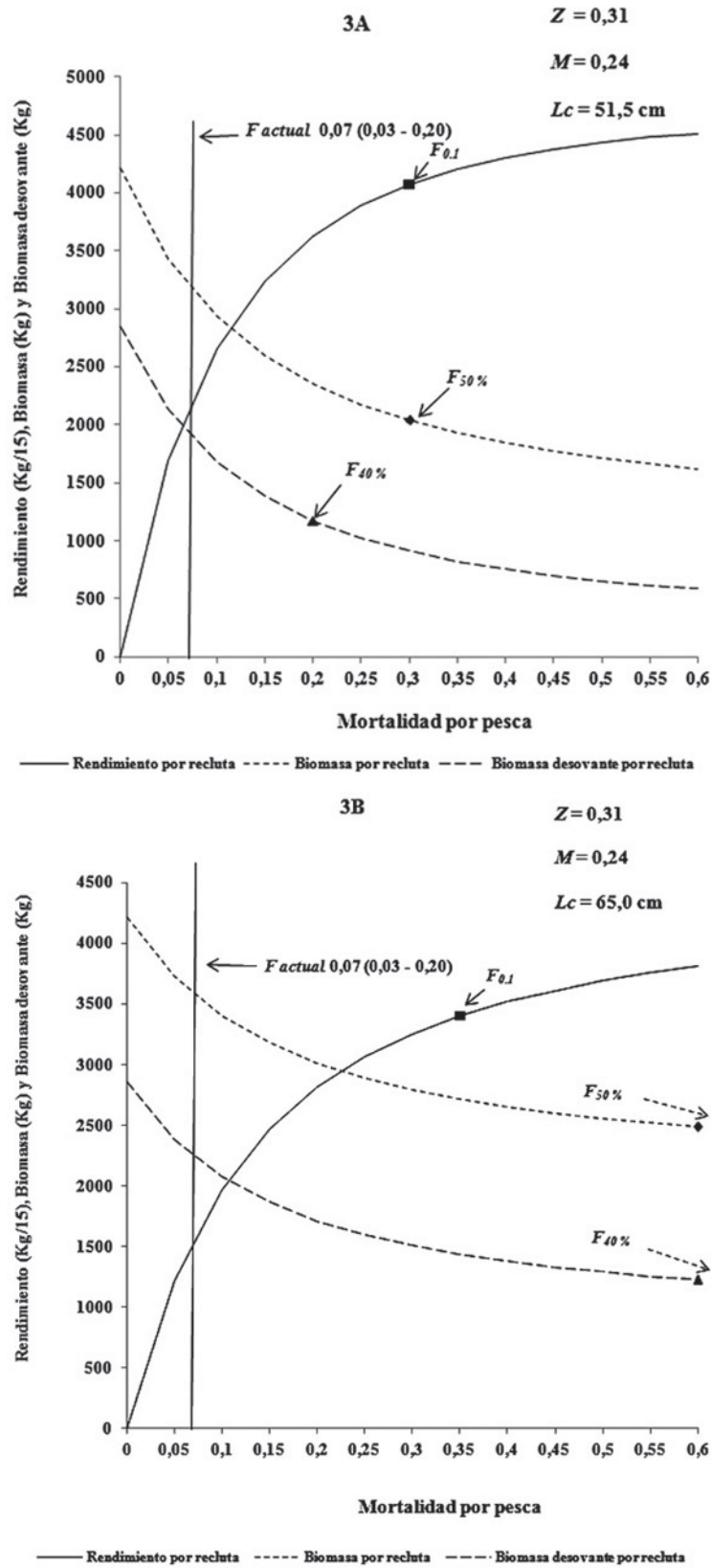


Figura 3. Rendimiento por recluta, biomasa por recluta y biomasa desovante por recluta de *Pseudoplatystoma fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco en Venezuela, para $Z = 0,31$ año-1, $M = 0,24$ año-1 y $L_c = 51,5 \text{ cm}$ (A) y $65,0 \text{ cm}$ (B); según Modelo de Thompson y Bell (1934).

sobreexplotado, cercano a niveles críticos, desde el punto de vista del potencial reproductivo y de la biomasa.

Utilizando los mismos valores de $Z = 0,35 \text{ año}^{-1}$ y $M = 0,12 \text{ año}^{-1}$, pero para un $L_c = 65,0 \text{ cm}$ de longitud total, el F actual estuvo en el límite de su explotación; considerando el intervalo de confianza estimado para el F actual (Figura 5B). Por el contrario, bajo estas condiciones el valor de la B/R es de 0,40 y la BD/R se ubica alrededor de 0,33, ambos por debajo de los valores límites $F_{50\%}$ y $F_{40\%}$; lo que indicaría una situación de sobrepesca con respecto al potencial reproductivo y la biomasa por recluta.

Existe bastante incertidumbre sobre los niveles de explotación de *P. fasciatum* derivados de las estimaciones de mortalidad natural obtenidas en el presente estudio por diferentes métodos. Los valores de mortalidad total obtenidos mediante los métodos de Beverton y Holt ($Z = 0,31 \text{ año}^{-1}$) y Ssentongo y Larkin ($Z = 0,35 \text{ año}^{-1}$) son bastante similares y el intervalo de confianza para ambos métodos combinados se ubica entre 0,29 y 0,37 año^{-1} . No obstante, la mayor incertidumbre se ubica en las estimaciones de mortalidad natural, las cuales variaron entre un mínimo de 0,12 año^{-1} para el método de Srinath hasta un máximo de 0,24 año^{-1} por el método de Pauly, con un intervalo de confianza combinado para todos los métodos que se ubica entre 0,11 y 0,26 año^{-1} (Cuadro 1). Los valores altos de mortalidad natural corresponden a poblaciones que pueden soportar mayores niveles de explotación en comparación con aquellas que tienen niveles de mortalidad natural bajos (Cubillos y Araya, 2007).

Considerando el patrón de pesca actual con una talla media de primera captura de 51,5 cm de longitud total, solamente el escenario más optimista de M ($M = 0,24 \text{ año}^{-1}$) indicaría una población moderadamente explotada. Pero, aun en este caso, no sería recomendable aumentar el esfuerzo de pesca debido a los efectos que tendría sobre la biomasa desovante por recluta, lo cual es resultado de la talla actual de primera captura que se ubica por debajo de la talla media de madurez sexual. En los escenarios en los cuales se aumenta la talla de primera captura al valor establecido en la normativa vigente (65 cm de longitud total), solamente en el caso más pesimista ($M = 0,12 \text{ año}^{-1}$) la población se encontraría entre intensamente explotada o ligeramente sobreexplotada.

En vista de lo anterior es recomendable, en un primer paso, modificar el esquema de explotación para aumentar la talla de primera captura hasta los 65 cm, según la normativa vigente, y evitar aumentos en el esfuerzo de pesca. Es importante destacar que la talla de 65 cm es aproximadamente similar a la longitud óptima de primera madurez derivada de la ecuación propuesta por Froese y Binohlan (2000) cuando se dispone de datos de talla a la madurez y que arrojó un valor de 62 cm. Aún cuando, no se dispone de datos para la estimación de la talla de primera madurez para *P. fasciatum* en el área de estudio, excepto algunos trabajos como el de Barbarino (2005) en la parte baja de los ríos Apure y Arauca que no demuestran los valores de los parámetros de la ojiva de madurez. Ante la inexistencia de los valores de estos parámetros en el área del Orinoco medio, y aparentemente en todo el Orinoco, en el trabajo se aplicaron unos obtenidos en la región colombiana de la cuenca del Orinoco (CCI-INCODER, 2008); siendo prioritario estimar los parámetros de esta ojiva para el área de estudio y validar los resultados obtenidos en el presente trabajo.

Igualmente, la aplicación de los cambios en la selectividad del arte de pesca, necesarios para obtener una talla de primera captura de 65 cm de longitud total, implica una disminución de los rendimientos durante un período de varios años; considerando la baja tasa de crecimiento de la especie en el área de estudio. Sin embargo, es una de las medidas que hay que considerar para la conservación del recurso como objetivo de manejo, ya que de continuar las condiciones actuales de explotación la especie podría entrar en un peligro crítico, como aparentemente ocurre en algunas regiones de la cuenca del Orinoco en Colombia (CCI-INCODER, 2006).

Por otra parte, la talla de 65 cm es inferior a la establecida para otros ríos como el Amazonas peruano, donde la ley de pesca vigente en ese país para la longitud de primera captura de *P. fasciatum* señala una medida de 86,0 cm de longitud a la horquilla (ROP, 2001) y se ha recomendado establecerla en 78,0 cm de longitud estándar (IIAP-AQUAREC, 2011). Igualmente, la longitud de primera captura de *P. fasciatum* en la cuenca del río Cuiabá, Brasil, es de 78,0 cm de longitud a la horquilla (Mateus y Penna, 2007), mientras que la longitud mínima establecida para las cuencas del Orinoco y Magdalena en Colombia es de 80 cm de longitud estándar (CCI-INCODER, 2006).

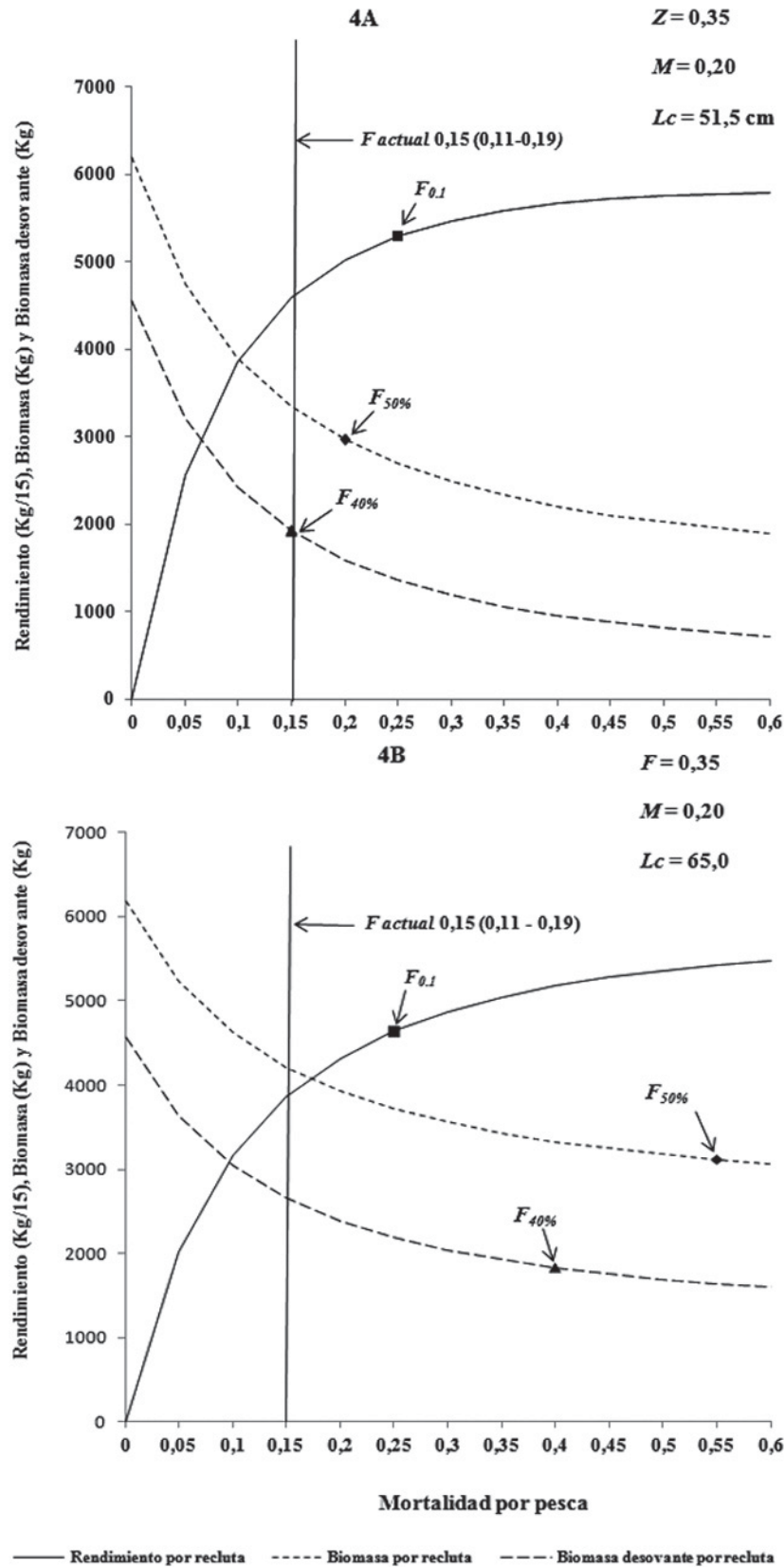


Figura 4. Rendimiento por recluta, biomasa por recluta y biomasa desovante por recluta de *Pseudoplatystoma fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco en Venezuela, para $Z = 0,35$ año⁻¹, $M = 0,20$ año⁻¹ y $L_c = 51,5$ cm (A) y $65,0$ cm (B); según Modelo de Thompson y Bell (1934).

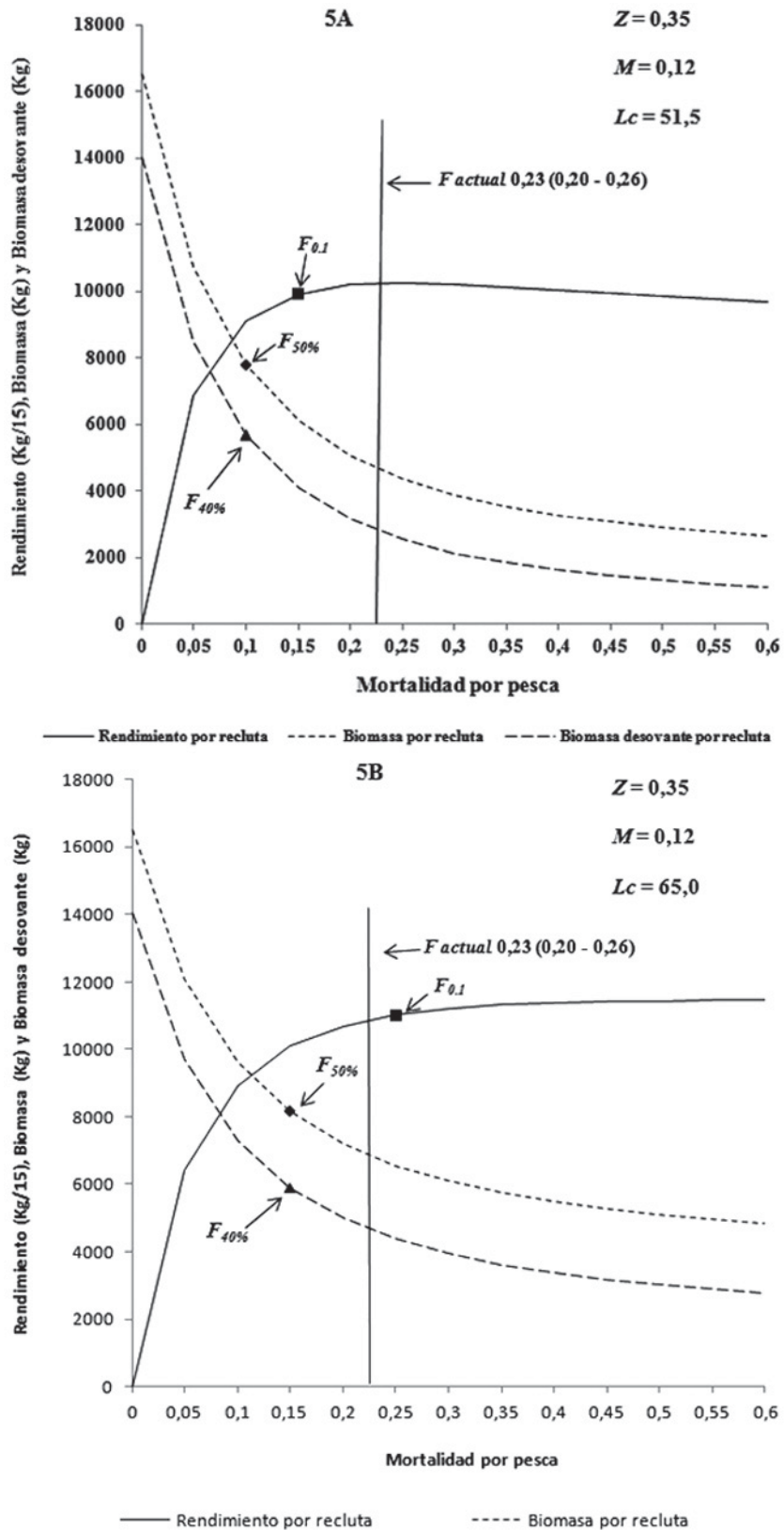


Figura 5. Rendimiento por recluta, biomasa por recluta y biomasa desovante por recluta de *Pseudoplatystoma fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco en Venezuela, para $Z = 0,35$ año-1, $M = 0,12$ año-1 y $L_c = 51,5$ cm (A) y $65,0$ cm (B); según Modelo de Thompson y Bell (1934).

Aunque los resultados obtenidos de la evaluación del recurso deben ser considerados más como indicadores de tendencias antes que resultados absolutos, debido a las limitaciones de los modelos utilizados para especies tropicales, una buena gestión de *P. fasciatum* en el eje Caicara-Cabruta del Orinoco debería empezar con aumentar la longitud de primera captura, así como velar por su estricto cumplimiento; como se ha logrado en algunas especies Pimelodidae de la cuenca del río Cuiabá en Brasil (Penha y Mateus 2007).

En este sentido, es necesario utilizar redes de enmalle de más de 10 cm de abertura de malla cuya selectividad sobre la especie es la que produce la captura de peces de tamaños relativamente pequeños (González *et al.*, 2008); considerando que el sistema de régimen abierto hacia el recurso los hace vulnerable en cualquier estado de su ciclo de vida, especialmente en las primeras etapas. El incremento de la abertura de malla de las redes puede disminuir el rendimiento de otras especies relativamente pequeñas, pero *P. fasciatum* se encuentra entre los recursos pesqueros de mayor valor en las pesquerías continentales de Venezuela y como tal debería ser tratado.

Sobrepescas del crecimiento han sido reportadas para *P. fasciatum* y *P. tigrinum* en la cuenca del Orinoco en Colombia, además de otros bagres Pimelodidae como *P. grosskopfii*, *P. carias*, *P. magdalenae* y *Z. zungaro* (CCI-INCODER, 2006). Igualmente para *P. tigrinum* en el río Apure en Venezuela (Pérez, 2005) y en especies de otras familias como *P. mariae* en el río Meta en Colombia (Ramírez-Gil *et al.*, 2009) y *P. mesopotamicus* en la cuenca del Amazonas (Peixer *et al.*, 2007).

CONCLUSIONES

Los diferentes métodos de estimación de la mortalidad total Z arrojaron valores bastantes similares con un rango que se ubicó entre 0,29 y 0,38 año⁻¹. Sin embargo, la mayor incertidumbre se presenta en la estimación de la mortalidad natural M , cuyas estimaciones se ubicaron en un rango comprendido entre 0,11 y 0,26 año⁻¹. Bajo el actual esquema de explotación con una talla de primera captura de 51,5 cm solamente en el caso evaluado más optimista ($M = 0,24$ año⁻¹) no se estaría presentando una situación de sobreexplotación.

Al evaluarse un cambio en el esquema de explotación aumentando la talla de primera captura al valor de 65 cm correspondiente al límite legal establecido, solamente en el caso más pesimista ($M = 0,12$ año⁻¹) se presentaría una situación de plena explotación o ligera sobreexplotación a los niveles actuales de mortalidad por pesca. Por lo tanto, para evitar la sobrepesca del bagre rayado *Pseudoplatystoma fasciatum* del eje Caicara-Cabruta del Orinoco es necesario que se cumpla la talla mínima establecida y evitar aumentos en los niveles actuales del esfuerzo de pesca.

LITERATURA CITADA

- Alverson, D. L. and M. J. Carney. 1975. A graphic review of the growth and decay of population cohorts. *J. du Con. Int. Explor. Mer.*, 36(2): 133-143.
- Barbarino, A. 2005. Aspectos biológicos y pesqueros de los bagres rayados (*P. tigrinum* y *P. fasciatum*) en la parte baja de los ríos Apure y Arauca. *Mem. Fund. La Salle de Cienc. Nat.*, 163(1): 71-91.
- Beverton, R. J. H. and S. J. Holt. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. *U. K. Min. Agricult. Food and Fish. Invest.*, 19(Ser.2): 1-533.
- Beverton, R. J. H. and S. J. Holt. 1966. Manual of methods for fish stock assessment. Part. 2. Tables of yield functions. *FAO Fish. Tech. Pap.*, 38(1): 1-67.
- Caddy, J. F. and R. Mahon. 1995. References point for fisheries management. *FAO Fish. Tech. Pap.*, (347): 83 p.
- CCI-INCODER. Corporación Colombia Internacional-Instituto Colombiano de Desarrollo Rural. 2006. Pesca y Acuicultura Colombia. Convenio CCI-INCODER, Bogotá, Colombia. 138 p.
- CCI-INCODER. Corporación Colombia Internacional-Instituto Colombiano de Desarrollo Rural. 2008. Pesca y Acuicultura Colombia. Convenio CCI-INCODER, Bogotá, Colombia. 144 p.
- Csirke, J. 1989. Introducción a la dinámica de poblaciones de peces. *FAO, Doc.Tec. Pesca*, (192): 82 p.

- Cubillos, L. and M. Araya. 2007. Estimaciones empíricas de mortalidad natural en el bacalao de profundidad (*Dissostichus eleginoides* Smith, 1898). *Rev. Bio. Mar.*, 42(3): 1-14.
- Ehrhardt, N. M. and J. S. Ault. 1992. Analysis of two length-based mortality models applied to bounded catch length frequencies. *Trans. Am. Fish. Soc.*, 121(1): 115-122.
- Froese, R. and C. Binohlan. 2000. Empirical relationships to estimate asymptotic length, length maturity and length at maximum yield per recruit in fishes, with a simple method to evaluate length data. *J. Fish. Biol.*, 56(4): 758-773.
- Gayaniño, Jr. F. C., P. Sparre and D. Pauly. 1994. The FAO-ICLARM stock assessment tools (FISAT) User's Guide. FAO Computerized Information Series (Fisheries) 6. 186 p.
- González, S. A. R. 2002. Dinámica poblacional de la curvinata de río *Plagioscion squamosissimus* (Pisces: Sciaenidae) en la región del Orinoco medio. Tesis de Maestría en Ciencias Marina, Mención Biología Pesquera, Instituto Oceanográfico de Venezuela, UDO, Cumaná, estado Sucre, Venezuela. 92 p.
- González, S. A. R. 2005a. Dinámica poblacional del bagre rayado *Pseudoplatystoma fasciatum* en la región del Orinoco medio. Trabajo de Ascenso, Instituto Limnológico, UDO, Caicara del Orinoco, estado Bolívar, Venezuela. 50 p.
- González, S. A. R. 2005b. Mortalidad y Rendimiento por recluta de la curvinata de río, *Plagioscion squamosissimus* en la región del Orinoco medio. *Zoot. Trop.*, 23(3): 233-247.
- González, S. A. R., J. Mendoza, F. Arocha y A. Márquez. 2008. Selectividad de la red de enmalle en la captura del bagre rayado *Pseudoplatystoma fasciatum* de la cuenca del Orinoco medio. *Zoot. Trop.*, 26(1): 63-70.
- González, S. A. R. 2010a. Dinámica poblacional del bagre dorado *Brachyplatystoma rousseauxii* en el sector Caicara-Cabruta del Orinoco en Venezuela. Trabajo de Ascenso, Instituto Limnológico, UDO, Caicara del Orinoco, estado Bolívar, Venezuela. 41 p.
- González, S. A. R., J. Mendoza, F. Arocha y A. Márquez. 2010b. Edad y Crecimiento del bagre rayado *Pseudoplatystoma orinocoense* de la cuenca del Orinoco medio. *Zoot. Trop.*, 28(2): 283-29.
- Gulland, J. A. 1983. *Fish Stock Assessment: A manual of basic methods*. John Wiley & Sons. N.Y. 223 p.
- Hoening, J. M. 1983. Empirical use of longevity data to estimate mortality rates. *Fish. Bull.*, 82 (1): 898-902.
- IIAP-AQUAREC. Instituto de Investigación de la Amazonia Peruana- Agua y sus Recursos. 2011. Propuesta de manejo de poblaciones de ocho especies de peces de importancia comercial en Loreto, Iquitos, Perú. 17 p.
- INSOPESCA. Instituto Nacional Socialista de Pesca y Acuicultura. 2010. Producción Pesquera Nacional. Disponible en línea: <http://www.insopesca.gob.ve/files/producción>. [Oct. 10, 2012]
- Jensen A.L. 2000. Harvest reference points for the Beverton and Holt dynamic pool model. *Fish. Res.* 47: 93-96.
- Mace, P.M. 1994. Relationships between common biological reference points used as thresholds and targets of fisheries management strategies. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 51(1):110-122.
- Mateus L., A. F. and G. M. B. Estupiñán. 2002. Fish stock assessment of piraputanga *Brycon microlepis* in the Cuibá river basing, Pantanal of Mato Grosso, Brazil. *Braz. J. Biol.*, 2 (1): 165-170.
- Mateus L., A. F. and M. Petreire Jr. 2004. Age, growth and yield per recruit analysis of the pintado *Pseudoplatystoma corruscans* (Agassiz, 1829) na bacia do rio Cuibá, Pantanal de Mato Grosso, Brasil. *Braz. J. Biol.*, 64(2): 257-264.
- Mateus L., A. F. and M. F. Penha. 2007. Dinâmica populacional de quarto species de grandes bagres na bacia do rio Cuiabá, Pantanal norte, Brasil (Siluriforme, Pimelodidae). *Rev. Bras. Zool.*, 24(1): 87-98.

- Novoa D., R. Ramos y E. Cartaya. 1984. Las pesquerías artesanales del río Orinoco, Sector Caicara-Cabruta. Parte I. Mem. Soc. Cienc. Nat. La Salle, 121(44): 163-215.
- Novoa, D. F. 2002. Los recursos pesqueros del eje fluvial Orinoco-Apure: Presente y Futuro. Ministerio de. Agricultura y Tierra, INAPESCA, Caracas. 148 p.
- Pauly, D. 1980. On the interrelationships between natural mortality, growth parameters and mean environmental temperature in 175 fish stocks. J. Cons. CIEM, 39(2): 39: 175-192.
- Patterson, K. 1992. Fisheries for small pelagic species: an empirical approach to management targets. Rev. Fish Biol. Fish., 2(4): 321-338.
- Peixer J., A. C. Catella and M. Petrere Jr. 2007. Yield per recruit of the pacu *Piaractus mesopotamicus* (Holmberg, 1987) in the pantanal of Mato Grosso do Sul, Brazil. Braz. J. Biol., 67(3): 631-637.
- Penha J., M.F. and L. A. F. Mateus. 2007. Sustainable harvest of two large predatory catfish in the Cuiabá river basin, northern Pantanal, Brazil. Braz. J. Biol., 67(1): 81-89.
- Pérez, L. A. 2005. Ciclo de vida e dinâmica populacional do caparari *Pseudoplatystoma tigrinum* Valenciennes 1840 (Pisces: Pimelodidae), no rio Apure, bacia do rio Orinoco. Tese Doutorado-INPA/UFAM, Manaus, Brazil, 225 p.
- Ramírez-Gil, H., C. Barreto-Reyes y R. E. Ajiaco-Martínez. 2009. Estado actual de la pesca del Bocachico en Puerto López, Meta. Actual. Biol. 31 (1):1-160.
- Reid, S. 1983. La biología de los bagres rayados *Pseudoplatystoma fasciatum* y *P. tigrinum*. En la Cuenca del río Apure, Venezuela. Rev. UNELLEZ Cienc. Tecn. 1(1): 13-41.
- Rochet, M. J. and V. M. Trenkel. 2003. Which community indicators can measure the impact of fishing? A review and proposals. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 60:(14): 89-90.
- ROP (Reglamento de Ordenamiento Pesquero de la Amazonia Peruana). 2001. Ministerio de Pesquería, Resolución Ministerial No. 147-2001-PE, 12 p.
- Rufino, M. and V. J. Isaac. 1999. Dinámica populacional do surubim-tigre *Pseudoplatystoma tigrinum* (Valenciennes, 1840) no medio Amazonas (Siluriformes, Pimelodidae). Acta Amaz., 29(1): 463-476.
- Sparre, P. y S. C. Venema. 1995. Introducción a la evaluación de recursos pesqueros tropicales. Parte 1. Manual. FAO. Doc. Tec. Pesca. 306/1. Rev.1. 420 p.
- Srinath M. 1998. Empirical relationship to estimate the instantaneous rate of natural mortality. Indian J. Fish., 45(1): 7-11.
- Ssentongo G., W. and P. A. Larkin. 1973. Some simple methods of estimating mortality rates of exploited fish populations. J. Fish. Res. Board Can., 30(1):695-698.
- Thompson, W. F. and F. H. Bell. 1934. Biological statistics of the Pacific halibut fishery, 2. Effect of changes in intensity upon total and yield per unit of gear. Rep. Int. Fish., (Pacific Halibut Comm., 8: 49 p.
- Vetter, E. F. 1988. Estimation of natural mortality in fish stocks: a review. Fish. Bull., 86 (1): 25-43.

Respuesta reproductiva de cerdas multíparas a la adición de oxitocina y prostaglandina F₂ alfa previo a la inseminación artificial

Patricia Obando¹, Mayra Alfaro¹, Ernesto Hurtado² y Tomás Rodríguez²

¹Universidad de Oriente. Escuela de Zootecnia. Departamento de Producción e Industria Animal.

²Universidad de Oriente. Escuela de Zootecnia. Departamento de Biología y Sanidad Animal. Apartado 6201. Maturín, estado Monagas, Venezuela. Correo electrónico: pdvobando@gmail.com

RESUMEN

A objeto de evaluar el efecto de la adición de Oxitocina y Prostaglandina F₂ alfa (PGF₂α) a la dosis seminal antes de la Inseminación Artificial Cervical (IAC) sobre el porcentaje de concepción (PC), porcentaje de parto (PP) y número de lechones nacidos totales (NLNT), se realizó un estudio en una granja porcina comercial de ciclo completo ubicada en Ciudad Ojeda, estado Zulia. Se inseminaron 163 cerdas multíparas mestizas Landrace y Yorkshire, con semen de verracos Landrace, Yorkshire y Duroc, en dosis de 80mL que contenían 4x10⁹ espermatozoides. Las cerdas fueron agrupadas al azar en tres tratamientos; T₀: 54 cerdas a las cuales se les realizó IAC sin agregar ningún aditivo a la dosis; T₁: 54 cerdas a las cuales se les agregó 5UI (0,25mL) de oxitocina al catéter antes de la IAC y T₂:55 cerdas a las que se les agregó mediante el catéter antes de la IAC, 5mg (1mL) de PGF₂α. La IAC se realizó con semen refrigerado a las 24; 36 y 48 h siguientes al celo detectado. Los datos fueron analizados a través de ANAVA, mediante el procedimiento GLM (SAS, 1998), para NLNT; y mediante Chi Cuadrado para PC y PP. Los valores promedio fueron: PC= 75,92±0,06; 79,62±0,05 y 74,54±0,06 para los grupos T₀, T₁ y T₂, respectivamente; para PP= 74,07±0,06; 75,93±0,06 y 70,90±0,06 para T₀, T₁ y T₂, respectivamente, y NLNT= 10,20 para T₀; 10,10 para T₁ y 10,03 para T₂. No se observaron diferencias estadísticas entre tratamientos para las variables estudiadas. De manera general, la mejor respuesta reproductiva en cerdas multíparas se obtuvo al adicionar 5UI de oxitocina previa inseminación tradicional con semen refrigerado.

Palabras clave: Oxitocina, Prostaglandina F₂α, Inseminación Artificial Cervical, cerdas multíparas, respuesta reproductiva.

Reproductive performance of multiparous sows to the addition of Oxytocin and Prostaglandin F₂ alfa previous to artificial insemination

ABSTRACT

To evaluate the effect of the addition of oxytocin and prostaglandin F₂ alpha (PGF₂α) to the dose of semen before Artificial Insemination (AI) on the Conception Rate (CR), Farrowing Rate (FR) and Total Number of Piglets Born (TNPB), this study was conducted on a commercial full cycle farm located in the vicinity of Ciudad Ojeda, Zulia State. One hundred and sixty three multiparous crossbred sows, Landrace and Yorkshire were inseminated with semen of Landrace, Yorkshire and Duroc boars, containing 4x10⁹ sperm in a dose of 80mL. All the sows were inseminated through cervical artificial insemination (CAI). Sows were grouped at random in each of the following three treatments: T₀: 54 sows without any additives to the insemination dose, T₁: 54 sows, adding 5IU (0.25mL) of oxytocin to the insemination dose and T₂: 55 sows that received 5mg (1mL) of PGF₂α added to the insemination dose. The CAI was performed with refrigerated semen at 24, 36 and 48 h after estrus detection. Data for TNPB was analyzed by ANOVA, using the Proc GLM (SAS, 1998), and data for CR and FR were analyzed using Chi Square analysis. Average values for the dependent variables studied were: CR= 75.95; 79.62 and 74.54% for T₀, T₁ and T₂, respectively, for FR= 74.07; 75.93 and 70.90% for T₀, T₁ and T₂, respectively, and

TNPB= 10.20 for T_0 ; 10.10; for T_1 and 10.03 for T_2 . There were no statistical differences among treatments for variables in the study. The best reproductive response in sows was obtained by adding 5IU of oxytocin previously to traditional insemination with cooled semen.

Key words: Oxytocin, Prostaglandin $F_2\alpha$, Cervical Artificial Insemination, multiparous sows, reproductive performance.

INTRODUCCIÓN

El rendimiento de una granja de producción porcina depende en gran medida de su eficiencia reproductiva, siendo el número de lechones destetados, las camadas por cerda por año y los días no productivos, parámetros que influyen considerablemente. Para hacer competitivas las unidades de producción porcina, es necesario aumentar su productividad. En este sentido, la técnica de inseminación artificial ha cobrado importancia, debido a las ventajas y beneficios que representa cuando es utilizada de manera correcta. Por otro lado, la utilización de hormonas en producción porcina ha logrado, durante los últimos treinta años, modificar el comportamiento de los animales y el desarrollo reproductivo de las cerdas.

Fisiológicamente se puede describir que, con el servicio, un gran número de células espermáticas depositadas en el cérvix de la cerda, comienzan a ascender hacia la ampolla, pero sólo unas pocas alcanzan el lugar de la fecundación. La musculatura lisa del útero juega papel fundamental en el transporte de espermatozoides, cuando es estimulada por pequeñas cantidades de oxitocina, que segrega la cerda durante el estro, esta hormona genera contracciones uterinas rítmicas que ayudan a los espermatozoides en su desplazamiento hacia los oviductos, concentrándose en la unión útero-tubárica, donde van a permanecer durante unas 24 h, desapareciendo prácticamente a las 48 h. Esta unión tiene el papel de controlar el flujo de células espermáticas hasta el interior de los oviductos (Buxadé *et al.*, 2007).

Existen estudios sobre el uso de estrógenos, prostaglandina y oxitocina que concluyen que su incorporación a las dosis seminales, reduce el tiempo de absorción del semen en la primera inseminación aunque el tamaño de la camada no es significativamente afectada. Al reducir el tiempo empleado en la inseminación, el número de lechones

producidos por unidad de tiempo de trabajo es mayor en las cerdas con semen tratado (Aguarón, 2007).

Uno de los primeros trabajos que cita la utilización de agregados a las dosis seminales fue el realizado por Huhn y König (1976), en el cual recomiendan el uso de sustancias uterótropicas en la dosis seminal, para mantener el peristaltismo de la musculatura del útero, esto surgió por la falta de estímulos o estímulos inadecuados que observaban en la cerda al momento de la inseminación; es así que agregando 5UI de oxitocina consiguieron mejores resultados.

La adición de ciertas sustancias al semen como oxitocina o prostaglandina $F_2\alpha$, puede producir incrementos en la fertilidad y prolificidad de cerdas adultas inseminadas artificialmente (Román *et al.*, 2007).

Por lo anterior, el presente estudio tuvo como objetivo evaluar el efecto de sustancias añadidas al semen, como son la oxitocina y prostaglandina $F_2\alpha$ sobre la fertilidad y tamaño de la camada en cerdas multíparas bajo inseminación artificial tradicional.

MATERIALES Y MÉTODOS

Ubicación y características climáticas

La investigación se realizó en una granja porcina comercial, de ciclo completo, ubicada en la carretera nacional Lara-Zulia, a 15 minutos de Ciudad Ojeda, estado Zulia. El área donde se realizó el estudio presenta un clima tropical de sabana, con temperaturas que superan los 30°C durante todo el año, las precipitaciones están entre 1.200 y 3.000 mm al año. La vegetación es de bosque tropical seco, y de sabanas. El ensayo tuvo una duración de cinco meses, iniciándose el 23 de noviembre de 2009 y culminando el 20 de abril de 2010. Se utilizaron 163 madres multíparas mestizas Landrace y Yorkshire con tres y cuatro días de intervalo destete-estro (IDE), y semen procedente de verracos Duroc, Landrace y Yorkshire.

Manejo reproductivo de cerdas y verracos

Al finalizar el período de lactancia (24 ± 2 d), las cerdas fueron conducidas al área de destete donde se realizó la detección de celo dos veces al día (7:00 y 16:00 h) con la ayuda de un verraco. Luego de detectado el celo, se trasladó la cerda a las jaulas de gestación, donde se realizó el servicio, con semen refrigerado, a las 24, 36 y 48 h luego de detectado el celo. Para la detección de repeticiones de celo se usó un verraco, que era “paseado” delante de las cerdas servidas observando si existían signos de celo; aquellas cerdas que no mostraron celo se consideraron gestantes y permanecieron en las jaulas para posteriormente realizar la prueba con un detector de gestación Doppler tipo A, entre los 30-35 d postservicio. Las cerdas que repitieron celo fueron registradas como vacías o no gestantes. Las cerdas detectadas gestantes se trasladaron a corrales de gestación a los 45 d después del servicio.

Para la recolección de semen, se usaron verracos jóvenes y adultos. A los verracos jóvenes (menores de 18 m), se les realizó recolección de semen dos veces por semana, con 72 h de descanso entre una recolección y la siguiente. A los adultos tres veces por semana, con 48 h de descanso entre recolecciones. El semen fue recolectado de manera manual con la técnica de la mano enguantada. Se midieron las variables en el siguiente orden: pH, utilizando una cinta medidora de pH; vitalidad y motilidad, con una gota de semen recién extraído y observado al microscopio con objetivo de 10X; volumen, calculado mediante una balanza digital de precisión; color, visualizando el semen recién colectado; y concentración a través del método del Hemocitómetro. Luego de obtenida la concentración, se calculó el número de dosis por eyaculado, siendo el semen refrigerado a 16°C para su posterior uso. Se utilizó aquel semen con pH= 7, vitalidad $\geq 80\%$, motilidad ≥ 3 , volumen > 100 mL y concentración > 150.000 espermatozoides por mm^3 .

Inseminación artificial

Una vez detectada la cerda en celo, se realizó la inseminación, previa limpieza y secado de la vulva con papel absorbente. Para ello, se separaron los labios vulvares y se introdujo el catéter con una inclinación de 45°, luego haciendo dos o tres giros en sentido contrario a las agujas del reloj, hasta sentir que el catéter estuvo fijo en el cérvix, esto se comprobó

halándolo suavemente hacia atrás. Después de fijar el catéter, se agregó a través de éste 5UI (0,25mL) de oxitocina o 5mg (1mL) de $\text{PGF}_2\alpha$, de acuerdo al tratamiento, justo antes de acoplar el botellín. Por último, se colocó la dosis de semen y se esperó que ocurriera la absorción de ésta por gravedad. Se utilizó un solo técnico inseminador.

Diseño experimental, tratamientos y análisis estadístico

Se realizó un diseño completamente al azar teniendo a los tratamientos como efecto único. Las variables dependientes fueron: porcentaje de concepción, porcentaje de parto y número de lechones nacidos totales.

Se utilizaron 163 cerdas multíparas distribuidas al azar en tres tratamientos:

T₀: 54 cerdas bajo inseminación artificial cervical con semen sin aditivo (IA-Control).

T₁: 54 cerdas con inseminación artificial cervical adicionando 5UI (0,25mL) de oxitocina a la dosis seminal (IA-Oxi).

T₂: 55 cerdas bajo inseminación artificial cervical con la adición de 5mg (1mL) de $\text{PGF}_2\alpha$ a la dosis seminal (IA- $\text{PGF}_2\alpha$).

El modelo lineal utilizado fue:

$$Y_{ij} = \mu + t_i + \varepsilon_{ij}$$

Donde:

Y_{ij} = Representa el valor de la respuesta al tratamiento “i” de una cerda “j”, donde $j = (1, \dots, 54)$.

μ = Media teórica de la población (cuando $N_{ij} = 0$).

T_i = Efecto del i-esimo tratamiento, donde “i” = (1,2,3).

ε_{ij} = Efecto del error experimental con media cero y varianza común.

Los datos fueron analizados a través de un análisis de varianza utilizando el paquete estadístico SAS (1998), utilizando el procedimiento GLM.

Para evaluar el porcentaje de concepción y el porcentaje de parto se utilizó la prueba de Chi Cuadrado, asignándole un valor de uno (1) a las cerdas gestantes y cero (0) a las cerdas no gestantes, estimándose como porcentaje (número de cerdas preñadas/número de cerdas servidas x 100).

Similarmente, para evaluar el porcentaje de parto se le asignó un valor de uno (1) a la cerda parida y cero (0) a la cerda que no parió, y se estimó como porcentaje (número de cerdas que parieron/número de cerdas servidas x 100).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Porcentaje de concepción

En el Cuadro 1 se muestran los promedios y errores estándar para el porcentaje de concepción de cada tratamiento, con el mayor valor ($79,62 \pm 0,05$); para el Tratamiento 1 (IA-Oxi) y el menor valor ($74,54 \pm 0,06$) para el Tratamiento 2 (IA-PGF₂ α). La prueba de Chi Cuadrado no arrojó diferencias estadísticas entre tratamientos.

Horvat y Bilkei (2003), reportaron valores para porcentaje de concepción de $94,11 \pm 2,24$ cuando inseminaron cerdas multíparas con adición de 1mL de PGF₂ α , resultados superiores a los reportados en este ensayo de $74,54 \pm 0,06\%$ para T₁; y $73,92 \pm 2,51\%$ para las cerdas inseminadas sin aditivo a las dosis de semen, coincidiendo con los valores presentados en esta investigación de $75,92 \pm 0,06\%$. Por el contrario, Levis (2002), encontró valores inferiores a los obtenidos en esta investigación para el porcentaje de concepción con adición de PGF₂ α ; siendo $74,10\%$ para el tratamiento control y $66,90\%$ para el tratamiento con adición de PGF₂ α . Soto (2007), determinó valores para este parámetro de $73,70 \pm 13,3\%$ para cerdas inseminadas con 4mL de oxitocina y $54,60 \pm 15,0\%$ para el tratamiento control.

Porcentaje de parto

Los promedios y errores estándar para el porcentaje de parto por tratamientos se observan en el Cuadro 2. Los resultados señalan que las cerdas inseminadas con adición de oxitocina a la dosis seminal (T₁) tuvieron, desde el punto de vista numérico, un mayor porcentaje de parto ($75,93 \pm 0,06$). Por otra parte, las cerdas servidas con adición de Prostaglandina F₂ α (T₂), presentaron numéricamente, el menor valor ($70,90 \pm 0,06$). La prueba de Chi Cuadrado no indicó diferencias estadísticas para el porcentaje de parto por tratamientos.

Krajnak (1988), quién estudió el efecto de la adición exógena de oxitocina en cerdas multíparas, reportó valores de $79,80\%$ y $75,60\%$ para tratamiento

con oxitocina y control, respectivamente, valores superiores a los encontrados en este ensayo para porcentaje de parto, de $75,93 \pm 0,06$ y $74,07 \pm 0,06$ para el tratamiento con oxitocina y tratamiento control, respectivamente. En otro estudio, Levis (2002), determinó $83,00\%$ y $74,90\%$ para adición de oxitocina al semen y grupo control, respectivamente, y a su vez, obtuvo $83,91\%$ para cerdas inseminadas con adición de PGF₂ α . Resultados superiores a los encontrados en esta investigación.

Los resultados de concepción y parto, definitivamente bajos en esta investigación, pueden estar relacionados a que el momento de realizar los servicios de 24, 36 y 48 h luego de detectado el celo, no fueron totalmente adecuados, lo que probablemente pudo haber determinado un encuentro inadecuado entre espermatozoides con los ovocitos, que afectó la viabilidad de la fecundación. Weitze *et al.* (1994), señalaron que las cerdas con intervalo destete-estro de 3 d, las cuales presentan celo corto, deben ser inseminadas con una rutina de servicios de 12, 24 y 36 h siguientes de detectado el celo, para poder obtener altas tasas de fertilidad.

Sin embargo, puede observarse un aumento en el porcentaje de concepción en las cerdas inseminadas bajo el tratamiento 1, lo cual puede deberse a la relación existente entre la liberación de oxitocina y las contracciones uterinas sobre el movimiento de traslación de los espermatozoides, hasta el sitio del tracto genital de la hembra donde tendrá lugar la fecundación (Buxadé y Sánchez, 2009). Por otro lado, los estrógenos incrementan el número de receptores de oxitocina, alterando la sensibilidad de la cerda para la oxitocina y provocando la liberación de prostaglandinas. Las prostaglandinas y oxitocina provocan la contracción de la musculatura lisa del útero facilitando el tránsito espermático y mejorando la fecundidad (Willenburg *et al.*, 2003).

Número de lechones nacidos totales

El efecto de la adición de oxitocina y prostaglandina F₂ α al semen sobre el número de lechones nacidos totales se refleja en el Cuadro 3, donde se observan valores numéricamente mayores ($10,20 \pm 0,42$) en el T₀; que para el T₂ ($10,03 \pm 0,43$). El análisis de varianza no mostró diferencias estadísticas entre tratamientos.

Ballón (2005), obtuvo un valor de 10,44 para el número de lechones nacidos totales sin adición de oxitocina, lo cual es similar al obtenido en esta investigación (10,20). Sin embargo, para el tratamiento con oxitocina reportó 11,40 lechones nacidos totales en comparación a los 10,10 obtenidos en este ensayo. A su vez Levis (2002), determinó valores de 9,99 y 11,16 para el tratamiento control y con adición de $\text{PGF}_2\alpha$, respectivamente y 11,50 NLNT con adición de oxitocina al semen.

Los servicios realizados a las 24, 36 y 48 h luego de iniciado el celo, determinan que la tercera dosis, pudo haber sido incorporada durante el metaestro de las cerdas, generando una nueva reacción de estimulación en el útero. Investigaciones indican que las inseminaciones pre ovulatorias aumentan las posibilidades de concepción y no así las post ovulatorias, produciendo un aumento del retorno al celo de 15,5% y de una reducción del tamaño de la camada en 1,3 lechones (Rozeboom, 1999; Weitze, 2000).

Cuadro 1. Promedios y errores estándar para porcentaje de concepción por grupo de tratamiento.

Tratamiento	n	Concepción (%)	EE
0 (IA-Control)	54	75,92	±0,06
1 (IA-Oxi)	54	79,62	±0,05
2 (IA- $\text{PGF}_2\alpha$)	55	74,54	±0,06

Cuadro 2. Promedios y errores estándar para porcentaje de parto por grupo de tratamiento.

Tratamiento	n	Parto (%)	EE
0 (IA-Control)	54	74,07	±0,06
1 (IA-Oxi)	54	75,93	±0,06
2 (IA- $\text{PGF}_2\alpha$)	55	70,90	±0,06

Cuadro 3. Promedios y errores estándar para la variable número de lechones nacidos totales (NLNT) por grupo de tratamiento.

Tratamiento	n	NLNT	EE
0 (IA-Control)	40	10,20	±0,42
1 (IA-Oxi)	42	10,10	±0,41
2 (IA- $\text{PGF}_2\alpha$)	39	10,03	±0,43

CONCLUSIÓN

La respuesta reproductiva de las cerdas multíparas, medida a través del porcentaje de concepción, porcentaje de parto y número de lechones nacidos totales, no fue afectada significativamente por la adición de oxitocina y prostaglandina F_2 alfa al semen, previa inseminación artificial cervical con semen refrigerado.

LITERATURA CITADA

- Aguarón, A. 2007. Comparativa del uso de prostaglandinas como aditivos en las dosis de semen de verraco para la inseminación artificial. Efecto sobre los parámetros productivos de la cerda. *Cría y Salud Porcina*, 20: 66-70.
- Ballón, C. 2005. Influencia de la adición de oxitocina en el semen de verracos sobre la eficiencia de la inseminación artificial en cerdas. Trabajo de Grado. Ciencia y Producción Agropecuaria. Zamorano, Honduras. 19p.
- Buxadé, C., E. Marco y D. López. 2007. La cerda reproductora: claves de su optimización productiva. Euroganadería. Madrid, España. 559p.
- Buxadé, C. y R. Sánchez. 2009. El verraco. Claves de su optimización productiva. Euroganadería. Madrid, España. 383p.
- Horvat, G. and G. Bilkei. 2003. Exogenous prostaglandin $F_2\alpha$ at time of ovulation improves reproductive efficiency in repeat breeder sows. *Theriogenology*, 59:1479-1484.
- Huhn, U. e I. König. 1976. Recomendaciones científico técnicas para la tecnología de la reproducción del cerdo. Academias de Ciencias Agrícolas de la República Dominicana. 7p.
- Krajnak, P. 1988. The effect of oxytocin addition to insemination doses on the fertility of sow. *Zivocisna Vyroba*, 33: 845-850
- Levis, D. 2002. Uses of additives to a dose of boar semen. The Ohio State University. Columbus, Ohio. pp. 45-53.
- Román, M., J. Domínguez, M. Abad y J. Peláez. 2007. Efecto del aditivo seminal Lechon Plus® sobre la fertilidad y prolificidad de cerdas adultas con dosis seminales conservadas en refrigeración durante 24 y 48 horas. XXXVIII Jornadas de Estudio, XII Jornadas sobre Producción Animal. Zaragoza, España. I-II pp. 27-29.
- Rozeboom, K. 1999. The effect of spermatozoa and seminal plasma on leucocyte migration into the uterus of gilts. *J. Anim. Sci.*, 77: 2201-2206.
- SAS. Statistical Analysis System. 1998. User Guide Statistics. (Version 6.01). SAS. Int. Inc. Cary, N.C.
- Soto, J. 2007. Efecto de las hormonas oxitocina y $PGF_2\alpha$ durante la inseminación artificial sobre la eficiencia reproductiva en cerdas. Tesis de Grado para Maestro en Ciencias en Industria Pecuaria. Universidad de Puerto Rico. Mayagüez, Puerto Rico. 80p.
- Weitze, K. 2000. Reação imune do útero de porcas á inseminação e suas consequências na fecundação. 3º Simpósio Internacional Inseminação Artificial em suínos. Foz de Iguaçu, Brasil. pp. 86-92.
- Weitze, K., H. Wagner-Rietschel, D. Waberski, L. Ritcher and J. Krieter. 1994. The onset of estrus after weaning, estrus duration and ovulation as major factors in AI timing in sows. *Reprod. Domest. Anim.*, 29: 433-443.
- Willenburg, K., G. Miller, S. Rodríguez-Zas and R. Knox. 2003. Influence of hormone supplementation to extended semen on artificial insemination, uterine contractions, establishment of a sperm reservoir, and fertility in swine. *J. Anim. Sci.*, 81: 821-829

Medidas corporales e índices zoométricos de toros Criollo Limonero de Venezuela

Gloria Contreras¹, Zuleima Chirinos², Edgar Molero¹, Anne Paéz¹

¹Instituto Nacional de Investigaciones Agrícola (INIA). Estación Local Carrasquero, estado Zulia, Venezuela. ²Universidad del Zulia, Facultad de Agronomía, Maracaibo, estado Zulia, Venezuela. Correo electrónico: gcontreras@inia.gob.ve.

RESUMEN

Con el objetivo de determinar las principales medidas corporales y sus relaciones mediante índices zoométricos se evaluaron, 49 toros Criollo Limonero puro. Se midieron: Altura a la cruz (ACR), Altura a la cadera (ACD), Perímetro torácico (PTO), Perímetro de cadera (PCA), Longitud corporal (LCO), Ancho de grupa (AGR), Ancho de tórax (ATO), Perímetro de la caña (PCA), Longitud de la grupa (LGR), Largo de la cabeza (LCA), Ancho de cabeza (ACA), Longitud de la cola (LOC), Grosor de la cola (GCO); y los índices: Cefálico (ICE), Torácico (ITO), Corporal (ICO), Corporal lateral (ICL), Anamorfosis (IAN), Pelviano (IPE), Dáctilo-torácico (IDT), Dáctilo-costal (IDC), Pelviano transversal (IPT), Pelviano longitudinal (IPL), Espesor relativo de la caña (IER), y Carga de la Caña (ICC). Se estimaron estadísticos descriptivos y coeficientes de correlación de Pearson utilizando el programa SAS®. Las mediciones mostraron bajos coeficientes de variación (3,32 ACR y 10,88 PTO), reflejando gran homogeneidad fenotípica. Encontrándose correlaciones positivas ($P < 0,001$) entre el peso vivo y las características morfológicas estudiadas; siendo el PTO el más correlacionado ($r = 0,93$). Los índices zoométricos, oscilaron entre 2,38 (IAN) y 194,03 (IPE). Describiéndose los toros Criollo Limonero como un biotipo netamente dolicocefalo, de gran uniformidad morfológica, eumétricos, proporciones mediolínea, grupa concavilínea, líneas dorso-lumbares ascendentes hacia la grupa, volumen corporal en armonía con el desarrollo óseo, cañas y aplomos robustos, con tendencia a desarrollar tejido muscular en la zona de cortes más valiosos y aptitudes productivas tanto para la producción de leche como para la producción de carne.

Palabras clave: Criollo Limonero, toros, medidas corporales, índices zoométricos.

Body measurements and zoometric indexes of the creole limonero Bulls of Venezuela

ABSTRACT

In order to determine body measurements and their relationships through zoometric indexes 49 pure Criollo Limonero bulls were evaluated. Different measures were taken: height to cross (HCR), height to hip (HTH), thoracic perimeter (PTO), hip perimeter (HP), body length (BL), rump width (GRW), thorax width (TW), shank perimeter (SP), rump length (GRL), head length (HL), head width (HW), tail length (TL), tail thickness (TT); and zoometric indexes: Cephalic (CEI), Thoracic (TOI), Body (BOI), Side Body (SBI), Anamorphous (ANI), Pelvian (PEI), Dactylo-thoracic (DTI), Dactylo-costal (DCI), Pelvian Transversal (PTI), Pelvian Longitudinal (PLI), Shank relative thickness (SRI), and Shank load (SLI). Descriptive analysis and Pearson correlation was made with SAS® software. The measures showed low coefficients of variation (3.32 HCR and 10.88 PTO), reflecting a high phenotypic homogeneity. Positive correlation ($P < 0.001$) was found between body weight and morphological characteristics, the thoracic perimeter was the most correlated ($r = 0.93$). Zoometric Indexes ranged from 2.38 for ANI and 194.03 for PEI. The Criollo Limonero bulls are described as a clearly dolichocephalic biotype, with good morphological uniformity, eumetric, of half-line proportions, concave rump, region dorsal-lumbar ascending towards the rump, and body size in harmony with bone development, shank and legs robust, with tendency to develop muscle tissue in the zone of most valuable cuts and of productive aptitudes for milk and meat production.

Key words: Creole Limonero, bulls, body measurements, zoometrics indexes.

INTRODUCCIÓN

Los bovinos “Criollos” de América Latina, tienen su origen común de los vacunos traídos por los españoles y portugueses durante la colonización. El ganado Criollo Limonero se desarrolló en Venezuela durante un periodo de más de 500 años, principalmente por un proceso de selección natural, dando como resultado las formas y dimensiones que presentan en la actualidad (Bracho, *et al.*, 2002).

Estos bovinos, no están registrados como raza, pero analizando los criterios que definen una raza considerados por diferentes especialistas encontramos que todos coinciden en que en la raza debe existir “homogeneidad en caracteres determinados genéticamente” estos caracteres son diversos, unos de tipo fisiológico-productivo y otros morfológicos (Rodero y Herrera, 2000). Para Sierra (2000), raza es un concepto técnico-científico, identificador y diferenciador de un grupo de animales a través de una serie de características (morfológicas, productivas, psicológicas, de adaptación, entre otras) que son transmisibles a la descendencia, manteniendo cierta variabilidad y dinámica evolutiva. Por esas razones y debido a la riqueza genética que presenta, el ganado Criollo Limonero en la búsqueda de su reconocimiento como raza, se han caracterizado morfológicamente las vacas (Contreras, *et al.*, 2011; Ríos, *et al.*, 1959), no así los machos.

Las cualidades y aptitudes de una raza o su inclinación hacia determinada producción zootécnica, se pueden conocer directamente midiendo las características de interés zootécnico económico o indirectamente a través de la zoometría, teniendo información sobre las medidas corporales, las cuales responden a su vez además del aporte genético de cada raza, a la influencia de factores inherentes al individuo, como el sexo, la edad y el ambiente en el cual se desenvuelven, permitiendo conocer la morfología que ha adquirido el ganado a través del tiempo y las capacidades productivas o su inclinación hacia determinada producción zootécnica (Rodríguez, *et al.*, 2001).

Por otra parte, la morfología externa refuerza su valor como descriptora, diferenciadora e identificadora del individuo o de la raza y además establece la coordinación adecuada entre los

parámetros morfológicos, genéticos, fisiológicos, reproductivos, productivos para que pueda permitir una mejor valoración productiva del individuo o de una raza (Sierra, 2009).

La evaluación de los toros Criollo Limonero permite: a) cuantificar la conformación corporal, para la caracterización y diferenciación racial, (b) definir el fenotipo como criterio identificador de raza, individuo y tipo que han adquirido los machos, (c) compararlos con otros toros Criollos existentes en latino américa, (d) conocer zoométricamente las capacidades productivas o su inclinación hacia determinada producción zootécnica y (f) describir el patrón o estándar racial de los toros Criollo Limonero.

La presente investigación, forma parte del proyecto nacional “Mejoramiento, Preservación y Difusión de la Raza Criollo Limonero en Venezuela” con el objetivo de determinar las medidas corporales y sus relaciones mediante índices zoométricos de toros Criollo Limonero en condiciones de bosque seco tropical.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se evaluaron 49 toros Criollo Limonero puro adultos (> 3 años; máximo: 9,41años; mínimo: 3,16 años) y edad promedio de $5,49 \pm 1,62$ años. Este lote de toros, corresponde al total de machos existentes en la Estación Local Carrasquero, presentando un estado de carnes variable en la valoración “in vivo” (peso vivo promedio: 390,33 kg; máximo: 563; mínimo: 275 kg). Son propiedad del Ministerio del Poder Popular para la Agricultura y Tierras (MPPAT) y están adscritos al Instituto Nacional de Investigaciones Agrícolas (INIA), ubicada en el sector Playa Bonita de la vía Carbones del Guasare, parroquia Monseñor Sergio Godoy, municipio Mara del estado Zulia, Venezuela a 11° N y 72° O.

La zona se caracteriza como bosque seco tropical, con un intervalo de precipitación anual de 810 a 920 mm, temperatura media anual de 27,4°C, con valores máximos de 35,2°C y mínimos 19,7°C, 77,3% de humedad relativa y 6,17 m.s.n.m. (Ewel, *et al.*, 1976).

Las medidas se realizaron en centímetros, utilizando cinta métrica inextensible y bastón de madera métrico, incluyeron: Altura a la cruz (ACR), Altura a la cadera (ACD), Perímetro torácico (PTO), Perímetro de cadera (PCA), Longitud corporal (LCO), Ancho de grupa (AGR), Ancho de tórax

(ATO), Perímetro de la caña (PCA), Longitud de la grupa (LGR), Largo de la cabeza (LCA), Ancho de cabeza (ACA), Longitud de la cola (LOC), Grosor de la cola (GCO). El mismo día, se tomó el peso vivo de cada toro, con báscula de 1500 kg de capacidad. Se estimaron estadísticos descriptivos y coeficientes de correlación de Pearson con el paquete estadístico SAS (2003) versión 9.1.

A partir de las medidas lineales, se determinaron los índices zoométricos utilizando las siguientes fórmulas expresadas en porcentaje (Aparicio, 1974; Dubuc, 1991; Martínez, *et al.*, 1998; Müller, 1956; Parés, 2009).

- Etnológicos:

Cefálico (ICE) = (Ancho de la cabeza/largo de la cabeza).

Torácico (ITO) = (Ancho de tórax/altura de tórax).

Corporal (ICO) = (Longitud corporal/perímetro torácico).

Corporal-lateral (ICL) = (Altura a la cruz/longitud corporal).

Anamorfosis (IAN) = $\text{Perímetro torácico}^2 / (\text{altura a la cruz})$.

Pelviano (IPE) = (Ancho de grupa/longitud grupa).

- Índices relacionados a las aptitudes productivas:

Capacidad lechera:

Dáctilo-torácico (IDT) = $(\text{Perímetro de la caña} / \text{perímetro torácico})$.

Dáctilo-costal (IDC) = $(\text{Perímetro de la caña} / \text{ancho de tórax})$.

Capacidad Cárnica:

Pelviano-transversal (IPT) = $(\text{Ancho de grupa} / \text{alzada a la cruz})$.

Pelviano-longitudinal (IPL) = $(\text{Longitud de la grupa} / \text{alzada a la cruz})$.

Otros Índices:

Espesor relativo de la caña (IER) = $(\text{Perímetro de la caña} / \text{alzada a la cruz})$.

Carga de la Caña (ICC) = $(\text{Perímetro de la caña} / \text{Peso vivo})$.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El número de medidas corporales que toman la mayoría de los autores para caracterizar el ganado bovino, fluctúa entre seis y catorce. Para este estudio se tomaron trece (13). El Cuadro 1 muestra los estadísticos descriptivos estimados. La edad promedio de los toros Criollo Limonero (Figura) fue de 5,49 años y peso corporal de 390,33 kg. Los coeficientes de variación (CV) mostraron baja variabilidad (3,32 para ACR y 10,88 para PCA), reflejando homogeneidad fenotípica de los machos.

Estos resultados, fortalecen la base para la creación del estándar de la raza Criollo Limonero; a través del peso y tamaño, se evidencia que es una raza eumétrica (mediano peso y tamaño) y por su morfología regional (Cabeza, tronco, grupa y extremidades) de proporciones mediolíneas, algunos con pequeños desplazamientos a longilíneos (estirados, estrechos y alargados), líneas dorso-lumbares ascendentes hacia la grupa, propias de animales con escasa selección.

Del mismo modo, resultados similares de homogeneidad entre los machos, se reportan en bovinos criollos de otros países como Argentina, Colombia y Uruguay (Mahecha, *et al.*, 2002; Martínez, *et al.*, 1998; Rodríguez, *et al.*, 2001).

Se evidenció correlación fenotípica altamente significativa entre el peso vivo y casi todas las características morfológicas estudiadas, resultando el perímetro torácico ($r=0,93$; $P<0,001$) como el mejor indicador del peso vivo, igual como lo han señalado otros investigadores (Mahecha, *et al.*, 2002).

En cuanto al resto de las medidas corporales, la altura a la grupa o la altura a la cruz fueron utilizadas desde hace muchos años para el estudio del desarrollo esquelético, afirmando algunos autores que la altura a la grupa es un carácter que indica la madurez a edad temprana, seguido por la altura a la cruz y el ancho de tórax; otros estudios aseguran que la inclusión de la altura y el peso puede ser la mejor opción para la selección por tamaño, aunque siendo también útiles las medidas de la caña y la altura a la cadera en edades tempranas para predecir el peso y el tamaño en la madurez; las medidas largo de la cabeza, ancho de cabeza, longitud y grosor de la cola tienen gran importancia en la caracterización de la raza, ya que son las que van a establecer las diferencias existentes

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos y correlación fenotípica entre el peso corporal (kg) y las características morfológicas (cm) en toros Criollo Limonero.

Característica	Media	DE	Mínimo	Máximo	CV	(r) *
Edad (años)	5,49	1,62	3,16	9,41	29,43	-
Peso Corporal	390,33	64,89	275,00	563,00	16,62	-
ACR	126,65	4,21	116,00	135,00	3,32	0,69*
ACD	133,22	4,80	123,00	144,00	3,60	0,70*
PTO	173,47	9,57	150,00	193,00	5,52	0,93*
PCA	174,76	19,02	150,00	286,00	10,88	0,50*
LCO	132,04	6,33	120,00	149,00	4,80	0,78*
AGR	68,37	3,68	60,00	76,00	5,38	0,69*
ATO	86,73	4,79	75,00	96,50	5,52	0,77*
PCA	19,59	1,24	17,00	23,00	6,33	0,82*
LGR	35,33	2,48	31,00	41,00	7,01	0,79*
LCA	49,08	2,33	45,00	54,00	4,74	0,37**
ACA	26,71	1,79	23,00	30,00	6,70	0,26 ^{ns}
LOC	85,65	5,31	72,00	98,00	6,20	0,33**
GCO	25,10	1,60	21,00	28,00	6,36	0,37*

ACR: Altura a la Cruz; ACD: Altura a la cadera; PTO: Perímetro torácico; PCA: Perímetro de cadera; LCO: Longitud corporal; AGR: Ancho de grupa; ATO: Ancho de tórax; PCA: Perímetro de la caña; LGR: Longitud de la grupa; LCA: Largo de la cabeza; ACA: Ancho de cabeza; LOC: Longitud de la cola; GCO: Grosor de la cola. DE: Desviación estándar; CV: Coeficiente de variación; r: Correlación fenotípica. *:P<0,001. **:P<0,05 ^{ns}: no significativo

en los estudios comparativos, por sexo dentro de la raza y entre razas (Herrera y Luque, 2009; Rodero, *et al.*, 2009; Sánchez e Iglesias, 2009).

Los índices zoométricos (Cuadro 2) muestran muy poca variabilidad en un rango de 3,69 para ICL y 11,43% para ICC, reflejando una gran homogeneidad fenotípica entre los toros evaluados. El ICE permite clasificar los animales en dolico, braqui y mesocéfalos el valor obtenido (54,53%) corresponde a animales dolicocefalos, aunque con una tendencia hacia la mesocefalia, ya que predomina la longitud de la cabeza con relación a su anchura (Martínez, *et al.*, 1998).

El ITO 68,47% refleja la forma de la sección torácica como elíptica dentro del valor indicado para el ganado tipo lechero (<=75 hasta 60), según Dubuc (1991). El ICO (76,20%) resultó ligeramente inferior al rango reportado para bovinos tipo lechero (78-83%) y superior para el tipo cárnico (64-70%) como

lo indica Dubuc (1991), mientras que, el ICL (96,04%) fue mayor al reportado en otros bovinos Criollos (Martínez, *et al.*, 1998; Rodríguez, *et al.*, 2001). Estos índices ITO, ICO y ICL tienen el mismo significado, ya que están referidos a la longitud corporal y al ancho del tórax determinando la forma de la sección torácica de acuerdo al tipo de ganado, lechero (más elíptico) y cárnico (más circular), aunque se muestren completamente diferentes en sus valores numéricos.

El índice de anamorfosis (IAN), determina como es la conformación del individuo, en bovinos si este valor es alto (4,0 y 5,0) se refiere a un animal productor de carne y si es bajo (2,5 y 3,0) se corresponde con una animal con tendencia a producir más leche que carne, en este estudio el IAN (2,38) encontrado se corresponde con un animal más longilíneo y se ubicó dentro del mismo rango de valores obtenidos en otros bovinos criollos (Mahecha, *et al.*, 2002; Martínez, *et al.*, 1998; Rodríguez, *et al.*, 2001).



Figura: Toro Criollo Limonero. Estación Local Carrasquero INIA.

Cuadro 2. Índices zoométricos en toros Criollo Limonero.

Índice (%)	Media	DE	Mínimo	Máximo	CV
ICE	54,53	4,26	46,00	64,44	7,81
ITO	68,47	2,72	63,67	73,64	3,97
ICO	76,20	2,83	70,98	81,44	3,72
ICL	96,04	3,54	86,90	102,50	3,69
IAN	2,38	0,21	1,94	2,80	9,03
IPE	194,03	11,22	166,67	214,71	5,78
IDT	11,30	0,47	10,36	12,43	4,12
IDC	22,60	0,93	20,73	24,85	4,12
IPT	53,99	2,45	48,87	58,87	4,53
IPL	27,88	1,44	25,20	30,83	5,18
IER	15,46	0,72	13,85	17,29	4,65
ICC	5,10	0,58	3,81	6,45	11,43

ICE: Índice Cefálico; ITO: Índice Torácico, ICO: Índice Corporal; ICL: Índice Corporal lateral; IAN: Índice de Anamorfosis, IPE: Índice Pelviano; IDT: Índice Dáctilo-torácico; IDC: Índice Dáctilo-costal; IPT: Índice Pelviano Transversal; IPL: Índice Pelviano longitudinal; IER: Índice Espesor relativo de la caña; ICC: Índice Carga de la Caña. DE: Desviación estándar; CV: Coeficiente de variación.

De acuerdo con los Índices relacionados a las aptitudes productivas el IDT proporciona una idea del grado de finura del esqueleto, siendo su valor Alto en los animales tipo lechero (11-12%) y Bajo en los de tipo cárnico (menor a 10%) Dubuc (1991); aunque para Parés (2009), un valor mayor en el IDT es para los animales carniceros y menor en los lecheros, en este caso considerando a Dubuc (1991) el valor obtenido de 11,30%, lo describe como un animal con tendencia al tipo lechero; al combinar este índice (IDT) con el IDC (22,60%) y el IER (15,46%), sugieren armonía con el desarrollo óseo, es decir con cañas y aplomos mucho más robustos que los necesarios para soportar la masa corporal.

En cuanto a los índices IPT (53,99%) y el IPL (27,88%) que indican la capacidad cárnica bovina, la relación entre anchura y longitud de la pelvis, rica en masas musculares y que a su vez se relaciona con la alzada o corpulencia del animal, nos indica en esta raza una predisposición intermedia, al desarrollo de tejido muscular en esta zona de cortes más valiosos. Esta aseveración se evidenció en trabajo de investigación sobre las características al sacrificio, rasgos de la canal y rendimiento carnicero de novillos Criollo Limonero sometidos a suplementación durante la fase de ceba a pastoreo, donde el rendimiento medio en canal para las piezas de alto valor fue de 30,36% (Rodas-González, *et al.*, 2006).

CONCLUSIONES

Se describen los toros Criollo Limonero como un biotipo netamente dolicocefalo, de gran uniformidad morfológica, eumétricos, proporciones mediolínea, grupa concavilínea, líneas dorso-lumbares ascendentes hacia la grupa, volumen corporal en armonía con el desarrollo óseo, cañas y aplomos robustos, con tendencia a desarrollar tejido muscular en la zona de cortes más valiosos y aptitudes productivas tanto para la producción de leche como para la producción de carne.

LITERATURA CITADA

- Aparicio, S.G. 1974. Exterior de los animales domésticos. Imprenta moderna. Córdoba España. p 324.
- Bracho, I., G. Contreras, M. Pirela y S. Zambrano, 2002. La Raza Criollo Limonero: Una realidad para la Ganadería de Doble Propósito. En: Avances en la Ganadería Doble Propósito C. González-Stagnaro, E. Soto Beloso, L. Ramírez Iglesia (eds). Ediciones Astro Data S.A. Maracaibo-Venezuela. Cáp. I: 9-25.
- Contreras, G., Z. Chirinos, S. Zambrano, E. Molero y A. Páez. 2011. Caracterización morfológica e índices zoométricos de vacas Criollo Limonero de Venezuela. Rev. Fac. Agron.(LUZ), 28:91-103.
- Dubuc M., W. 1991. Zoometría. Zootecnia General. Ediciones Dumar, 3^{era} Edición- Caracas Venezuela. 1: 281- 289.
- Ewel, J. J., A. Madriz y J. A. Tosi. 1976. Zonas de vida de Venezuela. Memoria explicativa sobre el mapa ecológico. FONAIAP. Caracas, Venezuela. p 265.
- Herrera, M. y M. Luque. 2009. Morfoestructura y sistemas para el futuro en la valoración morfológica. **En:** VALORACIÓN MORFOLÓGICA DE LOS ANIMALES DOMÉSTICOS. Coordinador Carlos Sañudo Astiz. Eds Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino. Secretaría General Técnica. Centro de Publicaciones. Artegraf, Industrias Graficas S.A. España. 3: 83-102.
- Mahecha, L., J. Angulo y L.P. Manrique. 2002. Estudio bovinométrico y relaciones entre medidas corporales y el peso vivo en la raza Lucerna. Rev. Col. Ciencia Pecuaria. 15(1): 80-87.
- Martínez, R. D., E. N. Fernández, F. J. Rumiano y A.M. Pereyra. 1998. Medidas zoométricas de conformación corporal en bovinos Criollos Argentinos. Zootecnia Tropical. 16(2): 241-252.
- Müller, D.R. 1956. Bovinotecnia Argentina. Ed. Agro. p 483.
- Parés C., P.M. 2009. Zoometría. **En:** Valoración morfológica de los animales domésticos. Coordinador Carlos Sañudo Astiz. Eds Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino. Secretaría General Técnica. Centro de Publicaciones. Artegraf, Industrias Gráficas S.A. España. 6:171-198.

- Ríos, C., V. Bodisco y F. Morillo A. 1959. Selección del ganado Criollo Lechero en Venezuela. Ministerio de Agricultura y Cria. Dirección de Agricultura. Centro de Investigaciones Agronómicas. Mimeografiado. Biblioteca del Centro Investigaciones Agronómicas Maracay, FV 636.3 R6. p 35.
- Rodas-González, A., J. Vergara-López, L. Arenas de Moreno, N. Huerta-Leidenz y M.F. Pirela. 2006. Características al sacrificio, rasgos de la canal y rendimiento carnicero de novillos Criollo Limonero sometidos a suplementación durante la fase de ceba a pastoreo. *Revista Científica, FCV-LUZ*. 16(4): 364 – 370.
- Rodero, E. y M. Herrera. 2000. “El concepto de raza. Un enfoque epistemológico”. *Archivos Zootecnia*. 49:5-16.
- Rodero F., A. y E. Rodero S. 2009. Historia de la valoración morfológica **En:** Valoración morfológica de los animales domésticos. Coordinador Carlos Sañudo Astiz. Eds Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino. Secretaría General Técnica. Centro de Publicaciones. Artegraf, Industrias Graficas S.A. España. 2:53-78.
- Rodríguez, M., G. Fernández, C. Silveira y J.V. Delgado. 2001. Estudio Étnico de los bovinos Criollos del Uruguay. 1. Análisis Biométrico. *Archivos de Zootecnia*, 50(189-190):113-118.
- Sánchez, L. y A. Iglesias. 2009. Valoración morfológica en bovino de aptitud cárnica y razas rústicas **En:** Valoración morfológica de los animales domésticos. Coordinador Carlos Sañudo Astiz. Eds Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino. Secretaría General Técnica. Centro de Publicaciones. Artegraf, Industrias Graficas S.A. España. 9: 275-308.
- SAS. 2003. Users guide for windows environment. 9.1 Ed, Cary, SAS Institute Inc.
- Sierra, I. 2000. “El concepto de raza: Evolución y realidad”. *Archivos Zootecnia*. 50 (192):547-564.
- Sierra, I. 2009. Importancia de la morfología y su valoración en los animales domésticos. **En:** Valoración morfológica de los animales domésticos. Coordinador Carlos Sañudo Astiz. Eds Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino. Secretaría General Técnica. Centro de Publicaciones. Artegraf, Industrias Graficas S.A. España. I: 23-48.

**Presencia e incidencia forética de *Varroa destructor* A.
(Mesostigma: Varroidae) en colonias de abejas *Apis mellifera*
(Hymenoptera: Apidae), en Colombia**

Guillermo Salamanca Grosso^{1,2*} Mónica Patricia Osorio Tangarife¹, Nelson Rodríguez Arias^{1,3}

¹Universidad del Tolima. Grupo de Investigaciones Mellitopalínológicas y Propiedades Físicoquímicas de Alimentos.

²Universidad del Tolima. Facultad de Ciencias. Campus Universitario Barrio Santa Elena parte Alta. PBX +57(8) 2771212. A. A. 546 - Ibagué, Colombia. *Correo electrónico: salamancagrosso@gmail.com

³Universidad del Tolima. Departamento de Matemáticas y Estadística.

RESUMEN

El objetivo de este trabajo se ha centrado en el estudio de la incidencia de *Varroa destructor* en su estado forético sobre ecotipos de colonias de abejas establecidas en las consociaciones de bosque seco montano bajo, húmedo montano bajo, húmedo y seco tropical. Se colectaron cuadros operculada aislados de las cámaras de cría y abejas adultas expuestas al estado forético de varroa en 184 colonias de diferentes entornos geográficos colombianos. Igualmente se realizaron evaluaciones morfométricas en tres de los estadios del ciclo biológico de ácaro. Los ecotipos de abejas asociadas a las zonas de vida, fueron caracterizados y clasificados mediante análisis discriminante. Los niveles de infestación de las colonias estudiadas se clasificaron en categorías conforme al grado de exposición, a partir de la relación porcentual entre ácaros presentes y abejas expuestas. El estudio de la incidencia se realizó mediante análisis de contingencia. *Varroa destructores* incidente en el sistema apícola colombiano, con diferentes impactos que van de tolerantes a exposiciones severas; los factores de entorno propician un impacto positivo a favor de varroa en ambientes húmedos y fríos, con reducida incidencia sobre los ecotipos africanizados establecidos en ambientes cálidos. El 45% de las colonias evaluadas conviven con el ácaro en una proporción relativamente baja (1 a 4), en 48% la proporción comienza a ser significativa, 20% de las colonias muestreadas se asignaron a la categoría de exposición. Los parámetros morfométricas de varroas adultas oscila entre 1035 y 1605 μm . La fase forética es reveladora de la dinámica de varroosis en sistemas apícolas instalados.

Palabras clave: Apicultura. *Apis mellifera*, Epizootiología, Foresis, *V. destructor*.

**Phoretic presence and incidence of *Varroa destructor* A. (Mesostigmata:Varroidae)
in honey bee colonies of *Apis mellifera* (Hymenptera:Apidae), in Colombia**

ABSTRACT

The aim of this work has been centered on the phoretic incidence of *Varroa destructor* on the honeybee colonies established at the montane dry and the moist forest, also in a tropical moist and dry forest environment. Sealed broods and adult honeybees, exposed to the varroa mite, were isolated from the brood chamber in 184 Colombian honeybees established at different geographical positions. Morphometric assessment was conducted in three stages of varroa life-cycle. Honeybee ecotypes associated to each life zone were classified using discriminant analysis based on morphometric measurements. The hives studied were classified according to exposure degree, using the ratio between varroa mite and honeybees. Incidence study was performed using contingency analysis. High incidence of *Varroa destructor* in Colombian beekeeping system had different infestation levels from tolerant to severe exposures. Population dynamics show a positive impact for varroa mite in moist and cold environment,

and low effect on Africanized honeybees at warm environments. In 45% colonies honeybee coexist with varroa mite in a relative low proportion (1 to 4), but in 68% the ectoparasite proportion begins to be significant or high exposure. Morphometric parameters on female varroa mites show classic ranges between 1035 and 1605µm. The phoretic phase reveal the dynamics of varroosis in beekeeping systems.

Key words: Beekeeping, *Apis mellifera*, Epizootiology, Phoresis, *V. destructor*.

INTRODUCCIÓN

Varroa destructor (Anderson & Trueman, 2000), un ectoparásito, constituido como un agente patógeno de *Apis mellifera* scutellata a nivel mundial, se le atribuye la pérdida de cientos de colonias y billones de dólares en relación al beneficio de la agricultura, (Hamiduzzaman *et al.*, 2012; Padilla-Álvarez y Flores-Serrano, 2011; Guerra Jr. *et al.*, 2010). Se le ha responsabilizado del síndrome de despoblamiento de colmenas, que se viene presentando a nivel mundial el cual aún no ha sido completamente explicado, (Bacci, 2007). Ningún otro patógeno, como este ácaro ha causado tanto impacto sobre las abejas en toda la historia de la apicultura, (Rosenkramz *et al.*, 2010; Le Conte *et al.*, 2007; Seeley, 2007), teniendo en cuenta que las pérdidas en la actualidad son incalculables.

El ectoparásito, genera efectos sinérgicos negativos sobre el estado inmunológico y nutricional de las abejas de manera individual y colectiva, no sólo causando lesiones físicas, sino permitiendo la proliferación de hongos, bacterias y virus en las colonias que parasita, actuando como vector de microorganismos, (Aronstein *et al.*, 2012; Di Prisco *et al.*, 2011; Le Conte *et al.*, 2010).

El género *Varroa*, comprende cuatro especies bien diferenciadas: *V. jacobsoni*, descrita como parásito de *Apis cerana* abejas de la isla de Java, extendido en Asia; *V. underwoodi*, descrita como huésped de *A. cerana* en Nepal; *V. rindereri* ectoparásito de *A. mellifera Koschevnikovi* en Borneo y *V. destructor* patógeno de *Apis mellifera cutellata*, éste último distribuido ampliamente en América, (Ellis *et al.*, 2010; Zhou *et al.*, 2004; Anderson *et al.*, 1997). Diversos microorganismos, han sido identificados en colonias de abejas, que se asocian a la presencia y actividad de varroa, entre ellos los virus de la parálisis crónica (VPC) y aguda (VPA) que causan hinchamiento del abdomen, cambios fenotípicos y capacidad de vuelo; el de las alas deformes (VAD) de procedencia Polaca, genera reducción de tamaño de

las abejas, deformación y presencia de alas atrofiadas, con presencia en colmenas de África, Asia y Europa (Mariani *et al.*, 2012); el de Kashmir (VK), parálisis lenta (PPL), entre otros, (Van Engelsdorp *et al.*, 2012; Di Prisco *et al.*, 2011; Johnson *et al.*, 2009; Kaplan, 2008; Cox-Foster *et al.*, 2007; Zhang y Zhi-Qiang, 2000).

Se ha demostrado que VPA, se encuentra diseminado en colonias de abejas de todo el mundo, su dispersión se ha expandido por falta de controles sanitarios y prácticas deficientes derivadas de la actividad comercial entre apicultores, VPA, se identificó por primera vez en paquetes de abejas introducidas Estados Unidos desde Australia en el año 2005 y en jalea real China, (Bacci, 2007).

En la apicultura mundial *Varroa destructor*, ha causado un impacto negativo, por lo que ha sido necesario realizar evaluaciones sobre su dispersión; en las décadas 60's y 80's, se detectó en países del Este de Europa, (Griffiths&Bowman, 1981; Peng *et al.*, 1987), a raíz de importaciones de abejas del Archipiélago Indonésico. El ácaro procedente del sudeste asiático, en pocos años se extendió de manera significativa en Grecia (1975), Alemania (1977), Italia (1980), Francia (1982), Holanda (1983), Israel (1984) y España (1985), pero solo fue oficialmente aceptada por los organismos de control y vigilancia en 1986, países suramericanos en los 70's (Argentina, Paraguay y Brasil), Estados Unidos (1987) y México (1992).

La infestación en suramérica, fue causada presuntamente por la donación de paquetes de abejas por parte de Japón a Paraguay en 1971, (De Jong *et al.*, 1984). Chile, estuvo libre del ácaro, a causa de las condiciones geográficas que impedían su ingreso desde Argentina, (Castillo, 1992). La Oficina Internacional de Epizootias, hasta 1991, había clasificado al país austral, libre de ésta parasitosis, (Fredes, 1993), situación que se hizo contraria en marzo de 1992, (Casanueva, 1992).

En México, el ectoparásito, se había expandido desde los años 90's, poniendo en evidencia su efecto en el rendimiento y cosecha de miel, (Medina-Florez *et al.*, 2011). Actualmente, Argentina lo ha considerado como un parásito hiperendémico, (Bacci, 2007); en Canadá (Ontario), se ha evidenciado el efecto devastador del ácaro sobre el tamaño y fortaleza de más de 400 colonias evaluadas en distintos periodos estacionales, (Guzmán-Novoa *et al.*, 2010), efectos similares se han reportado en Estados Unidos, (Pettis y Delaplane, 2010), Europa (Moritz *et al.*, 2010; Higes, 2005). En Portugal se había reportado que colonias infestadas por varroa, eran responsables de la pérdida de la capacidad productiva de miel con 45% de descenso en relación a las colonias no infestadas, (Murilhas, 2002).

En Colombia, la situación no ha sido diferente, las primeras colmenas infestadas fueron reportadas para el departamento de Cundinamarca, (Saldaña, 1994); en Venezuela, fue registrado por primera vez en apiarios ubicados en el estado Barinas en 1991 (Principal *et al.*, 1991); posteriormente, Coronado *et al.*, (1997), reportaron diversidad en la infestación de colonias de abejas entre 5 a 452 ácaros/colmena, en la zona Centroccidental del país. La reducción, pérdida y muerte de colonias infestadas independiente de la zona geográfica en el mundo, ocurren en un periodo de 2 a 4 años de iniciada la infestación, esto obedece principalmente a la duración de estadio adulto de las abejas parasitadas, que viven en promedio la mitad del tiempo en relación a las no infestadas.

El ectoparásito se ha expandido debido a las dificultades que presenta erradicarlas, a la mala manipulación de las abejas, a la rápida reproducción y diseminación de hasta de 100 veces por año (Frey *et al.*, 2013; Harbo y Harris, 2009; Fries *et al.*, 1994); el desequilibrio a favor de varroa obedece en principio a la falta de conocimiento de mecanismos que faciliten su persistencia y condiciones sanitarias por parte de los apicultores en relación al manejo de sus colonias y a la ausencia de tratamientos adecuados para su control y que no alteren el metabolismo de *Apis mellifera* (De la Rúa *et al.*, 2009).

Los factores que provocan que varroa se instale en las celdas, se cree pueda estar influenciado por componentes químicos de naturaleza hormonal propia de las larvas, que inciden en la penetración del ácaro al interior de la celda, (Kraus, 2000); éste,

puede desarrollarse y reproducirse sanamente a partir de la hemolinfa de las abejas quien es su hospedero final, presenta sintomatologías que van desde la pérdida de patas y alas hasta parálisis crónica, que afecta entre el hospedero y el hospedador (Ácaro: Apis) y sin número de bacterias, virus y parásitos, afectando todas las fases de desarrollo de las abejas, (Eguaras y Ruffinengo, 2008; Vandame *et al.*, 2002; Casanova, 2002). El impacto de *V. destructor*, en la apicultura presenta dimensiones diversas en términos geográficos, que se presentan en función de la incidencia, mientras que en globalidad representan un grave problema, (Guerra Jr. *et al.*, 2010).

En Brasil, los híbridos de abejas africanas exhiben comportamientos diferenciados, presentando cierta resistencia y tolerancia al ácaro. Se desconoce sin embargo, la severidad del impacto causado por varroa sobre los haplotipos de abejas de una zona determinada, aunque estudios que correlacionan los genotipos, indican que están en función de su fertilidad en diferentes entornos, (Guzmán y Rinderer, 1999; Anderson y Fuchs, 1998; Hamiduzzaman, 2012). Engels *et al.*, (1986), encontraron una tasa reproductiva de varroa algo menor en colonias de abejas africanizadas respecto de las abejas europeas.

De acuerdo con De Jong *et al.*, (1984), la capacidad de los ácaros para la reproducción en *A. mellifera* en climas tropicales es independiente de la raza de abejas. Desde que Oudemans, (1904) describiera el ácaro, numerosos autores han venido ampliando la información sobre la morfología externa del parásito y su dinámica poblacional alrededor del mundo. Delfinado-Baker, (1988), reconoce cambios morfológicos por selección natural con el fin de sobrevivir a efectos climatológicos y geográficos para satisfacer sus necesidades.

En Colombia la población apícola es predominantemente africanizada, (Salamanca, 2009), con cerca de 13 haplotipos de linaje africano A, que sugieren más de un episodio de hibridación, introgresión y expansión del fenómeno de africanización. Sobre algunas de estas poblaciones se ha observado la presencia de varroa, pero no se ha establecido la incidencia en función de su origen geográfico. El objetivo de este trabajo se ha centrado en la caracterización morfométrica, la incidencia y distribución del agente epizootiológico de la varroosis en su fase forética, sobre ecotipos

de abejas establecidas en zonas biogeográficas colombianas, determinando el impacto que puede representar ese agente epizootiológico.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se realizaron visitas técnicas de campo para ejecución del muestreo entre los meses agosto de 2009 y enero de 2011, en zonas biogeográficas de intensa actividad apícola en los departamentos de Boyacá, Casanare, Cundinamarca, Sucre y Tolima visitando 30 localidades dentro de las cinco regiones colombianas, en cuyo caso se tuvo en cuenta la ubicación geográfica a través de GPS (datos no mostrados). Un total de 184 muestras fueron colectadas y analizadas en laboratorios de la Universidad del Tolima, aplicando técnicas de muestreo aleatorio simple (MAS). El material biológico fue acondicionado a 4°C para su transporte.

Zona de estudio

Se evaluaron 184 colonias de abejas establecidas en 4 zonas de vida de Holdridge (1986): bosque seco montano bajo (*bs-MB*: 12-17°C, 1800 a 3000 m.s.n.m., 500-1000 mm/año; 54 muestras), bosque húmedo montano bajo (*bh-MB*: 12-17°C, 1800 a 3000 m.s.n.m., 1000-2000 mm/año; 51), bosque húmedo tropical (*bh-T*: > 24°C, 0 a 1000 m.s.n.m., 2000-4000 mm/año; 66) y bosque seco tropical (*bs-T*: >24°C, 0 a 1000 m.s.n.m., 1000-2000 mm/año; 13) en los departamentos de Boyacá (Localidades de Belén, Cerinza, Corrales Firavitoba, Paipa, Santa Rosa de Viterbo, Sotaquirá, Tibasosa, Toca, Tutazá y Viracachá); Casanare (Villanueva), Cundinamarca (La Calera), Sucre (Sincelejo) y Tolima (Ibagué y Chaparral).

Material biológico

Se examinó y diagnosticó la presencia de *V. destructor* en cada uno de los cuatro cuadros centrales (CCC) de la cámara de cría de las colmenas tipo Langstroth, establecidas en cada una de las zonas biogeográficas visitadas, a fin de identificar ácaros, en cría operculada y en su estado forético. En todos los casos un cuadro de la cámara de cría se evaluó en el laboratorio para la identificación de huevos, larvas, protoninfas, deuteroninfas y adultos de varroa presentes en las celdas operculadas de la cría de obreras y zánganos. Los especímenes aislados se dispusieron en solución salina a 4°C para su posterior análisis morfométrico. En el estudio de

incidencia forética (IF), se colectaron abejas adultas de los (CCC), cada muestra estaba constituida por grupos entre 200 y 250 especímenes por colonia; éstas se dispusieron en frascos de vidrio de 250 ml, dispuestos en etanol al 70% (v/v), previamente rotulados y codificados. Los índices de infestación en relación a la fase forética, fueron estimados por conteo directo de los ácaros presentes, que se realizó bajo estereoscopio (Arechavaleta-Velasco y Guzmán-Novoa, 2001). La relación entre el número de varroas presentes en relación a las abejas colectadas se constituyó en el índice de infestación de abejas (IVA), que fue usado en la estimación de la proporción invasiva, sobre ecotipos de abejas establecidos en las zonas de vida (Cuadro 1).

Ecotipos de abejas

La clasificación de ecotipos, se realizó conforme al criterio de análisis discriminante (Fdm), descritos para las abejas a partir de mediciones morfométricas (Molina, 1979), considerando híbridos de abejas europeas (HE) $Fdm > 0.92$ y de africanizadas (HA) $Fdm \approx -2.71$, (Salamanca, 2009).

Morfometría de varroa

El estudio del material aislado de uno de los cuadros (CCC), se uso en la identificación de los diferentes estadios de *V. destructor*. Las valoraciones de los individuos adultos, se realizó usando el equipo óptico Primary 110 Vacsecondary™, acoplado a una cámara digital DinoEye™, realizando mediciones sobre la morfología externa, para las variables de longitud del cuerpo (V1); ancho del cuerpo (V2); vello (3); ancho del poro genital (V4); largo del poro genital (V5); Quelíceros (V6); ancho de la placa anal (V7) y largo de la placa anal (V8). En las mediciones se uso el programa de análisis de imágenes ImageJ 1.46r (Wayne Rasband; NationalHealthInstitute).

Valoraciones estadísticas

Las determinación de los índices de infestación (IVA) según su origen geográfico y en relación a los ecotipos de abejas, fueron evaluados a través del test no paramétrico de Mann Whitney, en razón a la falta de normalidad de las mediciones. Se consideró además el modelo de regresión logística para describir la relación entre los niveles de la incidencia y los ecotipos de abejas. El recuento y clasificación del impacto de varroa sobre *A. mellifera*, como severo,

Cuadro 1. Escala de clasificación de la incidencia de *Varroa destructor* en colonias de abejas colombianas.

Niveles foréticos Varroa/100 abejas	Incidencia	Impacto	Fase	
> 10	+	Severa	AE	Alta exposición
7 a 10	+	Notable	E	Expuestas
4 a 6	+	Significativa	C	Considerable
1 a 4	+	Leve	T	Tolerantes
< 1	-	Reducida	R	Reducida

+:Presencia. -: Ausencia.

notable, significativo, leve y reducido, fue evaluado a través de tablas de contingencia, estimando en cada caso los valores de significancia de Chi cuadrado de Pearson (χ^2), Máxima verosimilitud (χ^2_{MV}) y los Coeficientes de contingencia de Pearson como prueba de independencia entre la incidencia de varroa, las zonas de vida y los ecotipos de abejas. Las Mediciones morfométricas de los estadios del ácaro se realizaron bajo estereoscopio, usando el software de análisis de imágenes. El estudio de las variables en relación a la incidencia forética, se adelantó a través de los paquetes estadísticos Systat 13TM e InfostadTM.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La incidencia de varroa en las abejas se da por invasión de las celdas. La hembra de *V. destructor* cumple su vida en ocho días promedio, en tres fases (huevo, larva y adulto, Figura 1). El desarrollo larvario se divide en dos fases de protoninfa y deutoninfa. Los ciclos del ácaro y el de *A. mellifera*, se encuentran sincronizados, tras la postura de los huevos se da inicio a su ciclo vital. En las colonias de abejas colectadas en las cuatro consociaciones biogeográficas colombianas, se presentaron diferencias significativas en relación a la incidencia forética e impacto de *V. destructor* que hace revelador el efecto del ácaro en condiciones de trópico y sobre el sistema apícola instalado.

Estado forético

Varroa se ha acoplado al ciclo biológico de *Apis mellifera* (Figura 1). En el periodo de pre-operculación se pueden diferenciar cinco estadios larvales. En el ciclo interviene inicialmente una hembra fundadora, en cuyo caso se propicia la dinámica de la población y su dispersión a una magnitud de propagación; los

huevos de la fundadora se ovipositan y se adhieren a los alvéolos en los cuadros operculados. Las nuevas hembras, emergen después de su ciclo en ocho días; exhiben quelíceros a manera de muñones no funcionales con piezas bucales que les permiten adherirse a las abejas adultas. Un número adultas fecundas y algunas jóvenes permanecen pegadas a las abejas que se nutren de su hemolinfa, las varroas adultas se desprenden del cuerpo de la obrera e invaden una nueva celda operculadas. En las hembras, la madurez sexual se alcanza a las 24 horas. Los machos mueren poco después del apareamiento, por lo que es difícil encontrarlos fuera de la celda.

En el trabajo realizado se ha encontrado que el 45% (82 colonias de 184 muestreadas, conviven con el ácaro en una proporción relativamente baja (1 a 4/100 abejas) y en 48 (26%), la proporción comienza a ser significativa (4 a 6 varroas/100 abejas); entre las categorías de exposición y alta exposición las 38 colonias, que representan el 20% del total evaluado, la incidencia está entre 7 y 10 ácaros (Cuadro 2). El menor impacto fue observado en 16 colonias (9%) de las 184 consideradas en el estudio. Sobre el 28% de las colonias establecidas en la consociación de bosque húmedo montano bajo (*bh-MB*), 12% de éstas presentaron comportamiento tolerante y el 4% están en la categoría de exposición; para la zona (*bh-T*), con 36% del total, el 21% corresponde a colonias tolerantes; sólo se ha encontrado que el 1% de abejas pueden ser clasificadas en el grupo de alta exposición.

En las colonias establecidas en la zona (*bs-MB*, con 54 colonias, 29% del total), 13 de ellas (7%), corresponden a colmenas altamente expuestas a la proliferación de varroa. Las diferencias observadas, pueden ser explicadas si se considera el efecto térmico

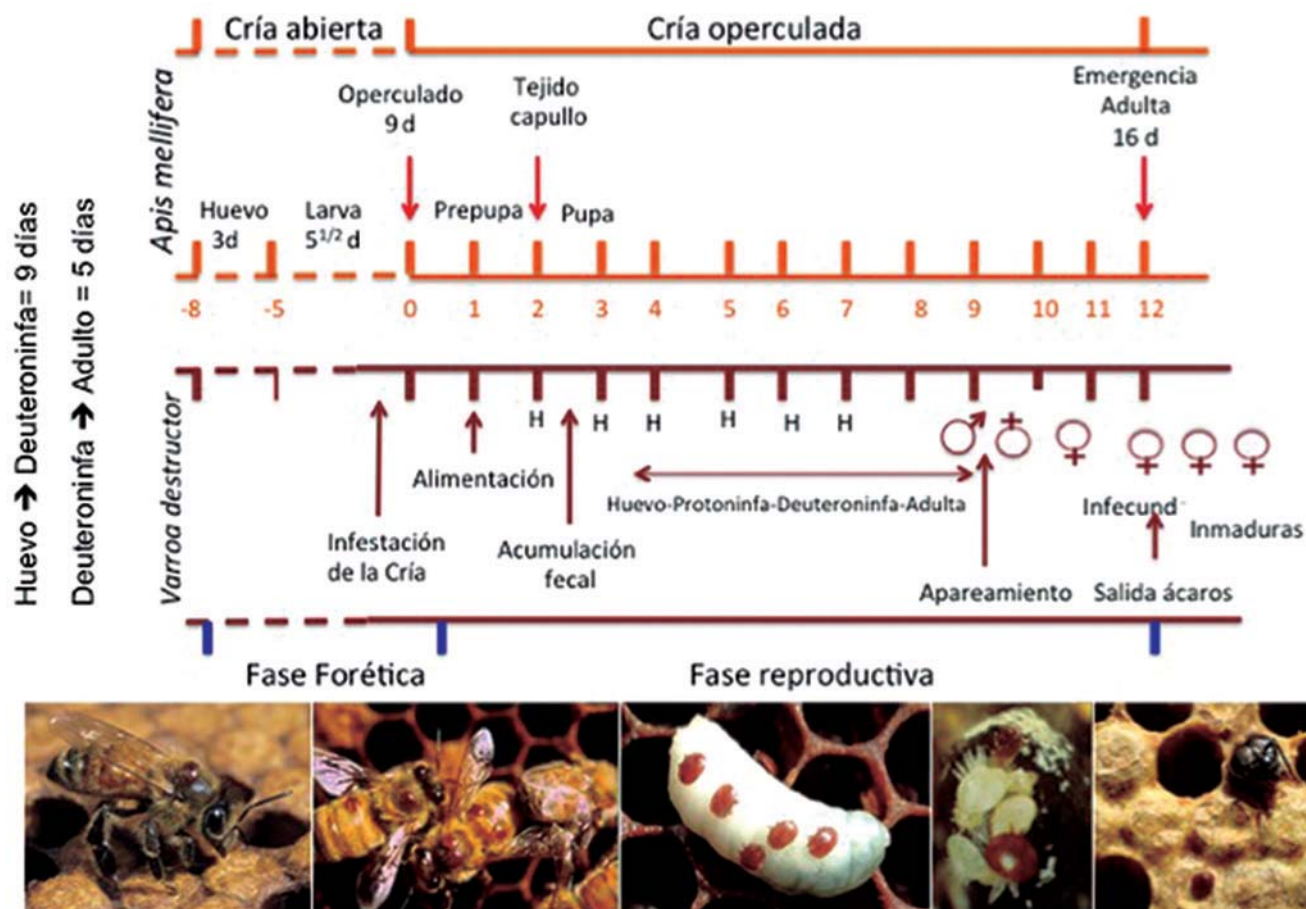


Figura 1. Representación del ciclo acoplado de *Varroa destructor* como hospedero de *A. mellifera*.

Cuadro 2. Distribución de frecuencias de la incidencia forética de varroa en colonias de abejas colombianas por zona de vida.

Zona de vida	Colonias (%)	Categorías				
		T	R	C	E	AE
<i>bh-MB</i>	51 (28)	22 (12)	11 (6)	11 (6)	4 (2)	3 (2)
<i>bh-T</i>	66 (36)	38 (21)	2 (1)	16 (9)	9 (5)	1(1)
<i>bs-MB</i>	54 (29)	19 (10)	3 (2)	14 (8)	5 (3)	13(7)
<i>bs-T</i>	13 (7)	3 (2)	0 (0)	7 (4)	3 (2)	0 (0)
Total	184 (100)	82 (45)	16 (9)	48(26)	21(11)	17 (9)

R:Reducida (reducida); T: Tolerantes (leve); C: Considerable (significativa); E: Expuestas (notable); AE: Alta exposición (severa).

sobre la tasa reproductiva y dinámica poblacional de *Varroa*, que es positivo cuando las condiciones de temperatura del medio son inferiores a 15°C. De otra parte la incidencia del agente epizootiológico en (*bh-MB*), indica que 33 de las 51 colonias evaluadas, corresponden a la categoría de leve a bajo impacto, de notable a severo en 7 colonias (4% del grupo). Los resultados descritos son consistentes y reafirman los hallazgos y observaciones adelantadas por Rosenkramz *et al.*, (2010; 1994) y Murhilas (2002), en relación al efecto térmico a favor de la reproducción y dinámica poblacional de *varroa*, que es favorecida en climas fríos.

Las colonias colombianas de abejas de zonas tropicales (*bh-T*) y (*bs-T*), se caracterizan por la dominancia de haplotipos africanizados sobre los europeos, (Salamanca, 2009; Prada *et al.*, 2009); en algunos casos se han adaptado ecotipos africanizados (HA) en zona fría. En los ecotipos HA, el metabolismo es más acelerado respecto de las abejas europeas (HE), que generalmente se reproducen en menor tiempo y exhiben una tendencia mayor al pillaje y a la enjambrazón. Los ambientes fríos y la condición de piso altitudinal, han favorecido la dominancia de (HE) sobre (HA). Estas por su parte se han adaptado a zonas de valle interandino y en ambientes secos de sabana, (Salamanca, 2001, Prada *et al.*, 2009).

El estrés térmico de alguna manera genera susceptibilidad a las infestaciones de *varroa* en ambientes fríos, hecho que puede variar dependiendo del entorno climático, el tamaño y fortaleza de las colonias. En climas fríos, cuando la disponibilidad de cría en colonias débiles disminuye, se presenta una mayor incidencia de ácaros en el estado forético, incrementando la proporción de *varroa* en cría como en las abejas adultas, lo cual diezma su tasa metabólica y con ello la actividad productiva.

En relación a los ecotipos de abeja y las zonas de vida, en este trabajo se ha observado alto grado de asociación, validando la tesis de dominancia de ecotipos en términos altitudinales y climáticos, conforme se deduce de los estadísticos de prueba Chi cuadrado de Pearson y de máxima verosimilitud; los coeficientes de correlación de Pearson de la incidencia sobre abejas y los ecotipos, revelan un elevado grado de asociación (Cuadro 3); así, el efecto de la incidencia forética e impacto de *V. destructor* en virtud a las condiciones definidas en el sistema

de clasificación de zonas de vida (Cuadro 4) y pisos térmicos parece favorecer la actividad del agente epizootiológico a bajas temperaturas, con un efecto controlado en ambientes cálidos y sobre híbridos africanizados. Este es un hallazgo que significativo y de referencia para otras investigaciones. La tolerancia de los híbridos de abejas, en colonias fuertes y con alta densidad de población parecen mitigar el impacto de *varroa*, pero es claro que las condiciones climáticas inciden en la dispersión del agente epizootiológico.

Las distribución de *varroa* en colonias de abejas en función del origen de las asignaciones políticas (Figura 3) por zona es como sigue: Exposición de forma considerable del ácaro en Tolima, (5), Casanare (25) Boyacá (26) < La Costa (28%); la relación para las expuestas en Boyacá (9%) < Tolima (25%) < Costa (29%), no se perciben colonias de esta clase en Casanare; el grupo de abejas tolerantes es como sigue: Boyacá (40) < La Costa (43) Tolima (61) < Casanare (67%); las expuestas en extremo: Casanare (3) < Boyacá (11%) < Calera (100%). En la Figura 2, se ilustran los perfiles de cuadrados medios para la incidencia de *varroa* según el origen.

Las zonas con mayor prevalencia de *Varroa destructor*, están ligados con ambientes fríos, manejo reducido del sistema apícola y prácticas apícolas deficientes, que contribuyen a desencadenar la dispersión del agente, a través de su fase forética. El traslado de colmenas y comercio de material biológico con reducidos controles es parte del problema; estos aspectos inciden en la proliferación del ácaro y el desarrollo de otros agentes etiológicos, que causan pérdidas económicas. Las zonas donde se presenta baja incidencia del ácaro, se relacionan con una mayor densidad de colonias africanizadas.

Características de ácaro

La hembra de *V. destructor*, es elipsoidal, de 1035 x 1605µm de largo y ancho, abdomen aplanado, con forma abombado por el dorso. Los adultos de *Varroa* exhiben quelíceros a manera de muñones no funcionales y piezas bucales que les permiten adherirse a las abejas. El tamaño de los vellos es variable, en promedio (68 a 74) ± 2.0 µm se incluyen las mediciones de tres estadios del ectoparásito (Cuadro 5). En las determinaciones morfométricas de los estadios observados no se presentan diferencias significativas $P < 0,05$ entre grupos de ácaros

Cuadro 3. Estadísticos de prueba de independencia de la incidencia e impacto de varroa en colonias de abejas colombianas.

Estadístico	Zonas de vida/incidencia		
	Valor	Grados de libertad	P-valor
** χ^2	44.7	12	< 0.0001
** χ^2_{MV}	42.5	12	< 0.0001
Coff. P.	0.44		

Estadístico	Zonas de vida/ecotipos		
	Valor	Grados de libertad	P-valor
** χ^2	110.6	27	< 0.0001
** χ^2_{MV}	124.6	27	< 0.0001
Coff. P.	0.61		

* χ^2 : Chi cuadrado Pearson; ** χ^2_{MV} : Chi cuadrado máxima verosimilitud. Coff. P.: Coeficientes de contingencia de Pearson.

Cuadro 4. Distribución de frecuencias de la incidencia forética de Varroa en relación a los ecotipos en las zona de vida.

Zona de Vida	Clima	Colonias	Ecotipos									
			HA					HE				
			T	R	C	E	AE	T	R	C	E	AE
<i>bh-MB</i>	<i>Frío</i>	51 (28)	10	6	4	2	0	12	5	7	2	3
<i>bh-T</i>	<i>Cálido</i>	66 (36)	38	2	16	9	1	0	0	0	0	0
<i>bs-MB</i>	<i>Frío</i>	54 (29)	9	1	7	3	10	10	2	7	2	3
<i>bs-T</i>	<i>Cálido</i>	13 (7)	3	0	7	3	0	0	0	0	0	0
Total		184 (100)	60	9	34	17	11	22	7	14	4	6

R: Reducida (reducida); T: Tolerantes (leve); C: Considerable (significativa); E: Expuestas (notable); AE: Alta exposición (severa). HA: Híbridos africanizados; HE: Híbridos europeos.

Cuadro 5. Estimaciones morfométricas de *Varroa destructor* en tres estadios removidas de colonias de abejas colombianas*.

Estadios	Variables morfométricas							
	Largo	Ancho	Vello	PG		Q	PA	
				Ancho	Alto		Ancho	Largo
	V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	V8
Huevos		500.0						
Deuteroninfa	724	784.0	68.0	592	531	511	144.0	130.0
Adulto hembra	1035	1605	74.0	676	531.0	587.0	191.0	82.00

Poros genital (PG); Placa anal (PA); Quelicerros (Q). (*): valores en μm .

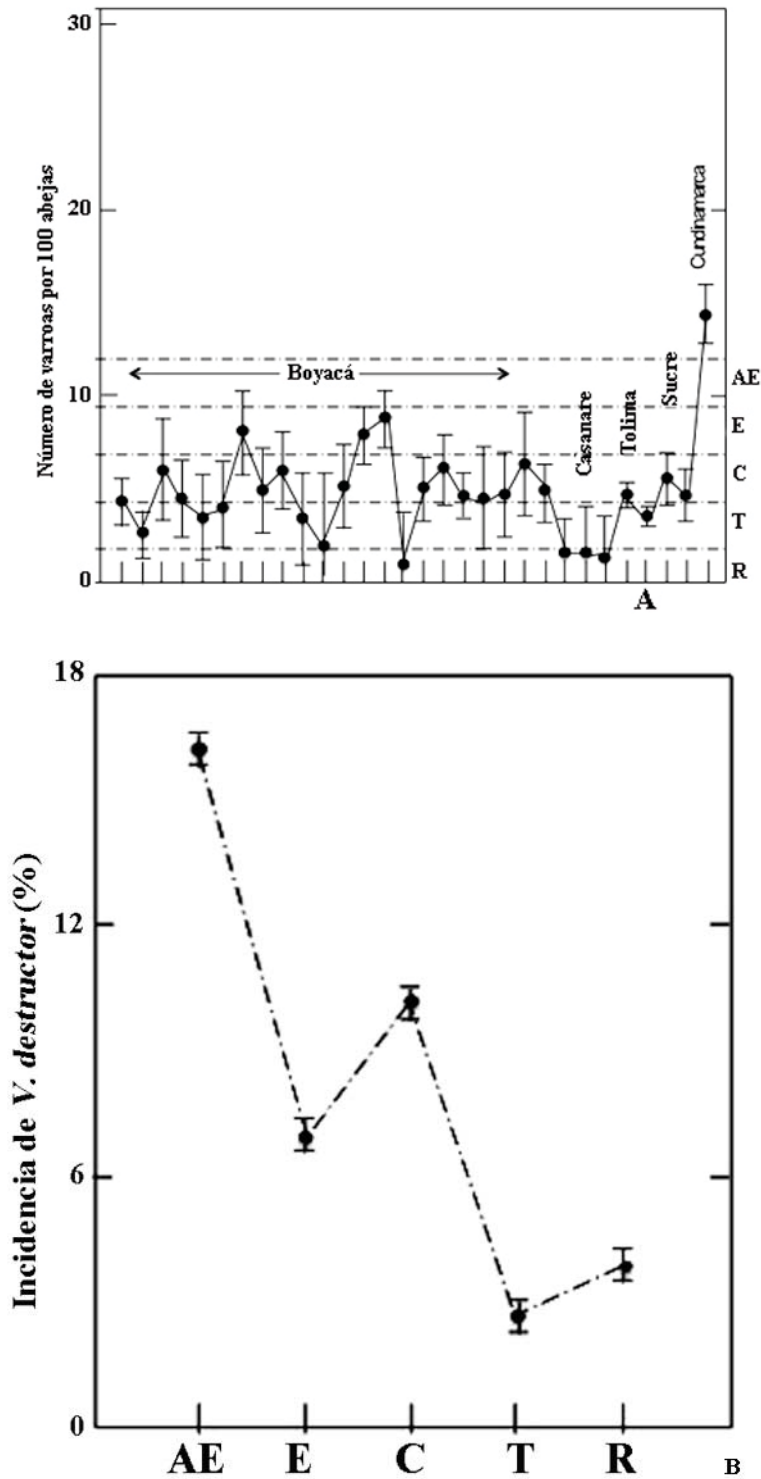


Figura 2. Incidencia de varroa en colonias de abejas colombianas A). Variabilidad de los índices de infestación en las colonias evaluadas B). Valores medios de los niveles de impacto de varroa en los grupos de referencia R(reducida). T (leve). C (significativa). E (notable). EA (severa).

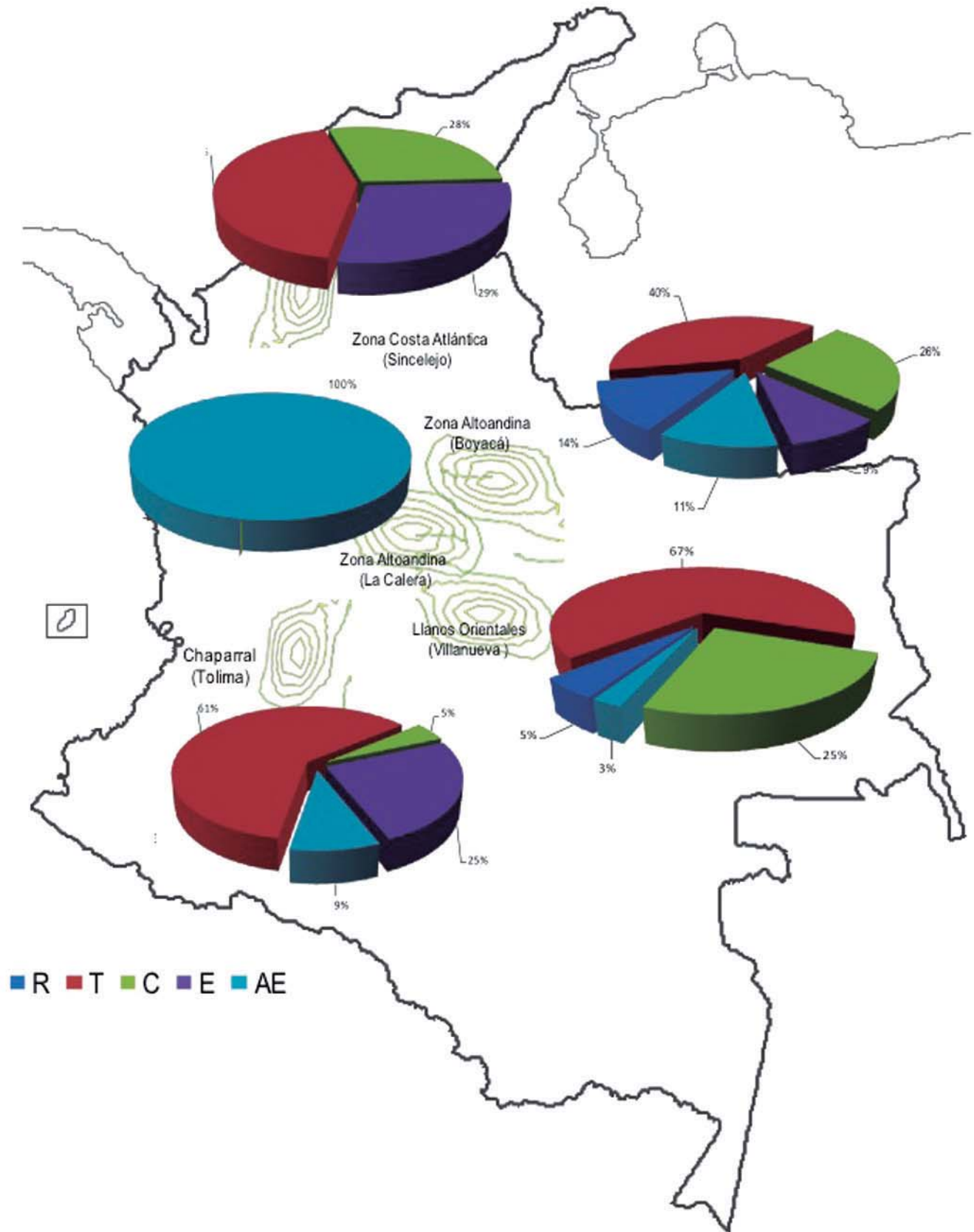


Figura 3. Representación de la incidencia de *Varroa destructor* en colonias de abejas establecidas en cinco entornos biogeográficos. Colonias resistentes (R). Tolerantes (T). Exposición considerable (C). Expuestas (E). Altamente expuestas (AE).

removidos de las colmenas de las consociaciones geográficas estudiadas.

CONCLUSIONES

Se ha evaluado y diagnosticado la presencia del agente epizootológico causante de la varroosis, en su fase forética, sobre los ecotipos de abejas establecidas en cuatro zonas biogeográficas colombianas. La incidencia y dispersión del ácaro entre las colonias evaluadas, presenta diferencias significativas intra e inter-consociaciones biogeográficas. Los niveles de infestación dominantes corresponden a las categorías de exposición significativa a severa, que es concomitante con entorno térmico, las cotas altitudinales y los niveles de precipitación asociados a las zonas de vida. El clima frío, favorece la proliferación y actividad de varroa sobre ecotipos de híbridos europeos, a diferencia de los africanizados, establecidos en ambientes cálidos, como ocurre en las zonas de bosque seco y húmedo tropical. La fase forética en principio es reveladora del impacto de la varroosis sobre la apicultura colombiana. En entornos climáticos fríos, son afectadas las colonias de abejas débiles con mayor presencia de ácaros de *Varroa destructor* en su estado forético. El trabajo contribuye a la evaluación y diagnóstico de una epizootología que ha pasado desapercibida y que podría alcanzar límites alarmantes sobre sistemas apícolas instalados.

AGRADECIMIENTOS

Los autores expresan su gratitud a los apicultores colombiano que contribuyeron a la realización del trabajo, por la gestión, el apoyo y el acompañamiento durante el proceso de muestreo y las actividades de campo. Del mismo modo, al componente humano que ha consolidado el trabajo en el Grupo de Investigaciones Mellitopalínológicas y Propiedades Físicoquímicas de Alimentos de la Universidad del Tolima. Igualmente a Albert J. Yate, Edgar F. Vargas, de la cadena apícola de Boyacá, Efraín Muñoz Casteblanco, José L. Tapiero, J. Camilo Pérez y Eduardo Parra, por el acompañamiento en la fase de campo. A Marisol Campuzano, Lizeth Uribe, Laura Reyes y Johanna Polania, por las valoraciones en el laboratorio.

Estamos en deuda con los evaluadores del artículo y los colaboradores permanentes de la revista Zootecnia Tropical, por las observaciones,

sugerencias y recomendaciones al documento final durante el proceso de arbitraje.

LITERATURA CITADA

- Anderson, D., R. Halliday and G. Otis. 1997. The occurrence of *Varroa underwoodi* (Acarina: Varroidae) in Papua New Guinea and Indonesia. *Apidologie*, 28(3-4):143-147.
- Anderson, D. and S. Fuchs. 1998. Two genetically distinct populations of *Varroa jacobsoni* with contrasting reproductive abilities on *Apis mellifera*, *J. Apic. Res.*, 37:69-78.
- Anderson, D. L., and J. W. H. Trueman. 2000. *Varroa jacobsoni* (Acari:Varroidae) is more than one species. *Exp. Appl. Acarol.*, 24:165-189.
- Arechavaleta-Velasco, M. E. and E. Guzmán-Novoa. 2001. Relative effect of four characteristics that restrain the population growth of the mite *Varroa destructor* in honeybee (*Apis mellifera*) colonies. *Apidologie*, 32:157-174.
- Arechavaleta-Velasco, M.E. y E. Guzmán-Novoa. 2000. Producción de miel de colonias de abejas (*Apis mellifera* L.) tratadas y no tratadas con fluvalinato contra *Varroa jacobsoni* Oudemans en Valle de Bravo, Estado de México. *Vet. Mex.*, 31(4):381-384.
- Aronstein, K., E. Saldivar, R. Vega, S. Westmiller and A. Douglas. 2012. How *Varroa* parasitism affects the immunological and nutritional status of the honeybee, *Apis mellifera*. *Insects*, 3:601-615.
- Bacci, M. 2007. Síndrome de despoblamiento de colmenas. Programa de Control de Enfermedades de las Abejas. SENASA. Argentina. 3 p.
- Casanova, R. 2002. Enfermedades de las abejas melíferas en Venezuela. Fondo Ed. FUNET. San Cristóbal, Venezuela. 71 p.
- Casanueva, M. 1992. Acarofauna asociada con *Apis mellifera* L. primeros registros para Chile de *Varroa jacobsoni* Oudemans y *Melittiphis alvearius* (Berlese) (Acari, Mesostigmata). *Boletín de la Sociedad Biológica de Concepción (Chile)*, 63:51-53.

- Castillo, R. 1992. Varroasis, grave amenaza para la apicultura y la agricultura de nuestro país. Chile Hortofrutícola, 5(26):19-22.
- Cox-Foster, D., S. Conlan and E. Holmes. 2007. A metagenomic survey of microbes in honey bee Colony collapse disorder. Science, 318(5838):283-287.
- Coronado, A., C. Barrios and F. Mujica. 1997. *Varroa jacobsoni* Oudemans, 1904 (Acari:Varroidae) en apiarios del centrooccidente venezolano. Revista Científica, 7(3):161-163.
- Cressie, N. A. 1993. Statistic forspatial data.Wiley. Nueva York, EEUU.
- Guzman, L. I., and T.E. Rinderer. 1999. Identification and comparison of *Varroa* species infesting honey bees. Apidologie, 30:85-95.
- De Jong, D., L. Gonçalves and R. Morse. 1984. Dependence of climate of the virulence of *Varroa jacobsoni*. Bee Wld., 65(3):117-121.
- Delfinado-Baker, M. 1988. Variability and biotipes of *Varroa jacobsoni* Oud. Journal of Apicultural Research, 128(8):567-568.
- Di Prisco, G., F. Pennacchio, E. Caprio, H. Boncristiani Jr., J. Evans and Y. Chen. 2011. *Varroa destructor* is an effective vector of Israeli acute paralysis virus itoresn the honeybee, *Apis mellifera*. J. Gen. Virol., 92:151-155.
- Díaz, M. 2002. Geoestadística aplicada. Instituto de Geofísica, Universidad Nacional Autónoma de México, 131 p.
- Eguaras, M. y S. Ruffinengo. 2008. Estrategias para el control de varroa. 2da ed. Mar del Plata: Argentina.
- Ellis, J and C. Zettel. 2010. Varroa Mite, *Varroa destructor* Anderson and Trueman (Arachnida: Acari:Varroidae). EENY-473. Entomology and Nematology Department, Florida Cooperative Extension Service, Institute of Food and Agricultural Sciences, University of Florida. EEUU.
- Engels, W., L. Goncalves, J. Sreiner., A. Burriola and M. Issa. 1986. Varroa-Befallvon cárnica-volken in tropenklima. Apidology 23:203-216.
- Frey, E., R.Odemer, T. Blum and P. Rosenkramz. 2013. Activation and interruption of there production of *Varroa destructor* is triggered by host signals (*Apis mellifera*). Journal of Invertebrate Pathology.(En prensa).
- Fredes, F. 1993. Varroasis: un nuevo problema parasitario para Chile. Monografías de Medicina Veterinaria, 15(1-2):11-16.
- Fries, I., S. Camazine and J. Sneyd. 1994. Population dynamics of *Varroa jacobsoni*: a model and a review. Bee World, 75:5-28.
- Guerra, Jr. J., M.R.Issa, F.E. Carneiro, R. Strapazzon and G. Moretto. 2010. RAPD identification of *Varroa destructor* genotypes in Brazilian other regions of the Americas. Genetics and Molecular Research, 9(1):303-308.
- Griffiths, D.A. and C. Bowman. 1981. World distribution of the mite *Varroa jacobsonia* parasite of honey bee. Bee World 62(4):154-163.
- Guzmán-Novoa, E., L. Eccles, Y. Calvete, J. McGowan and P. Kelly. 2010. *Varroa destructor* is the main culprit orthe death and reduced populations of over wintered honey bee (*Apis mellifera*) colonies in Ontario, Canada. Apidologie, 41:443-450.
- Haining, R. 2003.Spatial Data Analysis.Theory and Practice.Cambridge University Press. 432 p.
- Hamiduzzaman, M. M., A. Sinia, E. Guzman-Novoa and P. Goodwin. 2012. Entomopathogenic fungi as potential biocontrol agents of ecto-parasitic mite, *Varroa destructor*, and their effect on the immune response of honeybees (*Apis mellifera* L.). Journal of Invertebrate Pathology 111(3) 237-243.
- Harbo, J. R. and J. W. Harris. 2009. Responses to *Varroa* by honeybees with different levels of *Varroa* Sensitive Hygiene.J.Apic. Res., 48:156-161.
- Higes, M. 2005. El síndrome de despoblamiento de las colmenas en España. Vida Apícola, pp 15-21.
- Issa, M., D. De Jong and L. Gonçalves. 1993. Reproductive strategies of the mite *Varroa jacobsoni* (Mesostigmata:Varroidae) : influence of larval type and comb cell size on honeybee

- brood infestation rates. *Braz. J. Genet.*, 16:219-224.
- Johnson, R. M., H. S. Pollock and M. R. Berenbaum. 2009. Synergistic interactions between in-hive miticides in *Apis mellifera*. *J. Econ. Entomol.*, 102:474-479.
- Kaplan, K. 2008. Colony collapse disorder: A complex buzz. *Agric. Res. Magazin*, 56(5):8-11.
- Le Conte, Y., G. de Vaublanc, D. Crauser, F. Jeanne y J. Rousselle. 2007. Honeybee Colonies that have survived *Varroa destructor*. *Apidologie*, 38: 566–572.
- Le Conte, Y., M. Ellis and W. Ritter. 2010. *Varroa* mites and honeybee health: can *Varroa* explain part of the colony losses?. *Apidologie*, 41:353-363.
- Mariani, F., M. Maggi, M. Porrini, S. Fuselli, G. Caraballo, C. Brasesco, C. Barrios, J. Principal, M. Eguaras, R. Moritz, J. de Miranda, I. Fries, Y. Le Conte, P. Neumann and R. Paxton. 2010. Research Strategies to Improve Honeybee Health in Europe. *Apidologie*, 227-242.
- Murilhas, A.M. 2002. *Varroa destructor* infestation impact on *Apis mellifera* carnica capped worker brood production, bee population and honey storage in a Mediterranean climate. *Apidologie*, 33:271-281.
- Oudemans, A.C. 1904. On a new genus and species of parasitic acari. *Notes Leyden Museum*, 24:216-222.
- Padilla-Álvarez, F. y J. M. Flores-Serrano. 2011. Selección de colonias de *Apis mellifera* iberiensis tolerantes a *varroa destructor*. *Actas Iberoamericanas de Conservación Animal*, 1:449-452.
- Prada, Q. C., J. Tello, G. Salamanca and M. A. Del Lama. 2009. Population genetics of *Apis mellifera* L. (Hymenoptera: Apidae) from Colombia. *Journal Of Apicultural Research*, 48(1):3-10.
- Peng, Y., Y. Fang, S. Xu and L. Ge. 1987. The resistance mechanism of the Asian honeybee, *Apis cerana* to an ectoparasitic mite *Varroa jacobsoni*. *J. Invert. Pathol.*, 49: 54-60.
- Pettis, J. y K. Delaplane. 2010. Coordinated responses to honey bee decline in the USA. *Apidologie*, 1-8.
- Principal, J., V. Santos y F. Laguna. 1991. Varroasis en Venezuela. *Memorias del XII Congreso Venezolano de Entomología, Mérida*. 22 p.
- Rosenkramz, P., P. Aumeier, and B. Ziegelmann. 2010. Biology and control of *Varroa destructor*. *J Invertebr. Pathol.*, 103:96-119.
- Rosenkramz, P. and W. Engels. 1994. Infertility of *Varroa jacobsoni* females as tolerance factor against varroaosis. *Apidologie*, 25:402-411.
- Salamanca, G. 2001. Estudio analítico comparativo de las propiedades fisicoquímicas de mieles de *Api mellifera*, en algunas zonas apícolas de los departamentos de Boyacá y Tolima. Tesis doctoral, Universidad Politécnica de Valencia, España. 314 p.
- Salamanca, G. 2009. Variabilidad genética del ADN mitocondrial de poblaciones de abejas *Apis mellifera* (Hymenoptera: Apidae) en Colombia. *Zootecnia Trop.*, 27(4):373-382.
- Saldaña, F. D. 1994. La Varroasis: grave amenaza para la apicultura. *Agricult. Las Americas*, 219:32-34.
- Schoubouche, C. H. 1991. Varroasis y desarrollo larvario de las abejas. *Vida apícola*, 45:36-45.
- Seeley, T. D. 2007. Honeybees of the Arnot Forest: a population of feral colonies persisting with *Varroa destructor* in the northeastern United States. *Apidologie*, 38:19-29.
- Zhou, T., L. Denis, Z. Anderson, Y. Huang, S. Huang, J. Yao, T. Ken and Q. Zhang. 2004. Identification of *Varroa* mites (Acari: Varroidae) infesting *Apis cerana* and *Apis mellifera* in China. *Apidologie*, 35:645-654.
- Van Engelsdorp, D., D. Caron, J. Hayes, R. Underwood and M. Henson. 2012. A national survey of managed honeybee 2010–11 winter colony losses in the USA: results from the Bee Informed Partnership. *J. Apic. Res.*, 51:115-124.
- Vandame, R., M. Colin y G. Otero. 2002. Abejas Europeas y Abejas Africanizadas en México Tolerancia a *Varroa jacobsoni*. Disponible en línea: http://www.beekeeping.com/articulos/vandame/vandame3_sp.htm. [Feb. 18, 2013]
- Zhang, Z. and L. Zhi-Qiang. 2000. Notes on *Varroa destructor* (Acari: Varroidae) parasitic on honeybees in New Zealand, *Systematic*.

Componentes de covarianza del crecimiento posdestete en novillas Santa Gertrudis mediante Modelos de Regresión Aleatoria

Yeiner Morales Medina¹, Danilo Guerra Iglesias²⁽⁺⁾, Dianelys González-Peña²,
Manuel Rodríguez Castro², Marco Antonio Suárez Tronco³.

¹Universidad de Granma, carretera a Manzanillo Km 17 ½ Peralejo, Bayamo, Granma, Cuba

²Centro de Investigaciones para el Mejoramiento Animal de la Ganadería Tropical, Ave. 101, Loma de Tierra, Cotorro, La Habana, Cuba.

³Universidad Agraria de la Habana, Apartado Postal 1819, San José de las Lajas, Mayabeque, Cuba. Correo electrónico: marco@isch.edu.cu

RESUMEN

Con el objetivo de estimar los componentes de covarianza y parámetros genéticos del crecimiento desde el destete hasta los 900 días en novillas Santa Gertrudis mediante un modelo de regresión aleatoria (MRA) utilizando polinomios de Legendre para el efecto aditivo, materno y del ambiente permanente se analizó una muestra conformada por 5.709 pesajes de 1.903 novillas, cada una con tres pesajes: al destete, al año y a la incorporación a la reproducción. Los resultados indicaron un incremento de la varianza aditiva y del ambiente permanente a través de la trayectoria y un decrecimiento de la varianza debida a los efectos maternos. La tendencia de la heredabilidad para los efectos directos fue a decrecer desde 0,08 al destete hasta aproximadamente los 280 días de edad donde alcanzó valores de 0,04 y a partir de ahí se incrementó hasta 0,20 a los 900 días. Los efectos del ambiente permanente fueron totalmente opuestos a la heredabilidad para los efectos directos. La heredabilidad para los efectos maternos decreció desde un valor de 0,10 al destete hasta 0 al final de la trayectoria. Las correlaciones genéticas fueron negativas entre los pesajes más distantes, sin embargo fueron altas y positivas entre pesajes consecutivos y con valores superiores a 0,85 a partir de los 400 días, por lo que la selección a partir de este punto de la trayectoria podría tener un efecto positivo sobre el peso a edades posteriores.

Palabras clave: Santa Gertrudis, regresión aleatoria, componentes de varianza, crecimiento posdestete.

Components of covariance postweaning growth in Santa Gertrudis heifers by Random Regression Models

ABSTRACT

We obtained estimates of the components of covariance and genetic parameters of growing since the weaning until the 900 days in Santa Gertrudis heifers by means of a random regression model using Legendre polynomials for the additive effect, maternal and the permanent environment. The sample was conformed by 5.709 weighing of 1.903 heifers, each one with three weighing, in the weaning period, in the first year and when were incorporated to reproduction. Results indicated an enhancement of the additive variance and the permanent environment trough out the path, and a decline of the variance because of the maternal effects. The tendency of the heritability for the direct effects was a declining from 0.08 in the weaning period until 280 days of birth approximately where it reached values about 0.04 and from this point it raised until 0.20 to the 900 days of birth. Effects of the permanent environment were totally opposite to the heritability for the direct effects. The heritability for the maternal ones decreased since 0.10 in the weaning period to zero at the final of the path. The genetic correlations were negatives among the weighing more distant, however, were high and positive among the consecutive weighing and with

superior values to 0.85 since the 400 days of birth, that's why selection from this point of the path would be a positive effect over the height in posterior ages.

Key words: Santa Gertrudis, random regressions, genetic parameters, growth posweaning.

INTRODUCCIÓN

Los rasgos que pueden ser medidos en varias edades durante la vida son conocidos como rasgos de trayectoria o longitudinales y algunos ejemplos son: el peso corporal, el largo y altura del cuerpo, el consumo de alimento, la deposición de grasa, el intervalo entre partos y el tamaño de la camada. Según Schaeffer (1999) desde el punto de vista biológico pueden existir diferentes genes que se activen o desactiven a medida que el animal envejece causando cambios en su comportamiento. Mrode y Kennedy (1998) dieron evidencias de estos cambios en el comportamiento animal con la edad.

Las funciones de covarianzas (FC) y los modelos de regresión aleatoria (MRA) han sido propuestos como alternativas para modelar rasgos que son medidos repetidamente en la vida del animal (Kirkpatrick *et al.*, 1990). Los MRA estiman los valores genéticos en cualquier punto de la curva de crecimiento, en contraste a los modelos multi-carácter, los cuales los estiman solamente para aquellos puntos donde ha sido medido el carácter. La principal implicación práctica de los MRA es la posibilidad de cambiar la forma de la curva de crecimiento a través de la selección, es decir, seleccionar para crecimiento y edad a la madurez sin cambiar el peso a la edad adulta. Entre otras aplicaciones, también se pueden estimar los componentes de covarianza y los valores genéticos en cualquier edad o función de esta aún cuando los animales no hayan sido medidos.

Hasta la fecha los MRA han sido utilizados fundamentalmente en ganado de leche usando el día de control (Jamrozik y Schaeffer, 1997; van der Werf *et al.*, 1998) y de carne (Albuquerque y Meyer, 2001; Nobre *et al.*, 2003). La aplicación de estos al mejoramiento animal en Cuba aún no se han llevado a cabo y sólo se han publicado los trabajos de Menéndez y Caunedo (2005), González-Peña (2006) y González-Peña *et al.* (2007) en el día de control de la producción de leche en vacas Siboney, Menéndez *et al.* (2006) en machos Cebú en prueba de comportamiento en pastos y Guerra *et al.* (2009) en el periodo de servicio

en ganado Santa Gertrudis. El objetivo principal del presente trabajo es estimar los componentes de covarianza en caracteres de crecimiento en hembras Santa Gertrudis desde el destete hasta los 900 días de edad utilizando un modelo de regresión aleatoria con polinomios de Legendre.

MATERIALES Y MÉTODOS

Los datos fueron colectados del sistema de control individual de la población de ganado Santa Gertrudis ubicado en la Isla de Turiguanó al norte de la provincia de Ciego de Ávila en Cuba. El sistema de alimentación estuvo basado en pastos con sales minerales a libre demanda. Las crías permanecieron con sus madres hasta los 7 meses de edad en que ocurrió el destete y posteriormente llevadas a un centro de desarrollo hasta su gestación mediante la inseminación artificial.

La muestra estuvo conformada por 5.709 pesajes correspondientes a 1.903 novillas que se les controló el peso corporal a los 7 meses (PD), al año (PA) y a la incorporación a la reproducción (PI) con más de 300 kg y con una edad variable. Estos animales fueron hijas de 54 padres y 1.593 madres. El número total de animales en el pedigrí fue de 3.806, pero después de la eliminación automática de los animales innecesarios en el pedigrí por el programa utilizado, quedaron solamente 2.843 que representó el 74.7%. En la Figura 1, se muestra el número de observaciones y el peso correspondiente a intervalos de clase de 10 días durante la trayectoria del crecimiento desde el destete hasta los 900 días de edad y donde se puede observar que los datos se agrupan alrededor del peso al destete y al año de edad. Sin embargo, la edad en que alcanzan PI a los 300 kg es bastante variable.

Análisis preliminares fueron realizados para determinar los efectos fijos que influyen sobre el peso y encontrar el mejor orden de ajuste para la regresión de efectos fijos que modela la trayectoria poblacional, que resultó de segundo orden y fue considerado en todos los análisis. También en corrida previa se determinó no incluir el efecto del ambiente permanente materno por carecer de importancia. Para el análisis de los datos se utilizó un modelo de regresión aleatoria

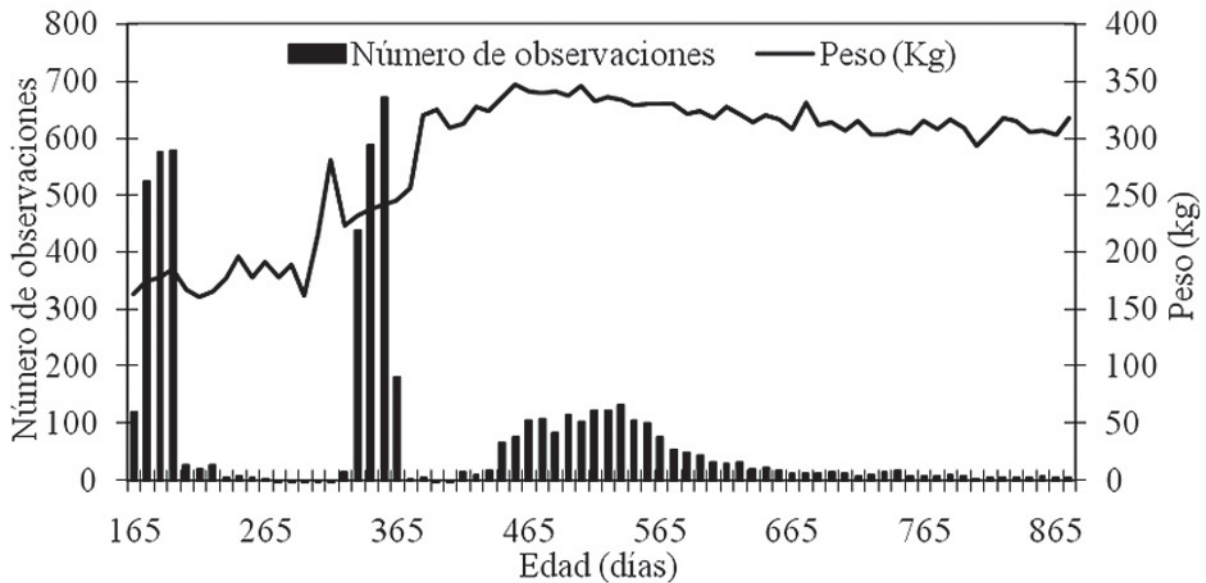


Figura 1. Número de observaciones y tendencia fenotípica del peso según la edad.

mediante la utilización del programa ‘WOMBAT’ de Meyer (2006) según el siguiente modelo matemático:

$$y_{ij} = \mathbf{G}_{ij} + \sum_{m=0}^2 \beta_m \phi_m(t_j^*) + \sum_{m=0}^1 \alpha_m \phi_m(t_j^*) + \sum_{m=0}^1 \gamma_m \phi_m(t_j^*) + \sum_{m=0}^1 \delta_m \phi_m(t_j^*) + \varepsilon_{ij}$$

donde y_{ij} representa el j -ésimo registro del i -ésimo animal tomado en el tiempo (edad) t , \mathbf{G}_{ij} representa los efectos fijos (grupo de contemporáneos rebaño-año-cuatrimestre de nacimiento). β_m es el coeficiente de regresión fijo para modelar la media poblacional; α_m , γ_m y δ_m son los m -ésimos coeficientes de regresión aleatoria para los efectos genético aditivo directo, genético aditivos maternos y del ambiente permanente directo, respectivamente. ϕ_m es el m -ésimo polinomio de Legendre, ε_{ij} es el efecto del error aleatorio temporal y t_j^* es la j -ésima edad del i -ésimo individuo estandarizada ($-1 < t < +1$), según la fórmula: $t_j^* = 2 \frac{t_j - t_{\min}}{t_{\max} - t_{\min}} - 1$ donde t_{\min} es la edad mínima, que en este caso fue de 160 días y t_{\max} la edad máxima que resultó de 900 días.

En forma matricial el modelo se puede expresar como: $\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{Z}_1\mathbf{\alpha} + \mathbf{Z}_2\mathbf{\gamma} + \mathbf{W}\mathbf{\delta} + \mathbf{\varepsilon}$ donde \mathbf{y} es el vector de las observaciones, \mathbf{b} es el vector de los efectos fijos (GC y β_m), $\mathbf{\alpha}$ es el vector de los efectos genéticos aditivos directos, $\mathbf{\gamma}$ es el vector de los efectos genéticos aditivos maternos y $\mathbf{\delta}$ es el vector de los efectos del ambiente permanente. \mathbf{X} , \mathbf{Z}_1 , \mathbf{Z}_2 y \mathbf{W} son las matrices de diseño que relacionan las observaciones en \mathbf{y} con los efectos fijos, genéticos aditivos, genéticos maternos

y del ambiente permanente, respectivamente. ε es el efecto temporal del error aleatorio.

Se asume que,

$$\mathbf{V} = \begin{bmatrix} \alpha \\ \gamma \\ \delta \\ \varepsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} K_A \otimes A & 0 & 0 & 0 \\ 0 & K_M \otimes A & 0 & 0 \\ 0 & 0 & K_P \otimes I_c & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R \otimes I_n \end{bmatrix}$$

donde K_A , K_M y K_P son los coeficientes de las funciones de co varianzas para los efectos aditivos directos, aditivos maternos y del ambiente permanente, respectivamente. \mathbf{A} es la matriz de relaciones del numerador, \mathbf{R} es la matriz de varianzas-covarianzas de los residuos aleatorios, \mathbf{I}_c es una matriz identidad cuyo orden es el número de vacas, \mathbf{I}_n es una matriz identidad cuyo orden es el número de observaciones y \otimes es el producto directo o de Kronecker.

Para esta investigación se hicieron dos tipos de análisis: considerando la varianza del ambiente temporal homogénea a través de toda la trayectoria de edades y con varianzas diferentes (heterogeneidad de varianzas). Los análisis preliminares determinaron que los modelos que utilizaron la heterogeneidad de varianza del error fueron significativamente superiores a aquellos en donde se consideró una sola varianza residual a través de toda la trayectoria. Por tal razón, se tuvo en cuenta en todos los análisis

tres clasificaciones para el error según la edad, coincidentes con el peso al destete, el peso al año y el peso a la incorporación.

La varianza para los efectos genéticos aditivos fue calculada como $z_i'K_A z_i$. De manera similar la varianza para los efectos maternos es $z_i'K_M z_i$ y para los efectos del ambiente permanente como $z_i'K_P z_i$, donde z_i es un vector de los valores de los polinomios de Legendre para una edad i . La covarianza genética aditiva entre las edades i y j para el cálculo de las correlaciones genéticas entre dos puntos cualesquiera de la trayectoria, se calcularon como $z_i'K_A z_j$.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la Figura 2 se presentan las varianzas estimadas desde el destete hasta los 900 días de edad y se puede observar un incremento casi lineal de la varianza genética aditiva a través de toda la trayectoria y lo mismo sucede con la varianza del ambiente permanente, aunque esta última a partir del año manifiesta un incremento muy superior. Meyer (2003) en un estudio del crecimiento desde el nacimiento hasta los 810 días de edad en ganado Angus encontró un incremento casi lineal de la varianza aditiva y del ambiente permanente hasta los 600 días y a partir de este punto el incremento fue superior. La varianza genética aditiva para los efectos maternos tendió a decrecer desde el inicio hasta convertirse en cero al final de la trayectoria. Albuquerque y Meyer (2001)

hallaron un incremento de la varianza para los efectos maternos hasta los 200 días de edad y a partir de ese punto comenzó a declinar hasta los 630 días, similar a los resultados del presente trabajo.

Mientras que en la Figura 3, se presentan las tendencias de las heredabilidades para los efectos directos y maternos y del ambiente permanente. La heredabilidad para los efectos directos tomó valores de 0.09 al inicio, después tendió a decrecer hasta aproximadamente los 280 días de edad y después comenzó a incrementarse hasta el final de la trayectoria para alcanzar valores de 0.20. Riley *et al.* (2007) en machos Brahman estabulados durante 170 días obtuvieron valores entre 0.31 y 0.53 para la heredabilidad de los efectos directos, superiores a los del presente trabajo pero no tuvieron en cuenta los efectos maternos.

Nobre *et al.* (2003) indicaron que los estimados de los parámetros obtenidos por el ajuste de polinomios podrían estar afectados por el esparcimiento de los datos y los extremos de la trayectoria. Si observamos en la Figura 1, precisamente alrededor de los 270 días de edad la cantidad de datos es muy pobre y esto puede haber determinado lo poco estable de los parámetros en esa parte de la trayectoria. La tendencia del ambiente permanente resultó contraria y simétrica a la de la heredabilidad para los efectos directos. Una tendencia similar también fue encontrada por Riley *et al.* (2007).

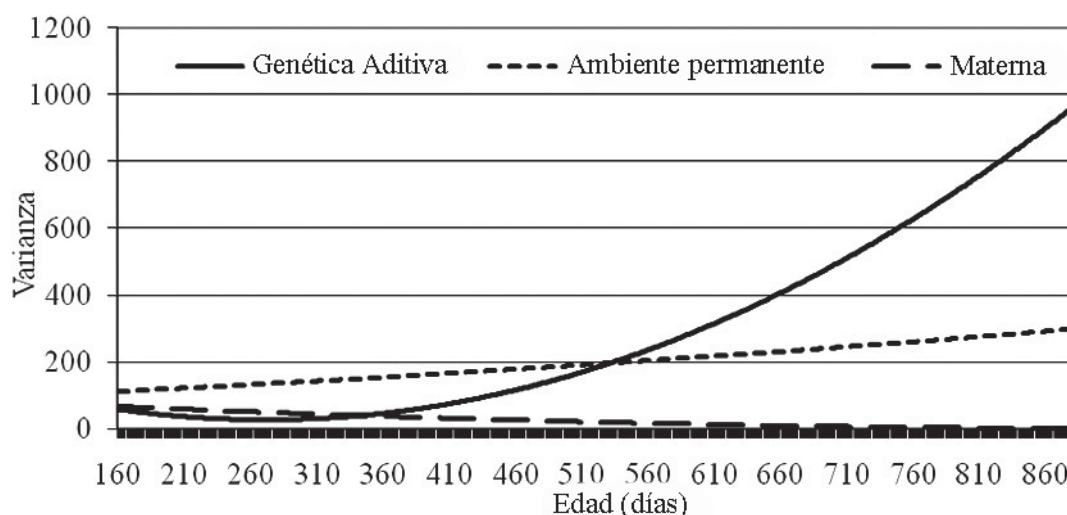


Figura 2. Tendencia de las varianzas genética aditiva de los efectos directo y maternos y del ambiente permanente para los efectos directos.

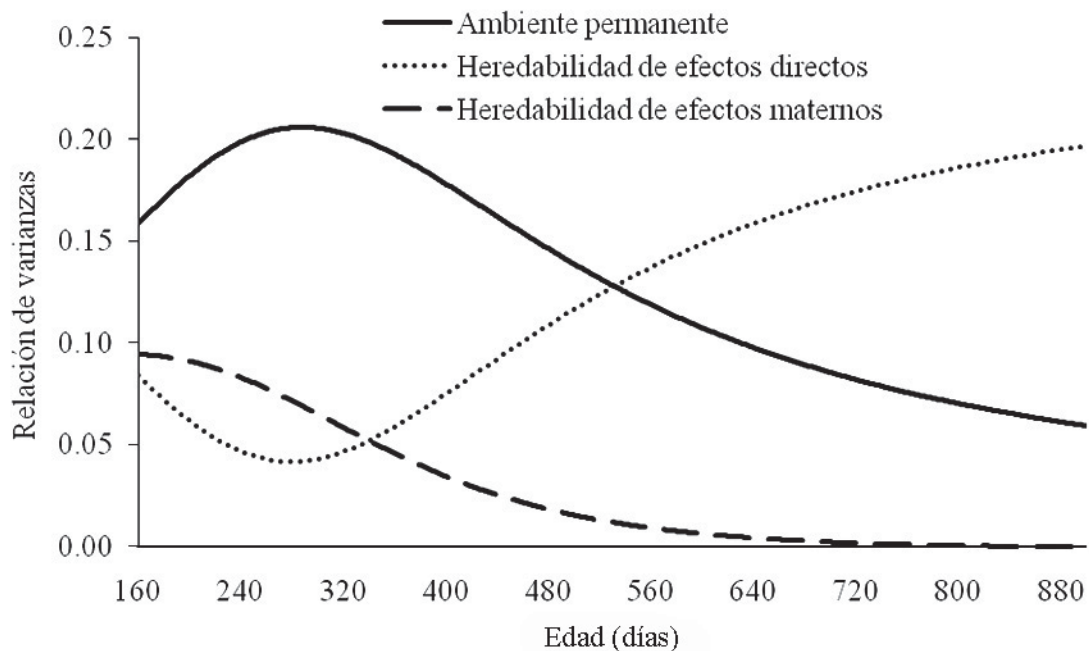


Figura 3. Tendencias de las heredabilidades para los efectos directos y maternos y del ambiente permanente.

La heredabilidad de los efectos maternos (Figura 3) tendió a disminuir desde aproximadamente 0.10 al destete hasta tomar valores de cero hacia los 900 días de edad. Albuquerque y Meyer (2001) estudiaron el crecimiento del nacimiento a los 630 días de edad en ganado Nelore y encontraron que la heredabilidad de los efectos maternos se incrementó hasta alcanzar un pico entre los 110 y 120 días, para después decrecer. Ambos resultados dan evidencias de la pérdida de la influencia materna en los terneros después del destete.

Al mismo tiempo en la Figura 4, se observa que las correlaciones entre pesos a edades consecutivas son altas y positivas y decrecen a medida que los pesajes son más distantes hasta convertirse en negativas. A partir de los 400 días las correlaciones con el resto de los pesajes hasta los 900 días son superiores a 0.85, lo que puede indicar que el peso a los 400 días de edad puede ser un buen indicador para la selección. Mercadante *et al.* (1995), Lobo *et al.* (2000) y Albuquerque y Meyer (2001), los dos primeros en revisiones bibliográficas con modelos convencionales y los últimos en un trabajo utilizando los modelos de regresión aleatorias encontraron correlaciones genéticas aditivas entre los pesos para las edades entre 240-360, 240-550 y 360-550 en los rangos de 0.75-0.93, 0.71-0.82 y 0.77-0.97, respectivamente.

En el presente trabajo las correlaciones encontradas entre los pesos para las mismas edades fueron de 0.54, 0.05 y 0.87. La inconsistencia de las correlaciones genéticas entre 240-360 y 240-550, en comparación con los trabajos anteriormente citados puede deberse a la poca información en esa parte de la trayectoria de crecimiento. Nobre *et al.* (2003) encontraron que cuando existen datos faltantes las varianzas asociadas con las edades donde están la mayoría de los datos faltantes, se tornan erráticas y las correlaciones fluctuantes, fundamentalmente cuando se utilizan los modelos de regresión aleatoria.

En el caso del análisis multicarácter que solo considera el peso al destete, el peso al año y el peso a la incorporación solamente podrían calcularse las correlaciones genéticas entre estos tres rasgos. Sin embargo, los MRA nos permiten calcular las correlaciones genéticas entre dos puntos cualesquiera de la trayectoria.

Por otro lado, en el análisis multicarácter se hubiera desechado una parte de la información que se aleja de las medias para el peso al destete y el peso al año de edad, que en los modelos de regresión aleatoria son tenidos en cuenta. Esta es una de las ventajas de los modelos de datos longitudinales en ganado de carne, debido a que los pesos para una determinada edad

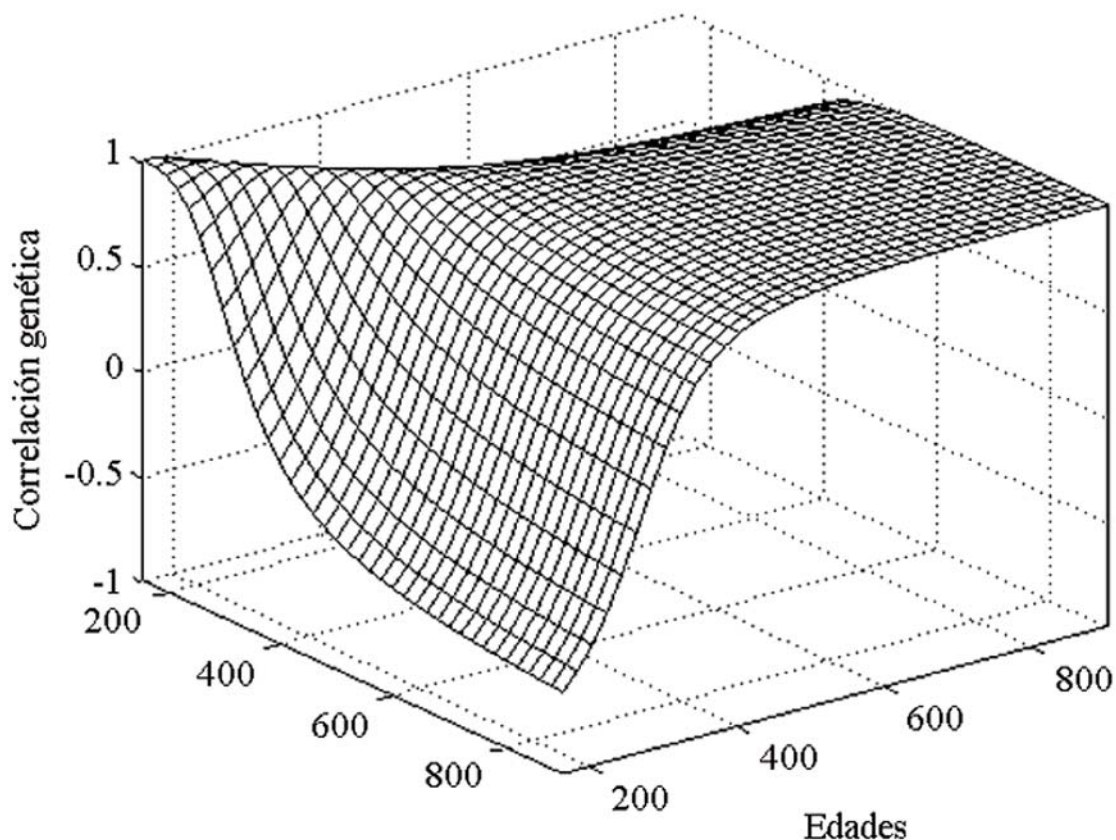


Figura 4. Correlaciones genéticas aditivas entre los pesos a diferentes edades dentro de la trayectoria estudiada.

oscilan entre un rango de edad amplio, estos pueden ser acomodados y el valor genético de los animales puede ser obtenido para cualquier edad, incluso sin mediciones dentro de la trayectoria.

Según Meyer (2004) un posible incremento en la exactitud de los modelos de regresión aleatoria sobre los de caracteres múltiples es precisamente que los primeros utilizan información que estos últimos desechan. También debe tenerse en cuenta como ha sido señalado por Arango *et al.* (2004) que una de las desventajas de los polinomios es que no son asintóticos lo cual es un problema en la modelación de trayectorias de crecimiento las cuales alcanzan una meseta a la madurez.

CONCLUSIONES

Los efectos maternos disminuyen sustancialmente rápido su influencia en el crecimiento postdestete. Lógicamente con este descenso de la influencia materna la heredabilidad de los efectos directos se hace mayor al igual que su acción sobre el crecimiento postdestete. Las altas correlaciones genéticas entre pesajes consecutivos a partir de los 13 meses de edad

puede ser un buen indicador para la selección en bovinos Santa Gertrudis.

LITERATURA CITADA

- Albuquerque, L. G. and K. Meyer. 2001. Estimates of covariance functions for growth from birth to 630 days of age in Nelore cattle. *J. Animal Sci.* 79:2776-2789.
- Arango, J. A., L. V. Cundiff and L. D Van Vleck. 2004. Covariance functions and random regression models for cow weight in beef cattle. *J. Anim. Sci.* 82:54-67.
- González-Peña, D. 2006. Evaluación genética del ganado Siboney de Cuba empleando la producción del día de control bajo un modelo de regresión aleatoria. Tesis Doctoral, ICA. La Habana, Cuba. 80 p.
- González-Peña, D., D. Guerra, J. L Espinoza, A. Palacios y R. De Luna. 2007. Estimación de componentes de covarianza para la producción de leche del día de control en ganado Siboney

- utilizando un modelo de regresión aleatoria. *Interciencia* 32:702-706.
- Guerra, D., J. L. Espinoza, A. Palacios, D. González-Peña, F. Rodríguez y A. Guillén. 2009. Componentes de covarianza de los días abiertos en bovinos Santa Gertrudis. *Tec. Pec. Mex.* 47(2): 145-155.
- Jamrozik, J. and L. R. Schaeffer. 1997. Estimates of genetics parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation Holsteins. *J. Dairy Sci.* 80:762-770.
- Kirkpatrick, M., D. Lofsvold and M. Bulmer. 1990. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. *Genetics* 124:979-983.
- Lobo, R.N.B.; F.E. Madalena and A.R. Viera. Average estimates of genetic parameters for beef and dairy cattle in tropical regions. *Anim. Breed. Abstr.* 68: 433-462, 2000.
- Menéndez, A. y J. R. Caunedo. 2005. Utilización de los resultados del control de la producción de leche en cada ordeño para la evaluación genética de sementales, mediante modelos de regresión aleatoria. Mem. III Congr. Int. Mejoramiento Animal. La Habana, Cuba pp 92-95.
- Mercadante, M., Lobo y A. Borjas. 1995. Parámetros genéticos para características de crecimiento en Cebuínos de carne. *Archivos Latinoamericanos de Producción Animal.* 3 (1): 45-89.
- Meyer, K. 2003. Estimates of genetic covariance functions for growth of Angus cattle. *J. Anim. Breed. Genet.* 122:73-34.
- Meyer, K. 2004. Scope for a random regression model in genetic evaluation of beef cattle for growth. *Livest. Prod. Sci.*, 52:187-199.
- Meyer, K. 2006. Wombat- A program for mixed model analyses by restricted maximum likelihood. User notes. Animal Genetics and Breeding Unit, Armidale, npp.
- Mrode, R. A. and B. W. Kennedy. 1998. Genetic variation in measures of food efficiency in pigs and their genetic relationships with growth rate and backfat. *Animal Production*, 56:225-232.
- Nobre, P. R. C., I. Misztal, S. Tsuruta, J. K. Bertrand, L.O.C. Silva and P. S. Lopes. 2003. Analyses of growth curves of Nellore cattle by multiple-trait and random regression models. *J. Anim. Sci.* 81:918-926.
- Riley, D. G., S. W. Coleman Jr., C. Chase, T. A. Olson and A. C. Hammond, 2007. Genetics parameters for body weight, hip height, and the ratio of weight to hip height from random regression analyses of Brahman feedlot cattle. *J. Anim. Sci.* 85:42-52.
- Schaeffer, L. R. 1999. Multiple traits animal models. Disponible en: <http://www.aps.uoguelph.ca/~lrs/Animalz/lesson15/>. [Nov. 20, 2009].
- Van der Werf, J. H., M. E. Goddard and K. Meyer. 1998. The use of covariance functions and random regressions for genetic evaluation of milk production based on test days records. *J. Dairy Sci.* 81:3300-3308.

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical

Zoo|ecnia
ropical