

01669
2es.
1



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE MEXICO

Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia

División de Estudios de Posgrado

**ESTIMACION DE LA TENDENCIA GENETICA
PARA PRODUCCION DE LECHE EN
HATOS HOLSTEIN DE MEXICO**

**TESIS DE MAESTRIA
EN PRODUCCION ANIMAL**

Por:

LEONEL AVENDAÑO REYES

Abril de 1989

**TESIS CON
FALLA DE ORIGEN**



Universidad Nacional
Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas Tesis Digitales Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS © PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis está protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

**ESTIMACION DE LA TENDENCIA GENETICA PARA
PRODUCCION DE LECHE EN HATOS HOLSTEIN DE MEXICO**

Tesis presentada ante la

División de Estudios de Posgrado

Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia

de la

Universidad Nacional Autónoma de México

para la obtención del grado de

MAESTRO EN: PRODUCCION ANIMAL

área **GENETICA**

por

LEONEL AVENDAÑO REYES

asesores

M. Sc. M. V. Z. PEDRO OCHOA GALVAN

M. Sc. M. V. Z. IGNACIO MONDRAGON VAZQUEZ

Ph. D. Ing. Agr. LUIS LANDOIS PALENCIA

DEDICATORIA

A mi madre Aurora Reyes, que gracias a sus bendiciones, sacrificios, amor y comprensión me dieron el aliciente para lograr lo que ahora soy.

A mi padre Manuel Avendaño, y a mis hermanos José Manuel, Laura Elena, Edgar Ignacio, Javier Humberto, Jorge Gerardo y Rogelio, porque su constante apoyo y estímulos fueron motivo de mi superación.

A G R A D E C I M I E N T O S

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología y al Banco de México por el apoyo económico durante la realización de mis estudios.

A la Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia de la Universidad Nacional Autónoma de México por haberme permitido realizar mis estudios de Postgrado.

Al M.V.Z. Pedro Ochoa Galván, asesor principal, quien representó un gran apoyo en la realización de mis estudios por su disposición, orientación y paciencia en la dirección de la presente investigación.

Al M.V.Z. Ignacio Mondragón Vázquez, por sus valiosas sugerencias, amistad y continua disposición en la realización de este trabajo.

Al Dr. Luis Landois Palencia, por sus acertadas observaciones en el análisis estadístico del presente trabajo.

A la M.V.Z. Hilda Castro Gámez, mi tutora, por su valiosa ayuda y preocupación durante el desarrollo de mis estudios.

Al Dr. Carlos Vázquez Peláez, por sus acertadas observaciones en la revisión de la presente investigación.

A la Asociación Holstein de México, A.C., por haberme permitido el acceso a la información que hizo posible esta tesis.

Al Dr. Assefaw Tewolde M. y al M.V.Z. Javier Rosales A., por su contribución en la captación de la información utilizada.

Al Depto. de Zootecnia de la U.A. Chapingo, por su colaboración en la obtención de la información.

Al Centro de Estadística y Cálculo del Colegio de Postgraduados, por el apoyo brindado en la realización y asesorías estadísticas de la presente investigación.

A la Srita. Fernanda Méndez Rocha, por su excelente trabajo de mecanografía.

Mi más sincero afecto y gratitud al Ing. José Luis Pablos Hach, quien supo transmitirme sus conocimientos, amistad, apoyo y su constante preocupación por la superación de los alumnos de postgrado.

LISTA DE CONTENIDO

Página

I.	INTRODUCCION	1
II.	REVISION DE LITERATURA	4
	2.1. Consideraciones Teóricas en la Estimación de Tendencia Genética	4
	2.2. Métodos Prácticos para Estimar Tendencia Genética	9
	2.3. Resultados de Estudios Teóricos sobre Tendencia Genética	17
	2.4. Resultados de Estimaciones Reales sobre Tendencia Genética	18
III.	MATERIAL Y METODOS	27
	3.1. Descripción y Origen de la Información	27
	3.2. Depuración de la Información Original	28
	3.3. Análisis Estadísticos Preliminares	29
	3.4. Análisis Estadístico-Genético	31
	3.4.1. Estimación de la Tendencia Fenotípica	34
	3.4.2. Estimación de la Tendencia Genética	36

3.4.3. Estimación de la Tendencia Ambiental	37
IV. RESULTADOS Y DISCUSION	40
4.1. Estimadores de las Variables	40
4.2. Tendencias Fenotípicas	42
4.3. Tendencias Ambientales	45
4.4. Tendencias Genéticas	48
4.5. Tendencias por Origen de los Sementales	51
4.6. Resultados Expresados en Porcentajes sobre el Promedio de Producción	55
V. APENDICE	58
Cuadros	59
Gráficas	71
VI. LITERATURA CITADA	80

LISTA DE CUADROS

<u>Cuadro</u>	<u>Página</u>
1. Distribución de las observaciones por región y estado.	59
2. Número de observaciones por origen del semental.	59
3. Frecuencia de observaciones del mes de parto por año de parto.	60
4. Medias mínimo cuadráticas por año de parto.	61
5. Medias mínimo cuadráticas por estado.	61
6. Medias mínimo cuadráticas por mes de parto.	62
7. Medias generales y desviaciones estándar de las principales variables en estudio.	62
8. Medias generales para días en lactación por año de parto.	63
9. Medias generales para edad al primer parto por año de parto.	63
10. Resultados de las tendencias fenotípicas, ambientales y genéticas para producción de leche total y ajustada durante 1978 a 1984.	64
11. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción de leche ajustada usando el modelo I.	64
12. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción de leche ajustada usando el modelo I.	65
13. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo II.	65
14. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción de leche ajustada usando el modelo II.	66
15. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo I en sementales de Estados Unidos.	66
16. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo I en sementales de Canadá.	67

17. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo II en sementales de Estados Unidos. 67
18. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo II en sementales de Canadá. 68
19. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo I en sementales de México. 68
20. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo II en sementales de México. 69
21. Medias generales para producción total de leche de acuerdo al origen del semental durante el periodo 1978 a 1984. 69
22. Resultados de las tendencias fenotípica, ambiental y genética para producción total de leche (kg/año) por origen de los sementales durante 1978 a 1984. 70
23. Promedio de Diferencias Predecibles (DP) para producción de leche y tipo ajustados en sementales de Estados Unidos y Canadá. 70

LISTA DE GRAFICAS

Gráfica

Página

1. Regresión de las medias mínimo cuadráticas (MMC) de producción total de leche por año de parto del modelo I sobre los años del período en estudio. 71
2. Regresión de las medias mínimo cuadráticas de producción de leche ajustada por año de parto del modelo I sobre los años del período en estudio. 72
3. Regresión de las medias mínimo cuadráticas de producción total de leche por año de parto del modelo II sobre los años del período en estudio. 73
4. Regresión de las medias mínimo cuadráticas de producción de leche ajustada por año de parto del modelo II sobre los años del período en estudio. 74
5. Regresión de las medias mínimo cuadráticas de producción total de leche por año de parto del modelo I sobre los años del período en estudio para sementales de Estados Unidos. 75
6. Regresión de las medias mínimo cuadráticas de producción total de leche por año de parto del modelo I sobre los años del período en estudio para sementales de Canadá. 76
7. Regresión de las medias mínimo cuadráticas de producción total de leche por año de parto del modelo II sobre los años del período en estudio para sementales de Estados Unidos. 77
8. Regresión de las medias mínimo cuadráticas de producción total de leche por año de parto del modelo II sobre los años del período en estudio para sementales de Canadá. 78
9. Regresión de las medias mínimo cuadráticas de producción total de leche por año de

parto del modelo I sobre los años del
período en estudio para sementales de Mé-
xico.

R E S U M E N

AVENDAÑO REYES, LEONEL. Estimación de la tendencia genética para producción de leche en hatos Holstein de México (Bajo la dirección de PEDRO OCHOA GALVAN, IGNACIO MONDRAGON VAZQUEZ y LUIS LANDOIS PALENCIA).

Se analizaron 3,598 primeras lactaciones de vacas Holstein hijas de 107 sementales ocurridas durante el periodo 1978 a 1984, correspondientes a 68 hatos de 10 estados inscritos en el control de producción láctea de la Asociación Holstein de México, A.C. Las explotaciones se localizan desde el Estado de México hasta la frontera con Estados Unidos y mantienen sistemas de completa estabulación. Se obtuvieron estimadores para producción de leche total por año de parto, mes de parto y estado, así como para producción de leche ajustada a 305 días, dos ordeños y equivalente maduro, edad al primer parto, días en lactación y estimaciones de las tendencias fenotípica, genética y ambiental para producción de leche total, ajustada y de acuerdo al país origen del semental.

El promedio anual de producción de leche total fue de 5325 ± 1687 kg, el de leche ajustada de 6695 ± 1772 kg, 288 ± 55 el de días en lactación y 28 ± 3 meses promedio como edad al primer parto.

En la estimación de las tendencias se utilizó el procedimiento de mínimos cuadrados usando dos modelos lineales: el modelo I incluyó los efectos de estado, hato, año de parto, mes de parto y como covariables días en lactación (lineal y cuadrática) y edad al primer parto (lineal), diferenciándose del modelo II en

que este último incluyó el efecto de semental .

Se estimó una tendencia fenotípica para producción total de leche de 132 ± 28 kg por año, debiéndose a la porción genética 74 ± 56 kg y a la porción ambiental 58 ± 48 kg. En producción de leche ajustada, las tendencias fueron de 232 ± 53 , 131 ± 101 y 101 ± 107 kg por año respectivamente, correspondiendo ambas tendencias genéticas a un porcentaje sobre el promedio de producción entre 1.4 y 1.5%.

En las estimaciones de las tendencias de acuerdo al país de origen de los sementales, se observó un progreso fenotípico de 100 ± 32 kg en hijas de sementales de Canadá y Estados Unidos, mientras que en hijas de toros mexicanos fue de 59 ± 69 kg. La mayor parte del progreso en sementales de Estados Unidos fue debido al aspecto genético y muy poco al ambiental, situación inversa en toros de Canadá donde el aspecto ambiental fue el que más contribuyó al progreso fenotípico. La tendencia genética en hijas de toros mexicanos no fue estimable debido a la falta de conectabilidad en la información. El promedio de diferencia predecible en leche fue de 360 kg para sementales de Estados Unidos y de 29 kg en los de Canadá, sin embargo el promedio en tipo fue de 4.23 d.e. en sementales de Canadá y de 0.78 d.e. en sementales de Estados Unidos.

Los resultados obtenidos en el presente estudio indican que ha existido, en los hatos bajo control de producción analizados, una mejora tanto en el aspecto ambiental -manejo, alimentación, sanidad e instalaciones- como en el aspecto genético -selección de sementales probados-, considerándose valores similares a los señalados por otros investigadores. Las tendencias de acuerdo al

país de origen de los sementales sugieren que los de Canadá son elegidos con un criterio preferente en el tipo que sobre producción de leche.

I. INTRODUCCION

La productividad del ganado lechero se ha incrementado notablemente durante los últimos años debido a mejoras en los aspectos genético y ambiental. El uso adecuado y eficiente interpretación de los registros de producción en las actividades diarias de la explotación, los modernos sistemas de computación junto con nuevas metodologías estadísticas que permiten analizar gran cantidad de información para obtener evaluaciones de vacas y toros más precisas y la utilización de semen congelado de toros probados a través de la inseminación artificial, constituyen una efectiva combinación de herramientas para el mejoramiento genético que han contribuido en gran medida al incremento de la producción (9, 43, 89).

La población de ganado lechero en México ha estado sometida a prácticas tendientes a mejorar su habilidad genética productiva, tales como la utilización de semen de alta calidad genética a través de la inseminación artificial, la importación de animales para reemplazo y los programas de control de producción, las cuales constituyen valiosos auxiliares para mejorar el potencial genético del ganado (39). El impacto de estas prácticas en la población lechera de México es aún desconocido, por lo que resulta necesario determinarlas estimando la tendencia en la producción de leche y así conocer el comportamiento de esta característica a través del tiempo, con el fin de proporcionar mayor solidez a la utilización de toros probados que se realiza en las explotaciones lecheras de México.

Los cambios ambientales, que constituyen las influencias del manejo, nutrición, sanidad e instalaciones, han contribuido también al cambio fenotípico de la población (47). No obstante, el cambio genético se expresa sólo en la medida en que las condiciones ambientales se lo permiten, es decir, el ambiente no modifica la constitución genética de un individuo, sino que los cambios ambientales determinan la extensión con la cual se expresa la tendencia genética, que es el cambio o progreso genético por año (58, 88).

La magnitud y separación de los cambios genéticos y ambientales es difícil realizarla de una manera exacta, ya que siempre están confundidos en un animal y los diferentes métodos propuestos están sujetos a ciertas limitaciones como son precisión, tamaño muestral y costos (34, 44, 80).

Con base en lo ya señalado y considerando que la eficacia de los programas de mejoramiento genético del ganado lechero se evalúa determinando la tendencia en la producción de leche, se planteó el presente estudio en explotaciones lecheras inscritas en la Asociación Holstein de México, siendo sus objetivos los siguientes:

1) Obtener estimadores para producción de leche total por año de parto, estado, y mes de parto, así como para producción de leche total y ajustada a 305 días y equivalente maduro, días en lactación y edad al primer parto.

2) Estimar las tendencias fenotípica, ambiental y genética para producción de leche total y ajustada durante el periodo 1978 a 1984.

3) Estimar las tendencias fenotípica, ambiental y genética para producción de leche de acuerdo al país de origen de los sementales durante el periodo 1978 a 1984.

II. REVISION DE LITERATURA

En una población animal, tanto las influencias genéticas como las ambientales son causantes de la variación que se observa en los registros de producción. Los cambios ambientales dan origen a la variación no genética, que es el resultado de las influencias del manejo, nutrición, sanidad e instalaciones que junto con la edad contribuyen al cambio fenotípico de la población. Paralelo a este cambio existe el genético, que es el resultado de la acción de los genes y las combinaciones entre ellos, estando determinado por la varianza genética (74, 77, 89).

La medición de la tendencia genética en los caracteres cuantitativos lecheros requiere de una inversión considerable y es difícil debido al problema que surge en determinar cuánto del mejoramiento fenotípico o total es causado por la porción genética y cuánto por la porción ambiental. A pesar de las dificultades, existe la necesidad de medir la tendencia genética en producción de leche con el propósito de evaluar la ganancia que resulta de un programa de selección realizado en un periodo de tiempo (12, 20, 23).

2.1. Consideraciones Teóricas en la Estimación de Tendencia Genética.

La base teórica de la Genética Cuantitativa fue establecida entre los años 1920 y 1930 con los trabajos de Fisher y Wright. La aplicación de estos principios a los programas de

mejoramiento genético en los animales domésticos se debe a Lush, quien da la pauta para la obtención de avances genéticos importantes para la producción de leche sobre bases científicas (41, 45).

Dickerson y Hazel (16) fueron los primeros en desarrollar ecuaciones para predecir el cambio genético anual utilizando diferenciales de selección e intervalos de generación para hembras y machos bajo condiciones teóricas. Estas ecuaciones representan el cambio esperado para un criterio de selección definido, lo cual se interpretó como el valor genético para una característica en particular bajo los siguientes supuestos:

- a) Distribución normal de la característica.
- b) Selección truncada para el criterio de selección.
- c) Ganancia genética en equilibrio.
- d) Variación genética constante a través del tiempo.

Rendel y Robertson (61) y Robertson y Rendel (62) utilizaron las mismas ecuaciones pero con algunas modificaciones al analizar las fuentes principales que contribuyen al progreso genético en un hato cerrado de ganado lechero, siendo éstas las siguientes:

S_u = Superioridad genética de los toros seleccionados como padres de nuevos toros.

S_v = Superioridad genética de los toros seleccionados como padres de nuevas vacas.

Svt = Superioridad genética de las vacas seleccionadas como madres de nuevos toros.

Svv = Superioridad genética de las vacas seleccionadas como madres de nuevas vacas.

La ecuación para predecir el cambio genético anual, ΔG , fue:

$$\Delta G/\text{anual} = \frac{S_{tt} + S_{tv} + S_{vt} + S_{vv}}{I_{tt} + I_{tv} + I_{vt} + I_{vv}}$$

donde las I's representan el intervalo de generación promedio de las fuentes de contribución. La superioridad se estima, bajo la suposición de normalidad, con la siguiente fórmula:

$$S_{jk} = r_{GP} \hat{G}_{jk} P_{jk} i \sigma_G$$

donde:

r_{GP} = es la correlación entre el valor genético predicho y el verdadero.

i = es el diferencial de selección estandarizado en unidades de desviación estándar para diferentes intensidades de selección, lo que corresponde en una distribución normal a Z/P , donde P es la fracción de la población que se conserva y Z es la altura de la curva normal en el punto donde cae el individuo seleccionado que tiene los registros más bajos, llamándose también selección truncada.

σ_G = es la desviación estándar genética de la característica.

Los autores determinaron la ganancia genética esperada bajo los siguientes supuestos:

- a) Tasa de mortalidad anual para vacas de menos de tres lactancias de 18% y para vacas de lactancias posteriores de 33%.
- b) Índice de herencia para producción de leche de 0.25.
- c) Duración de los intervalos de generación de 13 años, considerando las cuatro fuentes de contribución.
- d) El apareamiento de los toros se realiza con el 5% de las mejores vacas del hato.

Los principios para la predicción del cambio genético derivado de registros de parientes provienen de los procedimientos del índice de selección desarrollados por Lush (45, 84). Entre los factores más importantes que afectan la obtención de las I's y S's se encuentran: la heredabilidad de la característica, el tamaño de la población, la intensidad de selección practicada en toros y vacas, el número de hijos de toros reemplazados anualmente, la proporción de vacas con registro de producción y que son apareadas con toros jóvenes, número de hijas con que se prueba cada toro joven, utilización de toros probados, tasa de fertilidad y proporción de toros probados reemplazados cada año (80, 81).

Searle (69) y Van Vleck (79) utilizaron fórmulas semejantes para predecir el cambio genético en las que consideran el hecho de que las generaciones no fueran discretas.

sino que se traslapan, motivo por el que este cambio no es uniforme en los primeros años de un programa de mejoramiento. El desarrollo de las ecuaciones se realizó tomando en cuenta los siguientes supuestos:

- a) 20% de reemplazo en animales de baja producción en cada año.
- b) 10% de desecho por razones diferentes a baja producción en el primer año y de 6% en los años posteriores.
- c) Índice de herencia para producción de leche de 0.30.
- d) Utilización de toros probados por arriba del promedio de producción mediante inseminación artificial.

Hinks (38) y Richard *et al.* (11) efectuaron investigaciones donde consideran el problema del traslape de generaciones, indicando que la ganancia resultante del proceso de selección produce diferencias genéticas entre los grupos de los animales mejorados de diferentes edades y entre las medias de su progenie. Incluso suponen que no existen efectos ambientales sobre la progenie relacionados con la edad de la madre, por lo tanto, la variación entre las medias de producción de la progenie de progenitores de distintas edades es debida totalmente a las diferencias genéticas entre ellas, causados por el mejoramiento uniforme resultante de la selección truncada.

Hill (34, 35) estableció un procedimiento matricial para predecir la respuesta a la selección en poblaciones con traslape de generaciones, basándose en una matriz simple de operaciones que especifica la transmisión de los genes entre los diferentes

grupos de edades y sexos que produjeron animales seleccionados tempranamente, siendo la respuesta producida por estos animales seleccionados igual al producto de su diferencial de selección genético y la proporción de genes que de ellos se derivaron.

2.2. Métodos Prácticos para Estimar Tendencia Genética.

Henderson et al. (32) propusieron dos métodos para estimar la tendencia genética en producción de leche:

1) Utilizando el método de máxima verosimilitud para estimar los efectos de año partiendo del conocimiento de la repetibilidad de la característica.

2) Estimación simultánea de los efectos de año y repetibilidad utilizando la misma metodología.

El método de máxima verosimilitud consiste en encontrar estimadores que maximicen la probabilidad de obtener una muestra de observaciones representada por los datos, suponiendo que el término error aleatorio del modelo tiene una distribución normal (70).

Ambos métodos de estimación se basaron en un modelo lineal que incluye los efectos de año, promedio de habilidad de producción real de grupo de vacas y promedio de habilidad de producción real de la vaca dentro de su grupo, suponiendo que el efecto de esta anidación y el del error experimental son normal e

independientemente distribuidos con medias de cero y varianzas específicas en cada término, las cuales no están correlacionadas. Esto implica que el ambiente temporal no está correlacionado con la habilidad de producción real, siendo el problema la estimación de las diferencias entre los efectos ambientales de año y la habilidad de producción real de grupo de vacas suponiendo repetibilidad conocida.

Las ventajas de este método son que considera todas las lactaciones y no sólo la primera, utiliza diferencias entre y dentro de vacas y produce estimadores insesgados y de varianza mínima sobre la tendencia genética y ambiental (32, 44).

Sin embargo, algunos autores señalan que este método presenta las siguientes desventajas:

- a) Los estimadores de la tendencia genética se obtienen de la diferencia entre las tendencias fenotípica y ambiental, cuya relación se supone constante (18, 83).
- b) El uso de valores incorrectos para repetibilidad hace sesgadas las estimaciones de las tendencias genética y ambiental (32).
- c) Es un método extremadamente complejo desde el punto de vista de computación y en consecuencia sus costos son elevados (18, 26, 74, 83).

Van Vleck y Henderson (83) describieron un procedimiento para estimar la tendencia en el mérito genético en poblaciones

formadas por vacas producto de la Monta Natural (MN) y de la Inseminación Artificial (IA) basados en el método comparación de contemporáneas descrito por Robertson y Rendel (63). Bajo las suposiciones de que los registros son ajustados a equivalente maduro, ausencia de selección sobre estos animales antes de iniciar su primera lactación y que los registros de vacas desechadas antes de completar su lactancia son ajustados a 305 días, el modelo lineal utilizado incluye los efectos de hato, semental y año-estación de parto. Se considera el efecto de semental fijo y el de hato y año-estación de parto fijo o aleatorio, señalando que puede existir interacción entre los efectos hato y año-estación de parto pero no interacciones que involucren los efectos de semental, debido a que las comparaciones se realizan dentro de grupos hato-año-estación.

La comparación contemporánea entre los promedios de vacas producto de MN y de IA, dentro de un hato-año-estación para un semental usado con IA es el producto de la diferencia del promedio de producción de sus hijas y el promedio de producción de hijas de toros usados con MN, ponderando esta comparación con los inversos de las varianzas, por lo que esta diferencia ponderada expresa la diferencia entre los méritos genéticos promedio de los toros con hijas en un año-estación específico.

Smith (73) desarrolló un método especialmente útil para estimar la tendencia genética en poblaciones no experimentales. El autor menciona que la regresión de las medidas fenotípicas de los animales de un año (p) sobre los años (t), constituye una

estimación del cambio fenotípico, genético y ambiental. Cuando se aparean repetidamente varios sementales con un grupo de hembras elegido al azar para producir progenie en años sucesivos, la regresión promedio dentro del grupo de sementales de las medias (\bar{x}) de la progenie de los sementales en el tiempo, aporta una estimación del cambio ambiental más la mitad del cambio genético, donde el factor un medio surge debido a la contribución genética de cada semental, la cual se espera sea similar de un año a otro y la contribución genética de las hembras cambiará de un año a otro con una velocidad igual a $\Delta G/2$, es decir, el complemento de la contribución genética hacia la progenie.

Basado en este principio, el autor estima la tasa de cambio genético, ΔG , de dos formas:

- a) Por la diferencia entre las medias de las progenies sobre el tiempo.
- b) Por la regresión de la producción de la progenie sobre el tiempo.

Utilizando el primer criterio, la expresión del cambio genético (ΔG_1) está dada por:

$$\Delta G_1 = \frac{\sum (\bar{X}_{TA} - \bar{X}_{SA}) - (\bar{X}_{T0} - \bar{X}_{S0})}{A}$$

donde:

\bar{X}_{TA} = es el promedio de producción del hato en el año A.

\bar{X}_{t0} = es el promedio de producción del hato en el año cero.

\bar{X}_{sA} = es el promedio de producción de la progenie de los toros bajo estudio en el año A.

\bar{X}_{s0} = es el promedio de producción de la progenie de los toros bajo estudio en el año cero.

A = es el número de años en estudio.

Para el segundo criterio, el cambio genético (ΔG_2), se estima de la siguiente forma:

$$\Delta G_2 = 2 (b_{pt} - b_{st})'$$

donde:

b_{pt} = es el coeficiente de regresión lineal de la producción de la población sobre el tiempo.

b_{st} = es el coeficiente de regresión lineal de la producción de la progenie de los toros sobre el tiempo.

Además, sugiere una ligera modificación en el método anterior para eliminar las variaciones ambientales a través del tiempo, resultando:

$$\Delta G = 2b_{(p-s)t}$$

lo cual constituye dos veces la regresión de la producción en el tiempo (t) dentro de toros sobre las diferencias entre el promedio de la población (p) y los promedios de las producciones de las hijas del grupo de toros analizados (s).

Una variación en el método propuesto por Smith fue presentada por Burnside y Legates (13) para estimar la tendencia genética anual en la población usando la técnica de mínimos cuadrados en datos de primera lactación. Los autores presentaron dos formas de cálculo considerando en el modelo los efectos de año, estación y la interacción año-estación, siendo los estimadores de la tendencia genética para hermanas completas (ΔG_1) y medias-hermanas paternas (ΔG_2) respectivamente:

$$1) \quad \Delta G_1 = b_{(\Delta G + \Delta E)} - b_{(\Delta E)}$$

$$2) \quad \Delta G_2 = 2 [b_{(\Delta G + \Delta E)} - b_{(\Delta G/2 + \Delta E)}]$$

donde:

ΔG_1 = es la tendencia genética anual por el método 1.

ΔG_2 = es la tendencia genética anual por el método 2.

$b_{(\Delta G + \Delta E)}$ = es el coeficiente de regresión ponderado de las constantes año sobre los años y expresa el cambio promedio anual fenotípico obtenido de las primeras lactaciones de hermanas completas y medias-hermanas paternas.

$b_{(\Delta E)}$ = es el coeficiente de regresión ponderado de las constantes año sobre los años y expresa el cambio promedio anual ambiental obtenido de las primeras lactancias de medias-hermanas paternas.

$b_{(\Delta G/2 + \Delta E)}$ = es el coeficiente de regresión ponderado de las constantes año sobre los años y expresa la mitad del cambio promedio genético anual, más el cambio promedio

ambiental anual obtenido de las primeras lactancias de medias-hermanas paternas.

El método de mínimos cuadrados produce estimadores sesgados de las tendencias genética y ambiental cuando existe desecho de vacas bajas productoras en el hato. Henderson (27, 28) muestra que el error se presenta al considerar valores inapropiados en la repetibilidad de la característica lo que conduce a una sobre-estimación de la tendencia genética y sugiere el empleo de máxima verosimilitud, el cual considera automáticamente la repetibilidad, el desecho anual de vacas y a todas las lactaciones, de modo que los estimadores obtenidos de los efectos de año son más precisos. En el trabajo clásico de Henderson et al. (32) fue demostrado ese error y presentada una solución utilizando el método de máxima verosimilitud para estimar los efectos fijos en los modelos lineales mixtos. Sin embargo, en caso de que la repetibilidad sea igual a 1, ambos métodos producirán idénticos resultados (44).

Bar-Anan y Sacks (7) ampliaron el empleo del método comparación de contemporáneas tomando en cuenta las diferencias del valor genético de los padres de vacas contemporáneas con las hijas de los toros objeto de la evaluación. La evaluación final, después de tomar en cuenta el valor genético de los padres de vacas contemporáneas se denomina diferencia acumulativa y permite, al reevaluar sementales, eliminar el sesgo por la tendencia genética en el tiempo. Sin embargo, este método no se considera que produce estimadores insesgados, ya que para los

sementales no se efectúa una sola evaluación sobre todas las hijas con la aplicación de la adecuada regresión de la heredabilidad y, por consiguiente, la distribución de las hijas de los sementales a través de los años y en los hatos a través de los años, puede influir en las evaluaciones individuales (33).

Henderson (29) estimó la tendencia genética debido a la contribución de los sementales ponderando el valor de éste en cada año, ya sea por las concepciones probables o por el número de hijas producidas en los diferentes hatos mediante procedimientos del mejor predictor lineal insesgado, BLUP (Best Linear Unbiased Predictor). El autor demostró la solidez práctica y teórica de este método que posee la conveniente calidad de estimar conjuntamente los efectos genéticos como variables aleatorias y con ajuste para los efectos de hato y tiempo como variables fijas. Este método involucra comúnmente el procesamiento de cientos de miles de registros para construir modelos de ecuaciones mixtas, por lo que los procedimientos de computación han sido ampliamente discutidos debido a los altos costos que se requieren (30, 31).

Asimismo, Schaeffer y Kennedy (37) mencionan que la solución para un número grande de ecuaciones es usualmente resuelto por técnicas iterativas por ser demasiado grandes para almacenarse en la memoria de una computadora para inversión directa. No obstante que el BLUP puede ser el mejor método para analizar un modelo lineal mixto al evaluar la tendencia genética, la complejidad de los cálculos ha forzado a los investigadores a

usar un modelo simplificado u otro método distinto del BLUP.

2.3. Resultados de Estudios Teóricos sobre Tendencia Genética.

Rendel y Robertson (81) estimaron que la ganancia genética máxima para producción de leche que puede esperarse en un hato cerrado de 100 vacas, sin prueba de progenie y donde la selección se realiza en las vacas que serán apareadas con sementales elegidos de acuerdo a la producción de su madre, es de aproximadamente 1% anual sobre el promedio de producción del hato.

Dickerson y Hazel (18) y Robertson y Rendel (82) demostraron que una ganancia genética mayor de 1% es posible alcanzar cuando se realizan pruebas de progenie en los hatos. Las principales conclusiones de sus trabajos fueron:

a) La prueba de progenie es más efectiva que la selección masal cuando se utilizan más de 100 vacas para la prueba en un hato.

b) La ganancia genética máxima en un hato de 100 vacas es de 1.1% y en hatos de 200 vacas de 1.4%, ambos porcentajes sobre el promedio de producción.

c) En caso de hatos formados por 2000 vacas, la ganancia genética oscila entre 1.7 y 2.05%, lo cual indica que es posible obtener más progreso genético en grandes poblaciones.

d) En cuanto a las cuatro fuentes que contribuyen a este progreso genético, su contribución es: S_v 6%, S_v 18%.

Sv 33% y Su 43%.

Schmidt y Van Vleck (68) mencionan que puede ser lograda una ganancia genética de 2 a 6%, lo que depende en gran parte del número de toros probados anualmente y de la proporción de vacas que son apareadas con toros jóvenes. Los autores señalan que la contribución de las cuatro fuentes al progreso genético con estas prácticas puede modificarse a: Sv 2%, Sv 26%, Sv 32% y Su 39%.

A pesar de estos resultados teóricos sobre ganancia genética, recientes investigaciones (5, 10, 14, 37, 42, 56, 59) indican que sólo se alcanza el 50% o menos de esa ganancia debido principalmente a tres factores: Amplios intervalos generacionales, énfasis en los criterios de selección sobre características distintas a producción de leche (tipo y composición) y resultados sesgados en la evaluación de vacas y sementales (80, 81, 84).

2.4. Resultados de Estimaciones Reales sobre Tendencia Genética.

Harvey (24) estimó la tendencia para producción de grasa utilizando el método de máxima verosimilitud durante los años 1947 a 1951 en 185 vacas Holstein y 300 Jersey, obteniendo una ganancia genética anual de 8 y 5.3 lb respectivamente, lo que representó una ganancia genética con respecto al promedio poblacional de 1.5 a 1.7% para esa característica.

McDaniel et al. (47) estimaron los cambios ambientales durante los años 1952 a 1958 usando 462 lactaciones de 230 vacas Holstein. Los cambios ambientales fueron calculados por el método máxima verosimilitud y por las diferencias entre primeras lactaciones de medias-hermanas paternas en años sucesivos, obteniendo un cambio ambiental anual de 0.9% sobre la media poblacional, concluyendo que éste es el procedimiento más efectivo por utilizar todos los datos, no ser afectado por selección y considerar la repetibilidad.

Walton y Lush (87) evaluaron el progreso genético para producción de leche y grasa en un hato Holstein durante el período 1930 a 1958. La tendencia genética estimada en producción de leche fue de 0.8% sobre la media poblacional, utilizando un coeficiente de repetibilidad de 0.44 en esta característica. Los autores utilizaron el método de máxima verosimilitud y observaron cambios en las estimaciones al usar diferentes valores en el coeficiente de repetibilidad, encontrando una disminución en la estimación de la tendencia ambiental para producción de grasa de 0.086 lb por año en cada aumento de 0.01 en el coeficiente de repetibilidad.

Arave et al. (8) estimaron la tendencia genética en 12 hatos de la raza Jersey durante un período de 30 años, analizando 11,993 lactaciones de 3,900 vacas. Los efectos ambientales anuales se estimaron utilizando el método de máxima verosimilitud y el cambio genético anual mediante la regresión lineal de la producción de leche corregida para grasa sobre los años.

previamente ajustada para efectos ambientales. La tendencia genética para la producción de leche corregida para grasa se estimó en 74 lb para todos los hatos, lo que corresponde a 0.7% de aumento anual sobre la media poblacional, sin embargo, la tendencia genética dentro de hatos osciló entre -51 y 145 lb en la misma característica.

Walters y Harvey (86) evaluaron 407 hatos lecheros raza Jersey y estimaron la tendencia genética para producción de leche, grasa y porcentaje de grasa durante el periodo 1966 a 1974. Utilizando el método de máxima verosimilitud obtuvieron coeficientes de repetibilidad de 0.50, 0.45 y 0.69 respectivamente en el análisis. Los resultados de la tendencia fueron de 22.7 kg en leche, 1.09 kg en producción de grasa y -0.00016% en porcentaje de grasa. El cambio ambiental fue positivo para ambas producciones y negativo para el porcentaje.

Moya et al. (51) estimaron la tendencia genética durante los años 1959 a 1975 en 2080 lactaciones de 737 vacas correspondientes a 5 razas lecheras. La tendencia ambiental se estimó mediante el método de máxima verosimilitud, la tendencia fenotípica a través del método de mínimos cuadrados y la tendencia genética se obtuvo de las diferencias entre las tendencias fenotípicas y ambientales. Los autores estimaron una tendencia fenotípica de -47 lb en la producción de leche y -0.02% en el porcentaje de grasa. La tendencia ambiental resultó también negativa en -122 lb para producción de leche y -0.07% para el

porcentaje de grasa, en tanto que la tendencia genética resultó positiva en 66 lb para producción de leche y negativa para el porcentaje de grasa en muy pequeña escala. Los autores atribuyeron estos resultados a la creciente investigación que ha tenido lugar en este hato experimental año con año y a la presión de selección aplicada principalmente sobre producción de leche.

Hahn et al. (22) estimaron el cambio genético en vacas Holstein, Jersey y Guernsey durante los años 1931 a 1936 analizando en total 715 primeras lactaciones para producción de leche, grasa y porcentaje de grasa usando el método comparación de contemporáneas dentro de hato-año-estación, encontrando una mayor ganancia en la producción de leche para vacas producto de la MN que en las vacas producto de la IA, excepto en la raza Jersey. No obstante, la única diferencia significativa se observó en el porcentaje de grasa para toros de IA sobre sus contemporáneas de MN.

Van Vleck y Henderson (82) evaluaron primeras lactaciones de Holstein correspondientes a producciones de leche y grasa en 24,995 vacas producto de la IA y 32,831 vacas producto de la MN en un periodo de nueve años utilizando el método comparación de contemporáneas dentro de hato-año-estación. Los autores estimaron una tendencia en el mérito genético de 44 lb de leche y 2 lb de grasa para la población producto de la MN y para la población producto de la IA fue de 57 y 2.6 lb en producción de leche y grasa respectivamente, lo cual

corresponde a 0.5 y 0.6% sobre la media poblacional en estas dos características, siendo esto debido a que existió mayor presión de selección sobre producción de grasa.

Bar-Anan y Sacks (72) estimaron el progreso genético debido a la selección en la raza Friesian-Israelí durante el período 1964 a 1971 usando el método de la diferencia acumulativa. Los análisis indicaron un progreso en la producción de leche corregida para grasa de 72.4 kg por año. 60% del cual es debido a la selección y 40% al manejo.

Everett *et al.* (18) utilizaron registros simulados de 1,556 vacas lecheras para determinar la exactitud del método propuesto por Smith (73) en la estimación de tendencias genéticas y ambientales para producción de leche. Los autores señalaron resultados de 61.2 y -1.9 kg en ambas tendencias usando la regresión de la habilidad genética de las hijas sobre los años, mientras que ponderando los estimadores de regresión dentro de toros por el inverso de la varianza de cada regresión, las tendencias genéticas y ambientales fueron 67.7 y -8.4 kg, concluyendo que este método proporciona estimaciones razonablemente exactas y puede ser utilizado para evaluar programas de selección.

Harville y Henderson (25), basados en el método de Smith (73), derivaron tres formas para estimar las tendencias genética y ambiental para producción de leche en datos de primera lactancia durante el período 1956 a 1962, encontrando -12.68

y 98 kg para la tendencia genética y 188, 108 y 118 kg para la tendencia ambiental. Las estimaciones dentro de hato mostraron una tendencia genética de 47 kg de leche, lo cual corresponde a un aumento de 0.75% sobre la media de la población en esta característica.

Burnside y Legates (13) analizaron 34,380 registros de primera lactación de vacas Holstein durante el período 1953 a 1961 para estimar la tendencia genética mediante dos formas usando el método de mínimos cuadrados. Con la primera encontraron una estimación de 45 kg y 0.018% en producción de leche y porcentaje de grasa restando a la tendencia fenotípica la tendencia ambiental, lo cual corresponde a 0.75 y 0.48% sobre el promedio poblacional en estas dos características. Por la segunda encontraron una tendencia genética de 55 kg de leche (0.92%) y 0.016 en porcentaje de grasa (0.44%), obtenida al comparar la tendencia fenotípica con la ambiental más la mitad de la genética en familias de medias-hermanas paternas ajustadas para los efectos de semental.

Verde et al. (85) analizaron primeras lactaciones de 4,779 vacas medias-hermanas paternas de las razas Holstein Jersey y Guernsey provenientes de 181 hatos desde 1958 a 1967 utilizando el método de mínimos cuadrados, estimando las tendencias por una regresión ponderada de las medias ajustados de años sobre los años en estudio. Los resultados de las tendencias genéticas fueron, para producción de leche, porcentaje de grasa y producción de grasa, en Holstein: 33 kg de leche, -0.034% de

grasa y -0.07 kg de grasa; en Jersey: 22 kg, 0.008% y 1.3 kg y para Guerneys: 92 kg, -0.048% y 2.8 kg. Las tendencias ambientales en producción de leche fueron positivas en Holstein (57 kg) y negativas para Jersey y Guernsey (-10 y -23 kg).

Adkinson et al. (4) evaluaron 5,481 registros de primera lactación durante 1948 a 1968 por el método de mínimos cuadrados. Los autores estimaron tendencias genéticas positivas para producción de leche y grasa (41 y 21.9 kg), tendencias ambientales negativas (-72.8 y -36.5 kg) al igual que las fenotípicas (-35.99 y -16.16 kg) en las mismas características.

Albornoz (5) utilizó información de 11,563 lactaciones de vacas Holstein en 22 hatos, bajo la técnica de mínimos cuadrados usando dos modelos estadísticos en la producción de leche y grasa durante 1960 a 1975. Las tendencias genéticas fueron -31.92 y -7.15 kg, las ambientales de 20.15 y 6.74 kg y las fenotípicas de -11.17 y -4.1 kg para producciones de leche y grasa respectivamente.

Kennedy y Moxley (40) al evaluar 52 toros Holstein usados en IA, estimaron la tendencia genética en 3,288 vacas de primera lactación en producción de leche, grasa, y porcentaje de grasa y proteína durante el periodo 1968 a 1972, utilizando un modelo mixto analizado por el método BLUP, encontrando tendencias genéticas entre los toros de 85, 1.4 y 1.0 kg para producción de leche, grasa y proteína, mientras que para

el porcentaje de grasa y proteína fue de -0.029 y -0.031% respectivamente.

Schaeffer *et al.* (66) al evaluar 433 toros Holstein, estimaron el progreso genético en producción de leche y grasa por el cambio en el promedio ponderado de las pruebas de toros sobre los años, analizando registros de producción de leche y grasa de 176,380 vacas durante el período 1958 a 1972. Los autores utilizaron ecuaciones de modelos mixtos a través del método BLUP para estimar componentes de varianza y predecir los valores genéticos de los toros simultáneamente. Una suposición importante del presente trabajo es que la contribución al cambio debido a los toros es igual a la contribución debido a las vacas. El cambio en el promedio ponderado de las pruebas de toros por año fue de 20.9 kg para leche y 0.63 kg para grasa, y considerando que esta contribución es la mitad de la tendencia genética, la estimación total es de entonces 41.8 y 1.26 kg para producción de leche y grasa respectivamente.

Lee *et al.* (42) analizaron el pedigree de 440,702 toros y 526,956 vacas nacidas durante 1960 y 1979 para estimar la tendencia genética en toros y vacas usando las Diferencias Predecibles (DP) e Índices de Vaca (IV) calculados mediante el procedimiento de comparación contemporánea modificado. Debido a que la DP e IV predicen sólo la mitad del valor genético, utilizaron la regresión de 2 veces la DP o IV sobre el año de nacimiento para obtener estimaciones del cambio genético anual, el cual señalan en dos periodos de tiempo: el primero de

1960 a 1969 con ganancias de 1.55 y 2.55 kg en vacas y toros respectivamente y el segundo de 1969 a 1979 con ganancias de 51.5 y 83.73 kg en vacas y toros. Este método muestra marcadas diferencias en cuanto a la tendencia genética para los dos periodos de tiempo, atribuyendo esto los autores a evaluaciones genéticas más exactas en los cálculos de DP e IV a partir de 1968.

Powell et al. (59) estimaron la ganancia genética para producción de leche usando registros del Departamento de Agricultura de Estados Unidos desde 1970 a 1983 ponderando a los toros por su número de hijas a través del método BLUP, encontrando una ganancia genética para el periodo 1970-77 de 55 kg por año y 98 kg por año para 1977-83. Para el periodo 1977-83, el promedio anual fue 75 kg para toros y 51 kg para vacas.

III. MATERIAL Y METODOS

3.1. Descripción y Origen de la Información.

La información utilizada en el presente estudio fue proporcionada por la Asociación Holstein de México, A.C. y codificada directamente del registro de cada vaca, cuyo formato es similar al utilizado por la Dairy Herd Improvement Association (DHIA) de Estados Unidos.

Se analizaron 68 hatos localizados entre los 19 y 25° de latitud norte, a un rango de elevación sobre el nivel del mar entre 200 y 1.800 m (21) . Estos hatos se sitúan desde el Estado de México hasta la frontera con Estados Unidos, por lo que se dividieron en dos grandes regiones : norte y centro, como se observa en el cuadro 1.

Las condiciones climáticas de la región norte son cálidas y secas con temperatura media mensual entre 15 y 25°C, presentando la época de lluvias una precipitación pluvial menor a 300 mm anuales. En la región centro, las condiciones son templadas y húmedas con temperatura media mensual entre 10 y 17°C, presentando la época de lluvias una precipitación pluvial mayor a 1500 mm anuales (21, 72). Estos cambios de temperatura y lluvia dan origen a una alta incidencia de partos en la estación seca, que comprende de Noviembre a Abril y una baja tasa de concepción que ocurre de Mayo a Septiembre en la mayoría de los hatos (3, 15, 48, 72).

Las vacas son raza Holstein registradas en la Asociación Holstein de México, A.C., siendo la mayoría de ellas ordeñadas dos veces al día en forma mecánica. En términos generales, los sistemas de alimentación se basan en ensilaje de maíz de calidad media, grano seco procesado, alfalfa verde achicalada y cantidades limitadas de concentrado con aproximadamente 18% de proteína cruda. Un número considerable de animales fueron importados de Estados Unidos y Canadá, además de la intensa utilización de toros importados de estos dos países a través de la inseminación artificial (3, 15, 50, 60, 90).

3.2 Depuración de la Información Original.

El número inicial de registros fue de 15,723 colectados de 128 hatos de 17 estados de la República Mexicana y afiliados a la Asociación Holstein de México, A.C., durante el período 1978 a 1984. Para facilitar el manejo de la información se eliminaron aquellos registros que no cumplieron con las siguientes restricciones:

- a) Vacas con identificación de padre y madre.
- b) Primeras lactaciones con duración entre 60 y 365 días.
- c) Vacas con producción de leche mayor a 1000 kg por lactancia.
- d) Toros con un mínimo de 10 hijas.
- e) Vacas con una edad al primer parto no mayor de 42 meses.

De esta forma, la información se redujo a 3,598 primeras lactaciones distribuidas en 10 estados, 68 hatos y

correspondientes a 107 sementales. Del total de sementales, 28 son de origen mexicano con 580 hijas, 32 son de origen canadiense con 1,397 hijas y 47 son de origen estadounidense con 1,841 hijas, como se indica en el cuadro 2. La distribución de las observaciones por mes y año de parto se señala en el cuadro 3.

3.3. Análisis Estadísticos Preliminares.

En los modelos utilizados para la estimación de las tendencias genética, ambiental y fenotípica se consideraron dos variables de respuesta: la producción total de leche por lactancia y la producción de leche ajustada a 305 días, dos ordeños y equivalente maduro. Estos ajustes de las producciones reales se realizan rutinariamente por la Asociación Holstein de México, A.C. bajo los procedimientos establecidos por el DHIA de Estados Unidos (9, 19, 46). En los modelos utilizados para la estimación de las tendencias por origen del semental se consideró como variable de respuesta a la producción total de leche por lactancia.

Con el objeto de determinar los efectos que mejor explicaran el comportamiento de la variable de respuesta, se corrieron varios modelos que incluían interacciones dobles y triples entre los efectos estado, hato, año de parto, mes de parto y semental, lo que resultó en la no estimabilidad en las medias mínimo cuadráticas para año de parto, que constituía el estadístico de interés. Esto fue atribuido a la gran cantidad de grados de

libertad que se generaron para su estimación y a que el número de observaciones en un gran número de subclases fue igual a cero, por lo que se omitieron del modelo. Este problema fue resuelto utilizando efectos anidados, con lo cual se logró estimar las medias mínimo cuadráticas por año y se redujo el tiempo de computación. El efecto mes de parto no se logró agrupar en épocas de parto, debido a que el análisis estadístico resultó en diferencias pero no continuas, por lo que se determinó incluir todos los meses como diferentes.

Se aplicó la técnica de Conectabilidad a la información por analizar siguiendo lo descrito por Schaeffer (85) para determinar si las subclases estaban conectadas debido a que no todas contenían observaciones sobre la variable de respuesta. La técnica se realizó en los efectos hato-año de parto, semental-hato y semental-año de parto, por considerarse los más importantes en relación a la estimabilidad de las medias mínimo cuadráticas.

Cuando la variable de respuesta fue la producción total de leche en el modelo, fue necesario corregir por días de lactación mediante el uso de las regresiones de la producción de leche total sobre la respuesta lineal y cuadrática de días en lactación, considerando que la forma de la curva de lactancia presenta este tipo de respuesta (15, 46, 84, 88, 90). Asimismo se corrigió por edad de la vaca con una regresión de la producción de leche sobre la respuesta lineal de edad de la vaca al primer parto. El efecto cuadrático de esta covariable no

resultó significativo ($P > .05$), por lo que se omitió del modelo (19, 89, 90). El uso de estas correcciones sobre las variables de respuesta permitió un mayor control del error, aumentar el valor del coeficiente de determinación y, por lo tanto, obtener medias mínimo cuadráticas más precisas.

Cabe mencionar que el coeficiente de determinación observado en este modelo fue de 0.58, lo cual indica un aceptable ajuste de las variables independientes sobre la producción de leche. Sin embargo, se pensó en alguna violación de las suposiciones establecidas en el término error aleatorio, lo cual se comprobó corriendo modelos por estado verificando la normalidad e independencia de dicho término.

Cuando la variable de respuesta fue la producción de leche ajustada a 305 días, dos ordeños y equivalente maduro mediante los procedimientos del DHIA, no fue necesario realizar la corrección por días de lactación, sin embargo, el coeficiente de determinación fue muy bajo pero aumentó en forma considerable cuando se incluyó esta corrección en sus formas lineal y cuadrática. El efecto edad de la vaca no fue significativo ($P > .05$) por lo que se omitió de este modelo.

3.4 Análisis Estadístico-Genético.

Una vez depurado el archivo que contenía la información original, se planteó el primer modelo lineal aditivo conducido a obtener la tendencia fenotípica o total de la producción de

leche bajo la suposición de que la selección se practicó en el primer año del estudio, es el siguiente:

MODELO I

$$Y_{ijkmn} = \mu + E_i + H_{j(i)} + AP_k + MP_{m(k)} + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_1^2 + \hat{\beta}_3 X_2 + e_{n(i,j,k,m)}$$

donde:

Y_{ijkmn} = es la variable de respuesta que representa a la n-ésima producción de leche total de la vaca producida en el m-ésimo mes de parto del k-ésimo año de parto, dentro del j-ésimo hato correspondiente al i-ésimo estado; con el efecto de las covariables días en lactación (lineal y cuadrática) y edad de la vaca (lineal).

μ = es la producción promedio de leche total.

E_i = es el efecto del i-ésimo estado, $i=1,2,\dots,10$.

$H_{j(i)}$ = es el efecto del j-ésimo hato anidado en el i-ésimo estado, $j=1,2,\dots,68$.

AP_k = es el efecto del k-ésimo año de parto, $k=1,2,\dots,7$.

$MP_{m(k)}$ = es el efecto del m-ésimo mes de parto anidado en el k-ésimo año de parto, $m=1,2,\dots,12$.

$\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3$ = son los coeficientes de regresión para las covariables días en lactación en forma lineal y cuadrática y edad de la vaca en forma lineal respectivamente.

X_1, X_1^2, X_2 = son las covariables días en lactación (lineal y cuadrática) y edad de la vaca (lineal).

$e_{n(ijkm)}$ = es el error aleatorio anidado en todos los efectos y se supone normal e independientemente distribuido con media cero y varianza σ_e^2 .

El segundo modelo fue utilizado para estimar la tendencia ambiental más la mitad de la genética, diferenciándose del primer modelo por la adición del efecto de semental. Este modelo es el siguiente:

MODELO II

$$Y_{ijkmnp} = \mu + E_i + H_{j(i)} + S_k + AP_m + MP_{n(m)} + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_1^2 + \hat{\beta}_3 X_2 + e_{p(ijkmn)}$$

donde:

Y_{ijkmnp} = es la variable de respuesta que representa la p-ésima producción de leche total de la vaca producida en el n-ésimo mes de parto del k-ésimo año de parto, hija del k-ésimo semental perteneciente al j-ésimo hato del i-ésimo estado; con el efecto de las covariables días en lactación (lineal y cuadrática) y edad de la vaca (lineal).

μ = es la producción promedio de leche total.

E_i = es el efecto del i-ésimo estado, $i = 1, 2, \dots, 10$

$H_{j(i)}$ = es el efecto del j-ésimo hato anidado en el i-ésimo estado, $j = 1, 2, \dots, 68$.

- S_k = es el efecto del k-ésimo semental, $k=1,2,\dots,107$.
 AP_m = es el efecto del m-ésimo año de parto, $m=1,2,\dots,7$.
 $MP_{n(m)}$ = es el efecto del n-ésimo mes de parto anidado en el m-ésimo año de parto, $n=1,2,\dots,12$.
 $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3$ = son los coeficientes de regresión para las covariables días en lactación en forma lineal y cuadrática y edad de la vaca en forma lineal respectivamente.
 X_1, X_1^2, X_2 = son las covariables días en lactación (lineal y cuadrática) y edad de la vaca (lineal).
 $e_{p(i,j,k,m,n)}$ = es el error aleatorio anidado en todos los efectos y se supone normal e independientemente distribuido con media cero y varianza σ_e^2 .

Todos los efectos en ambos modelos se consideran fijos a excepción del error que se consideró aleatorio bajo las suposiciones mencionadas al describir los modelos.

Para la estimación de las medias mínimo cuadráticas de los efectos y de las tendencias genética, ambiental y fenotípica se utilizó el método de mínimos cuadrados de acuerdo a lo señalado por Steel y Torrie (75) y Searle *et al.* (71), mediante el uso del procedimiento GLM (General Linear Models) del paquete estadístico SAS (Statistical Analysis System) en la computadora IBM 360-370 del Centro de Estadística y Cálculo del Colegio de Postgraduados (8, 84).

3.4.1. Estimación de la Tendencia Fenotípica.

La tendencia fenotípica o total se estimó mediante un análisis de regresión lineal simple de las medias mínimo cuadráticas de año de parto sobre los años de estudio, siendo su modelo:

$$Y_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i + e_i$$

donde:

Y_i = es la variable de respuesta que corresponde a las medias mínimo cuadráticas por año de parto.

$\hat{\beta}_0$ = representa el intercepto de la población de medias anuales.

$\hat{\beta}_1$ = representa al coeficiente de regresión lineal.

X_i = es la variable independiente que corresponde a los años de estudio, $i=1,2,\dots,7$.

e_i = representa el error aleatorio que se supone normal e independientemente distribuido con media cero y varianza σ_e^2 .

De manera que el estimador $\hat{\beta}_1$ representa la tendencia fenotípica o total (Δr) a través de los años, siendo el estimador del error estándar el siguiente (17, 75):

$$E.E. (\hat{\beta}_1) = \sqrt{\frac{S^2}{\sum (X_i - \bar{X})^2}}$$

donde:

S^2 = representa el cuadrado medio del error obtenido del análisis de varianza para regresión.

$\Sigma (X_i - \bar{X})^2$ = representa la sumatoria de los cuadrados de las desviaciones de las observaciones con respecto a la media de la variable independiente.

3.4.2. Estimación de la Tendencia Genética.

Frecuentemente los sementales tienen un gran número de hijas de primer parto en diferentes años, por lo que la contribución genética hacia sus hijas es la misma en todos los años. La otra mitad del genotipo de la hija la contribuye la vaca con la cual se apareó el semental, de manera que la comparación de primeras lactaciones de medias-hermanas paternas en años sucesivos indica la tendencia ambiental más la mitad de la tendencia genética (13, 73), lo cual se representa en el modelo II al incluir el efecto del semental. Las medias mínimo cuadráticas del efecto año de parto en el modelo II incluyen los efectos ambientales más la mitad de los genéticos, por lo que la tendencia genética se estimará mediante la doble diferencia de los coeficientes de regresión obtenidos en los modelos I y II, expresándose como:

$$\Delta G = 2 \left[\hat{\beta}_{(\Delta G + \Delta E)} - \hat{\beta}_{(\Delta G/2 + \Delta E)} \right]$$

donde:

ΔG = representa la tendencia genética.

$\hat{\beta}_{(\Delta G + \Delta E)}$ = es el coeficiente de regresión obtenido en el modelo I y representa la tendencia genética (ΔG) más la tendencia ambiental (ΔE), es decir, la tendencia fenotípica (ΔF).

$\hat{\beta}_{(\Delta G/2 + \Delta E)}$ = es el coeficiente de regresión obtenido en el modelo II y representa la mitad de la tendencia genética más la tendencia ambiental.

El error estándar de esta estimación, considerando a $\hat{\beta}_I$ como el coeficiente de regresión obtenido del análisis que incluyó el modelo I (tendencia genética más tendencia ambiental) y a $\hat{\beta}_{II}$ como el coeficiente de regresión obtenido del análisis que incluyó el modelo II (tendencia ambiental más la mitad de la tendencia genética), es el siguiente:

$$\begin{aligned} \text{Est. E.E. } (\Delta G) &= \sqrt{\hat{\text{var}} (\Delta G)} = \sqrt{4 \hat{\text{var}} (\hat{\beta}_I - \hat{\beta}_{II})} \\ &= \sqrt{4 \left[\hat{\text{var}} (\hat{\beta}_I) + \hat{\text{var}} (\hat{\beta}_{II}) - 2 \text{cov} (\hat{\beta}_I, \hat{\beta}_{II}) \right]} \\ &= 2 \sqrt{\hat{\text{var}} (\hat{\beta}_I) + \hat{\text{var}} (\hat{\beta}_{II}) - 2 \text{cov} (\hat{\beta}_I, \hat{\beta}_{II})} \end{aligned}$$

3.4.3. Estimación de la Tendencia Ambiental.

La tendencia ambiental se estimó mediante la resta de la

tendencia genética a la tendencia fenotípica o total, lo cual se expresa de la siguiente forma:

$$\Delta E = \Delta F - \Delta G$$

$$\Delta E = \hat{\beta}_{(\Delta G + \Delta E)} - z \left[\hat{\beta}_{(\Delta G + \Delta E)} - \hat{\beta}_{(\Delta G / z + \Delta E)} \right]$$

siendo el error estándar de esta estimación:

$$\begin{aligned} \text{Est. E.E. } (\Delta E) &= \sqrt{\hat{\text{var}} (\Delta E)} = \sqrt{\hat{\text{var}} \left[\hat{\beta}_I - z (\hat{\beta}_I - \hat{\beta}_{II}) \right]} \\ &= \sqrt{\hat{\text{var}} (z \hat{\beta}_{II} - \hat{\beta}_I)} \\ &= \sqrt{\hat{\text{var}} (\hat{\beta}_I) + 4 \hat{\text{var}} (\hat{\beta}_{II}) - 4 \text{cov} (\hat{\beta}_I, \hat{\beta}_{II})} \end{aligned}$$

En la estimación de las tendencias genética, ambiental y fenotípica de acuerdo al origen del semental se utilizó la producción total de leche por lactancia y los mismos modelos anteriormente descritos, así como sus errores estándar.

Utilizando la producción de leche ajustada como variable de

respuesta, se eliminó la covariable edad de la vaca del modelo, siguiendo la misma metodología para la obtención de los errores estándar en las tendencias.

IV. RESULTADOS Y DISCUSION

4.1. Estimadores de las Variables.

Con el objeto de estimar las medias mínimo cuadráticas y medias generales de las variables, se utilizó el modelo I con sus efectos ya descritos y considerando a la producción total de leche como variable de respuesta.

Las medias mínimo cuadráticas por año de parto se señalan en el cuadro 4, donde se observa una diferencia estadísticamente significativa ($P < .05$) en los promedios de producción entre los años 1982, y 1983 con 1980, sin embargo, la producción de este último año fue estadísticamente similar ($P > .05$) a la de 1978, 1979, 1981 y 1984. En términos generales, estos resultados indican que ha existido un incremento en la producción de leche a través de los años analizados en el presente estudio, aún cuando este incremento no es uniforme.

Las medias mínimo cuadráticas por estado se señalan en el cuadro 5, donde se observa que no hubo diferencias estadísticamente significativas ($P > .05$) en las producciones promedio de los 10 estados analizados.

Las medias mínimo cuadráticas por mes de parto se indican en el cuadro 6. Estos estimadores no se sometieron a una

comparación estadística debido a la presencia de un error de restricción, el cual representa un efecto confundido que impide dicha comparación. Aún así, se observa un incremento de la producción en meses fríos sobre meses cálidos y templados.

En el cuadro 7 se señalan las medias generales de las principales variables analizadas en el presente estudio. El promedio de producción total de leche fue de 5,325 kg. superior a lo señalado por Pearson de Vaccaro (54) de 4,920 kg en un estudio realizado en Sudamérica durante el período 1958 a 1968; por Abubakar et al. (1) de 4281 kg en Colombia durante 1975 a 1983 y por McDowell et al. (48) de 4,898 kg en México durante 1969 a 1973. Estas diferencias en producción pueden ser debidas a los periodos de estudio en comparación, el considerar varias lactaciones por animal y a las mejores condiciones ambientales y genéticas de los hatos analizados, ya que coincide con lo señalado por Abubakar et al. (3) de 5300 kg en México durante el período 1969 a 1983.

El promedio de producción de leche ajustada a 305 días, equivalente maduro y dos ordeños fue de 6,695 kg, superior a lo señalado por Cabello y Ruiz (15) de 5,456 kg al analizar 59 hatos inscritos en la Asociación Holstein de México, A.C. durante 1976; por Schaeffer et al. (66) de 6,480 kg en hatos de Canadá durante 1958 a 1972 y por Ochoa y Malagón (52) de 5,402 kg en un hato de México durante 1979 a 1984, atribuyendo esas diferencias a los periodos de estudio comparados. El valor obtenido en el presente estudio es inferior a lo señalado por Powell et al. (57) de 6,735

kg en hatos de Estados Unidos durante 1969 a 1975; por Abubakar et al. (2) de 7,082 kg en hatos registrados en la Asociación Holstein de México, A.C. durante 1969 a 1983 y por Pérez (55) de 8.437 kg en un hato de alto grado de tecnificación y nivel de manejo del país.

El promedio de días en lactación fue de 288, superior a los 267 mencionados por Abubakar et al. (1) en Colombia y por Abubakar et al. (3) de 268 en México, lo que se atribuye, a que dichas investigaciones consideran más de una lactancia y el presente trabajo sólo la primera. El promedio obtenido en el presente estudio coincide con lo señalado por McDowell et al. (48) de 285 días sobre un estudio realizado en hatos del país durante 1969 a 1973 y con lo señalado por Pérez (55) de 298 días en un hato de México con alto grado de tecnificación. El promedio de días en lactación por año de parto se muestra en el cuadro 8.

La edad promedio al primer parto fue de 28 meses, lo que coincide con lo señalado por Abubakar et al. (3) de 29 meses en un estudio realizado en México e inferior a lo publicado por Pearson de Vaccaro (54) de 32 meses y por Abubakar et al. (1) de 37 meses, ambos estudios en Sudamérica, donde las condiciones ambientales no son las óptimas para la producción de leche en ganado Holstein. El promedio de edad al primer parto por año de parto se muestra en el cuadro 9.

4.2. Tendencias Fenotípicas.

En el cuadro 10 se indican los resultados de las tendencias con sus errores estándar, los cuales se observan muy elevados para las tendencias genéticas y ambientales en producción de leche ajustada, siendo aceptables en producción total de leche.

La tendencia fenotípica o total para producción de leche de las 3,598 primeras lactaciones durante el período 1978 a 1984 se muestra en la gráfica 1, mientras que en la gráfica 2 se aprecia la misma tendencia para producción de leche ajustada. Se observa una gran diferencia entre las tendencias de ambas variables, ya que en la primera fue de 132 kg y en la segunda de 232 kg, lo cual se debe a los factores de ajuste utilizados para proyectar las lactaciones a 305 días y equivalente maduro, es decir, proyecta lactancias menores o mayores de 305 días a ese período y compensa la producción de vacas jóvenes a lo que produciría si fuera madura, por lo que se incrementa la producción de vacas de primer parto (19, 48, 88).

El cuadro 11 muestra el análisis de varianza del modelo I utilizado en producción total de leche, donde se observa que todos los efectos fueron significativos ($P < .05$), a excepción de estado que no tuvo importancia sobre la variable de respuesta ($P > .05$). El efecto de las anidaciones mes de parto dentro de año de parto y hato dentro de estado no fue posible probarlos debido a la presencia del error de restricción en todos los análisis efectuados. El cuadro 12 muestra el mismo análisis pero en producción de leche ajustada, donde se observan resultados similares a los del cuadro anterior.

El cuadro 13 muestra el análisis de varianza del modelo II en producción de leche total, donde la significancia de los efectos fue igual a la de los análisis anteriores, así como la de los resultados del modelo II en producción de leche ajustada señalados en el cuadro 14. El coeficiente de determinación del modelo fue 0.36, lo que posiblemente indique que los factores de ajuste establecidos por el DHIA no funcionan en las condiciones de México, situación además reflejada en la magnitud de los errores estándar de las tendencias obtenidas para esta variable y de ahí la necesidad de determinar estos ajustes dentro del país.

La tendencia fenotípica obtenida en el presente estudio fue de 132 kg, superior a lo señalado por Burnside y Legates (13) de 63 kg utilizando información de 34,380 registros de primera lactación durante 1953 a 1961 usando el método mínimos cuadrados; por Everett et al. (18) de 59 kg en 1,556 lactaciones simuladas utilizando el método mínimos cuadrados; por Verde et al. (85) de 90 kg analizando 1,250 primeras lactaciones durante 1958 a 1967 y por Palmer et al. (53) de 23 kg en 625 primeras lactaciones durante 1931 a 1968, ambos estudios utilizando el método mínimos cuadrados y realizados en zonas húmedas de Estados Unidos.

Burnside et al. (14) analizaron 376 lactaciones durante 1955 a 1965 en un hato de Canadá por el método de máxima verosimilitud, estimando una tendencia fenotípica de 207 kg (3.9 BCA : Breed Class Average, ajuste por edad para producción de leche usado en

Canadá. Una unidad BCA-leche equivale a 53 kg de leche a equivalente maduro), que es superior a lo estimado en el presente estudio para producción total de leche pero inferior a su equivalente en producción de leche ajustada.

En Sudamérica, Benya et al. (10) obtuvieron una tendencia fenotípica de 40 kg analizando 259 registros de primera lactación de raza Jersey durante 1959 a 1970 por el método de mínimos cuadrados. Adkinson et al. (4) y Albornoz (5) obtuvieron tendencias fenotípicas negativas para producción de leche utilizando el método de mínimos cuadrados.

El valor obtenido sobre tendencia fenotípica en el presente estudio indica que, términos generales, ha existido una mejora tanto ambiental como genética en los hatos bajo estudio, esto es, en los factores de manejo así como en la selección de sementales y hembras de reemplazo.

4.3. Tendencias Ambientales.

En el cuadro 10 se presentan los resultados sobre tendencia ambiental en producción total de leche y ajustada durante el período en estudio, observándose una diferencia entre las dos variables por las razones ya expuestas.

La regresión de las medias mínimo cuadráticas de año de parto sobre los años en estudio en el modelo II estimó la tendencia ambiental más la mitad de la tendencia genética, lo cual se

indica en las gráficas 3 y 4 para producción de leche total y producción de leche ajustada respectivamente.

La tendencia ambiental obtenida en el presente estudio fue de 58 kg, que coincide con lo señalado por Verde et al. (85) de 57 kg al evaluar 4,779 primeras lactaciones de medias hermanas paternas mediante el método mínimos cuadrados durante el período 1958 a 1967. Es superior a lo estimado por Burnside y Legates (13) de 18 kg, quienes evaluaron 10,912 primeras lactaciones de medias hermanas paternas mediante el método de mínimos cuadrados durante el período 1953 a 1961 y por Bar-Anan y Sacks (7) de 43 kg evaluando primeras lactaciones durante el período 1964 a 1971 mediante el método de diferencia acumulativa.

Harville y Henderson (25) estimaron una tendencia ambiental de 128 kg durante 1956 a 1962 analizando 9,352 primeras lactaciones mediante la ponderación de los resultados de tres procedimientos de estimación: dos basados en el procedimiento propuesto por Smith (73) y el tercero mediante comparación de contemporáneas, pero basados los tres procedimientos en el método de mínimos cuadrados. El resultado obtenido por estos autores coincide con el valor de la tendencia ambiental para producción de leche ajustada obtenida en el presente estudio.

Diversos investigadores de Estados Unidos y Latinoamérica han obtenido tendencias ambientales negativas, como Adkinson et al. (4) analizando 5,481 registros de primera lactación durante el período 1948 a 1968 utilizando el método de mínimos cuadrados;

Albornoz (5) analizando 11,563 lactaciones durante el periodo 1960 a 1975 utilizando el método mínimos cuadrados; Everett et al. (18) simulando 1,556 lactaciones y utilizando el método de mínimos cuadrados; Palmer et al. (53) analizando 625 primeras lactaciones durante el periodo 1931 a 1968 mediante el método de mínimos cuadrados y Moya et al. (51) analizando 2,080 registros de varias lactaciones por animal durante el periodo 1959 a 1975 utilizando el método de máxima verosimilitud. Estos autores atribuyen sus resultados a las siguientes causas:

1. Las restricciones utilizadas en la depuración de la información favorecen a sementales de menor valor genético.
2. Sesgos debido al método estadístico y/o modelo matemático empleado.
3. Efecto de la investigación realizada en las explotaciones.
4. Presión de selección practicada en características distintas a producción de leche.

Aunado a esto, los resultados indican que las condiciones de manejo, sanidad y alimentación no son las ideales, por lo que sería necesario optimizarlas antes de mejorar el aspecto genético.

El resultado sobre tendencia ambiental obtenido en el presente estudio indica la preocupación de la mayoría de los ganaderos en optimizar los factores alimentación, reproducción, sanidad, manejo e instalaciones para lograr incrementos considerables en la producción de leche.

4.4. Tendencias Genéticas.

Los resultados sobre tendencia genética para producción de leche total y ajustada durante el periodo en estudio se muestran en el cuadro 10. La diferencia del progreso genético anual entre las dos variables es debida al ajuste de las producciones ya mencionado.

La tendencia genética obtenida en el presente estudio fue de 74 kg en producción total de leche, valor superior al señalado por Burnside y Legates (13) de 45 y 55 kg usando dos procedimientos de estimación, para hermanas completas y medias hermanas paternas respectivamente, a través del método de mínimos cuadrados durante el periodo 1953 a 1961; por Everett *et al.* (18) de 61 kg en 1,556 lactaciones simuladas aplicando el método de mínimos cuadrados; por Burnside *et al.* (14) de 5 kg en 245 lactaciones obtenidas de 1955 a 1965 mediante el método de máxima verosimilitud; por Verde *et al.* (85) de 33 kg analizando 1,250 primeras lactaciones durante el periodo 1958 a 1967 a través del método de mínimos cuadrados y por Palmer *et al.* (53) de 38 kg analizando 825 primeras lactaciones durante el periodo 1931 a 1968 usando el mismo método de estimación, realizándose ambos estudios en zonas tropicales de Estados Unidos; por Kennedy y Moxley (40) de 46 kg analizando 3,288 primeras lactaciones durante el periodo 1966 a 1972 a través del método BLUP; por Harville y Henderson (25) de 47 kg en registros de primera lactación durante 1956 a 1962 mediante el método de mínimos

cuadrados; por Hintz et al. (37) de 26 kg en 49,681 lactaciones durante 1961 a 1,974 mediante el método BLUP y por Moya et al. (51) de 34 kg analizando 2080 lactaciones durante 1958 a 1975 usando el método de máxima verosimilitud en una zona tropical de Estados Unidos.

Las diferencias observadas con los estudios mencionados se atribuyen al método empleado en la estimación de la tendencia genética, al período analizado y a las condiciones climáticas de algunos estudios citados.

El valor obtenido en el presente estudio coincide con lo señalado por Bar-Anan y Sacks (7) de 72 kg al analizar primeras lactaciones durante el período 1964 a 1971 mediante el método de diferencia acumulativa; por Powell y Freeman (50) de 82 kg analizando 13,615 primeras lactaciones durante el período 1957 a 1969 utilizando el método mínimos cuadrados y por Powell et al. (57) de 70 kg al analizar cerca de tres millones de primeras lactaciones durante el período 1960 a 1975 utilizando la comparación de contemporáneas modificado como método de estimación. Lee et al. (42) estimaron una tendencia genética de 84 kg durante el período 1971 a 1979 analizando cerca de un millón de lactaciones mediante el método de comparación de contemporáneas modificado, lo cual es similar a la estimación del presente estudio.

La estimación de tendencia genética obtenida en este estudio es inferior a lo señalado por Syrstad (77) de 164 kg quien

analizó lactaciones durante 1967 a 1971 mediante el método de comparación de contemporáneas; por Van Vleck y Henderson (83) de 181 kg en 32,831 primeras lactaciones producto de la MN y de 232 kg en 24,995 primeras lactaciones producto de la IA durante el período 1951 a 1959 utilizando el método de comparación de contemporáneas y por Benya et al. (10) de 105 kg al analizar 259 primeras lactaciones de raza Jersey en una zona tropical de Estados Unidos mediante el método de mínimos cuadrados.

La tendencia genética para producción de leche ajustada fue de 101 kg, valor igualmente inferior al de los investigadores citados anteriormente en producción total de leche. Cabe mencionar que todos los estudios citados utilizaron como variable de respuesta en sus modelos la producción de leche ajustada a 305 días, dos ordeños y equivalente maduro.

Los valores de tendencia genética obtenidos en el presente estudio pudieron estar influenciados por el uso de primeras lactaciones únicamente, cuando algunos de los estudios mencionados utilizaron hasta más de tres lactaciones, siempre y cuando cumplieran con las restricciones impuestas. Esto trae como consecuencia la utilización de otro método de evaluación como lo es máxima verosimilitud, que permite usar varias lactaciones de un mismo animal considerando la repetibilidad de la característica y la selección practicada en la población (32, 44, 47). Al respecto, Harville y Henderson (25) señalan que si la selección de sementales se realizó sobre la producción de la progenie en el primer año de estudio, el efecto de esta selección

aparecería por lo menos hasta el año cinco del estudio, por lo que esta posible fuente de sesgo no es de importancia en investigaciones realizadas en periodos de tiempo relativamente cortos, como lo es el presente estudio (7 años).

Aun así, los resultados obtenidos son un reflejo del mejoramiento genético que se efectúa en los hatos analizados, siendo la razón principal el criterio por parte de los ganaderos de la selección de sementales de alta calidad genética derivado de la importación de semen con diferencias predecibles positivas y altas en producción de leche, lo que trae como consecuencia progresos genéticos significativos en dicha característica.

4.5. Tendencias por Origen de los Sementales.

Se observa una preferencia sobre los sementales de origen estadounidense en las explotaciones analizadas, lo que puede ser debido al gran número de compañías que comercializan semen de animales de Estados Unidos en nuestro país.

Los cuadros 15 y 16 muestran los resultados del análisis de varianza utilizando el modelo I en producción total de leche en sementales de Estados Unidos y Canadá respectivamente, donde se observa que el efecto de estado sólo fue significativo ($P < .05$) en sementales de Canadá, presentándose nuevamente el error de restricción que impide la comparación en las anidaciones mes dentro de año y hato dentro de estado. El resto de los efectos

si fueron significativos (P<.05) en ambos análisis. Esta situación vuelve a suceder en los resultados para el modelo II en sementales del mismo origen, señalado en los cuadros 17 y 18 respectivamente. Esto indica que las producciones de las hijas de toros canadienses fueron diferentes en algunos de los estados analizados.

Los cuadros 19 y 20 muestran los resultados del análisis de varianza utilizando los modelos I y II respectivamente en producción total de leche para sementales de México. Únicamente los efectos de días en lactación (lineal) y semental fueron significativos (P<.05), sin embargo, las medias mínimo cuadráticas por año de parto no fueron estimables en el modelo II debido a la falta de conectabilidad en la información, por lo que sólo se estimó y graficó la tendencia fenotípica obtenida del modelo I.

En las gráficas 5 y 6 se señalan las tendencias fenotípicas ($b_{\Delta X + \Delta G}$) utilizando las medias mínimo cuadráticas por año de parto del modelo I en sementales de Estados Unidos y Canadá respectivamente. Las gráficas 7 y 8 muestran los resultados del modelo II sobre las medias mínimo cuadráticas por año de parto en sementales de los mismos países, lo cual corresponde a la tendencia ambiental mas la mitad de la tendencia genética ($b_{\Delta X + \Delta G/2}$). La tendencia fenotípica en sementales de origen mexicano se muestra en la gráfica 9. Debido a que un pequeño incremento en el ajuste de algunos de los coeficientes de regresión se logró al considerar regresiones cuadráticas. sólo se

consideraron regresiones lineales en todos los análisis.

En el cuadro 21 se señalan las medias generales para producción total de leche de acuerdo al origen del semental durante el período en estudio, donde se observa que las producciones promedio de hijas de toros americanos, canadienses y mexicanos son estadísticamente similares ($P > .05$).

En el cuadro 22 se muestran los resultados de las tendencias de acuerdo al origen de los sementales durante el período en estudio, observándose que las hijas de los sementales de los tres países analizados obtuvieron tendencias fenotípicas positivas pero de diferente valor, ya que fue mayor para sementales canadienses por escaso margen sobre los estadounidenses, siendo ambas muy superiores sobre la de sementales mexicanos.

Del progreso fenotípico observado en los sementales de Estados Unidos, gran parte corresponde a la porción genética y muy poco a la porción ambiental, lo que indica una tendencia en la selección de reproductores con diferencias predecibles altas para producción de leche. En contraste a esta situación, el progreso fenotípico de los sementales de Canadá es debido casi en su totalidad a la porción ambiental y muy poco a la porción genética, lo cual se atribuye al posible criterio de los ganaderos en seleccionar reproductores de ese país principalmente con base en el tipo, dejando a la producción de leche en segundo término.

En el cuadro 23 se presentan los resultados sobre el promedio de diferencia predecible en producción de leche y tipo para sementales de Estados Unidos y Canadá. De los 47 sementales analizados de Estados Unidos, 2 fueron negativos y de los 32 sementales de Canadá 10 fueron negativos para producción de leche, ambos con pruebas en sus respectivos países. En las diferencias predecibles para tipo, 8 sementales de Estados Unidos y 5 de Canadá resultaron negativos. La diferencia predecible promedio ajustada a una base común y ponderada por el número de hijas efectivas de cada toro para producción de leche (58) fue muy superior en sementales de origen estadounidense (380 kg) que los de origen canadiense (29 kg). La diferencia predecible promedio para tipo ponderada de la misma forma, muestra que fueron superiores los sementales de Canadá (4.23) sobre los de Estados Unidos (0.76), ya que el valor promedio de sementales estadounidenses corresponde al cero en el sistema canadiense para tipo, lo cual apoya la hipótesis de que los sementales de Canadá son elegidos tomando en cuenta el tipo antes que considerar la producción de leche, aunque cabe mencionar que algunos ganaderos utilizan como criterio más importante el costo del semen y esto conduce a la elección de toros de bajo valor genético.

McDowell et al. (50) evaluaron el valor genético de toros de Estados Unidos, Canadá y México utilizados en hatos mexicanos inscritos en la Asociación Holstein de México durante el periodo 1969 a 1973 mediante el método BLUP usando los modelos mixtos de

Henderson. Los autores obtuvieron estimaciones del valor genético para producción de leche muy superior en sementales de Estados Unidos sobre los de Canadá y México, así como en los promedios de producción de leche.

Abubakar et al. (3) analizaron registros de la Asociación Holstein de México para estimar el valor genético de los mejores y peores 20 sementales usados en el país durante el periodo 1969 y 1983 mediante el método BLUP. Dieciséis de los mejores sementales utilizados son de Estados Unidos y once de los peores 20 sementales son de México. Los autores señalan que los valores genéticos obtenidos en el estudio son comparables con las diferencias predecibles de toros de Estados Unidos y que existe un alto potencial debido al rápido progreso genético por la selección de sementales en la población mexicana de ganado lechero derivado de la alta variabilidad observada en producción de leche.

Los resultados sobre las tendencias obtenidos en el presente estudio concuerdan con los anteriores, demostrando que en las condiciones de México si es posible la expresión del potencial genético de sementales estadounidenses y canadienses (38, 76, 78).

4.6. Resultados Expresados como Porcentajes sobre el Promedio de Producción.

El promedio de producción total de leche en los hatos bajo

estudio durante 1978 a 1984 fue de 5325 kg de leche, obteniendo una tendencia genética de 74 kg, lo cual corresponde a 1.4% sobre el promedio de producción. Utilizando la producción de leche ajustada, el promedio de producción fue de 6695 kg de leche y la tendencia genética de 101 kg, lo cual corresponde a 1.5% sobre el promedio de producción.

Estos porcentajes estimados son superiores a los señalados por Rendel y Robertson (81) de aproximadamente 1% anual sobre la media poblacional del hato bajo consideraciones teóricas. Dickerson y Hazel (16) y Robertson y Rendel (82) señalan que en hatos de 2000 vacas, la ganancia genética oscila entre 1.7 y 2.05% sobre el promedio de producción y que en grandes poblaciones es posible obtener más progreso genético. Estos resultados son ligeramente superiores a los obtenidos en el presente estudio.

En estimaciones reales, Harvey (24) encontró una ganancia genética de 1.5 a 1.7% sobre el promedio de producción, Van Vleck y Henderson (83) señalan una ganancia genética de 0.5% y Walton y Lush (87) de 0.5%, Arave *et al.* (8) de 0.7%, Harville y Henderson (25) de 0.75%, Burnside y Legates (13) de 0.92%, Palmer *et al.* (53) de 2.9%, y Benya *et al.* (10) de 3.6%, siendo sólo estos dos últimos estudios superiores al presente en cuanto al porcentaje sobre el promedio de producción.

Schmidt y Van Vleck (68) y Van Vleck (80, 81) señalan que la ganancia genética máxima que puede ser lograda bajo eficientes

programas de mejoramiento es de 6% sobre la media poblacional teóricamente, pero la mayoría de las estimaciones reales sólo alcanzan el 50% o menos de esa ganancia. Los autores mencionan como causas posibles los amplios intervalos de generación, criterios en la selección de sementales diferentes a producción de leche y resultados sesgados en la evaluación de vacas y sementales, lo cual se podría aplicar en el presente estudio dado que en el país pocos sementales son evaluados y si existe una tendencia en los productores, al seleccionar sementales, de tomar en cuenta características de tipo antes de la producción de leche.

Se sugiere que en investigaciones posteriores relacionados con tendencia genética en producción de leche, se utilice un método de evaluación diferente al utilizado en el presente estudio que permita considerar más de una lactación y distintas combinaciones de efectos en los modelos para determinar diferencias con la presente investigación.

A P E N D I C E

Cuadro 1 Distribución de las observaciones por región y estado

REGION	ESTADO	No. DE HATOS	No. DE OBSERVACIONES
NORTE	COAHUILA	4	219
	CHIHUAHUA	2	55
	DURANGO	7	844
CENTRO	AGUASCALIENTES	2	78
	ESTADO DE MEXICO	6	153
	GUANAJUATO	25	1348
	HIDALGO	5	394
	MICHOACAN	5	68
	QUERETARO	10	405
	TLAXCALA	2	34
TOTALES	10	68	3,598

Cuadro 2. Número de observaciones por origen del semental.

ORIGEN	No. DE SEMENTALES	No. DE OBSERVACIONES
MEXICO	28	560
CANADA	32	1397
ESTADOS UNIDOS	47	1641
TOTALES	107	3598

Cuadro 3. Frecuencia de observaciones del mes de parto por año de parto.

MPAR	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	totales
ENERO	9	12	68	71	72	58	4	292
FEBRERO	4	10	84	83	95	84	6	366
MARZO	11	5	84	74	73	107	6	360
ABRIL	0	9	63	62	75	64	3	276
MAYO	5	19	77	74	101	71	0	347
JUNIO	1	14	77	69	94	64	2	321
JULIO	3	16	80	76	75	43	1	294
AGOSTO	7	23	56	57	55	28	0	226
SEPTIEMBRE	16	25	49	55	91	27	0	263
OCTUBRE	7	22	64	42	71	22	0	228
NOVIEMBRE	21	41	63	55	83	14	0	277
DICIEMBRE	13	57	69	97	98	14	0	348
TOTALES	97	253	834	815	963	594	22	3,598

Cuadro 4. Medias mínimo cuadráticas por año de parto (kg de leche).

AÑO DE PARTO	OBSERVACIONES	MEDIA ± ERROR ESTANDAR*
1978	97	4911.5 ± 209.4 ab
1979	253	5223.7 ± 150.2 ab
1980	834	4969.6 ± 109.5 b
1981	815	5374.2 ± 110.0 ab
1982	983	5007.5 ± 107.8 a
1983	594	5507.6 ± 120.4 a
1984	22	5743.2 ± 407.3 ab

* Medias con distinta literal son estadísticamente diferentes (P<.05).

Cuadro 5. Medias mínimo cuadráticas por estado (kg de leche).

ESTADO	OBSERVACIONES	MEDIA ± ERROR ESTANDAR
AGUASCALIENTES	78	5162.7 ± 424.0
COAHUILA	219	5121.3 ± 326.7
CHIHUAHUA	55	5948.5 ± 649.7
DURANGO	844	5143.6 ± 259.1
GUANAJUATO	1348	5238.0 ± 334.0
HIDALGO	394	5253.9 ± 362.5
ESTADO DE MEXICO	153	5858.6 ± 749.7
MICHOACAN	68	4117.2 ± 552.4
QUERETARO	405	5411.4 ± 435.0
TLAXCALA	34	6083.7 ± 1771.4

Cuadro 6. Medias mínimo cuadráticas por mes de parto (kg de leche).

MES DE PARTO	OBSERVACIONES	MEDIAS \pm ERROR ESTANDAR
ENERO	292	5443.2 \pm 103.9
FEBRERO	368	5271.8 \pm 99.00
MARZO	360	5319.4 \pm 100.0
ABRIL	276	5230.0 \pm 105.9
MAYO	347	5375.9 \pm 101.4
JUNIO	321	5221.2 \pm 101.9
JULIO	294	5104.4 \pm 105.3
AGOSTO	226	5156.9 \pm 107.3
SEPTIEMBRE	263	5216.9 \pm 107.5
OCTUBRE	228	5425.6 \pm 110.1
NOVIEMBRE	277	5456.8 \pm 104.9
DICIEMBRE	348	5493.5 \pm 100.7

Cuadro 7. Medias generales y desviaciones estándar de las principales variables en estudio.

VARIABLES	MEDIA \pm DESV. EST.
LECHE TOTAL/VACA/AÑO (kg)	5325 \pm 1667
LECHE AJUSTADA/VACA/AÑO (kg)*	6695 \pm 1772
DIAS EN LACTACION	288 \pm 55
EDAD AL PRIMER PARTO (meses)	28 \pm 3

* 305 días, dos ordeños y equivalente maduro.

Cuadro 8. Medias generales para días en lactación por año de parto

AÑO DE PARTO	OBSERVACIONES	MEDIA ± DESVIACION ESTANDAR
1978	97	300.7 ± 42.2
1979	253	294.0 ± 46.1
1980	834	228.5 ± 55.1
1981	815	269.0 ± 57.8
1982	983	292.3 ± 49.4
1983	594	280.6 ± 60.0
1984	22	173.8 ± 76.1

Cuadro 9. Medias generales para edad al primer parto por año de parto (meses).

AÑO DE PARTO	OBSERVACIONES	MEDIA ± DESVIACION ESTANDAR
1978	97	30.4 ± 4.0
1979	253	27.8 ± 3.2
1980	834	27.7 ± 2.7
1981	815	28.0 ± 3.5
1982	983	28.0 ± 3.3
1983	594	28.3 ± 3.3
1984	22	27.1 ± 2.1

Cuadro 10. Resultados de las tendencias fenotípicas, ambientales y genéticas (kg de leche) para producción de leche total y ajustada durante 1978 a 1984.

VARIABLE	T. FENOTÍPICA	T. AMBIENTAL	T. GENÉTICA
PRODUCCION DE LECHE TOTAL	132 ± 28	58 ± 48	74 ± 58
PRODUCCION DE LECHE AJUSTADA	232 ± 53	131 ± 101	101 ± 107

Cuadro 11. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo I.

FUENTE DE VARIACION	G.L.	CUADRADO MEDIO
ESTADO	9	9'213,687.10 NS
HATO (ESTADO)	58	11'823,056.14
AÑO DE PARTO	8	31'487,552.22 **
MES DE PARTO (AÑO DE PARTO)	70	2'213,062.32
DIAS EN LACTACION (lineal)	1	310'016,150.97 **
DIAS EN LACTACION (cuadrática)	1	29'856193.20 **
EDAD (lineal)	1	25'836,049.16 **
ERROR	3451	1'256,446.19

** Altamente significativo (P < .01).

ns No Significativo (P > .05)

Cuadro 12. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción de leche ajustada usando el modelo I

FUENTE DE VARIACION	G. L.	CUADRADO MEDIO
ESTADO	9	11'258,397.23 ^{NS}
HATO (ESTADO)	58	18'037,238.47
AÑO DE PARTO	8	54'239,298.18 ^{**}
MES DE PARTO (AÑO DE PARTO)	70	4'385,446.0
DIAS EN LACTACION (lineal)	1	123'544,736.73 ^{**}
DIAS EN LACTACION (cuadrático)	1	8'397,626.84 [*]
ERROR	3452	2'100,787.165

* Significativo (P<.05)

** Altamente significativo (P<.01)

NS No Significativo (P>.05)

Cuadro 13. Analisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo II.

FUENTE DE VARIACION	G. L.	CUADRADO MEDIO
ESTADO	9	7'173,867.48 ^{NS}
HATO (ESTADO)	58	8'976,517.65
SEMENTAL	106	2'953,974.37 ^{**}
AÑO DE PARTO	8	11'318,973.56 ^{**}
MES DE PARTO (AÑO DE PARTO)	70	1'985,224.68
DIAS EN LACTACION (lineal)	1	299'985,375.75 ^{**}
DIAS EN LACTACION (cuadrático)	1	30'910,754.42 ^{**}
EDAD (lineal)	1	25'498,711.70 ^{**}
ERROR	3345	1'202,653.08

** Altamente significativo (P<.01).

NS No Significativo (P>.05).

Cuadro 14. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción de leche ajustada usando el modelo II.

FUENTE DE VARIACION	G. L.	CUADRADO MEDIO
ESTADO	9	9'146,301.42 NS
HATO (ESTADO)	58	13'386,969.38
SEMENTAL	106	4'902,719.78 **
AÑO DE PARTO	6	18'715,148.58 **
MES DE PARTO (AÑO DE PARTO)	70	3'797,222.34
DIAS EN LACTACION (lineal)	1	113'375,624.72 **
DIAS EN LACTACION (cuadrático)	1	7'728,332.49 *
ERROR	3346	2'012,023.04

* Significativo (P<.05)

** Altamente significativo (P<.01)

NS No Significativo (P>.05)

Cuadro 15. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo I en sementales de Estados Unidos.

FUENTE DE VARIACION	G. L.	CUADRADO MEDIO
ESTADO	9	4'670,982.63 NS
HATO (ESTADO)	49	5'950,338.44
AÑO DE PARTO	6	13'275,110.28 **
MES DE PARTO (AÑO DE PARTO)	63	1'824,472.76
DIAS EN LACTACION (lineal)	1	163'498,566.03 **
DIAS EN LACTACION (cuadrático)	1	17'118,983.53 **
EDAD (lineal)	1	12'523,070.62 **
ERROR	1510	23'895,043.61

NS No significativo (P>.05)

** Altamente significativo (P<.01)

Cuadro 16. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo I en sementales de Canadá.

FUENTE DE VARIACION	G. L.	CUADRADO MEDIO
ESTADO	9	24'071,791.53 **
HATO (ESTADO)	45	10'125,882.18
AÑO DE PARTO	6	10'610,021.24 **
MES DE PARTO (AÑO DE PARTO)	65	1'126,248.85
DIAS EN LACTACION (lineal)	1	94'299,421.64 **
DIAS EN LACTACION (cuadrático)	1	7'621,929.26 **
EDAD (lineal)	1	13'575,916.04 **
ERROR	1268	982,447.10

** Altamente significativo (P<.01)

Cuadro 17. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo II en sementales de Estado Unidos

FUENTE DE VARIACION	G. L.	CUADRADO MEDIO
ESTADO	9	5'117,482.81 NS
HATO (ESTADO)	49	4'552,778.85
SEMENTAL	46	2'947,863.37 **
AÑO DE PARTO	6	6'662,625.44 **
MES DE PARTO (AÑO DE PARTO)	63	1'771,784.29
DIAS EN LACTACION (lineal)	1	159'630,700.26 **
DIAS EN LACTACION (cuadrático)	1	17'698,620.56 **
EDAD (lineal)	1	12'323,127.93 **
ERROR	1464	1'352,850.57

NS No significativo (P>.05)

** Altamente significativo (P<.01)

Cuadro 18. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo II en sementales de Canadá.

FUENTE DE VARIACION	G. L.	CUADRADO MEDIO
ESTADO	9	23'554,837.72 **
HATO (ESTADO)	45	9'616,588.74
SEMENTAL	31	2'487,624.28 **
AÑO DE PARTO	6	4'493,023.75 **
MES DE PARTO (AÑO DE PARTO)	65	1'103,504.16
DIAS EN LACTACION (lineal)	1	89'250,171.03 **
DIAS EN LACTACION (cuadrático)	1	7'613,236.23 **
EDAD (lineal)	1	16'804,854.17 **
ERROR	1237	944,726.41

** Altamente significativo (P<.01)

Cuadro 19. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo I en sementales de México.

FUENTE DE VARIACION	G. L.	CUADRADO MEDIO
ESTADO	8	4'299,327.5 NS
HATO (ESTADO)	37	3'195,134.3
AÑO DE PARTO	6	2'944,580.8 NS
MES DE PARTO (AÑO DE PARTO)	59	1'746,478.6
DIAS EN LACTACION (lineal)	1	16'927,108.2 **
DIAS EN LACTACION (cuadrática)	1	121,546.1 NS
EDAD (lineal)	1	53,557.3 NS
ERROR	446	887,803.1

NS No significativo (P>.05)

** Altamente significativo (P<.01)

Cuadro 20. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para producción total de leche usando el modelo II en sementales de México.

FUENTE DE VARIACION	G. L.	CUADRADO MEDIO
ESTADO	8	1'325,454.6 NS
HATO (ESTADO)	38	2'746,239.2
SEMENTAL	26	1'827,052.8 **
AÑO DE PARTO	6	2'043,321.2 NS
MES DE PARTO (AÑO DE PARTO)	59	1'428,398.1
DIAS EN LACTACION (lineal)	1	15'097,906.4 **
DIAS EN LACTACION (cuadrático)	1	65,833.6 NS
EDAD (lineal)	1	254,157.1 NS
ERROR	420	829,859.1

NS No significativo (P>.05)

** Altamente significativo (P<.01)

Cuadro 21 Medias generales para producción total de leche (kg) de acuerdo al origen del semental durante el periodo 1978 a 1984.

ORIGEN DEL SEMENTAL	OBSERVACIONES	MEDIA ± DESV. EST.
ESTADOS UNIDOS	1041	5489 ± 1184 a
CANADA	1397	5236 ± 991 a
MEXICO	560	5068 ± 942 a

a Medias con la misma letra son estadísticamente iguales (P>.05)

Cuadro 22. Resultados de las tendencias fenotípica, ambiental y genética para producción total de leche (kg/año) por origen de los sementales durante 1978 a 1984.

ORIGEN DEL SEMENTAL	T. FENOTIPICA	T. AMBIENTAL	T. GENETICA
ESTADOS UNIDOS	99 ± 33	11 ± 59	87 ± 87
CANADA	101 ± 30	85 ± 45	16 ± 80
MEXICO	59 ± 89	N. E.	N. E.

N. E. No Estimable

Cuadro 23. Promedio de Diferencias Predecibles (DP) para producción de leche y tipo ajustados en sementales de Estados Unidos y Canadá.

PAIS	No. DE HIJAS EFECTIVAS	DP-LECHE AJUSTADO	DP-TIPO AJUSTADO
ESTADOS UNIDOS	1598.3	360 kg	0.76 d. e.
CANADA	1332.5	29 kg	4.23 d. e.

Grafico 1 REGRESION DE LAS MMC DE PRODUCCION TOTAL DE LECHE POR AÑO DE PARTO DEL MODELO I SOBRE LOS AÑOS.

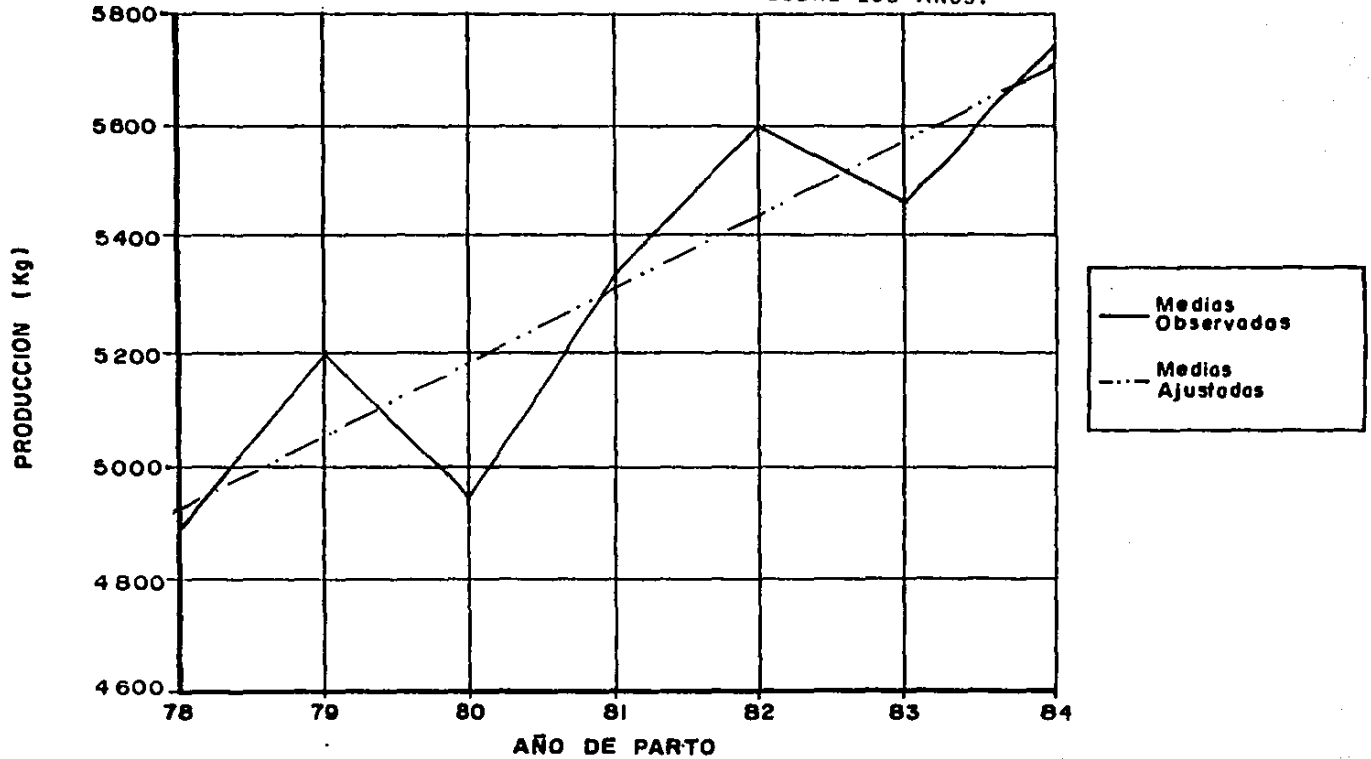


Grafico 2 REGRESION DE LAS MMC DE PRODUCCION DE LECHE AJUSTADA POR AÑO DE PARTO DEL MODELO I SOBRE LOS AÑOS.

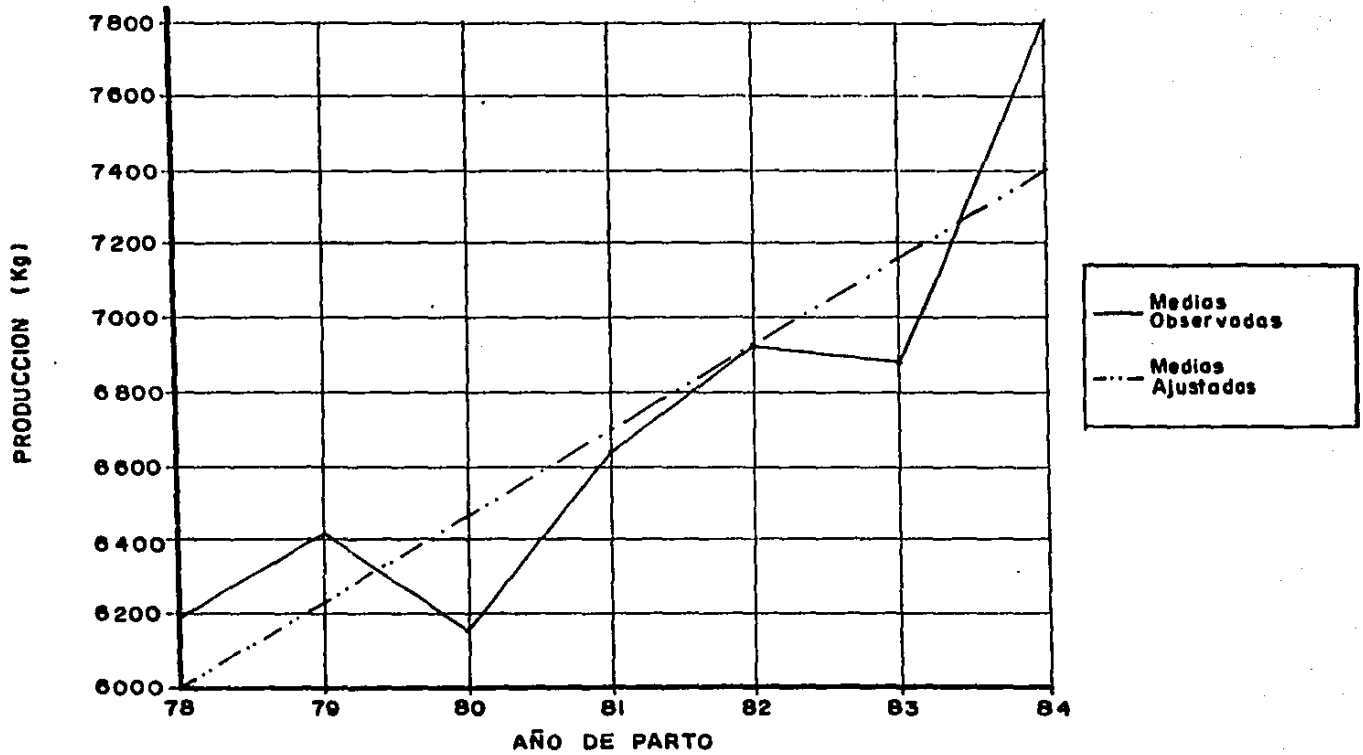


Grafico 3. REGRESION DE LAS MMC DE PRODUCCION TOTAL DE LECHE POR AÑO DE PARTO DEL MODELO II SOBRE LOS AÑOS.

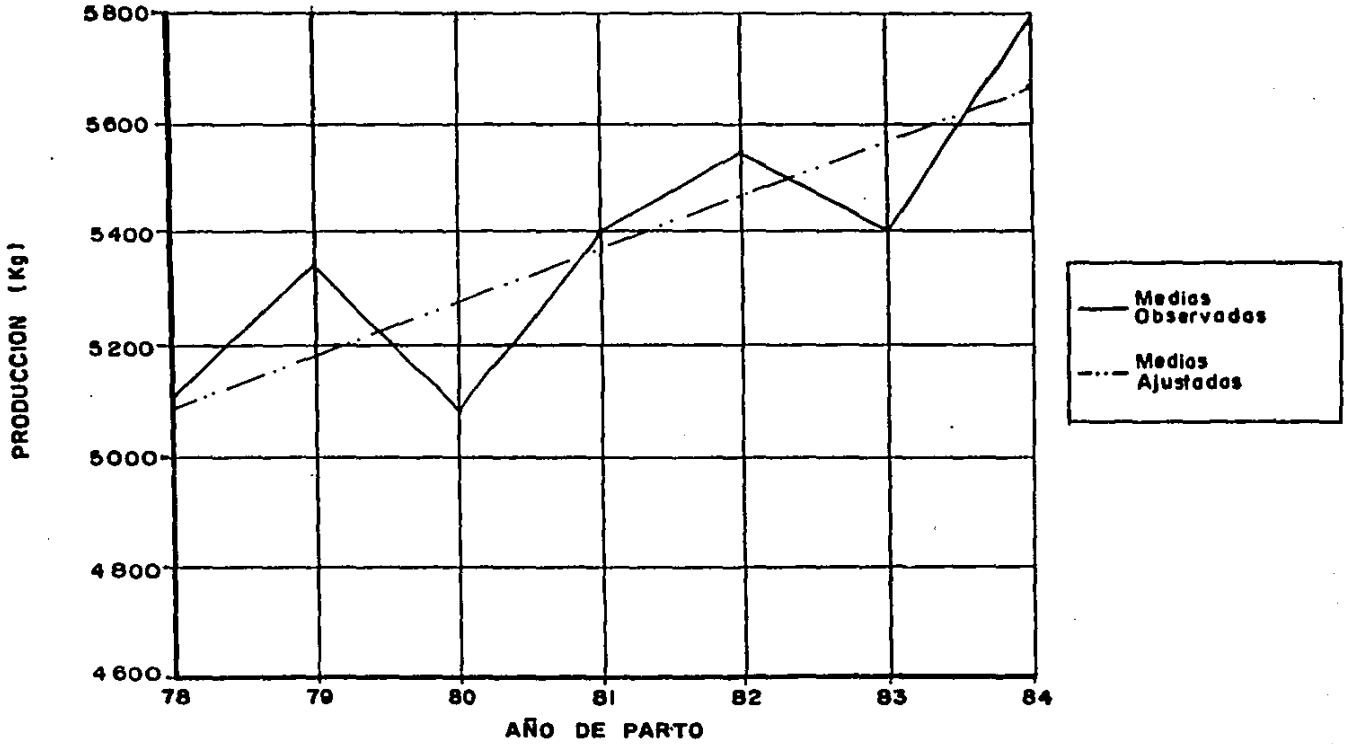
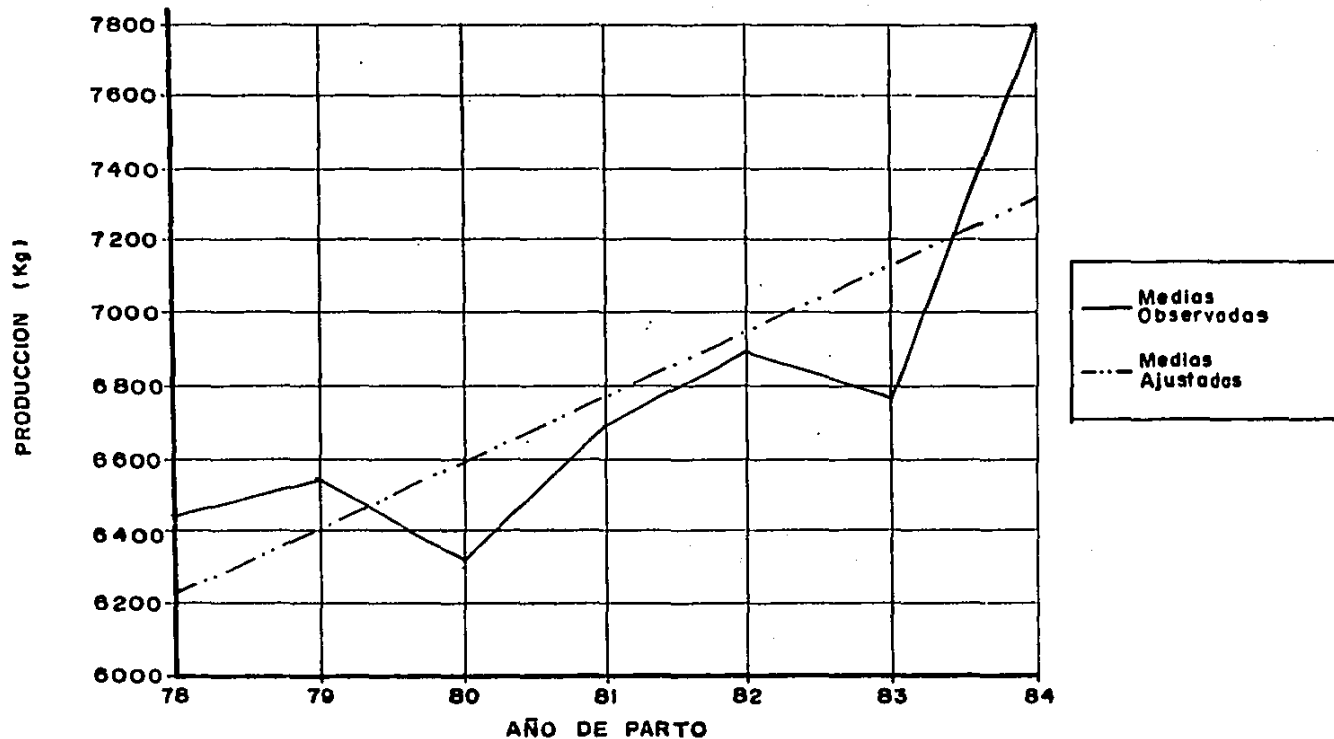


Grafico 4 REGRESION DE LAS MMC DE PRODUCCION DE LECHE AJUSTADA POR AÑO DE PARTO DEL MODELO II SOBRE LOS AÑOS.



Grafica 5 REGRESION DE LAS MMC DE PRODUCCION POR AÑO DE PARTO DEL MODELO I SOBRE LOS AÑOS EN SEMENTALES DE EEUU.

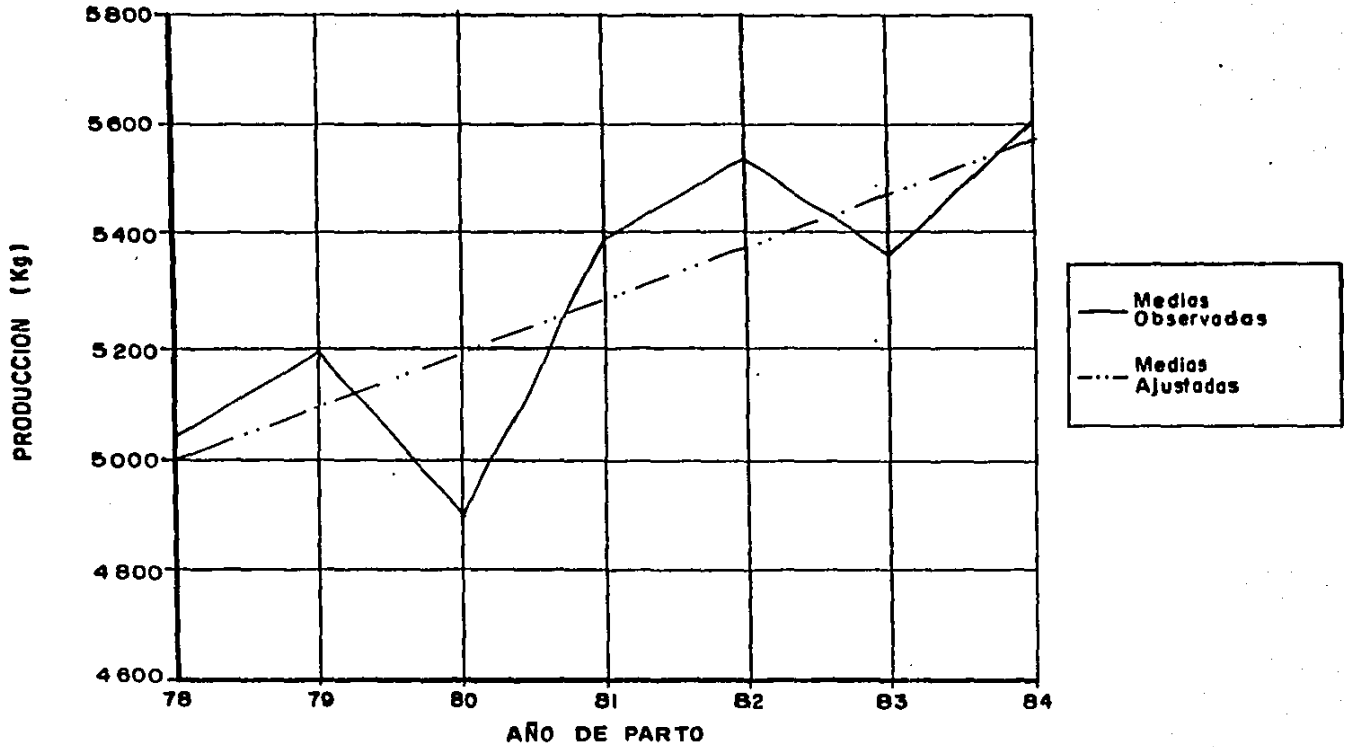


Grafico 6 REGRESION DE LAS MMC DE PRODUCCION POR AÑO DE PARTO DEL MODELO I SOBRE LOS AÑOS EN SEMENTALES DE CANADA

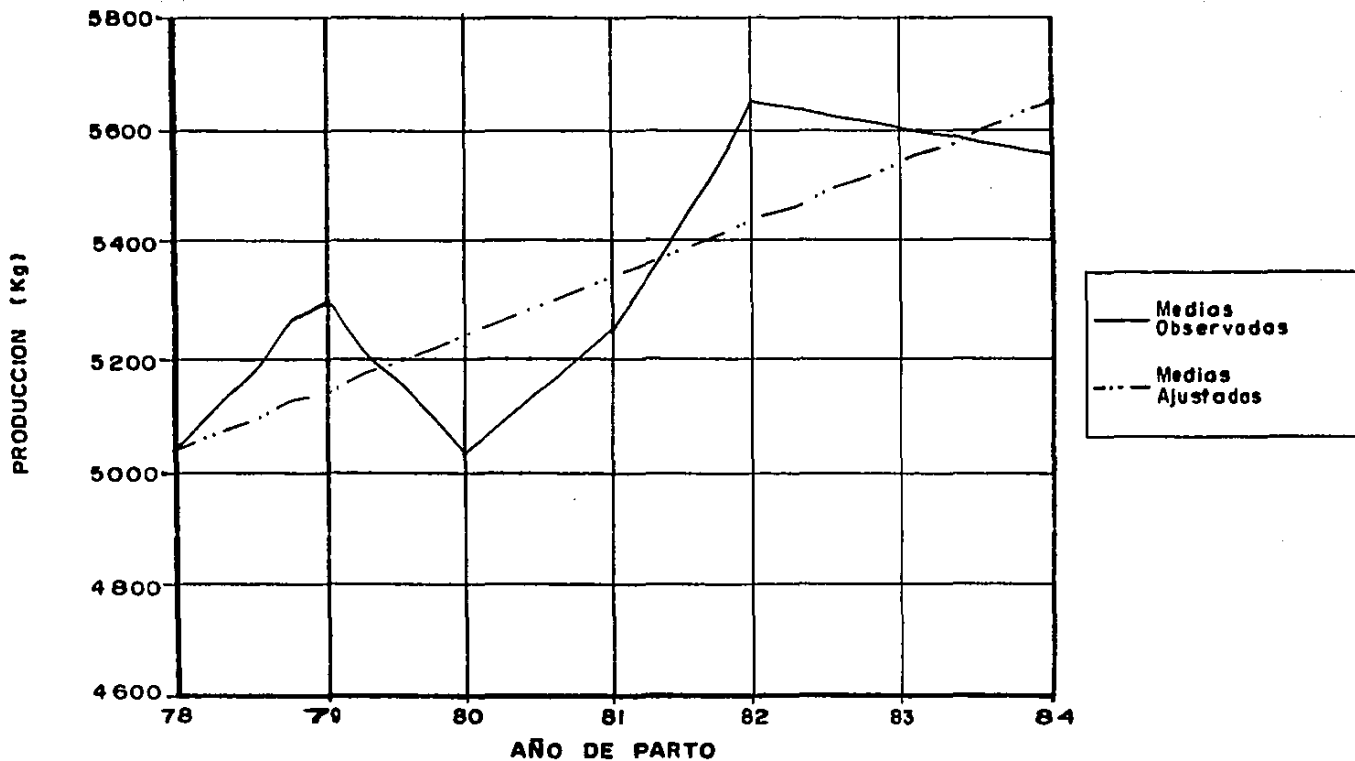


Grafico 7. REGRESION DE LAS MMC DE PRODUCCION POR AÑO DE PARTO DEL MODELO II SOBRE LOS AÑOS EN SEMENTALES DE EEUU.

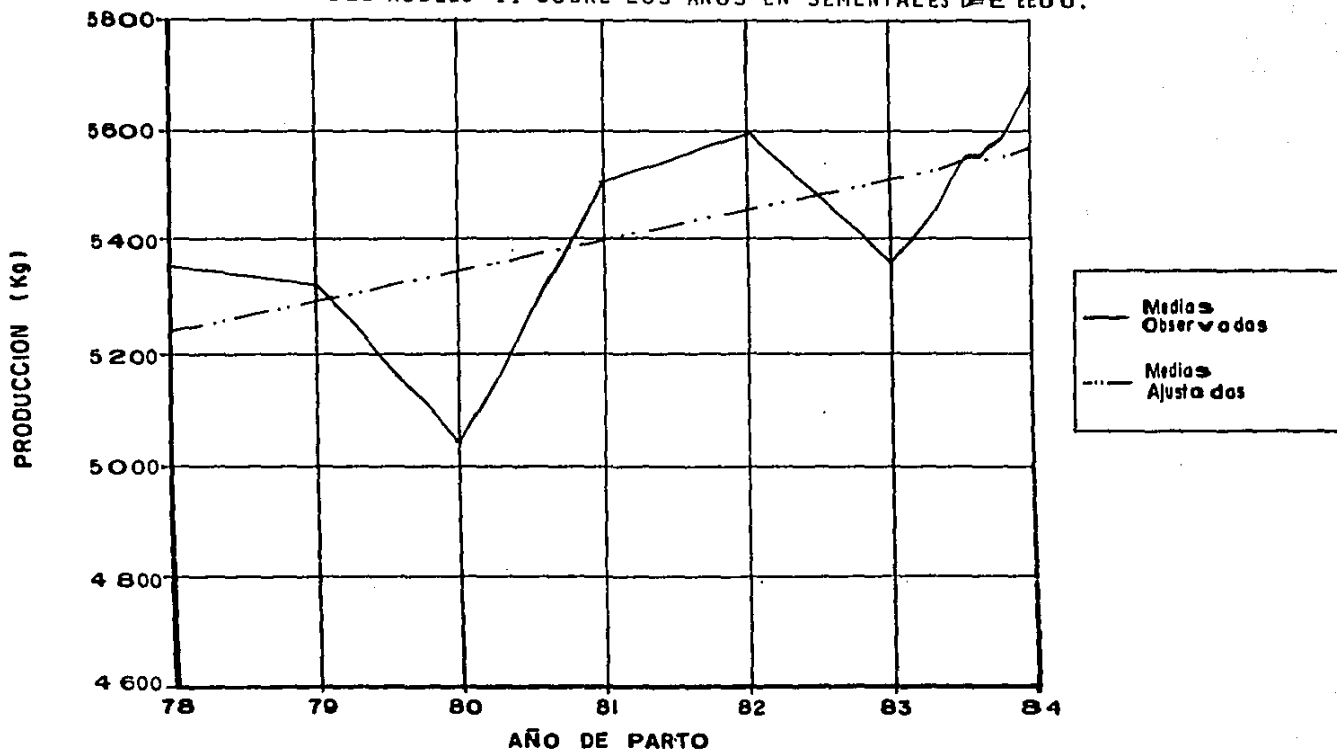


Grafico 8 REGRESION DE LAS MMC DE PRODUCCION POR AÑO DE PARTO DEL MODELO II SOBRE LOS AÑOS EN SEMENTALES DE CANADA

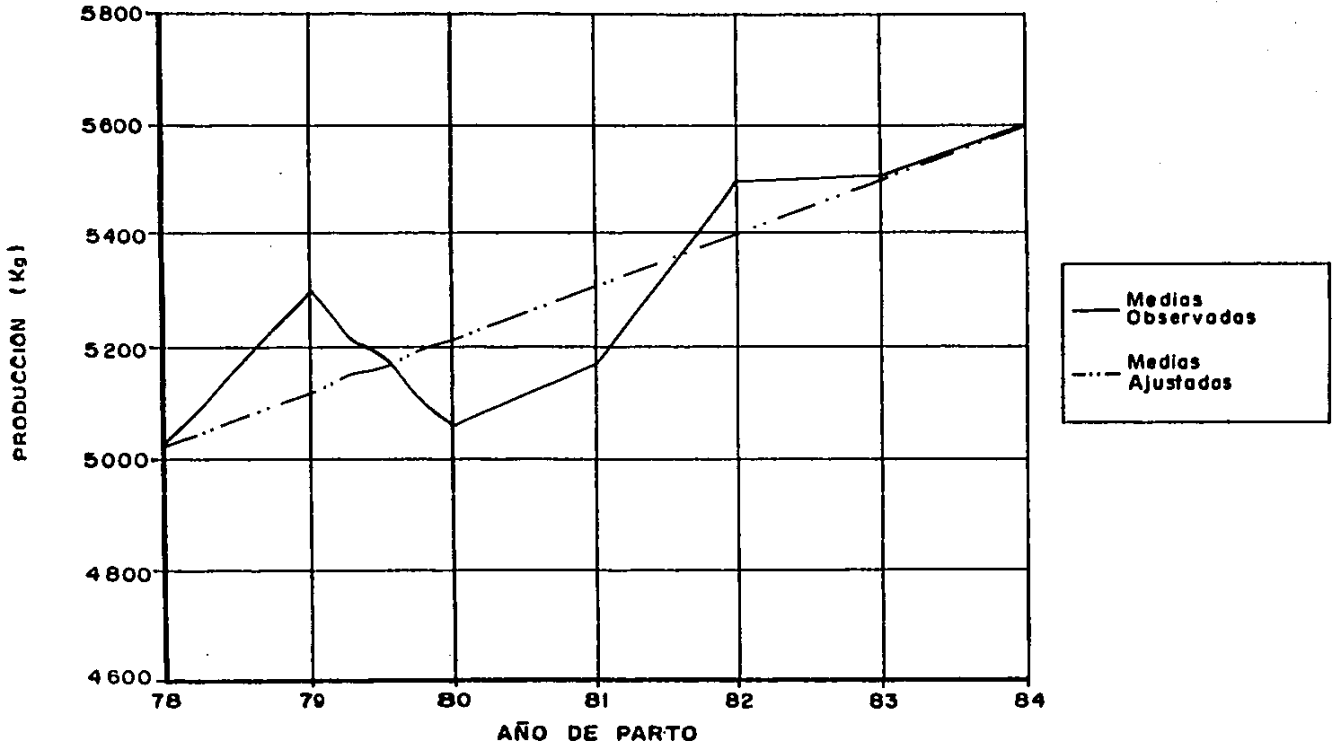
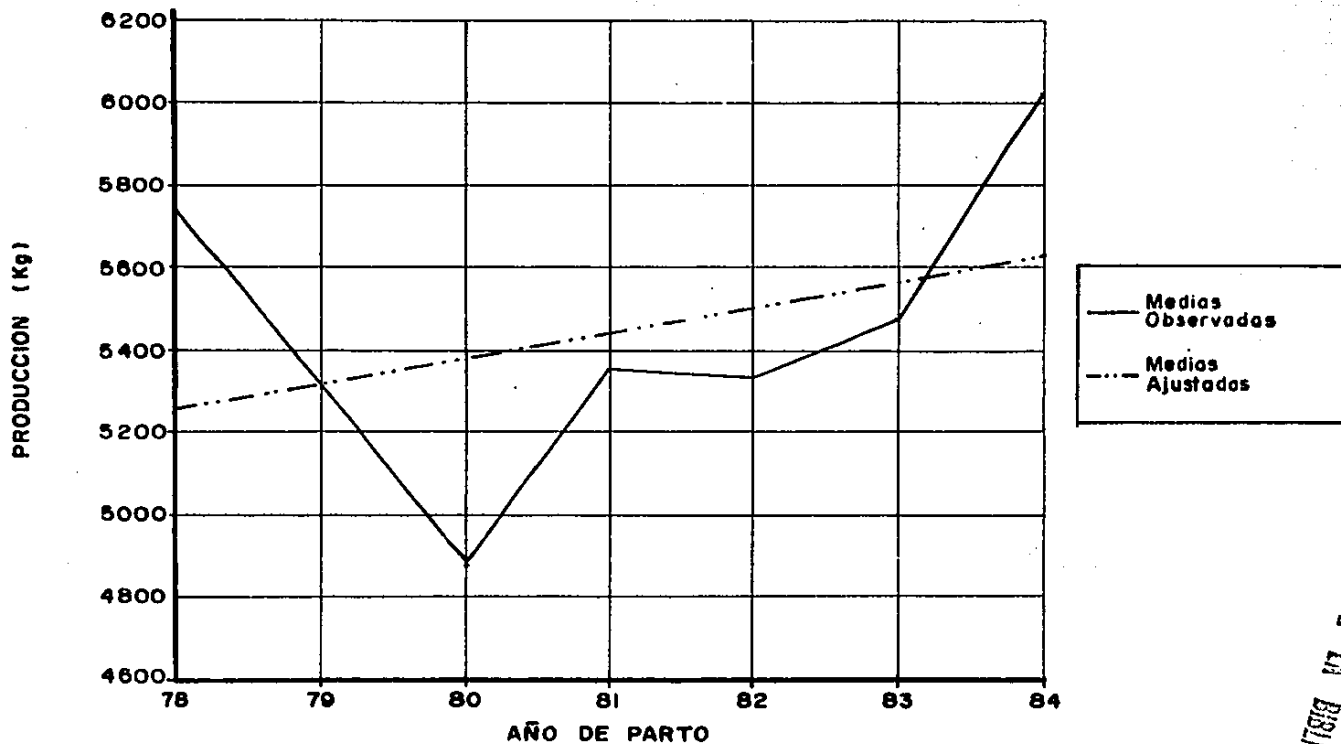


Grafico 9 REGRESION DE LAS MMC DE PRODUCCION POR AÑO DE PARTO DEL MODELO I SOBRE LOS AÑOS EN SEMENTALES DE MEXICO



ESTA TESIS NO DEBE
SALIR DE LA BIBLIOTECA

LITERATURA CITADA

1. Abubakar, B.Y., McDowell, R.E. and Van Vleck, L.D.: Genetic evaluation of Holsteins in Colombia. J. Dairy Sci., **69**: 1081-1086 (1986).
2. Abubakar, B.Y., McDowell, R.E. and Van Vleck, L.D.: Interaction of genotype and environment for breeding efficiency and milk production of Holsteins in Mexico and Colombia. Trop. Agric., **64**: 17-22 (1987).
3. Abubakar, B.Y., McDowell, R.E., Van Vleck, L.D. and Cabello, E.: Phenotypic and genetic parameters for Holsteins in Mexico. Trop. Agric., **64**: 23-26 (1987).
4. Adkinson, R.W., Wilcox, C.J., Romanz, J. y Martin, F.G.: Tendencias genéticas de producción de leche en Ecuador. IV Reunión Latinoamericana de Producción Animal. Guadalajara, México, 1973, 73-74. Asociación Latinoamericana de Producción Animal. México, (1974).
5. Albornoz, C.S.J.: Estimación de la tendencia genética en la producción lechera de determinados hatos de la cuenca de Lima. Tesis de Magister Scientiae. Universidad Nacional Agraria La Molina. Lima, Perú, 1980.
6. Arave, C.W., Laben, R.C. and Mead, S.W.: Measurement of genetic change in twelve California dairy herds. J. Dairy Sci., **47**: 278-283 (1964).
7. Bar-Anan, R. and Sacks, J.M.: Sire evaluation and estimation of genetic gain in Israeli dairy herds. Anim. Prod., **18**: 59-66 (1974).
8. Barr, A.J. and Goodnight, J.H.: A user's guide to the statistical analysis system. Department of Statistics. North Carolina State University, Raleigh, N.C., (1972).
9. Bath, D.C., Dickinson, F.N., Tucker, H.A. and Appleman, R.D.: Dairy Cattle: Principles, Practices, Problems, Profits. 2nd ed. Lea and Febiger, Philadelphia, 1978.
10. Benya, E.G., Adkinson, R.W., Wilcox, C.J. y Franke, D.E.: Tendencias genéticas de un rebaño lechero en el subtrópico. IV Reunión Latinoamericana de Producción Animal. Guadalajara, México, 1973, 73. Asociación Latinoamericana de Producción Animal. México, (1974).
11. Bichard, M., Pease, A.H.R., Swales, P.H. and Özkütük, K.: Selection in a population with overlapping generations. Anim. Prod., **17**: 215-227 (1973).

12. Burnside, E.B.: Breeding schemes for improvement of additive genetic effects in dairy cattle. Primer Congreso Mundial de Genética Aplicada a la Producción Ganadera. Madrid, España, 1974. 811-818. Ed. Garsi. España, (1974).
13. Burnside, E.B. and Legates, J.E.: Estimation of genetic trends in dairy cattle populations. J. Dairy Sci., **50**: 1448-1457 (1967).
14. Burnside, E.B., Rennie, J.C. and Bowman, G.H.: Genetic trends and selection in a dairy cattle herd. Can. J. Animal Sci., **48**: 243-250 (1968).
15. Cabello, F.E. y Ruiz, D.R.: Características de productividad de ganado Holstein Friesian en control de producción láctea. Íct. Pec. Méx., **39**: 38-43 (1980).
16. Dickerson, G.E. and Hazel, L.N.: Effectiveness of selection on progeny performance as a supplement to earlier culling in livestock. J. Agric. Res., **99**: 459-476 (1944).
17. Draper, N.R. and Smith, H.: Applied Regression Analysis. 2nd ed. John Wiley and Sons. New York, 1968.
18. Everett, R.W., Meadows, C.E. and Gill, J.L.: Estimation of genetic trends in simulated data. J. Dairy Sci., **50**: 550-554 (1967).
19. Freeman, A.E., Hickman, C.G., Miller, P. H. and McDaniel, B.T.: Symposium on age adjustment. J. Dairy Sci., **56**: 941-967 (1973).
20. Funk, D.: Programas genéticos de Holstein en los Estados Unidos. 1ra. Conferencia Internacional sobre Ganado Lechero. México, D.F., 1985. 131-138. B.N. Editores. México, (1985).
21. García, E.: Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köepen. Instituto de Geografía. Universidad Nacional Autónoma de México. México, D.F., 1973.
22. Hahn, E.W., Carmon, J.L. and Miller, W.J.: An intraherd contemporary comparison of the production of artificially and naturally sired dairy cows in Georgia. J. Dairy Sci., **41**: 1061-1064 (1958).
23. Hargrove, G.L. and Legates, J.E.: Biases in dairy sire evaluation attributable to genetic trend and female selection. J. Dairy Sci., **54**: 1041-1051 (1971).
24. Harvey, W.R.: Genetic and environmental changes in fat production in the University Idaho Holstein and Jersey herds. Proc. of the 34th Am. Meet. American Dairy Sci. Assoc. Fort Collins, Colorado, 1953. 34-37. Am. Dairy Sci.

Assoc., Colorado, (1953).

25. Harville, D.A. and Henderson, C.R.: Environmental and genetic trends in production and their effects on sire evaluation. J. Dairy Sci., 50: 870-875 (1967).
26. Haussmann, H., Na, T.B. and Fewson, D.: Methods for measuring genetic progress in dairy traits. Livest. Prod. Sci., 1: 141-150 (1974).
27. Henderson, C.R.: Estimation of changes in herd environment. J. Dairy Sci., 32: (Abstr.) 706 (1949).
28. Henderson, C.R.: A method for determining if selection will bias estimates. J. Anim. Sci., 24: (Abstr.) 849 (1965).
29. Henderson, C.R.: Sire evaluation and genetic trends. Proc. Animal Breeding and Genetics Symp. in Honor of Dr. J.L. Lush. Champaign, Illinois. 1972, 10-41. Am. Soc. Anim. Sci. and Am. Dairy Sci. Assoc. Illinois, (1973).
30. Henderson, C.R.: General flexibility of linear model techniques for sire evaluation. J. Dairy Sci., 57: 963-972 (1974).
31. Henderson, C.R.: Best linear unbiased estimation and prediction under a selection model. Biometrics, 31: 423-447 (1975).
32. Henderson, C.R., Kempthorne, O., Searle, S.R. and Von Krosigk, C.M.: The estimation of environmental and genetic trends from records subject to culling. Biometrics, 15: 192-218 (1959).
33. Hickman, C.G.: Interpretación de los resultados de pruebas de progenie de toros lecheros mediante IA. 2 Métodos para analizar los registros de las hijas. Rev. Mund. Zoot., 23: 17-20 (1977).
34. Hill, W.G.: Estimation of genetic change. I. General theory and design of control populations. Anim. Breed. Abstr., 40: 1-15 (1972).
35. Hill, W.G.: Prediction and evaluation of response to selection with overlapping generations. Anim. Prod., 18: 117-139 (1974).
36. Hinks, C.J.M.: The genetic and financial consequences of selection amongst dairy bulls in artificial insemination. Anim. Prod., 13: 209-218 (1971).
37. Hintz, R.L., Everett, R.W. and Van Vleck, L.D.: Estimation of genetic trend from cow and sire evaluation. J. Dairy Sci., 61: 607-613 (1978).

38. Jasiorowski, H., Stolzman, M. y Reklewski, Z.: Estudio comparativo internacional de estirpes de vacunos blanquinegros organizado por la FAO 1974-1984. Rev. Mund. Zoot., 62: 2-15 (1987).
39. Kennedy, B.W.: Bases para un programa de mejoramiento genético en México. Rev. Mex. Prod. Anim., 11: 21-27 (1979).
40. Kennedy, B.W. and Moxley, J.E.: Genetic trends among artificially bred Holsteins in Quebec. J. Dairy Sci., 58: 1871-1875 (1975).
41. Lasley, J.F.: Genética del Mejoramiento del Ganado. 1ra. ed. U.T.E.H.A., México, 1982.
42. Lee, K.L., Freeman, A.E. and Johnson, L.P.: Estimation of genetic change in the registered Holstein cattle population. J. Dairy Sci., 68: 2629-2638 (1985).
43. Lindström, U.B.: El registro lechero en los países en desarrollo. Rev. Mund. Zoot., 18: 38-46 (1976).
44. Lobo, R.B.: Métodos de avaliação do progresso genético em bovinos leiteiros. Zootecnia, Nova Odessa, 20: 181-188 (1982).
45. Lush, J.L.: Animal Breeding Plans. 3th ed. Iowa State University Press, Ames, Iowa, 1945.
46. McDaniel, B.T., Miller, R.H. and Corley, L.E.: DHIA factors for projecting incomplete records to 305 days. Dairy Herd Improvement Letter, U.S.D.A., 41: 1-3 (1965).
47. McDaniel, B.T., Plowman, R.D. and Davis, R.F.: Causes and estimation of environmental changes in a dairy herd. J. Dairy Sci., 44: 699-707 (1961).
48. McDowell, R.E., Camoens, J.K., Van Vleck, L.D., Christensen, E. and Cabello-Frias, E.: Factors affecting performance of Holsteins in subtropical regions of Mexico. J. Dairy Sci., 59: 722-729 (1976).
49. McDowell, R.E., Wiggans, G.R., Camoens, J.K., Van Vleck, L.D. and St. Louis, D.G.: Performance of United States and Canadian Holstein sires in herds of Mexico and Puerto Rico. J. Dairy Sci., 58: 755-756 (1975).
50. McDowell, R.E., Wiggans, G.R., Camoens, J.K., Van Vleck, L.D. and St. Luis, D.G.: Sire comparisons for Holsteins in Mexico versus the United States and Canada. J. Dairy Sci., 59: 298-304 (1976).
51. Moya, J., Wilcox, C.J. y Bachmann, K.C.: Estimado de las tendencias genotípicas para la producción de leche y

composición usando el método de la probabilidad máxima. IV Conferencia Mundial de Producción Animal. Buenos Aires, Argentina, 1978. 659-664. Asociación Latinoamericana de Producción Animal. Argentina. (1978).

52. Ochoa, G.P. y Malagón, V.C.: Resultados preliminares sobre la producción láctea en un hato de ganado Holstein-Friesian utilizando semen de toros probados. Vet. Méx., 18: 225-229 (1985).
53. Palmer, J.E., Wilcox, C.J., Martin, F.G., Verde, O.G. and Barrantes, R.E.: Genetic trends in milk production in an experiment station Jersey herd. J. Dairy Sci., 55: 631-632 (1972).
54. Pearson de Vaccaro, L.: Dairy cattle breeding in tropical South America. World Anim. Rev., 12: 8-13 (1974).
55. Pérez, M.A.: Mejoramiento genético de un hato lechero en Mexicali, B.C. México. Tesis de Maestro en Ciencias. Colegio de Postgraduados. Chapingo, México. 1986.
56. Powell, R.L. and Freeman, A.E.: Genetic trend estimators. J. Dairy Sci., 57: 1067-1075 (1974).
57. Powell, R.L., Norman, H.D. and Dickinson, F.N.: Trends in breeding value and production. J. Dairy Sci., 60: 1318-1326 (1977).
58. Powell, R.L., Norman, H.D. and Dickinson, F.N.: Genetic means and trends of dairy sires in the United States. J. Dairy Sci., 63: 1455-1461 (1980).
59. Powell, R.L., Norman, H.D. and Wiggans, G.R.: Trends of breeding values of dairy sires and cows for milk yield since 1960. J. Dairy Sci., 68: (Suppl. 1) 221 (1985).
60. Quintana, G.F. y González, F.J.: Comparación de tres alternativas de mejoramiento genético del ganado bovino productor de leche. Vet. Méx., 12: 89-93 (1981).
61. Rendel, J.M. and Robertson, A.: Estimation of genetic gain in milk yield by selection in a closed herd of dairy cattle. J. Genetics, 50: 1-8 (1950).
62. Robertson, A. and Rendel, J.M.: The use of progeny testing with artificial insemination in dairy cattle. J. Genetics, 50: 21-31 (1950).
63. Robertson, A. and Rendel, J.M.: The performance of heifers got by artificial insemination. J. Agr. Sci., 44: 184-192 (1954).
64. SAS Institute Inc.: SAS for linear Models. A guide to the ANOVA and GLM procedures. Cary, North Carolina. SAS

Institute Inc. , 1986.

65. Schaeffer, L.R.: Notes on linear model theory and Henderson's mixed model techniques. University of Guelph, Ontario, Canada, 1977.
66. Schaeffer, L.R., Freeman, M.G. and Burnside, E.B.: Evaluation of Ontario Holstein dairy sires for milk and fat production. J. Dairy Sci., 58: 109-115 (1975).
67. Schaeffer, L.R. and Kennedy, B.W.: Computing strategies for solving mixed models equations. J. Dairy Sci., 69: 575-579 (1986).
68. Schmidt, G.H. and Van Vleck, L.D.: Principles of Dairy Science. W.H. Freeman and Co., San Francisco, 1974.
69. Searle, S.R.: Estimating herd improvement from selection programs. J. Dairy Sci., 44: 1103-1112 (1961).
70. Searle, S.R.: Linear Models. John Wiley and Sons, New York, 1971.
71. Searle, S.R., Speed, F.M. and Milliken, G.A.: Population marginal means in the linear model: an alternative to least squares means. The American Statistician, 34: 216-221 (1980).
72. Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos: El desarrollo agroindustrial y la ganadería en México. Documentos de trabajo para el desarrollo agroindustrial. S.A.R.H., México, D.F., (1982).
73. Smith, C.: Estimation of genetic change in farm livestock using field records. Anim. Prod., 4: 239-251 (1982).
74. Smith, C.: Use of stored frozen semen and embryos to measure genetic trends in farm livestock. J. Genetics, 74: 119-127 (1977).
75. Steel, R.G.D. and Torrie, J.H.: Principles and Procedures of Statistics. 2nd ed. McGraw-Hill Book Co., New York, 1980.
76. Stolzman, J., Jasiorowski, H., Reklewski, Z., Zarnecki, A. y Kalinowska, G.: Ensayo de diferentes estirpes de bovinos frisonos. Resultados provisionales. Rev. Mund. Zoot., 35: 9-15 (1981).
77. Syrstad, O.: A note on two methods for estimation of genetic change in dairy cattle. Livest. Prod. Sci., 1: 47-51 (1974).
78. Van Vleck, L.D.: Genotype and environment in sire evaluation. J. Dairy Sci., 46: 983-987 (1963).

79. Van Vleck, L.D.: Sampling the young sire in artificial insemination. J. Dairy Sci., 47: 441-446 (1964).
80. Van Vleck, L.D.: Theoretical and actual genetic progress in dairy cattle. Proc. of the Intern. Conf. on Quant. Genet. Ames, Iowa, 1976. 543-567. Iowa State University Press, Iowa, (1977).
81. Van Vleck, L.D.: Evaluation of dairy cattle breeding programs: specialized milk production. 3rd World Congress on Genetics Applied to Livestock Production. IX Breeding Programs for Dairy and Beef Cattle, Water Buffalo, Sheep and Goats. Lincoln, Nebraska, 1986. 141-152. University of Nebraska, Nebraska, (1986).
82. Van Vleck, L.D. and Henderson, C.R.: Improvement in production of New York Holsteins due to artificial insemination. J. Dairy Sci., 44: 1328-1334 (1961).
83. Van Vleck, L.D. and Henderson, C.R.: Measurement of genetic trend. J. Dairy Sci., 44: 1705-1710 (1961).
84. Van Vleck, L.D., Pollak, E. J. and Oltenacu, B.E.A.: Genetics for the Animal Sciences. W.H. Freeman and Co., New York, 1987.
85. Verde, O.G., Wilcox, C.J., Martin, F.G. and Reaves, O.K. Genetic trends in milk production in Florida Dairy Herd Improvement Association herds. J. Dairy Sci., 55: 1010-1012 (1972).
86. Walters, J.L. and Harvey, W.R.: Environmental and genetic trends in production of cows in selected DHI Jersey herds. Annual Meeting of the American Dairy Sci. Assoc. North Carolina, 1976. 17-21. American Dairy Sci. Assoc., North Carolina, (1976).
87. Walton, R.E. and Lush, J.L.: Selection for production in a Holstein herd. J. Dairy Sci., 45: (Abstr.) 292 (1962).
88. Warwick, E.J. and Legates, J.E.: Cria y Mejora del Ganado. 3ra ed. McGraw-Hill, México, 1980.
89. White, J.M., Vinson, W.E. and Reardon, R.E.: Dairy cattle improvement and genetics. J. Dairy Sci., 64: 1305-1317 (1981).
90. Yáñez, M.E.F.: Efecto del número de parto, época de parto y nivel de producción en el hato, sobre la curva de lactancia de vacas Holstein en explotación intensiva. Tesis de Licenciatura. Fac. de Med. Vet. y Zoot. Universidad Nacional Autónoma de México. México, D.F., 1987.