

COMPARACION ENTRE FACTORES DE AJUSTE MULTIPLICATIVOS Y ADITIVOS PARA PRODUCCION POR LACTANCIA EN UN HATO HOLSTEIN ¹

ELKIN MAURICIO ARBOLEDA ZAPATA²
CESAR TULIO VALENCIA RESTREPO²
CAMILO MONTOYA SERNA³

RESUMEN

La presente investigación se efectuó a partir de 558 registros de lactancia tomados del hato Holstein Paysandú el cual está situado en el corregimiento Santa Elena de Medellín en una zona ecológica de bosque húmedo montano bajo (bh-MB) y pertenece a la Facultad de Ciencias Agropecuarias de la Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín.

El objetivo propuesto fué determinar las ventajas comparativas entre factores de ajuste multiplicativos y aditivos para producción por lactancia. Para ello se trabajó con datos ajustados a 305 días, en vista de la muy alta significancia observada para el efecto duración de la lactancia.

Después de confirmar por medio del programa de mínimos cuadrados de Harvey, 1988, que los factores medio-ambientales más influyentes sobre la producción ajustada a 305 días son el año de parto, los días abiertos previos y el número de partos ($P\leq 0.01$), así como la edad y la época de parto ($P\leq 0.05$), se procedió a ajustar por estos efectos mediante factores de corrección multiplicativos y aditivos. Inicialmente se utilizó como base la subclase de máxima producción para cada efecto y a ellas

1 Trabajo presentado como requisito parcial para optar al título de Zootecnistas.

2 Zootecnistas. Autores. Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín. Facultad de Ciencias Agropecuarias.

3 Director de la Investigación. Profesor Asociado Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín. Facultad de Ciencias Agropecuarias. Apartado Aéreo 1779.

fueron llevados los demás registros; luego se obtuvieron factores aditivos mediante el uso de constantes estimadas por el programa Harvey y multiplicativos a partir de la media de mínimos cuadrados. Una vez ajustados los datos se corrió nuevamente el modelo inicial, con el fin de cuantificar la varianza residual presente tanto para factores de ajuste multiplicativos como aditivos, a los dos niveles propuestos. La comparación se realizó mirando las relaciones de la tabla F y las varianzas residuales entre grupos y dentro de ellos.

Aunque no se presentaron diferencias marcadas, se observa que, en general los factores de ajuste aditivos tuvieron un mejor comportamiento que los multiplicativos, pues con el empleo de estos últimos queda una pequeña variación sin remover; en tanto que con factores de ajuste aditivos la corrección se hace más precisa y no se altera la varianza dentro de grupos ajustados. Así mismo para factores de ajuste multiplicativos, se presenta una pequeña ventaja cuando se utiliza como base el nivel de máxima producción, frente a la utilización de la media de mínimos cuadrados estimada por Harvey.

Palabras clave: Factores de ajuste, aditivos, multiplicativos, efectos medio-ambientales, hato Holstein, varianza residual.

ABSTRACT

COMPARISONS BETWEEN ADJUSTMENT FACTORS MULTIPLICATIVES AND ADDITIVES FOR MILK YIELDS IN A HOLSTEIN HERD

Starting with 558 lactation records from Holstein Herd "Paysandú" Universidad Nacional de Colombia, located in Santa Elena sidewalk, which is a low mountain wet forest, was made this search.

The object of this work was to determine the comparative advantages between multiplicative and additive adjustment factors to produce by lactation. For this, adjustment data to 305 days were used due to lactation time effects were highly significant. After confirming by way of least squares program of Harvey (1988) that the most influential environmental factors over adjusted production to 305 days were: calvin year; previous open days, and calvin number (P£0.01) as well as age and calvin time (P£0.05) it was adjusted by these effects by means of multiplicative and additive correction factors. First, maximum production subclass was used as main constituent for each effect and the other records were carried to them; then additive and multiplicative factors were obtained using

estimated constants by Harve's program and multiplicatives from the mean of least squares.

When data were adjusted it ran to initial model to quantify the residual variance which is present for multiplicative and additive adjustment factors for the two proposal levels. Observing ratios of table F and residual variances between groups and within them was made the comparison.

Although, significant differences were not present it was know that in general the additives adjustment factors had a best behavior that the multiplicative ones because of a little variation unremoved remain from the latest, in the meantime with the additive adjustment factors correction became most accurate and the variance within adjusted groups was not altered. Thus for multiplicative adjustment factors a little advantage is presented when the maximum production level is used as basis to face the use of mean least squares estimated by Harvey program.

Key words: Adjustment factors, additives, muliplicatives, environment effects, Holstein herd, residual variance.

INTRODUCCION

Los factores de ajuste fueron creados con el fin de minimizar el error medio-ambiental en la comparación de animales con diferencias marcadas en cuanto a edad, raza, año de parto, época de parto y otros.

Se ha encontrado que en el caso de las vacas Holstein los factores más influyentes sobre la producción por lactancia son la duración de la misma, la edad, el año de parto, los días abiertos, la época y el número de parto; sin embargo es importante realizar estudios en los cuales se precise cuál factor de ajuste produce una mayor seguridad en la reducción de estos efectos. La presente investigación pretende a través de la utilización de modelos fijos, determinar cuáles factores (aditivos y/o multiplicativos) reducen más la variación medio-ambiental.

La estimación de las diferencias en el uso de factores de ajuste multiplicativos o aditivos permitirá decidir, al momento de hacer estimaciones genéticas, cuál de los dos produce una mayor precisión para la reducción de la variación debido a otras causas. Como consecuencia de lo anterior podrá hacerse una selección más adecuada de los individuos y un mejor uso de los factores de ajuste de acuerdo con las circunstancias de variación propias del hato en estudio.

El objetivo del presente trabajo fué determinar las ventajas comparativas entre los factores de ajuste multiplicativos y aditivos para algunos efectos no genéticos sobre la producción de leche.

REVISION DE LITERATURA

Los factores de ajuste, como se anotó previamente, tienen como finalidad primordial corregir el error medio-ambiental ocasionado por especie, raza, manejo-hato, año, entre otros efectos que causan la sobre-estimación del valor genético de algunos animales y la subestimación de otros.

Falconer (1970) ilustra claramente cómo el fenotipo es una expresión del genotipo y del medio-ambiente; ello indica que a medida que se minimice el efecto de éste último, la valoración fenotípica tendrá una mayor aproximación a la varianza genética de los individuos y como consecuencia los animales que presenten mejor calidad lo serán en virtud de la herencia.

Cundiff; Willham y Pratt (1966) proponen por su parte, para definir el tipo de factor a usar, comparar las medias y las varianzas entre las subclases.

También se ha dedicado un amplio espacio al análisis del tipo de factor de ajuste (aditivos y/o multiplicativos) a emplear en la corrección, para todos y cada uno de los diferentes efectos estudiados. Otros problemas a los que se debe hacer referencia son por ejemplo las interacciones entre parámetros no genéticos; así como el uso de diferentes metodologías que puedan acomodarse a las características del medio (hato) en cuestión. De ahí la importancia de dedicar un análisis más detallado para cada uno de estos tres problemas.

USO DE FACTORES DE CORRECCION MULTIPLICATIVOS Y ADITIVOS

Cundiff; Willham y Pratt (1966) indican cómo al adicionar una constante positiva o negativa a los valores no se altera la varianza dentro de grupos ajustados, mientras que correcciones multiplicativas elevan o bajan la varianza proporcionalmente al factor usado, dependiendo de si este es mayor o menor que uno. Así, los factores aditivos serán más apropiados cuando las desviaciones estándar entre los registros a ajustar y el registro base o punto de referencia, sean iguales y los multiplicativos lo serán cuando los coeficientes de variación sean semejantes. Sus resultados, para peso al destete en ganados Hereford y Angus, muestran que ajustes aditivos son más apropiados para los efectos edad de la madre, estación de parto y tipo de manejo; en tanto que, citando múltiples autores, sostienen que las correcciones multiplicativas deben preferirse para la interacción sexo-tipo de manejo.

Miller (1973) expresa cómo los factores de ajuste pueden ser aplicados ya sea como una cantidad adicional (factores aditivos) o como una constante multiplicativa (factores multiplicativos).

Dalton (1980) agrega además, que en los factores aditivos se añade una cantidad

definida de producción al propio animal y en los multiplicativos lo que se aumenta es una parte proporcional de la producción del animal.

Según Ochoa y Restrepo (1986), para obtener factores de corrección es necesario estimar las producciones promedio para cada grupo establecido; posteriormente se hace una relación entre los promedios de producción de los diferentes grupos, con el grupo al cual se quieren llevar todos los registros.

Otros autores han discutido sobre el uso de factores multiplicativos y/o aditivos así:

Searle y Henderson (1960) reportan que la varianza residual de la interacción hato x edad fué mayor con factores de corrección multiplicativos que con aditivos. Además, diferencias en las varianzas de los factores aditivos frente a la producción del hato, para corrección por edad, fueron pequeñas.

Miller; Lentz y Henderson (1970) recomiendan el uso de factores multiplicativos estacionales para ajustar simultáneamente por edad y mes de parto.

Freeman (1973) propone que el supuesto de si los efectos de la edad sean aditivos o multiplicativos puede ser verificado por el criterio de la varianza de la interacción hato x edad.

En estos y otros estudios se basan Everett; Taylor y Hammond (1982) al recomendar el uso de factores multiplicativos para corregir registros de producción láctea en efectos como mes y edad de parto.

Chauhan (1988) compara factores de corrección aditivos y multiplicativos en registros lecheros de las razas Simmental y Holstein rojo para efectos como pastura, edad y mes de parto. Se indica además que para factores de corrección aditivos, los incrementos o decrecimientos en producción de leche dados por los efectos de un factor medio-ambiental, se asumen como los mismos para todas las vacas; para factores de corrección multiplicativos, los efectos medio-ambientales son asumidos como relativos para unas producciones individuales. Se concluye que las diferencias, en general, fueron despreciables y se recomienda el uso de factores aditivos porque ellos son usados actualmente en la mayoría de programas de mejoramiento, no habiendo razón, por tanto, para el uso de factores multiplicativos.

Martínez; Lee y Linn (1990) recomiendan por su lado el uso de factores de ajuste multiplicativos cuando se trata de corregir para la interacción edad-estación en registros Holstein lecheros; ellos ajustan simultáneamente para ambos efectos.

Fávero et al (1991), trabajando con cerdos Landrace en Brasil, basan la comparación para determinar el tipo de ajuste más preciso en los criterios propuestos por Taylor y Hezel, 1955. Al confrontar dos métodos aditivos con dos multiplicativos, concluyen que un tipo de ajuste multiplicativo es el más práctico para ser usado con

sus datos. Aunque los métodos aditivos son satisfactorios y por consiguiente no deben descartarse.

INTERACCIONES

El problema de las interacciones es que ellas pueden producir sesgos en los estimados de parámetros genéticos, haciendo que muchas veces se enmascaren algunos efectos y que estos u otros no sean considerados.

El tipo de interacción más ampliamente debatida en la literatura es de la edad con otros efectos medio-ambientales. Un vistazo a los problemas básicos relativos a los ajustes por edad en los registros de producción es presentado por Freeman (1973); Hickman (1973); Miller (1973); McDaniel (1973); ellos llaman la atención sobre la necesidad de ajustar únicamente para los efectos de la edad bajo las mismas condiciones medio-ambientales en madurez, sin eliminar los efectos de selección y otros factores.

Ya anteriormente, Miller y Henderson (1968) habían presentado un estudio en el que se halla la interacción edad x estación.

También algunas investigaciones de Miller; Lentz y Henderson (1970), revelan interacción edad x mes de parto y se concluye que debe tenerse cuidado al hacer las agrupaciones de edad dentro de los diferentes meses de parto, tratando de evitar al máximo los sesgos por ajustes inadecuados.

Everett, Taylor y Hammond (1982) hallan igualmente dependencia entre mes y edad de parto para producción de leche.

Wilmink (1987) por su parte estima factores de corrección multiplicativos con un modelo mixto, no pudiendo establecer interacción entre edad y nivel de producción luego de ajustar los registros por edad y mes de parto; aunque sí la había hallado antes de los ajustes.

En un trabajo más reciente, Martínez, Lee y Lin (1990), en Brasil encuentran interacción edad-época de parto, recomendando discriminar la estación de parto para cada grupo de edad. Es decir, las vacas cuyo parto tuvo lugar en la época seca deben ser evaluadas separadamente de aquellas que parieron en época lluviosa.

MÉTODOS DE OBTENCIÓN DE FACTORES DE AJUSTE

En las diferentes regiones del mundo se tienen diversas metodologías para obte-

ner factores de ajuste; la gran mayoría de ellas, sin embargo, son similares entre sí y pueden considerarse como adaptaciones de las tres principales enunciadas por Schmidt y Van Vleck (1976), las cuales son:

1. comparación grosera: ésta utiliza el promedio simple para todas las vacas de cada edad. Se agrupan las vacas de primera lactancia, formando otro grupo con las de segunda lactancia y así sucesivamente; luego se procede a comparar el promedio simple de cada grupo de lactancia con respecto a un grupo establecido como base. Este método está sometido a desviaciones puesto que las vacas más viejas serán generalmente un grupo selecto; por tanto el promedio de estas vacas presenta desviaciones hacia producciones altas y los factores para equivalente maduro de vacas jóvenes mostrarán desviaciones hacia cifras elevadas.
2. comparación duplicada: se basa en la comparación de las producciones de la misma vaca a edades diferentes; luego se promedian estas comparaciones para todas las vacas. Esto puede provocar una desviación en la dirección opuesta al anterior método, puesto que la repetibilidad en el rendimiento de la lactación no es del cien por ciento, ya que solamente cabe esperar que se repita la mitad aproximadamente de la superioridad de una vaca. Al calcular por lo bajo el incremento en la producción con el aumento de edad, los factores para el equivalente adulto pueden ser muy pequeños para vacas jóvenes.

Algunos investigadores han sugerido promediar los factores obtenidos por ambos métodos, a fin de obtener factores de ajuste más exactos,

3. método de « semejanza máxima »: éste resulta teóricamente más exacto puesto que tiene en cuenta la repetibilidad imperfecta entre una y otra lactación, así como la influencia de la selección sobre los registros de las vacas de más edad. En otras palabras, elimina el sesgo que produce la selección en los dos métodos anteriores. Este método consiste en la aplicación de un modelo mixto donde la vaca se toma como un efecto aleatorio y los demás efectos como fijos. Los factores de ajuste se calculan con base en las constantes de ajuste obtenidas por la solución del modelo mixto planteado.

Henderson (1949) y Henderson (1966), presentan las ventajas comparativas del método de semejanza máxima en situaciones donde son usados registros repetidos y es practicada la selección sobre la base del desempeño previo. Este se considera más eficiente puesto que tiene en cuenta la vaca como efecto aleatorio, pues el valor de cría de esta es independiente de su número de lactancias. Es decir, si cabe hacer la distinción, se estaría empleando un modelo mixto; en tanto que el método de los mínimos cuadrados, similar al método de comparación duplicada según Henderson et al (1959), citado por Martínez et al (1990), asume que los efectos peculiares de la vaca son fijos para un año u otro; dicho de otra manera, mediante el empleo de un

modelo fijo, se estaría presumiendo la completa repetibilidad para todas las observaciones.

La discusión en torno a cuál o cuáles son las metodologías más apropiadas para la obtención de factores de ajuste adecuados, sigue planteada; pero hoy en día como puede observarse en la Tabla 1, existe la tendencia a emplear modelos mixtos y el método de semejanza máxima al estimar parámetros no genéticos que afectan las producciones lácteas en las diferentes regiones del mundo, sin que su uso tan generalizado indique que sea el más preciso para todas las situaciones.

Tabla 1. Algunos de los trabajos más notables sobre factores de ajuste en ganado lechero.

Autor	Año	Región	No. Registros-Raza	Modelo	Métodos usados	Tipo de ajuste recomendado	Efectos significativos
Miller <i>et al</i>	1966	USA	24.636-HF	Mixto	ML-PC-GC	Multiplicativo	Edad
Miller-Henderson	1968	USA	1.340.302-HF	Mixto	ML-PC-GC	Multiplicativo	Edad-Estación
Everett <i>et al</i>	1982	Australia	504.063-HF-J-G-A-AMZ-AIS	Mixto	ML	Multiplicativo	Edad-Mes
Chauhan	1988	Alpes	168.480-S-HR	Mixto	ML	Aditivo	Edad-Mes-Pastura-Hato
Martínez <i>et al</i>	1990	Brasil	24.881-HF	Mixto	ML-PC-GC	Multiplicativo	Edad-Estación
Agudelo-Cardona	1991	Colombia	535-HF	Fijo	GC		Edad-Año-Días abiertos-Epoca-Número de parto
Djemali-Berger	1992	Tunez	25.000-HF	Fijo	GC		Región-Hato-Mes-Año

HF: Holstein Freisian. J: Jersey. G: Guernsey. A: Ayrshire. AMZ: Cebú lechero. AIZ: Criollo. S: Simental. HR: Holstein Rojo. ML: Semejanza máxima. PC: Comparación duplicada. GC: Comparación grosera.

MATERIALES Y METODOS

Materiales

Localización

Los datos para la realización del presente estudio fueron tomados del centro de explotación lechera Paysandú de la Facultad de Ciencias Agropecuarias de la Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín. Dicho Centro está ubicado en el corregimiento Santa Elena del Municipio de Medellín; correspondiente, según Espinal, 1985, a una zona ecológica de bosque húmedo Montano Bajo (bh-MB), con una altura de 2600m.s.n.m., temperatura promedio de 12.5°C. y una precipitación promedio de 2500 m.m. anuales.

Descripción de materiales

Se utilizaron 558 registros de lactancia provenientes de 195 vacas Holstein que tuvieron sus partos entre los años 1975-1989 en el ható Paysandú.

Por lactancia se tomó la siguiente información:

- número de la vaca,
- edad en cada uno de los partos. Esta se agrupó de 1-7, obedeciendo a la siguiente clasificación:

- 1: ≤ 32 meses
- 2: 33-45 meses
- 3: 46-58 meses
- 4: 59-71 meses
- 5: 72-84 meses
- 6: 85-97 meses
- 7: ≥ 98 meses

- año de parto,
- previos días abiertos. Estos fueron agrupados en 5 subclases así:

- 1: ≤ 60 días
- 2: 61-100 días
- 3: 101-140 días
- 4: 141-180 días
- 5: > 180 días

Para clasificar las novillas de primer parto dentro de las subclases de días abiertos previos, se tuvo en cuenta el período transcurrido desde el primer calor servido hasta el primer servicio fértil.

- número de partos,
- duración real de la lactancia en días,
- producción real de leche en Kilogramos,
- producción corregida a 305 días,
- época de parto. Cada año se dividió en cuatro épocas de acuerdo a la gráfica mensual de lluvias para los diferentes años en estudio, reportada por Agudelo y Cardona (1991).

Dicha división es como sigue:

- 1: Diciembre a Marzo,
- 2: Abril y Mayo,
- 3: Junio a Septiembre,
- 4: Octubre y Noviembre.

La lactancia real fué corregida a 305 días empleando factores de corrección multiplicativos.

La agrupación de clases y subclases para los diferentes modelos aparece en la Tabla 2.

Tabla 2. Agrupación de las observaciones dentro de las diferentes clases y subclases.

CLASES	SUBCLASES	No. DE OBSERVACIONES
Edad al parto	1	100
	2	154
	3	118
	4	88
	5	52
	6	26
	7	20
Año de parto	1975	16
	1976	25
	1977	29
	1978	36
	1979	41
	1980	39
	1981	50
	1982	41
	1983	47
	1984	51
	1985	52
	1986	46
	1987	39
1988	27	
1989	19	

Continuación Tabla 2.

CLASES	SUBCLASES	No. DE OBSERVACIONES
Número de parto	1	179
	2	136
	3	102
	4	73
	5	45
	6	15
	7	8
Días abiertos	1	62
	2	174
	3	123
	4	82
	5	117
Epoca de parto	1	167
	2	82
	3	203
	4	106

METODOS

Para el procesamiento de la información se usó el programa de los mínimos cuadrados de Harvey (1988). Mediante este se detectó el efecto de diferentes factores no genéticos sobre la producción de leche, trabajando inicialmente con lactancia real (LR) y luego, ante la evidencia del gran efecto representado por la duración de la lactancia, se optó por trabajar con registros corregidos a 305 días. Los modelos planteados inicialmente fueron los siguientes:

Para lactancia real MODELO 1:

$$Y_{ijklmn} = m + A_i + B_j + C_k + D_l + F_m + b_{y/x} + E_{ijklmn}$$

Donde:

Y_{ijklmn} = registro n de lactancia real, a la edad de parto i, en la época j del año k, con número de parto l y m días abiertos previos,

- μ = media de mínimos cuadrados, común a todas las observaciones,
 A_i = efecto de la edad de parto, i varía de 1-7,
 B_j = efecto de la época de parto, j varía de 1-4,
 C_k = efecto del año de parto, k varía de 1-15,
 D_l = número de parto, l varía de 1-8,
 F_m = previos días abiertos, m varía de 1-5,
 $b_{y/x}$ = efecto de la regresión de la duración de la producción de leche (x),
sobre la duración de la lactancia (y),
 E_{ijklmn} = error experimental común a todas las observaciones, $N(0, s^2)$.

Para lactancia corregida a 305 días **MODELO 2:**

$$Y_{ijklmn} = m + A_i + B_j + C_k + D_l + F_m + E_{ijklmn}$$

Donde:

Y_{ijklmn} = registro de lactancia n corregido a 305 días,

Los demás efectos como se denominaron anteriormente.

Para conocer el efecto de algunas interacciones, se plantearon los siguientes modelos:

$$Y_{ijklmn} = m + AB_{ij} + C_k + D_l + F_m + E_{ijklmn}$$

$$Y_{ijklmn} = m + AC_{ik} + B_j + D_l + F_m + E_{ijklmn}$$

$$Y_{ijklmn} = m + A_i + BC_{jk} + D_l + F_m + E_{ijklmn}$$

Donde:

AB_{ij} = $A_i + B_j + (AB)_{ij}$: efecto común a todos los registros en la edad i , época j , donde $(AB)_{ij}$ representa la interacción edad i x época j ,

AC_{ik} = $A_i + C_k + (AC)_{ik}$: Efecto común a todos los registros en la edad i con año de parto k , donde $(AC)_{ik}$ es la interacción edad i x año de parto k ,

BC_{jk} = $B_j + C_k + (BC)_{jk}$: Efecto común a todos los registros en la época j del año de parto k , donde $(BC)_{jk}$ representa la interacción época j x año k .

Los demás efectos, como fueron denominados anteriormente. Todos los efectos descritos en los modelos fueron considerados fijos.

Obtención de los factores de ajuste

De acuerdo a la metodología empleada por Miller et al (1966); Chauhan (1988); Martínez Lee y Lin (1990), los factores de ajuste fueron obtenidos de la siguiente forma:

Factores aditivos

Se tomó la constante de ajuste de los mínimos cuadrados de cada efecto menos la constante de ajuste correspondiente a la subclase que fué tomada como base a la que serían llevados los registros. Esta se escogió inicialmente de acuerdo al nivel de producción máxima. Luego se obtuvieron otros factores usando como base la media de mínimos cuadrados dada por el programa Harvey. Para la subclase tomada como base el factor aditivo fué cero.

Factores multiplicativos

Se elaboraron basados en una relación entre la media de los mínimos cuadrados tomada como base y la media de los mínimos cuadrados para los efectos a ajustar. Donde:

$$FMC_i = \frac{\text{Media de mínimos cuadrados base (MMC}_b)}{\text{Media de mínimos cuadrados del factor a ajustar (MMC}_i)}$$

El subíndice *i* indica la subclase del efecto medioambiental.

Para la escogencia de la base se procedió en las dos formas descritas para los factores aditivos; para dicha base el factor multiplicativo fué 1.00.

Criterios de comparación

Basados en lo que expresa Chauhan (1988), los criterios para juzgar la efectividad de los factores de corrección, tanto multiplicativos como aditivos, fueron los siguientes:

1. efectividad para remover la variación,
2. reducción en la interacción de algunos efectos,
3. comparación de las desviaciones estándar de las diferentes clases corregidas para los distintos efectos.

El procedimiento fué:

Se ajustaron los datos por los factores multiplicativos y aditivos obtenidos; posteriormente se corrió el modelo anteriormente enunciado para lactancia corregida a 305 días teniendo en cuenta los diferentes efectos. Para detectar la variación no removida en los registros corregidos, se utilizaron las relaciones de la tabla F. Se compararon las relaciones de F para los análisis de varianza de los registros ajustados aditiva y multiplicativamente; cuando las F son mayores para un método que para el otro, se considera que este es menos eficiente para la corrección.

Posteriormente se compararon las desviaciones estándar para las distintas clases ajustadas por los factores tanto multiplicativos como aditivos.

La reducción en la interacción de los efectos descritos en el modelo no pudo ser observada para los registros ajustados, puesto que estas interacciones no presentaron significancia estadística ($P \leq 0.05$).

RESULTADOS Y DISCUSION

Factores no genéticos que afectan la producción por lactancia

Para determinar la incidencia de los diferentes efectos medio-ambientales tenidos en cuenta en el presente estudio, se realizaron análisis de varianzas (Tablas 3 y 4). Inicialmente se analizó un modelo (1) en el cual se tuvo en cuenta la lactancia real (LR) como variable dependiente, teniendo los días en lactancia (DL) como covariable (Tabla 3). Además de la significancia de los diferentes efectos se debe resaltar el coeficiente de determinación de 72.2% el cual comparado con el obtenido para la lactancia ajustada a 305 días de duración, 49.7%, indica cómo la duración de lactancia es uno de los efectos de mayor incidencia en la variación de la producción por lactancia. Lo anterior concuerda con los resultados obtenidos por Agudelo y Cardona, 1991, quienes recomiendan trabajar con registros ajustados por duración (DL), ya que en su trabajo encontraron valores similares a los del presente estudio.

Como puede observarse (Tabla 4), los efectos de mayor importancia sobre la variación de la producción corregida a 305 días de duración, modelo (2), fueron los días abiertos (DA), número de parto (NP), año de parto (APA), con un efecto altamente significativo ($P \leq 0.01$) y la edad al parto (ED), así como época de parto (EP) presentaron también significancia estadística ($P \leq 0.05$).

Lo anterior coincide con los reportes de diferentes autores tales como Schmidt y Van Vleck (1976); Costa et al (1984); Everett, Taylor y Hammond (1982); Wilmink (1987); Chauhan (1988); Martínez, Lee y Lin (1990) y Djemali y Berger (1992), quienes en trabajos similares a éste han reportado significancia, fundamentalmente para las mismas causas de variación.

Tabla 3. Análisis de varianza para lactancia real (1).

FACTORES	G.L.	S.C.	C.M.	F
DE	6	8265376.35	1377562.72	2.902 **
APA	14	42680018.25	3048572.73	6.423 **
NP	5	26845816.79	5369163.36	11.312 **
DA	4	2961737.53	740434.38	1.560 N.S.
EP	3	5285849.07	1761949.69	3.712 *
DL	1	157802484.32	157802484.32	332.474 **
ERROR	524	248706754.95	474631.21	
TOTAL	558	894200825.94		

$$R^2 = 72.2\% \quad \bar{X} = 5586.99\text{kg} \quad \sigma = 1267.04 \quad CV = 12.33\%$$

Tabla 4. Análisis de varianza para lactancia corregida a 305 días (Modelo 2).

FACTORES	G.L.	S.C.	C.M.	F
DE	6	7119058.10	1186509.68	2.581 *
APA	14	34537462.39	2466961.60	5.366 **
NP	5	25542405.78	5108481.16	11.112 **
DA	4	15317708.70	3829427.17	8.330 **
EP	3	4997954.05	1665984.68	3.624 *
ERROR	525	241364401.91	459741.72	
TOTAL	558	840692981.00		

$$R^2 = 49.7\% \quad \bar{X} = 5304.53\text{kg} \quad \sigma = 927.84 \quad CV = 12.78\%$$

N.S.: No significativo

* : Significativo ($P \leq 0.05$)** : Altamente significativo ($P \leq 0.01$)

Con el propósito de definir cuáles de las subclases fueron más determinantes para producir la significancia del respectivo efecto, se establecieron los contrastes ortogonales correspondientes (Ver anexos), encontrándose lo siguiente:

Para la edad al parto, en el presente estudio, el efecto está dado básicamente por la alta producción de la edad 7 (6651.5Kg) frente a las demás.

La significancia del efecto días abiertos (Anexo, Tabla 3) está representada por la baja producción en la subclase 1 (5132.8Kg) y la alta producción para la subclase 5 (5778.4Kg), no presentándose diferencia entre las subclases restantes (2,3 y 4), pero sí de estas frente a la uno y a la cinco. Para el efecto época de parto se halló que las subclases 1 y 3 son diferentes entre sí, siendo las de menor (5322.0Kg) y mayor producción (5555.2Kg) respectivamente; es de aclarar que la época 1 (Dic-Mar) presenta la menor precipitación del año, en tanto que la 3 (Jun-Sept) es una época de lluvias moderadas; las subclases 2 y 4, épocas de alta precipitación, no ofrecen diferencias frente a las demás.

Se analizaron además algunas posibles interacciones en los efectos antes descritos, con los siguientes propósitos:

Pudiera ser que las vacas de determinado grupo de edad fueran afectadas en forma distinta por los diferentes años y épocas, es decir que vacas jóvenes por ejemplo produzcan más leche en unos años y las más viejas en otros años o como reporta Martínez, Lee y Lin (1990), que las novillas respondan mejor a algunas épocas y las vacas maduras a otras. Por último se pensó que las épocas podrían afectar en forma diversa la producción dentro de los distintos años analizados, o sea que las épocas de sequía o de lluvias sean más críticas para unos años que para otros. Visto lo anterior se plantearon las interacciones edad x año, edad x época y época x año, verificándose que ninguna de ellas presenta incidencia sobre la producción por lactancia en el hato. Como consecuencia de estos resultados, no pudo ser estudiada la reducción de algunas interacciones con los factores multiplicativos y/o aditivos.

FACTORES DE AJUSTE

Uso de factores aditivos

Inicialmente se escogió el nivel de máxima producción de cada efecto como base para obtener los factores de ajuste de cada una de las subclases. Luego de realizar los ajustes por los efectos hallados significativos, se procedió a correr nuevamente el modelo (2) planteado. Los resultados aparecen en la Tabla 5.

Puede observarse que el R^2 para el modelo es < 0.01 y la relación de F para todos los efectos analizados fué < 0.01 . Ello indica que la corrección por todos y cada uno de los factores medio-ambientales fué hecha acertadamente y una vez elaborado éste ajuste dichos factores ya no tienen ninguna influencia sobre la producción; así, esta podrá deberse más a los efectos genéticos y las vacas que presenten superioridad serán mejores en virtud de la herencia (Falconer, 1970).

Al observar la media de producción en el modelo ajustado, (Tabla 5) ésta aparece un poco elevada por cuanto se ajustó a los niveles de máxima producción. Esto no es inconveniente puesto que la corrección se hace con fines comparativos y para factores de corrección aditivos, los incrementos o decrecimientos en producción de leche dados por los efectos medio-ambientales, se asumen como los mismos para todas las vacas (Chauhan, 1988). Además a las vacas, con estos factores, lo que se les agrega es una cantidad definida de producción (Dalton, 1980). Valga decir que este sería el promedio de producción si los animales tuvieran sus partos en la mejor época del mejor año, con un número de días abiertos previos óptimo y a una edad madura.

Tabla 5. Análisis de varianza para datos ajustados aditivamente al nivel de máxima producción.

FACTORES	GL	S.C.	C.M.	F
ED	6	11.82	1.97	0.000
APA	14	36.49	2.61	0.000
NP	5	8.97	1.79	0.000
DA	4	41.09	10.27	0.000
EP	3	40.36	13.45	0.000
ERROR	525	241364401.91	459741.72	
TOTAL	558	241364597.21		

$$R^2 = <0.01\% \quad \bar{X} = 8033.27 \quad \sigma = 658.27 \quad CV = 8.44\%$$

Con el propósito de comparar los factores de ajuste aditivos obtenidos en esta investigación para el nivel de máxima producción y las constantes de ajuste propuestas por el programa de mínimos cuadrados de Harvey (μ) (1988), se corrigieron los registros por estas y se volvió a hacer un análisis de varianza para el modelo (Tabla 6).

En éste puede verse como al correr nuevamente el modelo, el R^2 y los valores de F también dan 0.00 en tanto que la media (5466.3Kg) es similar a la real (5586.9Kg) y la desviación estándar continúa siendo 658.27 lo cual indica que, al emplear factores de ajuste aditivos, la varianza es independiente del valor usado como base para corregir los registros y que, al adicionar una constante positiva o negativa a los valores no se altera la varianza dentro de un grupo ajustado (Cundiff; Willham y Pratt, 1966).

TABLA 6. Análisis de varianza para datos ajustados aditivamente a la producción media.

FACTORES	GL	S.C.	C.M.	F
ED	6	11.82	1.97	0.000
APA	14	36.49	2.61	0.000
NP	5	8.97	1.79	0.000
DA	4	41.09	10.27	0.000
EP	3	40.36	13.45	0.000
ERROR	525	241364401.91	459741.72	
TOTAL	558	241364597.21		

$$R^2 = <0.01\% \quad \bar{X} = 5466.27 \quad \sigma = 658.27 \quad CV = 12.40\%$$
Uso de factores multiplicativos

Al ajustar multiplicativamente al nivel de máxima producción para cada subclase y hacer el análisis de varianza, (Tabla 7) se observa que el R^2 para el modelo es 0.6% lo que indica un efecto residual muy pequeño de los factores medio-ambientales analizados sobre la producción ajustada. Estos efectos aparecen discriminados en la relación de F, la cual corrobora que pueden ser despreciables puesto que la mayor F residual está dada para la época de parto (0.101), sin ninguna significancia estadística.

Tabla 7. Análisis de varianza para datos ajustados multiplicativamente al nivel de máxima producción.

EFFECTOS	GL	S.C.	C.M.	F
ED	6	369230.14	61538.36	0.052
APA	14	1095715.83	78265.42	0.067
NP	5	279361.65	55872.33	0.047
DA	4	377319.06	94329.77	0.080
EP	3	355767.84	118589.28	0.101
ERROR	525	617574883.22	1176333.11	
TOTAL	558	621276931.45		

$$R^2 = 0.6\% \quad \bar{X} = 8510.13Kg \quad \sigma = 1056.12 \quad CV = 12.74\%$$

Es de anotar también que este es el modelo ajustado que mayor desviación estándar presenta (1056.12), esto ratifica las afirmaciones de Searle y Henderson, 1960 y Cundiff, Willham y Pratt (1966) quienes expresan cómo al ajustar multiplicativamente se amplía la varianza dentro de grupos.

Igual que para el caso anterior, se obtuvieron factores de ajuste multiplicativos entre la media de mínimos cuadrados y la media de la subclase a ajustar. Una vez ajustados los datos se hizo el análisis de varianza que aparece en la Tabla 8. El $R^2 = 1.1\%$ quedando un pequeño efecto residual especialmente para el factor medio-ambiental días abiertos previos. Siendo rigurosos en la comparación de este análisis con el modelo inmediatamente anterior (Tabla 7), puede comprobarse cómo en éste caso la reducción de la variación no fué tan completa como en el caso anterior pues en este existen relaciones de F ligeramente superiores.

Tabla 8. Análisis de varianza para datos ajustados multiplicativamente a la producción media.

EFFECTOS	GL	S.C.	C.M.	F
ED	6	88991.64	14831.94	0.031
APA	14	494944.06	35353.15	0.074
NP	5	321312.70	64262.54	0.134
DA	4	600002.85	150000.71	0.313
EP	3	147383.68	49127.89	0.102
ERROR	525	251853683.23	479721.30	
TOTAL	558	254629980.98		

$$R^2 = 1.1\% \quad \bar{X} = 5429.31Kg \quad \sigma = 676.13 \quad CV = 12.76\%$$

COMPARACION ENTRE FACTORES DE AJUSTE

Con base en las relaciones de F

Como se indicó anteriormente, se tomó la relación entre varianzas (F calculada) como criterio para comparar la reducción en la variación que es producida por un determinado tipo de ajuste. Al observar en la Tabla 9 se aprecia cómo en general los factores multiplicativos presentan una relación de F mayor que los aditivos. No obstante que las relaciones son de bajo valor y no existe significancia estadística de los efectos, estas nos sirven al momento de comparar y entrar a decidir cuál de los dos tipos de corrección presenta mayores ventajas. Lo anterior significa que para

factores de ajuste multiplicativos queda una pequeña variación sin remover después de hacer la corrección con estos, en tanto que para los factores aditivos dicha relación es nula.

Al comparar los factores multiplicativos obtenidos teniendo como base el nivel de máxima producción y los obtenidos al tomar como base la media de mínimos cuadrados estimada, se puede observar cómo estos últimos son más ineficientes, pues las relaciones de F son mucho mayores para casi todos los efectos (Tabla 9), lo cual indica una persistencia en la variación que no es removida por el factor de ajuste.

Tabla 9. Comparación de las relaciones F a los niveles de máxima y media producción para factores de ajuste aditivos y multiplicativos.

EFECTO	RELACIONES DE F				
	NIVEL DE PRODUCCION:	MAXIMA		MEDIA	
	FACTOR DE AJUSTE:	ADIT.	MULT.	ADIT.	MULT.
Edad		0.000	0.052	0.000	0.031
Año		0.000	0.067	0.000	0.074
No. parto		0.000	0.047	0.000	0.134
Días abiertos		0.000	0.080	0.000	0.313
Epoca		0.000	0.101	0.000	0.102
R ²		0.000	0.006	0.000	0.011

Tabla 10. Medias y desviaciones estándar para producción por lactancia en registros sin ajustar y ajustados aditiva o multiplicativamente.

TIPO DE REGISTRO	MEDIA	D.S.(\bar{O})	CV (%)
Lactancia real	5586.99	1267.04	22.68
Lactancia a 305 días	5304.53	927.84	17.49
Nivel de máxima producción	8033.27	658.27	8.19
Aditivo	8510.13	1056.12	12.41
Multiplicativo	5466.27	658.27	12.04
Nivel de media producción	5429.31	676.12	12.45
Aditivo			
Multiplicativo			

Tabla 11. Desviaciones estándar para las subclases base y los registros a ajustar.

SUBCLASE	D.S (Ö)
Edad base	319.00
Promedio demás edades	144.00
Año base	107.55
Promedio demás años	117.13
Número de parto base	112.00
Promedio demás partos	170.20
Días abiertos base	61.93
Promedio demás DA	64.29
Epoca base	46.00
Promedio demás épocas	57.00

Con la base de datos analizada, los factores de ajuste aditivos ofrecen un mejor comportamiento que los multiplicativos teniendo como referencia la relación de F, para todos y cada uno de los efectos estudiados. Esto concuerda con los resultados obtenidos por Chauhan, 1988, quien halla pequeñas diferencias a favor de los factores aditivos, aunque podrían ser despreciables; sin embargo recomienda su uso por la utilización práctica en las regiones Alpinas donde se desarrolló el trabajo.

Comparación de desviaciones estándar

Las desviaciones estándar y medias para datos ajustados aditiva o multiplicativamente (Tabla 10), cuando se usó como base la media de mínimos cuadrados, no presentan diferencias entre sí, observándose que ambos tipos de ajuste bajan la varianza entre grupos si se les compara con las lactancias sin ajustar.

Al tomar como base el nivel de máxima producción, la desviación estándar se incrementa para factores de ajuste multiplicativos y permanece igual para factores aditivos siendo mayor y menor respectivamente que la desviación estándar para lactancia a 305 días (L305)

Sugiere esto un mejor comportamiento de los factores de ajuste aditivos. Resultados similares son reportados por Searle y Henderson, 1960, quienes expresan cómo las diferencias de las varianzas para corrección por edad fueron pequeñas con los factores de ajuste aditivos. Cundiff; Willham y Pratt (1966), hallan mejor comportamiento de los factores de corrección aditivos para los efectos edad de la madre y estación de parto sobre peso al destete en ganados Hereford y Angus. Chauhan (1988) con registros de producción láctea en ganados Simmental y Holstein rojo, establece también pequeñas diferencias a favor de los factores de corrección

aditivos, concluyendo que estas no son significativas. Fávero et al (1991) trabajando con cerdos Landrace en Brasil, concluyen que un tipo de ajuste multiplicativo es el que mejor comportamiento tiene con sus datos, al medir el espesor de grasa dorsal; aunque los dos métodos aditivos usados ofrecen, así mismo, resultados satisfactorios y otro método multiplicativo es descartado por ofrecer medias y varianzas muy diferentes a los anteriores y a las medidas observadas.

De acuerdo con Dalton (1980), la manera de escoger entre un factor de ajuste aditivo y multiplicativo, es por medio de la comparación de las desviaciones estándar del registro base y los registros a ajustar. En la presente investigación, podemos observar (Tabla 11), cómo en algunos de los efectos, principalmente en aquellos donde se hizo un ajuste multiplicativo y las relaciones de F fueron mayores, hay diferencias marcadas entre las desviaciones estándar del registro base y de los registros a ajustar, hallándose que la varianza dentro de grupos siempre se incrementó con los factores multiplicativos y no varió cuando se usaron factores aditivos.

CONCLUSIONES

1. De acuerdo con los criterios de comparación establecidos, los factores de ajuste aditivos resultan ligeramente más eficientes en reducir la variación que los factores de ajuste multiplicativos.
2. Los factores de ajuste multiplicativos obtenidos al tomar como base el nivel de máxima producción son más efectivos que los obtenidos teniendo como base la media de mínimos cuadrados.
3. Para efectos prácticos de uso de factores de ajuste, de acuerdo con la base de datos analizada en ésta investigación, puede trabajarse tanto con factores de ajuste aditivos como multiplicativos, puesto que las diferencias entre ellos no son muy marcadas.
4. La decisión sobre la eficiencia o ventajas de factores de ajuste aditivos o multiplicativos debe tomarse de acuerdo con las particularidades de la base de datos sujeta a estudio.

BIBLIOGRAFIA

AGUDELO VELEZ, José Javier y CARDONA JIMENEZ, Jaime Alejandro. Algunos factores no genéticos que afectan la producción por lactancia en un hato Holstein. Medellín, 1991. 56 p. Tesis (Zootecnistas). Universidad Nacional de Colombia. Facultad de Ciencias Agropecuarias.

- COSTAN., P. R. et al. Factores genéticos e de meio na produção de leite do rebanho leiteiro da Universidade Federal de Viçosa, Estado de Minas Gerais. En: Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia. Vol. 13, No. 3 (mai.-jun., 1984); p. 334-346.
- CUNDIFF, L. V.; WILLHAM, R. L. and PRATT, Charles A. Additive versus multiplicative correction factors for weaning weight in beef cattle. En: Journal of Animal Science. Vol. 25, No. 3 (aug., 1966); p. 983-987.
- CHAUHAN V., P. S. Additive vs multiplicative precorrections of dairy records for some environmental effects in sire evaluation. En: Journal of Dairy Science. Vol. 71, No. 1 (jan., 1988); p. 195-203.
- DALTON, D. S. Introducción a la genética animal práctica. Zaragoza: Acribia, 1980. 168 p.
- DJEMALI M. and BERGER P. J. Yield and reproduction characteristics of friesian cattle under North African condition. En: Journal of Dairy Science. Vol. 75, No. 12 (dec., 1992); p. 3568-3575.
- ESPINAL T., Luis Sigifredo. Geografía ecológica del departamento de Antioquia : zonas de vida, formaciones vegetales del departamento de Antioquia. En: Revista Facultad Nacional de Agronomía Medellín. Vol. 38, No. 1 (jun, 1985); p. 80.
- EVERETT, R. W.; TAYLOR, J. F. and HAMMOND, K. Mixel model estimation of age and month of calving adjustment factors for milk and butterfat yields of New South Wales dairy cattle. En: Australian Journal of Agricultural Research. Vol. 33, No. 4 (sep., 1982); p. 731- 741.
- FALCONER, D. S. Introducción a la genética cuantitativa. 10 ed. México : Continental, 1970. 430 p.
- FAVERO, Jerónimo A. et al. Factores de ajuste da espessura de toucinho de suínos para 90 kg de peso vivo. En: Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia. Vol. 20, No. 1 (jan.-fev., 1991); p. 33-39.
- FREEMAN, A. E. Age adjustment of production records : history and basic problems. En: Journal of Dairy Science. Vol. 56, No. 7 (jul.,1973); p. 941-946.
- HARVEY, W. R. Users guide for LSMLMW PC-1 versión; mixed model least-squares and maximum likelihood computer program, s.l.: s.n., 1988; 59 p.
- HENDERSON, C. R. Estimates of environmental trend and biases resulting from error in age factors and repeatability. En: Journal of Dairy Science. Vol. 49, No. 1 (jan., 1966); p. 65-73.

- . Estimation in changes in herd environment. En: *Journal of Dairy Science*. Vol. 32, No. 8 (aug., 1949); p. 706.
- et al. The estimation of genetic and environmental trends from records subjected to culling. En: *Biometrics*. No. 15, 1959; p. 192. Citado por MARTINEZ, M. L.; LEE, A. J. and LIN, C. Y. Adjustment factors by maximum likelihood, gross comparisons, and paired comparisons. En: *Journal of Dairy Science*. Vol. 73, No. 3 (mar., 1990); p. 819-825.
- HICKMAN, C. G. Herd-level methods for age adjustment of milk yields. En: *Journal of Dairy Science*. Vol. 56, No. 7 (jul., 1973); p. 947-951.
- McDANIEL, B. T. Merits and problems of adjusting to other than mature age. En: *Journal of Dairy Science*. Vol. 56, No. 7 (jul., 1973); p. 959-967.
- MARTINEZ, M. L.; LEE, A. J. and LIN, C. Y. Adjustment factors by maximum likelihood, gross comparisons, and paired comparisons. En: *Journal of Dairy Science*. Vol. 73, No. 3 (mar., 1990); p. 819-825.
- MILLER, Paul. A recent study of age adjustment. En: *Journal of Dairy Science*. Vol. 56, No. 7 (jul., 1973); p. 952-958.
- and HENDERSON, C. R. Season age correction factors by maximum likelihood. En: *Journal of Dairy Science*. Vol. 51, No. 6 (jun., 1968); p. 958.
- ; LENTZ, W. E. and HENDERSON, C. R. Joint influence of month and age of calving on milk yield of Holstein cows in the Northeastern United States. En: *Journal of Dairy Science*. Vol. 53, No. 3 (mar., 1970); p. 351-357.
- ; et al. Maximum likelihood estimates of age effects. En: *Journal of Dairy Science*. Vol. 49, No. 1 (jan., 1966); p. 65.
- OCHOA GOMEZ, Juan Diego y RESTREPO ESTRADA, Fernando. Factores no genéticos que más inciden sobre la variación en la producción por lactancia. Medellín, 1986. 80 p. Seminario (Zootecnia). Universidad Nacional de Colombia. Facultad de Agronomía.
- SCHMIDT, G. H. and VAN VLECK, L. D. Bases científicas de la producción lechera. 3 ed. Zaragoza : Acribia, 1976. 583 p.:il.
- SEARLE, S. R. and HENDERSON, C. R. Judging the effectiveness of age-correction factors. En: *Journal of Dairy Science*. Vol. 43, No. 7 (jul., 1960); p. 966.

TAYLOR, J. M. and HEZEL, L. N. The growth curve of pigs between 134 and 174 days of age. En: *Journal of Animal Science*. Vol. 14, No. 4 (nov., 1955); p. 1113-1139.

WILMINK J., B. M. Adjustment of lactation for age at calving in relation to level of production. En: *Livestock Production Science*. Vol. 16, No. 4 (jun., 1987); p. 321-334

ANEXO 1.

Tabla 1. Factores de ajuste para el efecto edad al parto.

EDAD	Base: Producción máxima Media de mínimos cuadrados			
	ADIT	MULT	ADIT	MULT
1 (≤ 32 meses) a	+1597	1.32	+411	1.08
2 (33-45 mes) a	+1564	1.31	+378	1.07
3 (46-58 mes) a	+1517	1.30	+331	1.06
4 (59-71 mes) a	+1352	1.26	+166	1.03
5 (72-84 mes) a	+1129	1.20	- 57	0.99
6 (85-97 mes) a	+1143	1.21	- 43	0.99
7 (≥ 98 meses) b	0	1.00	-1186	0.82

Las subclases con letra diferente entre sí difieren significativamente ($p \leq 0.01$)

Tabla 2. Factores de ajuste para el efecto año de parto.

Base AÑO	Producción Máxima			
	ADIT	MULT	ADIT	MULT
1975	+653	1.12	+197	1.04
1976	+628	1.12	+171	1.03
1977	+414	1.08	- 43	0.99
1978	+387	1.07	- 70	1.04
1979	+685	1.13	+228	1.00
1980	+478	1.09	+ 21	0.97
1981	+279	1.05	-178	0.96
1982	+201	1.04	-256	1.00
1983	+499	1.09	+ 42	1.08
1984	+858	1.17	+401	0.99
1985	+415	1.08	-42	0.94
1986	+ 94	1.02	-363	0.92
1987	0	1.00	-457	0.97
1988	+277	1.05	-180	1.10
1989	+990	1.20	+533	

Tabla 3. Factores de ajuste para el efecto días abiertos.

Base CLASE D.A	Producción Máxima		Media de mínimos cuadrados	
	ADIT	MULT	ADIT	MULT
1 (≤ 60 días)	+646	1.13	+333	1.06
2 (61-100 días)	+358	1.07	+ 45	1.00
3 (101-140 días)	+243	1.04	- 70	0.99
4 (141-180 días)	+318	1.06	+ 5	1.00
5 (>180 días)	0	1.00	-313	0.95

Tabla 4. Factores de ajuste para el efecto número de parto.

Base No. Parto	Producción Máxima		Media de mínimos cuadrados	
	ADIT	MULT	ADIT	MULT
1	+1034	1.21	+512	1.10
2	+ 326	1.06	+196	0.97
3	0	1.00	-522	0.91
4	+168	1.03	-354	0.94
5	+351	1.06	-171	0.97
6	+1253	1.26	+731	1.15

Tabla 5. Factores de ajuste para el efecto época de parto.

Base Epoca	Producción Máxima		Media de mínimos cuadrados	
	ADIT	MULT	ADIT	MULT
1 (dic-mar)	+233	1.04	+144	1.03
2 (abr-may)	+ 54	1.01	- 35	0.99
3 (jun-sep)	0	1.00	- 89	0.98
4 (oct-nov)	+69	1.01	- 20	1.00