

4. RESULTADOS Y DISCUSION

4.1. Algunas Limitaciones Encontradas.

Analizando la información recolectada, se encontró que de los 83 ca sos seleccionados, sólo 43 o sea el 52%, presentaban utilización de los tres tipos de mano de obra considerados (asalariada, cambiada y familiar). Si se tiene en cuenta que el método de análisis es un modelo recursivo donde interactúan los tres tipos de mano de obra identificados, el hecho de presentar algunas explotaciones sólo uno o dos tipos de mano de obra introduce al sistema distorsiones, reflejándose en coeficientes de variación muy altos. Ante esta circunstancia, se decidió, aplicar la metodolo gía propuesta sólo a las 43 unidades muestrales (agricultores) que utili zaron los tres tipos de mano de obra.

Para tal fin se empezó por establecer si realmente los dos grupos de agricultores empíricamente escogidos, en realidad eran diferentes desde el punto de vista estadístico respecto a la variable uso de mano de obra total y parcial por hectárea, o por el contrario provenían de una misma población. Dicha comprobación resulta fundamental ya que de hecho prueba la primera hipótesis del estudio y determina si la metodología pro puesta debe ser aplicada a cada grupo separadamente o por el contrario a los dos grupos unidos.

Para tal fin se escogió la prueba de t para diferencia de medias, y

con poblaciones diferentes, como la prueba estadística a utilizar, dado su poder y la no limitación por el número de casos en cada grupo.

Los resultados se presentan a continuación:

a) Para el uso de mano de obra familiar:

Hipótesis nula: $H_0 : \bar{X} \text{ Grupo 1} = \bar{X} \text{ Grupo 2}$

Hipótesis alternativa $H_a : \bar{X} \text{ Grupo 1} \neq \bar{X} \text{ Grupo 2}$

Donde \bar{X} Grupo i = media en cuanto al uso de mano de obra familiar/ H_a .

Si $\bar{t} \text{ tabla} < t \text{ calculada} < t \text{ tabla}$ entonces H_0 debe aceptarse.

Para el caso encontramos que:

$T \text{ calculado} = 0.29296$

$t \text{ tabla} = 2.0210 = t^*(42, 0.05)$

Por lo tanto: $0.29296 < 2.0210$ lo cual nos lleva a aceptar H_0 , de no diferencias entre las medias de los dos grupos.

b) Para el uso de mano de obra cambiada:

Siguiendo el mismo procedimiento anterior se encontró que:

$t \text{ calculado} = 0.86831$

$t \text{ tabla} = 2.0640 = t^*(24, 0.05)$

Por tanto: $0.86831 < 2.0640$ lo cual sugiere que no hay diferencia entre las medias de los grupos escogidos.

c) Para el uso de mano de obra asalariada:

$$t \text{ calculado} = -2.5497$$

$$t \text{ tabla} = -2.0480 = t^*(28, 0.05)$$

$$\text{Por tanto: } -2.5497 < -2.0480$$

Lo anterior muestra que hay diferencia significativa entre los grupos en cuanto a mano de obra asalariada al nivel del 5%.

Efectuada la prueba para un nivel del 1% se encontró que ya no había diferencias significativas.

Sin embargo, se decidió efectuar la prueba respecto al uso de la mano de obra total utilizada por hectárea. Dicha prueba demostró que no había diferencia significativa entre los dos grupos al uno ni al cinco por ciento.

Con los resultados anteriores se decidió considerar que no había evidencia para pensar en diferentes poblaciones, reduciéndose entonces el estudio a una sola población.

4.2. Evaluación de las Hipótesis Propuestas.

4.2.1. En cuanto a la primera hipótesis, por el hecho de no haber encontrado diferencias significativas entre las medias de uso de mano de obra total por hectárea, se rechaza, aceptándose que los agricultores que atiende el ICA directa e indirectamente presentan igualdad en cuanto al uso de mano de obra total/hectárea.

4.2.2. Respecto a la segunda hipótesis (entre menos recursos productivos tenga el agricultor menos mano de obra asalariada utilizará, respecto al uso total de mano de obra), se encontró que el uso de mano de obra asalariada está correlacionado positivamente con el tamaño de la finca (TA-FINC) pero no así el capital en efectivo que posee la familia (CAPITAL), el cual aparece con signo de correlación negativo, aún cuando dicho coeficiente no es significativo. En cuanto al uso de mano de obra familiar (NJFAM), éste presenta coeficientes positivos y relativamente pequeños en relación con el uso de mano de obra asalariada y al capital en efectivo anual de la familia (CAPITAL). Sin embargo en relación con el tamaño de la finca dicho coeficiente alcanza un mayor valor y se vuelve significativo al nivel del 5%. Ver Tabla 10.

TABLA 10. Matriz de correlación.

	NJASAL	TA-FINC	CAPITAL	NJFAM
NJASAL	1.000000 (0.0000)	0.605214 (0.0014)**	-0.286635 (0.1648)N.S.	0.264664 (0.2091)N.S.
TA-FINC	0.605214 (0.0014)**	1.000000 (0.0000)	-0.214214 (0.3038)N.S.	0.448907 (0.0263)*
CAPITAL	-0.286635 (0.1648)N.S.	-0.214214 (0.3028)N.S.	1.000000 (0.0000)	0.318032 (0.1312)N.S.

** Significativo al 1%

* Significativo al 5%

N.S. No significativo.

Los números entre paréntesis denota el nivel de significancia del coeficiente de correlación.

Donde:

NJASAL = Número de jornales asalariados usados en la parcela de maíz-fríjol.

AREA = Area de la parcela de maíz-fríjol.

CAPITAL = Capital en efectivo con que cuenta la familia en el año.

Lo anterior puede interpretarse como que la familia que tiene que alquilar su mano de obra es aquella que el tamaño de su finca no le permite ocuparla totalmente. De otra parte el uso de mano de obra asalariada aparecería independiente del capital familiar (recuérdese que en zonas minifundistas éste es muy limitado). Sin embargo el uso de mano de obra asalariada aparecería sólo en el caso en que la mano de obra familiar no fuera suficiente para efectuar determinadas labores del cultivo. En resumen no hay suficiente evidencia para probar la segunda hipótesis ya que el uso de mano de obra familiar aparece como la diferencia entre el promedio de mano de obra necesaria para una actividad y el promedio de mano de obra familiar disponible.

4.2.3. En cuanto a la hipótesis tres (existen diferencias entre las productividades marginales de los tres tipos de mano de obra utilizados, en general se espera que la productividad marginal de la mano de obra familiar sea mayor en su orden a la productividad marginal de la asalariada y de la cambiada), su prueba se efectuó según el modelo propuesto (función de producción de Cobb-Douglas).

Sin embargo se encontraron para diferentes corridas (ver apéndice), coeficientes de determinación (R^2) muy bajos y en general la significancia estadística de los coeficientes de la función fue superior al 10%, lo cual mostraba una situación poco normal ya que investigaciones anteriores encontraron un buen ajuste en este tipo de función.

Se procedió entonces a analizar detenidamente la información y se supuso que el área sembrada de maíz-fríjol era más o menos constante, independientemente del tamaño de la finca.

Con el fin de probar lo anterior se decidió analizar la correlación entre el tamaño de la finca (TA-FINC) y el porcentaje de ella cultivada en maíz-fríjol (PARESB). Ver Tabla 11.

TABLA 11. Matriz de correlación (tamaño de la finca - % de la finca cultivada en maíz-fríjol).

	TA-FINC	PARESB
TA-FINC	1.000000 (0.0000)	- 0.478418 (0.0044) **
PARESB	-0.478418 (0.0044)**	1.000000 (0.0000)

** Altamente significativo al nivel del 1%.

El número entre paréntesis indica la probabilidad.

Donde:

TA-FINC = Tamaño de finca

PARESB = % de la finca cultivada en maíz-fríjol.

Como se observa, existe una correlación fuerte y negativa entre las dos variables analizadas y su coeficiente es altamente significativo.

Tal situación presentaba dos posibles interpretaciones:

- a) A medida que aumenta el tamaño de la finca, PARESB es constante.
- b) A medida que aumenta el tamaño de la finca, PARESB efectivamente disminuye.

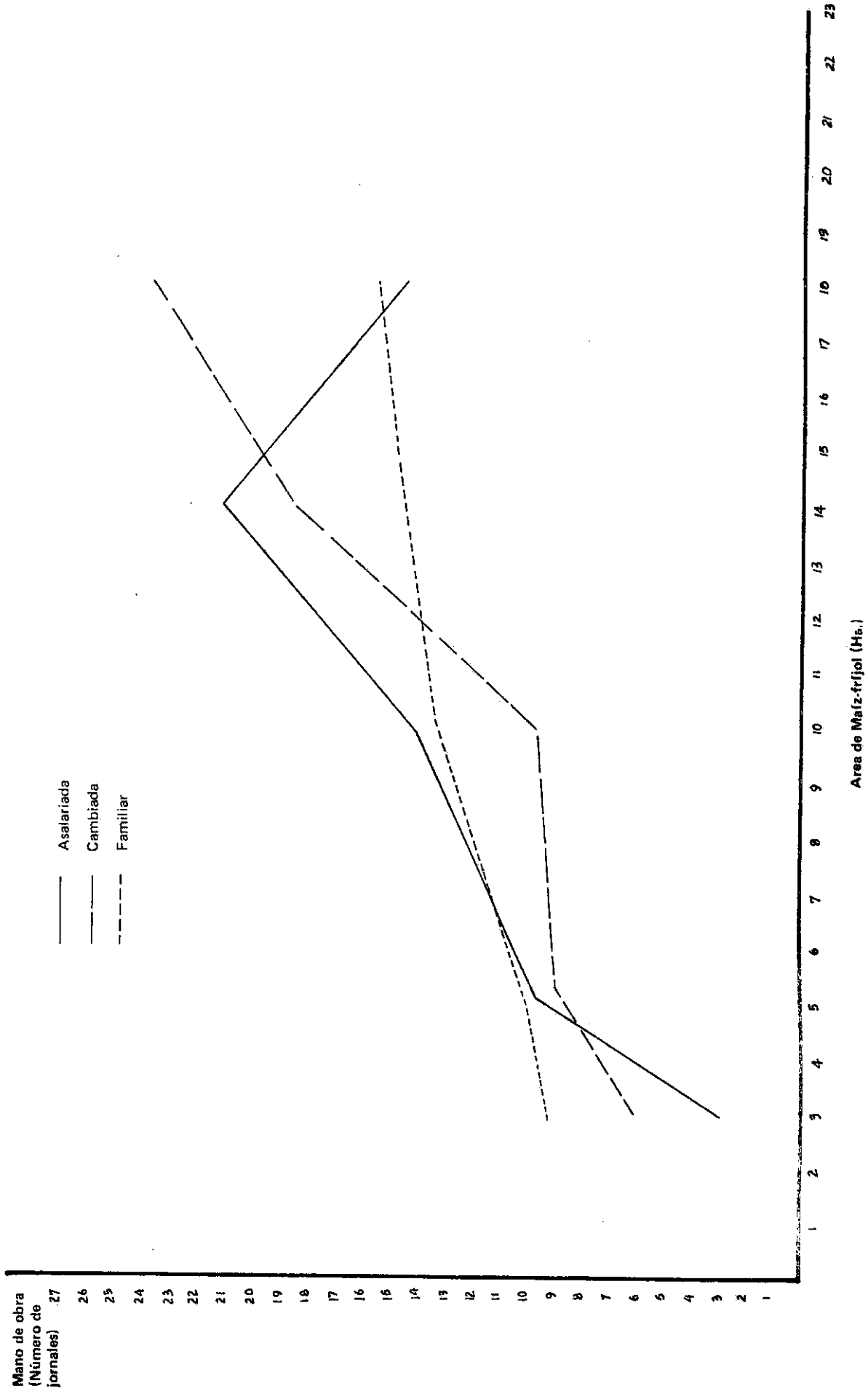
Sin embargo, cualquiera que fuera la interpretación aceptada, explicaba en parte la falta de ajuste en la función ya que debe encontrarse un área promedio de maíz-fríjol a la cual el agricultor asignará preferencialmente sus recursos, pues su cultivo aseguraría la cantidad necesaria de maíz-fríjol para satisfacer su consumo familiar (cultivo de subsistencia), más allá de esta área se presentaría poco interés en su cultivo, lo cual llevaría a una desviación de recursos, específicamente de mano de obra, del cultivo maíz-fríjol hacia otras actividades.

Con la anterior consideración se procedió a determinar el área promedio de maíz-fríjol hasta donde el agricultor asigna en forma normal sus recursos, en este caso, específicamente mano de obra.

En la Figura 1 se observa que a un nivel aproximado de 1.4 hectáreas de maíz-fríjol, el uso de mano de obra asalariada presenta una caída fuerte, indicando posiblemente que su intensidad de uso es desviado hacia otras actividades.

En cuanto a la mano de obra familiar ésta presenta un uso aproximadamente constante a lo largo del eje horizontal. Sin embargo el uso de

FIGURA 1. Uso de los distintos tipos de mano de obra para los diferentes predios de maíz-frijol. Oriente de Cundinamarca.



mano de obra cambiada empieza a crecer suavemente, para incrementarse muy fuerte a partir de aproximadamente 1 hectárea del cultivo.

La situación encontrada plantea la necesidad de considerar la asignación del recurso mano de obra en la explotación de maíz-fríjol. Con este fin se decidió que 1.4 hectáreas era el promedio buscado en base a la situación más o menos normal que presenta el uso de mano de obra asalariada hasta este nivel. Ver Figura 1.

Efectuada la separación de las explotaciones con áreas de maíz-fríjol iguales o inferiores a 1.4 hectáreas, se encontró que 25 formularios cumplían con la especificación, por lo cual la prueba de la hipótesis número tres se efectuó con este número de casos, encontrándose después de varias corridas (ver apéndice), el siguiente modelo de función:

$$Y = 3.15086 T \quad \begin{array}{c} 0.754 \\ (0.0003) \\ ** \end{array} \quad \begin{array}{c} 0.310 \\ (0.0452) \\ * \end{array} \quad \begin{array}{c} 0.032 \\ (0.7364) \\ \text{N.S.} \end{array} \quad \begin{array}{c} 0.016 \\ (0.8351) \\ \text{N.S.} \end{array} \quad \begin{array}{c} -0.160 \\ (0.0754) \\ \text{N.S.} \end{array}$$

$$R^2 = 0.836 \quad \text{C.V.} = 2.58\%$$

** Significativo a un nivel del 1%
 * Significativo a un nivel del 5%.
 N.S. No significativo.

Los números entre paréntesis indican probabilidad.

Donde:

Y = Valor de la producción de maíz-fríjol.
 T = Área sembrada de maíz-fríjol.

- G = Costos en efectivo (yuntas, insumos).
- MF = Jornales familiares usados en el cultivo de maíz-frijol.
- MC = Jornales cambiados usados en el cultivo de maíz-frijol.
- MA = Jornales asalariados usados en el cultivo de maíz-frijol.
- R^2 = Coeficiente de determinación.
- C.V. = Coeficiente de variación.

Con base en las pruebas estadísticas de significancia se observa que:

- a. Los coeficientes de regresión de las variables jornales familiares, jornales cambiados y jornales contratados no son significativos en el modelo. Sin embargo fue necesario considerar la variable mano de obra disgregada con el ánimo de obtener alguna información sobre las productividades marginales de cada modalidad de mano de obra, aún aceptando la falta de significancia estadística de cada variable como se observa en la función.
- b. Los coeficientes de regresión de las variables área y gastos son muy significativos (nivel del 1%) y significativo (nivel del 5%) respectivamente.

Estos coeficientes de regresión o de elasticidad parcial del producto señalan la intervención que tiene un factor determinado en la producción, mientras los demás recursos permanecen constantes.

De otra parte, la suma de los coeficientes de regresión (b_i), es igual a 0.952 (0.754 + 0.310 + 0.032 + 0.016 - 0.160), suma que es a sim

ple vista inferior a uno, lo cual indicaría rendimientos a escala menos que proporcionales a un cambio total en los factores.

Sin embargo al aplicar un test de significancia* se encontró que estadísticamente el valor de 0.952 no era diferente de 1, por tanto se puede aceptar que los rendimientos son constantes a escala.

El coeficiente de determinación múltiple (R^2), explica la proporción de la variación en el producto, atribuida a los factores definidos en el modelo. Para el presente modelo se encontró un $R^2 = 0.836$ o sea que las variables incluidas en el modelo explican un 83% de la variación observada en Y, lo cual hace aceptable el ajuste del modelo desde el punto de vista estadístico.

Con base en la función de producción utilizada (Cobb-Douglas), el producto marginal se encuentra multiplicando el producto promedio de la variable por el respectivo coeficiente de regresión (ver Tabla 12).

$$* \quad t = \frac{(b_1 + b_2 + b_3 + b_4 + b_5) - 1}{\sqrt{s^2_{b_1} + s^2_{b_2} + s^2_{b_3} + s^2_{b_4} + s^2_{b_5} + \text{COV}(b_1b_2) + \text{COV}(b_1b_4) + \text{COV}(b_1b_5) + \text{COV}(b_2b_3) + \text{COV}(b_2b_4) + \text{COV}(b_2b_5) + \text{COV}(b_3b_4) + \text{COV}(b_3b_5) + \text{COV}(b_4b_5)}}$$

Donde:

$$t \text{ calculado} = -0.714$$

$$t \text{ tabla} = -2.064 = t^*(24, 0.05)$$

TABLA 12. Productos marginales para cada tipo de mano de obra considerada.

P.M. Jornales familiares	:	b_i	x	$\frac{Y}{MF} = \frac{y}{MF}$	=	0.032	x	$\frac{8124.918}{9.5236}$	=	27.30
P.M. Jornales asalariados	:	b_i	x	$\frac{Y}{MA} = \frac{y}{MA}$	=	-0.16	x	$\frac{8124.918}{7.01962}$	=	-185.19
P.M. Jornales cambiados	:	b_i	x	$\frac{Y}{MC} = \frac{y}{MC}$	=	0.016	x	$\frac{8.124.918}{8.4286}$	=	15.42

Donde:

P.M. = Producto marginal

b_i = Coeficiente de regresión.

Con la anterior información se somete a prueba la hipótesis número tres, encontrándose que la mano de obra familiar tiene mayor productividad que las otras dos. Dicha diferencia es estadísticamente significativa*. De la misma manera se encontró que la mano de obra asalariada presenta en su coeficiente signo negativo, situación poco común, pero hay

* Se usó el estadístico F definido de la siguiente manera:

$$F = \frac{\text{VAR (Mpp } X_{ij})}{\text{VAR (Mpp } X_{kj})} \quad i \neq k$$

$$\text{Donde: } \text{VAR Mpp } X_{ij} = \text{VAR } b_{ij} \left(\frac{Y_i}{X_{ij}} \right) = \left(\frac{Y_i}{X_{ij}} \right)^2 \sqrt{\text{VAR } b_{ij}}$$

que recordar que estadísticamente los coeficientes de regresión para mano de obra no fueron significativos.

En resumen, efectuada una prueba de F para comprobar si las diferencias entre las productividades marginales eran estadísticamente diferentes se encontró que:

- a) Efectivamente hay diferencia significativa entre los coeficientes de regresión de la mano de obra familiar y asalariada.
- b) De la misma manera se encontró diferencias significativas entre los coeficientes de regresión de mano de obra familiar y mano de obra cambiada.
- c) Sin embargo, no se encontró diferencias significativas entre los coeficientes de mano de obra asalariada y cambiada.

Con la anterior información se comprueba que efectivamente la mano de obra familiar presenta la mayor productividad marginal de las distintas modalidades de mano de obra, pero las productividades marginales de la mano de obra cambiada y asalariada no resultaron diferentes estadísticamente.

Quizá la causa de tener la mano de obra familiar una mayor productividad marginal obedezca al mayor cuidado que el dueño de la parcela efectuó sobre el cultivo, sin embargo tal afirmación deberá ser puesta a prueba.

4.2.4. Respecto a la hipótesis cuatro (el uso de mano de obra responde a un modelo recursivo), se encontró el siguiente modelo de mano de obra:

$$a) \quad Y_1 = -0.53977 + 9.321272 X_1 - 0.000356 X_2 + 0.99921 X_3 + 0.00059 X_4$$

(0.068) N.S. (0.1368)N.S. (0.1598)N.S. (0.1102) N.S.

$$+ 0.12342 X_5$$

(0.3577) N.S.

$$R^2 = 0.490$$

$$d.est = 4.96$$

$$C.V. = 61\%$$

$$b) \quad Y_2 = 0.33055 + 0.6935 X_6 + 2.73658 X_7 - 0.00072 X_4 - 0.3042 X_5$$

(0.0805)N.S. (0.1520)N.S. (0.2002)N.S. (0.1592)N.S.

$$+ 0.00055 X_8$$

(0.0114)**

$$R^2 = 0.450$$

$$d.est = 6.77$$

$$C.V. = 58\%$$

$$c) \quad Y_3 = -4.06484 + 2.26139 X_7 - 0.00091 X_4 + 0.00035 X_2 + 1.08037 X_9$$

(0.226)N.S. (0.082)N.S. (0.3225)N.S. (0.0080)**

** Altamente significativo al 1%.

Los números entre paréntesis indican probabilidad.

Donde:

Y_1 = Número de jornales familiares

Y_2 = Número de jornales cambiados

Y_3 = Número de jornales asalariados

X_1 = Area sembrada de maíz-fríjol

X_2 = Ganancia en otros cultivos diferentes a maíz-fríjol

X_3 = Jornales familiares disponibles

- X_4 = Capital en efectivo con que cuenta la familia
 X_5 = Número de jornales pecuarios
 X_6 = Jornales familiares esperados
 X_7 = Tamaño de la finca
 X_8 = Ingreso total pecuario
 X_9 = Jornales cambiados esperados.

El anterior modelo fue corrido para aquellos agricultores que tenían 1.4 hectáreas o menos de maíz-frijol. Dicho modelo fue seleccionado por su mejor comportamiento estadístico. Sin embargo como puede observarse, su ajuste no es muy satisfactorio. Para obtener el modelo se corrió en primer lugar la ecuación que tiene como variable dependiente los jornales familiares (Y_1), con la cual se estimó los valores esperados (X_6) para esta variable. Con el resultado anterior se encontró la segunda ecuación correspondiente a mano de obra cambiada (Y_2), de la cual se obtuvieron entonces valores esperados de la variable (X_9), para ser introducidos en la tercera ecuación o sea mano de obra asalariada (Y_3).

4.3. Discusión de Cada Regresión Encontrada.

- Regresión de uso de mano de obra familiar.

En el modelo no aparece ninguna variable que sea estadísticamente significativa (niveles del 1 y 5%) pero la variable X_1 (área de maíz-frijol) presenta un nivel de probabilidad aceptable (6%). Se observa también que sólo la variable X_2 (ganancia en otros cultivos), posee signo negativo, lo cual era de esperarse ya que ésto supone un desvío de

mano de obra familiar del cultivo de maíz-fríjol hacia otras actividades quizá de mayor rentabilidad. De la misma manera se esperaba también que las variables X_4 (capital en efectivo con que cuenta la familia) y X_5 (número de jornales pecuarios), presentaran signo negativo, pues la disponibilidad de capital en efectivo debería supuestamente aumentar el ocio familiar y siendo los jornales pecuarios en su mayoría familiares, era de suponer la existencia de signo negativo en sus coeficientes. Sin embargo, como se observa en la función el valor del coeficiente de X_3 (jornales familiares disponibles) es aproximadamente igual a 1 y teniendo en cuenta que los jornales pecuarios (X_5) son esencialmente familiares, el valor de su coeficiente es muy bajo, y suponiendo que éstos presentan poca variación puede pensarse en que esta variable X_5 (jornales pecuarios) tiene poca influencia en las decisiones sobre el uso de mano de obra familiar en el cultivo de maíz-fríjol.

Si el supuesto anterior tiene sentido entonces la relación número de jornales pecuarios (X_5)/número de animales en la finca debe presentar poca variación. Para tal efecto se presenta la Tabla 13. En esta tabla se observa que el valor de la varianza del número de jornales pecuarios por animal es muy pequeño*. Esto sustenta en parte que en realidad la variable número de jornales pecuarios (X_5) tiene poca influencia en la decisión de uso de mano de obra familiar en el cultivo de maíz-fríjol.

* Se encontró que no es diferente estadísticamente a 0.01.

TABLA 13. Relación número de animales/número de jornales pecuarios y su varianza.

Número animales	Número de jornales pecuarios	Relación No. jornales pecuarios/No. de animales
30	43.2	1.44
17	12.1	0.71
10	11.3	1.13
14	12.7	0.90
18	15.4	0.85
14	9.8	0.70
14	13.1	0.93
18	19.1	1.06
17	21.2	1.24
11	15.6	1.41
2	1.5	0.75
20	19.3	0.96
7	9.7	1.38
17	12.9	0.75
12	8.3	0.69
9	8.0	0.88
48	43.3	0.90
15	15.1	1.00
24	30.6	1.27
5	4.4	0.88
8	6.0	0.75
10	10.0	1.00
27	16.9	0.62
9	11.7	1.30
10	9.0	0.90

Jornales/animal : $\bar{X} = 0.976$ $\hat{\sigma}^2 = 0.0979$

Donde:

\bar{X} = Valor promedio

$\hat{\sigma}^2$ = Valor de la varianza

De otra parte la correlación entre número de jornales familiares disponibles (X_3) y número de jornales pecuarios X_5 no es significativa (Ver Tabla 14), indicando que no hay relación entre estas dos variables.

TABLA 14. Correlación entre las variables jornales pecuarios y jornales disponibles por las familias.

	X_3	X_5
X_3	1.000000 (0.0000)	0.354630 (0.8636)
X_5	0.354630 (0.8636)	1.000000 (0.0000)

Donde: X_3 = Número de jornales familiares disponibles

X_5 = Número de jornales pecuarios.

Los números entre paréntesis indican probabilidad.

- Regresión de Uso de Mano de Obra Cambiada.

En esta regresión se excluyó la variable X_1 (Area sembrada de maíz-frijol) por presentar una alta auto-correlación con la variable X_6 (número de jornales familiares esperados), en su lugar fue probada la variable X_7 (tamaño de la finca), eliminándose el problema encontrado. Sin embargo, en el modelo propuesto en la metodología de la presente investigación, se esperaba que las variables que conformaban la ecuación de mano de obra familiar serían las mismas de las regresiones para mano de obra cambiada y

asalariada.

Lo anterior no se cumplió y de esta manera aparecen las ecuaciones con algunas variables diferentes.

Para el caso específico de mano de obra cambiada, se observa que la variable X_6 (jornales familiares esperados) es significativa a un nivel del 8%, lo cual parece mostrar que el uso de mano de obra cambiada es condicionada por el uso de mano de obra familiar (supuesto de la investigación). En cuanto a la variable tamaño de la finca (X_7), su signo es positivo y su coeficiente es relativamente grande, aún cuando es poco significativo (15%). Respecto a la variable X_4 (capital en efectivo con que cuenta la familia), ésta presenta signo negativo, significando que a mayor capital menor uso hace la familia de mano de obra cambiada, lo cual podría interpretarse como que si bien la variable capital en efectivo no tiene incidencia en la disminución de mano de obra familiar, no ocurre lo mismo con la cambiada, donde se muestra una correlación negativa. Sin embargo, este hecho no tiene una completa evidencia puesto que el coeficiente de la variable capital es muy bajo y además no significativo (20%). De la misma manera la variable número de jornales pecuarios (X_5) aparece con signo negativo, aún cuando no significativa (15%). Dicho signo negativo puede interpretarse como que entre meros jornales pecuarios se utilicen en la empresa maíz-fríjol, más jornales cambiará el agricultor. Tal situación era de esperarse dado que la mayor parte de los jornales pecuarios son familiares (ver Tablas 13 y 14).

En cuanto a la variable ingreso total pecuario (X_8), su signo es po-

sitivo y su coeficiente es muy significativo (1%), aún cuando es realmente pequeño, pudiendo indicar que tiene una incidencia muy pequeña en la decisión de uso de mano de obra cambiada en el cultivo maíz-frijol. Más bien, este tipo de ingreso constituye para el agricultor minifundista un seguro frente al riesgo de las explotaciones agrícolas.

De otra parte es importante analizar el coeficiente de correlación entre la variable X_8 (ingreso total pecuario) y la variable X_5 (número de jornales pecuarios). Dicho coeficiente es positivo, pero relativamente pequeño y no significativo estadísticamente (30%), como se observa en la Tabla 15, indicando la poca relación existente entre las dos variables analizadas.

TABLA 15. Correlación entre las variables ingreso total pecuario y número de jornales pecuarios.

	X_8	X_5
X_8	1.000000 (0.0000)	0.218215 (0.3063)
X_5	0.218215 (0.3063)	1.000000 (0.0000)

Donde: X_8 = Ingreso total pecuario
 X_5 = Número de jornales pecuarios.

Los números entre paréntesis indican probabilidad.

- Regresión de Uso de Mano de Obra Asalariada.

En esta regresión se esperaba que los coeficientes del número de jornales familiares esperados (X_6) y el número de jornales cambiados esperados (X_9), fueran altamente significativos, con lo cual quedaría demostrado el carácter recursivo del sistema. Sin embargo, la variable X_6 (jornales familiares esperados) no tuvo una significación aceptable desde el punto de vista estadístico, siendo necesario excluir esta variable de la regresión.

No ocurrió lo mismo con la variable X_9 (jornales cambiados esperados), la cual resultó ser muy significativa (nivel del 1%).

Si tenemos en cuenta cuál fue la causalidad del sistema, en el cual para el cálculo de la regresión de mano de obra cambiada (Y_2), se utilizó la variable jornales familiares esperados (X_6), variable ésta que resultó altamente significativa, y con ella en el sistema se calculó la variable jornales cambiados esperados (X_9), resultando también esta variable altamente significativa, se puede observar que la variable jornales cambiados esperados (X_9), es importante en la explicación de causalidad del sistema.

Respecto a la variable capital en efectivo (X_4), se encontró que tiene signo negativo y su coeficiente de regresión sólo es significativo a un nivel del 8%. Tal situación, como en la regresión para mano de obra cambiada, puede interpretarse como que su efecto sobre el uso de mano de obra en el cultivo de maíz-frijol es muy reducido dado el valor tan pequeño del coeficiente de regresión (0.00072).

En cuanto a la variable tamaño de la finca (X_7), su signo positivo indica que a mayor tamaño de la finca, más mano de obra asalariada se usará (recuérdese que los casos analizados son para parcelas de maíz-fríjol iguales a 1.4 hectáreas). Sin embargo, el coeficiente de la variable no es significativo estadísticamente como se observa en la regresión.

Por último la variable ganancia en otros cultivos diferentes a maíz-fríjol (X_2), presenta signo positivo, pero su coeficiente, además de ser muy pequeño, no es significativo.

En resumen, el análisis de las regresiones, no es concluyente respecto a la validez de un modelo recursivo, como el propuesto, para analizar las decisiones de uso de mano de obra, en el asocio maíz-fríjol y entre los agricultores estudiados.

Una posible razón para lo encontrado anteriormente es la limitación de las observaciones, ya explicada, a aquellos casos en los cuales dicho asocio se cultiva en parcelas de hasta 1.4 hectáreas (lo cual parece condicionar el papel de otras actividades del análisis, particularmente capital, jornales e ingresos pecuarios y tamaño de la finca).

Finalmente, surge el interrogante acerca de la variabilidad de este tipo de modelo, considerado en forma independiente del sistema de producción global de la finca.

5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

1. La tecnología divulgada por el proyecto no ha logrado aumentar el uso de mano de obra total por hectárea en el cultivo de maíz-fríjol, bajo el supuesto de que hay adopción de la recomendación.
2. El uso de mano de obra asalariada en la empresa maíz-fríjol está correlacionado positivamente con el tamaño de la explotación (dicho coeficiente de correlación es altamente significativo), pero la misma variable está correlacionada negativamente con las variables capital (efectivo de la familia) y número de jornales familiares usados en la explotación. Pero sus coeficientes no son significativos.
3. La productividad marginal de la mano de obra asalariada es negativa, mientras que las productividades marginales de los otros dos tipos de mano de obra (familiar y cambiada) son positivas. Se encontró también diferencias significativas entre la productividad marginal de la mano de obra familiar frente a las otras dos modalidades. Sin embargo, no se encontró evidencia estadística para considerar que la productividad marginal de la mano de obra cambiada sea diferente a la productividad marginal de la mano de obra asalariada.
4. En realidad no existe evidencia concluyente sobre si el sistema de uso de mano de obra para la empresa maíz-fríjol es recursivo, de-

biendo recomendarse efectuar su análisis utilizando otros tipos de sistemas y considerando información sobre la explotación global de las parcelas.

5. Cuando se efectúen estudios sobre mano de obra para zonas minifundistas, es necesario para el diseño de la muestra considerar otros tipos de muestreo diferentes al utilizado en el presente estudio (muestreo aleatorio simple), ya que se encontró que todos los casos seleccionados no contenían el atributo buscado (las tres modalidades de mano de obra). Un método puede ser el muestreo inverso*.
6. Cuando se realicen estudios sobre utilización de mano de obra en cultivos de subsistencia, es conveniente determinar el área promedio que utilizan las familias en dicho cultivo; el estudio muestra que al parecer, existe un nivel o tamaño de empresa (para el presente caso de 1.4 has.) que limita la posible decisión de emplear mano de obra asalariada en tales cultivos.
7. Lo anterior pudiera significar la relativa ineficiencia de modelos recursivos, tomados independientemente del contexto de la finca, para explicar las decisiones de uso de mano de obra en tales empresas.
8. Es necesario cuando se trate de seleccionar modelos, probar mediante una prueba de F, si su probabilidad es mayor que la previamente fijada por el investigador.

* En el Apéndice se discute el método.

6. RESUMEN

En el oriente de Cundinamarca se llevó a cabo un estudio sobre uso de mano de obra en el cultivo de maíz-frijol, el cual tenía como objetivos, establecer las diferencias entre dos grupos de agricultores (agricultores atendidos intensamente por el ICA y agricultores con una atención menos frecuente) en el uso de cada tipo de mano de obra (familiar, cambiada y asalariada). Indagar sobre las productividades marginales de cada tipo de mano de obra considerada (familiar, asalariada y cambiada) y predecir, mediante variables predeterminadas, el uso de mano de obra familiar y estimar el uso de mano de obra cambiada y asalariada.

La investigación se inició en enero de 1977 y se culminó en diciembre del mismo año.

De un total de 83 agricultores que fueron seleccionados por medio de un muestreo aleatorio simple, sólo se consideraron para motivo de análisis

25. Los resultados obtenidos fueron los siguientes:

1. Se encontró diferencias significativas entre los dos grupos de agricultores en el uso de mano de obra asalariada, pero en los otros tipos de mano de obra no hubo diferencias, lo mismo que para el uso total de mano de obra por hectárea.
2. El uso de mano de obra asalariada está correlacionado positivamente con el tamaño de la explotación (dicho coeficiente es altamente sig-

nricativo), pero la misma variable está correlacionada negativamente con las variables capital (en efectivo) y número de jornales familiares utilizados en la explotación de maíz-frijol. Sin embargo sus coeficientes no fueron significativos.

3. La productividad marginal de la mano de obra asalariada es negativa, mientras que la productividad marginal de los otros dos tipos de mano de obra (familiar y cambiada es positiva). Encontrándose también diferencia significativa entre la productividad marginal de la mano de obra familiar frente a las otras dos modalidades de mano de obra. Sin embargo, no se encontró evidencia estadística para considerar que la productividad marginal de la mano de obra cambiada sea diferente a la productividad marginal de la mano de obra asalariada.
4. Cuando se efectúen nuevos estudios sobre mano de obra, para estas zonas minifundistas, es necesario para el diseño de la muestra considerar otros tipos de muestreo diferentes al utilizado en el presente estudio (muestreo aleatorio simple), ya que se encontró que todos los casos seleccionados no contenían el atributo buscado (las tres modalidades de mano de obra).
5. Cuando se realicen estudios sobre cultivos de subsistencia es indispensable determinar el área promedio que utilizan las familias en dicho cultivo, pues el estudio muestra que existe un nivel (para el presente caso de 1.4 has.), hasta donde se presenta incremento en el uso de mano de obra.

6. En realidad no existe evidencia concluyente sobre si el sistema de uso de mano de obra es recursivo (supuesto de la investigación), debiendo recomendarse efectuar su análisis utilizando otros tipos de sistemas y considerando además la explotación total antes que una empresa determinada.

7. SUMMARY

In eastern Cundinamarca, labor use in the cultivation of corn beans was studied. The objectives were: 1) to establish the differences between two groups of farmers (those who have received extensive help from ICA and those who have received little or no help) with regard to their use of various types of labor (family, exchange and salaried); 2) to investigate the marginal productivity of each type of labor; and 3) to predict by means of predetermined variables, the use of family labor and subsequently estimate the use of exchange and salaried labor.

The investigation began in January, 1977 and ended in December of the same year. A total of 83 farmers were selected by means of a random sample, but, for purposes of analysis, only 25 were used. The results are as follows:

- 1) Significant differences were found between the two groups of farmers in their use of salaried labor. However, there were no differences in the use of the other types of labor, nor in the total use of labor per hectare.
- 2) The use of salaried labor is positively correlated with farm size; the coefficient is highly significant. This same variable is negatively related with cash investment and with the number of family man-days utilized; these correlations, however, were not significant.

- 3) The marginal productivity of salaried labor is negative while the marginal productivity of the other types is positive. Significant differences were found between the marginal productivity of family labor and the other two types. Nevertheless, there was no statistical evidence that the marginal productivity of exchange labor is different from that of salaried labor.
- 4) In future studies of labor in minifundista areas, it is recommended that sample designs be considered other than the simple random sampling method employed in this study. This method caused problems in obtaining enough cases with the attributes under consideration. A more appropriate sampling technique is perhaps inverse sampling.
- 5) In studies of subsistence crops, it is essential to determine the average area that the families use for the crop. This study shows that there is a level (in this case, 1.4 hectares) up to which labor use per hectare increases.
- 6) There was no conclusive evidence that the use of labor is recursive, as was assumed in this study. It is recommended that other types of analysis be tested and that whole farm, rather than specific enterprise-analysis, be considered.

BIBLIOGRAFIA

1. BERNAL, F. Agriculture efficiency and social structure. Thesis. M.S. Ithaca, Cornell University, 1974. 200 p.
2. COBOS, A. Evaluación económica y adopción de tecnología en dos sistemas de crédito para pequeños agricultores: Crédito ordinario y crédito compartiendo riesgo. Tesis. M.S. Bogotá, UN-ICA, 1976. pp. 5-9.
3. ESCOBAR, G. Adopción de la nueva tecnología recomendada en maíz. Bogotá ICA, 1972. 22 p.
4. _____ y SWAMBERG K., G. El pequeño agricultor: Análisis económico y nueva tecnología en el proyecto Cáqueza. Bogotá, ICA-CIID, 1976. 49 p.
5. ESCOBAR, G. Comparative analyses and technical recommendations among minifundistas productions processes in the rural development project of Eastern Cundinamarca, Colombia. Thesis. M.S. Ithaca, Cornell University, 1975. 90 p.
6. HILDEBRAND, J., R. Some difficulties empirical results from whole-farm Cobb-Douglas type production funtions. Am. J. Agr. Econ. 42: 897-904. 1960.

7. HOPPER, W.,D. Allocations efficiency in a traditional indian agriculture. *Journal of farm economics*. 36: 308-375. 1967.
8. MELLOR, H.,W. Subsistence agriculture economic development. Ithaca, Cornell University, 1965. pp. 28-30.
9. NARVAEZ, M. Análisis de la productividad de los factores involucrados en la producción de maíz en asocio con otros cultivos. Tesis. M.S. Bogotá, UN-ICA, 1974. 143 p. (mimeografiado).
10. SCHULTZ, A. Subsistence agriculture economics development. Ithaca, Cornell University, 1966. pp. 105-110.
11. SCHLUTER, M. El impacto de la intensificación sobre la oferta de mano de obra familiar y la demanda por mano de obra asalariada sobre fincas pequeñas y grandes. Ithaca, Cornell University, 1973. pp. 154-156.
12. SEPULVEDA, S. Metodología para medir el impacto del cambio tecnológico en las tasas de empleo. Ingresos netos y productividad. Bogotá, ICA, 1977. 62 p.
13. SWAMBERG, K.,G. El pequeño agricultor. Bogotá, CIID, 1975. 58 p.
14. _____, SANSTRA Y SULVENTI. El pequeño agricultor. Análisis económico y nueva tecnología en el proyecto Cáqueza. Bogotá, ICA-CIID, 1976. 49 p.

15. THEIL, B. Econometric models of the agricultural sector. Am. J. Agr. Econ. 57: 160-164. 1975.
16. VALDES, A., E. Modelos de ecuaciones estructurales lineales y su análisis. Bogotá, Universidad de los Andes, 1977. 21 p.
17. ZANSTRA, H. Venciendo las limitaciones a la producción del pequeño agricultor. Bogotá, CIID, 1976. 32 p.

A P P E N D I C E

A continuación se presentan algunos modelos de mano de obra y funciones de producción que fueron corridos en la presente investigación y que fueron rechazados por múltiples causas:

A. Regresiones encontradas para mano de obra familiar.

$$1. \quad \text{NJFAML} = -0.539776 + 9.322726 \text{ AREA} - 0.000359 \text{ GAN10C} + 0.999214 \text{ JFDBLE} \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad (0.0078)^* \quad \quad \quad \quad (0.1368) \quad \quad \quad \quad (0.1598) \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad + 0.000593 \text{ CAPITAL3} + 0.123427 \text{ NJORPE} \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad (0.1102) \quad \quad \quad \quad (0.3573)$$

$$R^2 = 0.495; \quad S = 4.96 \quad \quad \quad \text{C.V.} = 42.95\%$$

* Los números entre paréntesis indican el nivel de probabilidad de la variable.

Donde:

NJFAML = Número de jornales familiares
 AREA = Area sembrada de maíz-fríjol
 GAN10C = Ganancia otros cultivos
 JFDBLE = Número de jornales familiares disponibles
 CAPITAL3 = Valor de la tierra
 NJORPE = Número de jornales pecuarios
 S = Desviación típica
 C.V. = Coeficiente de variación.

$$2. \quad \text{NJFAML} = 7.186677 - 0.215114 \text{ JFDBLE} + 0.0000009 \text{ CAPITAL1} + 0.262286 \text{ NJORPE} \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad (0.8145) \quad \quad \quad \quad (0.9707) \quad \quad \quad \quad (0.1241) \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad - 0.209536 \text{ NJASAL} - 0.101561 \text{ NJCAMB} + 0.000114 \text{ IGTPE} + 5.206096 \text{ AREA} \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad (0.0646) \quad \quad \quad \quad (0.5965) \quad \quad \quad \quad (0.4595) \quad \quad \quad \quad (0.1906)$$

$$R^2 = 0.222 ; \quad S = 6.85 \quad \quad \quad \text{C.V.} = 60.85\%$$

Donde:

CAPITAL1 = Valor de la tierra + valor de la casa.
 NJASAL = Número de jornales asalariados.
 NJCAMB = Número de jornales cambiados.
 IGTPE = Ingreso total pecuaria.

$$\begin{aligned}
 3. \quad \text{NJFAML} &= 8.167389 + 0.0491605 \text{ JFBLE} - 0.000292 \text{ CAPITAL3} \\
 &\quad (0.9581) \quad (0.3019) \\
 &+ 0.213353 \text{ NJORPE} - 0.237464 \text{ NJASAL} - 0.117288 \text{ NJCAMB} \\
 &\quad (0.2140) \quad (0.0400) \quad (0.5345) \\
 &+ 0.000190 \text{ IGTOPE} + 4.867783 \text{ AREA} \\
 &\quad (0.2617) \quad (0.2067)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.244 \quad S = 6.75 \quad \text{C.V.} = 59.97\%$$

B. Regresiones encontradas para mano de obra asalariada.

$$\begin{aligned}
 1. \quad \text{NJASAL} &= -0.608973 - 0.027666 \text{ PARESB} - 0.001232 \text{ CAPITAL3} \\
 &\quad (0.6822) \quad (0.0662) \\
 &+ 0.000547 \text{ GAN1GC} + 1.394531 \text{ JFESP} - 0.133173 \text{ JCESP} \\
 &\quad (0.2382) \quad (0.0233) \quad (0.7558)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.404 \quad S = 7.26 \quad \text{C.V.} = 68.00\%$$

Donde:

PARESB = Porcentaje del área total de la finca sembrada de maíz-fríjol.

JFESP = Jornales familiares esperados.

JCESP = Jornales cambiados esperados.

$$\begin{aligned}
 2. \quad \text{NJASAL} &= 2.540355 + 2.709349 \text{ TA-FINC} - 0.000260 \text{ CAPITAL3} \\
 &\quad (0.2352) \quad (0.6618) \\
 &- 0.000176 \text{ GAN1OC} + 0.402888 \text{ JCESP} \\
 &\quad (0.6558) \quad (0.3022)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.246 \quad S = 7.96 \quad \text{C.V.} = 74.55\%$$

Donde:

TA-FINC = Tamaño total de la finca.

$$3. \quad \text{NJASAL} = 2.076943 + 17.002739 \text{ AREA} - 0.000586 \text{ CAPITAL 3} \\ + 0.000093 \text{ GAN10C} - 0.308328 \text{ JCESP}$$

$$R^2 = 0.405 \quad S = 7.07 \quad \text{C.V.} = 66.22\%$$

C. Regresiones encontradas para mano de obra cambiada.

$$1. \quad \text{NJCAMB} = 3.518506 + 6.245522 \text{ AREA} + 0.000170 \text{ GAN10C} \\ \quad \quad \quad (0.2415) \quad \quad \quad (0.6263) \\ - 0.000890 \text{ CAPITAL3} - 0.275491 \text{ NJORPE} + 0.000316 \text{ IGTOPE} \\ \quad \quad \quad (0.0449) \quad \quad \quad (0.0859) \quad \quad \quad (0.1065) \\ + 0.521763 \text{ JFESP} \\ \quad \quad \quad (0.4760)$$

$$R^2 = 0.593 \quad S = 6.63 \quad \text{C.V.} = 48.10\%$$

$$2. \quad \text{NJCAMB} = 3.518506 + 6.245522 \text{ AREA} - 0.000890 \text{ CAPITAL3} \\ \quad \quad \quad (0.2415) \quad \quad \quad (0.0449) \\ - 0.275491 \text{ NJORPE} + 0.000316 \text{ IGTOPE} + 0.000170 \text{ GAN10C} \\ \quad \quad \quad (0.859) \quad \quad \quad (0.1065) \quad \quad \quad (0.6263) \\ + 0.521763 \text{ JFESP} \\ \quad \quad \quad (0.4760)$$

$$R^2 = 0.593 \quad S = 6.63 \quad \text{C.V.} = 48.10\%$$

D. Funciones de producción encontradas (tipo Cobb-Douglas).

$$1. \quad \text{LGVLTPRO} = 3.150860 + 0.754100 \text{ LGAREA} + 0.310206 \text{ LG GASTOS} \\ \quad \quad \quad (0.0003) \quad \quad \quad (0.0452) \\ + 0.032642 \text{ LG NJFAML} + 0.016240 \text{ LGNJCAMB} - 0.160989 \text{ LGNJASAL} \\ \quad \quad \quad (0.7464) \quad \quad \quad (0.8351) \quad \quad \quad (0.0754)$$

$$R^2 = 0.836 \quad S = 0.10 \quad \text{C.V.} = 2.58\%$$

Donde:

LGVLTPRO = Logaritmo del valor de la producción
 LGAREA = Logaritmo del área sembrada de maíz-frijol
 LGGASTOS = Logaritmo de los gastos incurridos en el cultivo.
 LGNJFAML = Logaritmo del número de jornales familiares
 LGNJCAMB = Logaritmo del número de jornales cambiados.
 LGNJASAL = Logaritmo del número de jornales asalariados.

$$\begin{aligned}
 2. \quad LGVLTPRO = & 3.873462 + 0.733105 LGAREA - 0.014273 LGCAP3 \\
 & \qquad \qquad \qquad (0.0009) \qquad \qquad \qquad (0.3153) \\
 & + 0.160067 LGNJFAML + 0.093306 LGNJCAMB \\
 & \qquad \qquad \qquad (0.1336) \qquad \qquad \qquad (0.2155) \\
 & - 0.066700 LGNJASAL \\
 & \qquad \qquad \qquad (0.4114)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.808 \qquad S = 0.10 \qquad C.V. = 2.80\%$$

Donde:

LGCAP3 = Logaritmo del valor de la tierra.

En general las anteriores regresiones fueron rechazadas por no presentar un buen ajuste (bajo R^2), por presentar coeficientes de variación, considerados para esta investigación, muy altos y/o porque el nivel de probabilidad de la mayoría de las variables no fue el deseado (mayores del 5%).

COEFICIENTES DE CORRELACION

N = 25

AREA	NJFAML	NJASAL	NJCAMB	JFDBLF	NJORPE	IGTOPE	NJORPE
1.000000 (0.0000)	0.448907 (0.0263)	0.577066 (0.0034)	0.584707 (0.0030)	0.054936 (0.7942)	0.307147 (0.1410)	0.421596 (0.0381)	0.307147 (0.1410)
0.448907 (0.0263)	1.000000 (0.0000)	0.264664 (0.2091)	0.287593 (0.1700)	0.337208 (0.1037)	0.223470 (0.2941)	-0.094238 (0.6650)	0.223470 (0.2941)
0.577066 (0.0034)	0.264664 (0.2091)	1.000000 (0.0000)	0.240396 (0.2569)	0.078441 (0.7161)	0.400173 (0.0501)	0.099360 (0.6486)	0.400173 (0.0501)
0.584707 (0.0030)	0.287593 (0.1700)	0.240396 (0.2569)	1.000000 (0.0000)	0.004197 (0.9822)	0.122750 (0.5741)	0.510267 (0.0105)	0.122750 (0.5741)
0.054936 (0.7942)	0.337208 (0.1037)	0.078441 (0.7161)	0.004197 (0.9822)	1.000000 (0.0000)	0.35463 (0.5636)	-0.246938 (0.2433)	0.035463 (0.8636)
0.307147 (0.1410)	0.223470 (0.2941)	0.400173 (0.0501)	0.122750 (0.5741)	0.035463 (0.8636)	1.000000 (0.0000)	0.218215 (0.3063)	1.000000 (0.0000)
0.421596 (0.0381)	-0.094238 (0.6650)	0.099360 (0.6486)	0.510267 (0.0105)	-0.246938 (0.2433)	0.218215 (0.3063)	1.000000 (0.0000)	0.218215 (0.3063)
0.307147 (0.1410)	0.223470 (0.2941)	0.400173 (0.0501)	0.122750 (0.5741)	0.035463 (0.8636)	1.000000 (0.0000)	0.218215 (0.3063)	1.000000 (0.0000)

MUESTREO INVERSO.

En este tipo de muestreo el tamaño de muestra n no es fijado de antemano, sino que el muestreo debe continuarse hasta obtener un número predeterminado (n') de individuos que contengan el atributo buscado, de esta manera se asegura que todos los individuos de la muestra, presenten dicho atributo.

Este método alcanza su mayor eficiencia cuando el atributo buscado es muy escaso en la población. Por esta razón se considera que para el caso específico de la presente investigación, en donde se analiza básicamente el uso simultáneo de tres tipos de mano de obra (familiar, cambiado y asalariado) este tipo de muestreo, inverso puede ser más eficiente que el utilizado (aleatorio simple).

En el caso de un muestreo inverso por proporciones, el cálculo de la proporción en que se encuentra en el universo la característica deseada (para el caso de la presente investigación, los tres tipos de mano de obra) puede realizarse mediante el estimador insesgado $p = \frac{n'-1}{n-1}$

Donde n es el tamaño de la muestra total con las n' unidades requeridas.

De otra parte, por ser el marco muestral N relativamente grande (432 agricultores cultivadores de maíz), un buen estimador de la varianza de p sería:

$$S^2_p = \frac{p(1-p)}{n-2}$$

A manera de ejemplo, en el caso de haber utilizado este método en la investigación se debió proceder así:

Nos fijaríamos de antemano un número de unidades muestrales que tengan la característica deseada, supongamos un 20% de la población.

Como la población está formada por 432 unidades muestrales, el 20% de éstas equivalen a 86 unidades. Luego iríamos a la población y en forma eleatoria sacaríamos unidades muestrales hasta obtener 86 unidades que presentaran uso simultáneo de los tres tipos de mano de obra. Suponiendo que las unidades muestrales entrevistadas, para obtener las 86 unidades con la característica buscada, hubiera sido igual a 172 se tendría para los cálculos de p y S_p^2 :

n = número de individuos que conforman la muestra analizada = 172

n' = número de individuos que contengan el atributo buscado = 86

$$p = \frac{n' - 1}{n - 1} = \frac{86 - 1}{172 - 1} = 0.49$$

$$S_p^2 = \frac{p(1 - p)}{n - 2} = \frac{0.49(1 - 0.49)}{172 - 2} = 0.0014 \quad .$$