

LA PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO DE TRABAJO: COMPONENTES MICRO Y MACROECONÓMICO*

Carlos E. Castellar P.**
José Ignacio Uribe G.**

1.INTRODUCCIÓN

El objetivo de esta ponencia es presentar y contrastar un enfoque microeconómico para la participación en el mercado de trabajo que permite la identificación de los efectos micro y macroeconómicos y la posterior modelación de este último. La zona estudiada ante la cual se verifican las hipótesis es el área metropolitana de Cali durante los trimestres que van desde el primero de 1988 hasta el cuarto de 1997.

Cada vez es más frecuente el uso de los llamados modelos de elección binaria, sustentados teóricamente en el modelo ocio consumo, para encontrar los determinantes de la decisión de ser o no miembro de la fuerza de trabajo. Lo usual es estimar modelos tipo Probit y Logit para muestras aleatorias provenientes de la población en edad de trabajar. Este camino pretende encontrar los fundamentos microeconómicos de la decisión de participar e incluye tanto variables de características individuales (educación, sexo, por ejemplo), como de atributos familiares (ingresos del resto de miembros) algunos de los cuales incorporan elementos influenciados claramente por la dimensión macroeconómica del problema (la tasa de desempleo familiar).

Los modelos de naturaleza macroeconómica también han evolucionado desde una óptica descriptiva hacia otra que intenta incorporar los recientes desarrollos de la macroeconometría, pasando por modelos explicativos tradicionales cuando se trata de series temporales. En este trabajo se propone un enfoque integrador que además de identificar factores microeconómicos, aísla en la estimación un efecto de naturaleza macroeconómica que luego es modelado. La metodología sigue dos etapas utilizando

* La Base de Datos que permitió el análisis econométrico que sustenta esta investigación pertenece al proyecto "Determinantes de la Duración del Desempleo en el Área Metropolitana de Cali" cofinanciado por COLCIENCIAS y el CIDSE.

** Profesores del Departamento de Economía de la Universidad del Valle. Las ideas sustentadas en el enfoque propuesto son fruto de las múltiples y enriquecedoras sesiones académicas que sostiene el grupo de investigación de Microeconometría Aplicada al Mercado de Trabajo. La lectura crítica y los acertados comentarios de Norberto Rojas de la Subdirección de Empleo del DNP, fueron un valioso aporte a la actual versión de este ensayo. Los autores agradecen la invaluable asistencia de Angie Hernandez, Paola Marcela Roldan, Victoria Eugenia Soto y Mariana Uribe; como es lo usual, asumen la responsabilidad total por cualquier tipo de error cometido.

primero el conjunto de los 40 trimestres y luego de aislar el componente de origen agregado se ofrece una explicación del mismo.

Para obtener la evidencia empírica se dispuso de una Base de Datos construida a partir de las etapas 59 a 98 de la Encuesta Nacional de Hogares, área metropolitana de Cali. La base se construye a partir de los cinco módulos permanentes de la encuesta: características personales, fuerza de trabajo, ocupados, desocupados e inactivos. El diseño permite para cada individuo (de alrededor de 10.000 en cada etapa) un sólo registro con todas las variables observadas y las calculadas a nivel personal y de hogar (un promedio de 250 variables).

De la anterior base de alrededor de 400.000 individuos se extrae la población en edad de trabajar y quince variables de interés para el modelo de participación, obteniéndose una muestra conjunta 273.845 observaciones. Cada modelo se verifica primero por etapas con un promedio de 7.000 integrantes de la fuerza de trabajo, luego se estima un modelo con toda la información, se aísla el efecto macroeconómico y finalmente se contrasta una propuesta de naturaleza macroeconómica con las series temporales relevantes.

La estructura de la ponencia, además de esta sección introductoria, contiene una visión panorámica de la evolución de los modelos de participación seguida de la especificación del modelo propuesto. Acto seguido se describen las variables que intervienen en el análisis y la evolución de los coeficientes del modelo. La siguiente sección ofrece la contrastación empírica del modelo que integra lo micro y lo macroeconómico y consigna los resultados de la explicación del efecto macro. Conclusiones y bibliografía completan el informe. Para el lector curioso se ofrecen las series trimestrales producto del procesamiento de las 40 etapas en un anexo.

2. LOS MODELOS DE PARTICIPACIÓN: DE LA MACRO A LA MICRO

El análisis de la participación en el mercado de trabajo ha ido evolucionando desde una visión eminentemente macroeconómica hacia una concepción fundamentalmente microeconómica. En la primera visión la variable de interés es la tasa global de participación en un determinado periodo (TGP_t) o tasa de actividad en el mundo anglosajón, definida como el cociente entre la población económicamente activa (PEA_t) y la población en edad de trabajar (PET_t). Para los economistas neoclásicos la oferta de trabajo se consideraba exógena al sistema económico pues dependía de factores de naturaleza demográfica, es decir no se consideraban variables explicatorias de naturaleza económica. Desde este punto de vista las eventuales razones de la evolución de las tasas de participación habría que buscarlas en la dinámica de la población en edad de trabajar. Para una exposición de manual puede consultarse a McConnell y Brue (1997), capítulo 3. En el terreno empírico un buen ejemplo de esta manera de hacer las cosas se encuentra en el capítulo quinto del informe de la Misión de Empleo Chenery, elaborado por Maldonado y Guerrero (1987).

Posteriormente los economistas, conservando el nivel de agregación macro, comenzaron a considerar que el ciclo económico podía afectar la oferta laboral vía el desaliento o aliento de los trabajadores, o por la necesidad de ingresos adicionales. En otras palabras, la tasa de participación se considera endógena y aunque las hipótesis se originaban en movimientos microeconómicos la variable dependiente es la TGP y las explicatorias tendrían que ver con el nivel de actividad económica (observado mediante el PIB o la creación de empleo) y los ingresos. En Colombia en esta perspectiva sobresalen tres trabajos; Londoño (1987) quien utiliza un modelo de ajuste parcial para la TGP en función del PIB per cápita, los salarios y los ingresos cuenta propia; la propuesta de López (1996) considera como variable explicatoria los coeficientes de empleo, el promedio móvil de los salarios y la tasa de desempleo; Santa María y Rojas (2001) usan el filtro de Hodrick y Prescott para las series de tasa global de participación femenina, ingreso familiar promedio y crecimiento económico, obteniendo su componente tendencial para argumentar que la mayor participación de las mujeres explica la dinámica de la tasa.

Con el creciente interés por encontrar la fundamentación microeconómica de la decisión de los individuos en edad de trabajar acerca de participar o no en el mercado de trabajo la economía laboral centra su atención en el modelo ocio consumo cuya dimensión es individual. Puede afirmarse que para la teoría económica contemporánea es ya parte de la síntesis aceptada el uso de este modelo para explicar las decisiones de participación como se evidencia al observar el capítulo segundo de McConnell y Brue (1997). Para una exposición detallada y pedagógica puede consultarse a Castellar y Uribe (2001a). La esencia del modelo teórico postula que un individuo racional maximiza una función de utilidad, de argumentos ocio y consumo, sometida a las restricciones de presupuesto y tiempo; las soluciones analíticas son dos: una de extremo cuando el salario esperado en el mercado (w^m) es inferior al salario de reserva del individuo (w^*) y la decisión es no participar; la otra solución es interior cuando la curva de indiferencia individual se "besa" con la restricción de presupuesto, siendo $w^m > w^*$, y la decisión es la de participar.

En este mundo la PEA es la suma de todos los individuos con una solución interior (participar) en tanto que la PET es la suma de todos los que toman una decisión (participar o no participar). De manera natural surge una variable que toma el valor uno asociado a quienes participan y el valor cero asociado a quienes no participan y que se denotará como $PARTIC_{it}$ para señalar la decisión del individuo i en el periodo t .

Formalmente:

SOLUCIÓN MODELO	DECISIÓN	$PARTIC_{it}$
$w_{it}^m < w_{it}^*$	No participar	0
$w_{it}^m > w_{it}^*$	Participar	1

La variable $PARTIC_{it}$ es muy especial desde varios puntos de vista; en primer lugar, es una variable dicotómica, binaria, falsa o dummy en el argot de los econométricos; en segunda instancia, es la variable que se intenta explicar, siendo binaria, es decir, limitada; en tercer término, puede ser concebida como una probabilidad ex post del evento aleatorio participar; y por último, puede ser el argumento de una nueva variable, la probabilidad de que $PARTIC_{it}$ tome uno de los dos valores.

Así las cosas cuando la variable dependiente limitada $PARTIC_{it}$ se asume exclusivamente como una probabilidad ex-post que depende linealmente del vector de características individuales X_{it} y de una perturbación aleatoria U_{it} se tiene el modelo de probabilidad lineal (MPL).

$$PARTIC_{it} = \theta_t + \beta'_t X_{it} + U_{it} \quad (1)$$

Donde β = vector con las probabilidades marginales de cada característica

θ_t = probabilidad de participación común a todos los individuos en el periodo t

Acerca de θ_t es conveniente hacer una precisión. Puede interpretarse como el comportamiento sistemático de la omisión de variables necesaria para la construcción del modelo; al ser un modelo microeconómico que descuenta factores macroeconómicos incorporados en la decisión individual, el anterior componente debe ser de naturaleza estrictamente macroeconómico. Lo que no sea sistemático va a la perturbación aleatoria U_{it} .

La ventaja de este modelo es que sus coeficientes tienen una inmediata interpretación teórica pues son probabilidades marginales; sus desventajas son de dos tipos: no tiene relación con el modelo ocio consumo y económicamente permite estimaciones de probabilidades no acotadas entre cero y uno, además, de ser heterocedástico. Sin embargo, un hecho aparentemente olvidado en los trabajos recientes es que los estimadores MCO de este modelo son insesgados y consistentes como lo indica Amemiya (1981) y recuerda Pindyck y Rubinfeld (2001).

Cuando se modela la probabilidad ex-ante de que $PARTIC$ sea cero o uno, es decir la probabilidad de que el salario de mercado sea inferior o superior al de reserva, aparecen los modelos Logit y Probit. Para una exposición académica clara y rigurosa de este tipo de funciones puede consultarse a Gracia (1988).

En estos modelos la variable dependiente es una probabilidad ex ante de la variable $PARTIC_{it}$ tome uno de los dos valores, es decir que w_{it}^m supere o no a w_{it}^* . Es entonces a la variable no observable $w_{it}^m - w_{it}^*$ a la que se considera función de las características del individuo (esta variable se conoce como latente, por la naturaleza del salario de reserva y del salario esperado en el mercado). Al ser la diferencia entre variables no observables, es

intrínsecamente aleatoria y cualquier modelación debe incorporar una perturbación aleatoria que capture este hecho. Este es el paso del homo economicus al homo sthasticus, siguiendo a Corona y Puy (1995) y para traer a colación el hecho de que en el fondo de todo lo que hay son funciones de utilidad aleatoria como bien resalta Greene (2000). Si se supone que en el vector de características individuales X_{it} están tanto aquellas variables que determinan el salario de mercado como las que mueven el salario de reserva y la perturbación aleatoria ε_{it} recoge la mencionada no observabilidad o latencia, tiene sentido formular el siguiente modelo probabilístico:

$$\text{Prob}(w_{it}^m - w_{it}^* > 0) = \text{Prob}(\mu_{it} + \gamma'x_{it} + \varepsilon_{it} > 0) = \text{Prob}(\varepsilon_{it} > -\mu_{it} - \gamma'x_{it}) = 1 - F(-\mu_{it} - \gamma'x_{it}) \quad (2)$$

$$\text{Prob}(w_{it}^m - w_{it}^* < 0) = \text{Prob}(\mu_{it} + \gamma'x_{it} + \varepsilon_{it} < 0) = \text{Prob}(\varepsilon_{it} < -\mu_{it} - \gamma'x_{it}) = F(-\mu_{it} - \gamma'x_{it}) \quad (3)$$

Si se supone que ε_{it} sigue una ley normal se tendrá el modelo Probit, en tanto que si se asume logístico, se tiene el modelo Logit. La distribución F es la normal acumulada en el primer caso y la logit en el segundo. Es muy importante indicar que en estos modelos los coeficientes no son las probabilidades marginales como acontecía en el MPL. Al tratarse de modelos no lineales el efecto marginal de cada regresor no es constante sino que depende de las características de cada individuo. Para estimar estos efectos hay dos caminos: evaluar el agente promedio o calcular el promedio de los agentes. Es muy importante hacer notar que la solución analítica a la que se llega a partir del modelo ocio consumo es la misma que se obtiene cuando se parte de los modelos de probabilidad en búsqueda.

Muchos de los modelos de nivel microeconómico han tenido presente que existen además de las características individuales factores macro. En un manual de econometría como Gujarati (1997) se encuentra una aplicación del MPL, en Cohen, Rea y Lerman (1966) en la cual entre las variables que explican la participación en la fuerza de trabajo se incluía la tasa de desempleo. Castañeda (1981) propone y estima un modelo Probit para la participación de las madres en el mercado de trabajo urbano.

En esta línea microeconómica se distinguen cinco trabajos en Colombia. Ribero y Meza (1997), utilizan un modelo tipo Probit con variables independientes, la edad y su cuadrado, la educación, la jefatura del hogar, el número de personas del mismo, asistencia escolar y estado civil. No se especifica un modelo teórico bien sea desde la óptica de la elección entre ocio y consumo ó desde la probabilidad de entrar en búsqueda. Las estimaciones reportadas presentan los coeficientes más no calculan los efectos marginales en la probabilidad de participar que tiene cada variable del modelo. Tenjo y Ribero (1998) elaboran el estado del arte de los más importantes trabajos que se han hecho en participación y desempleo en el mercado laboral colombiano, hacen una referencia al modelo ocio consumo, y proponen una ecuación de participación en función del ingreso no laboral (como proxy se toma el ingreso del resto de la familia), educación, hijos menores,

servicio domestico y la tasa de desempleo familiar. Hacen claridad acerca de la necesidad de contar con las derivadas de la función de probabilidad de participación para calcular los efectos marginales y los calculan evaluados en el agente promedio, esto es, a la media de las variables explicatorias se le aplican los coeficientes estimados. Castellar y Uribe (2001a) ofrecen una descripción detallada de los fundamentos teóricos del modelo ocio consumo y de su relación vía variables latentes con los modelos de elección discreta. Para modelar, en este trabajo, la elección se especifica un salario potencial que es el que el individuo espera en el mercado y otro de reserva, señalándose que ambas son variables latentes, con un componente sistemático y otro aleatorio. Los autores proponen como determinantes del salario potencial la educación, la experiencia (computada como edad-educación-7) y su cuadrado y como determinantes del salario de reserva el sexo y la posición en el hogar. Teóricamente se deducen los signos de los coeficientes en el modelo que se estima por los tres métodos más conocidos. Obtienen los efectos marginales por dos caminos: el del agente promedio y el del promedio de los agentes encontrando que en esta segunda forma los efectos promedios son muy cercanos a los coeficientes del modelo de probabilidad lineal. Finalmente Santa María y Rojas (2001), retoman el modelo de decisión ocio consumo en un contexto familiar y proponen una interpretación del intercepto como una propensión a participar reflejo de aspectos culturales e institucionales; desafortunadamente en la copia a la que tuvieron acceso los autores no aparecen los cuadros que sustentan la evidencia empírica.

3. UN MODELO MICROECONOMÉTRICO DE PARTICIPACIÓN CON UN COMPONENTE MACROECONÓMICO

En el modelo que se somete a consideración en esta ponencia se sugiere una interpretación alternativa de los interceptos en los modelos de decisión microeconómica de participar o no en el mercado de trabajo como el componente macroeconómico, común a todos los individuos de una muestra. La intuición de la propuesta se basa en el hecho de que la tasa global de participación es una probabilidad ex post de que un individuo perteneciente a la fuerza de trabajo se encuentre en la PEA, en tanto que la decisión individual es una probabilidad ex ante. Es intuitivo afirmar que la TGP_t es el promedio de la variable $PARTC_{it}$.

$$TGP_t = \frac{\sum_{i=1}^{PET_t} PARTIC_{it}}{PET_t} \quad (4)$$

Obsérvese que se trata de la probabilidad clásica de que se dé el evento aleatorio participar o no: número de éxitos $\sum_{i=1}^{PET_t} PARTIC_{it}$ dividido entre los casos posibles (PET_t).

En esencia se postula que la TGP_t tiene un elemento estrictamente macroeconómico común a todos los agentes y otro proveniente del conjunto de decisiones microeconómicas de los mismos. Usando el MPL por el hecho de que sus coeficientes signifiquen efectos marginales, se puede sustituir la ecuación (1) en la expresión (4) obteniéndose:

$$TGP_t = \theta_t + \beta'_t \bar{X}_t + \bar{U}_t \quad (5)$$

Si se supone que el parámetro θ_t obedece a determinantes de tipo macroeconómico en tanto que, los coeficientes incluidos en β_t son las probabilidades marginales de cada variable de naturaleza microeconómica. Así las cosas tendría sentido imponer la restricción de que los β de naturaleza microeconómica son fijos, al menos en el corto plazo, mientras que θ_t captura las variaciones inducidas por la dimensión macroeconómica de la participación. La modelación debe hacerse de manera secuencial; primero, se postulan ecuaciones microeconómicas (MPL, Logit y Probit) para la participación individual en cada período. Si, como señala la Teoría Econométrica acerca de los modelos de elección binaria los coeficientes estimados del MPL coinciden con las medias de los efectos marginales de los modelos de la competencia y además, son relativamente estables en el tiempo, puede formularse un modelo conjunto con todos los períodos que permitan aislar el efecto macroeconómico. Finalmente, se debe mostrar la correlación de este efecto con la TGP e intentar una explicación del mismo.

De cara al primer paso de la construcción de los modelos en la dimensión microeconómica de las decisiones de participar, para cada uno de los períodos, la ya expuesta especificación de la elección de parte de la PEA_t ($PARTIC_{it}=1$) o de la PEI_t ($PARTIC_{it}=0$) puede formularse a partir de la siguiente modelización del salario esperado en el mercado y de reserva.

Para el salario esperado en el mercado:

$$w_{it}^m = \alpha_{0t} + \alpha_1 EDUCAT_{it} + \alpha_2 EXPER_{it} + \alpha_3 EXPER2_{it} + \eta_{it} \quad (6)$$

$$\alpha_{0t} \neq 0 \quad \alpha_1 > 0 \quad \alpha_2 > 0 \quad \alpha_3 < 0$$

EDUCAT_{it} = Años de escolaridad aprobados por el individuo i en el periodo t.
 EXPER_{it} = Proxy de la experiencia del individuo i en el periodo calculado como EDAD menos EDUCAT menos 7.

η_{it} es una variable aleatoria que captura la naturaleza latente del salario esperado en el mercado en tanto que los signos de los coeficientes indican que a mayor educación y experiencia, mayor salario, ésta última con rendimientos decrecientes.

Para el salario de reserva se postula:

$$w_{it}^* = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \text{BPAR}_{it} + \gamma_{2t} \text{BSEX} + \gamma_{3t} \text{TDESH}_{it} + \gamma_{4t} \text{INGRERMR}_{it} + \gamma_{5t} \text{INGRNLTR}_{it} + \tau_{it}$$

$$\gamma_{0t} \neq 0 \quad \gamma_{1t} < 0 \quad \gamma_{2t} \neq 0 \quad \gamma_{3t} < 0 \quad \gamma_{4t} > 0 \quad \gamma_{5t} > 0$$
(7)

Donde:

BPAR_{it} = binario para los jefes de hogar igual a 1.

BSEX_{it} = binario para el sexo (hombre=1).

TDESH_{it} = tasa de desempleo del hogar.

INGRERMR_{it} = ingresos reales del resto de miembros del hogar en cientos de miles de Diciembre de 1988.

INGRNLTR_{it} = ingresos no laborales reales del individuo en la misma base.

τ_{it} = captura la latencia y responde a gustos y preferencias individuales frente al trabajo.

En este modelo se supone que los jefes del hogar tienen un salario de reserva menor que los no jefes (por la exigencias que implica su responsabilidad frente al hogar). No todos los participantes en el mercado de trabajo tienen asociado un mismo impacto social. Por esto se considera a los jefes de hogares como fuerza de trabajo primaria y deben ser el objeto principal de la política económica en especial cuando el participante esta desempleado.

Con respecto al sexo no se anticipa teóricamente un salario de reserva diferencial entre hombres y mujeres. Si se encontrara que el salario de reserva de las mujeres fuese mayor y de allí se derivase una menor probabilidad de participación, sería importante ver que sucede en tiempo de crisis. La hipótesis del trabajador adicional indica que la fuerza de trabajo secundaria participa más en tiempo de crisis. Esto debe ser tenido en cuenta por la política económica. Para incorporar de manera directa la hipótesis del trabajador adicional se afirma que a mayores tasas de desempleo del hogar menor salario de reserva. Los ingresos no laborales que aparecen en el modelo ocio consumo, cuyo efecto es elevar el salario de reserva se incorpora en dos variables: los ingresos del resto de miembros y los no laborales del individuo.

Puesto que la decisión viene de obtener $w_{it}^m - w_{it}^*$ es evidente que los coeficientes del salario de mercado conservan su signo (lo que aumenta este salario, aumenta la probabilidad de

participación) en el modelo de participación, en tanto que los del salario de reserva cambian (lo que aumenta este salario, disminuye la probabilidad de participación). Adicionalmente en el modelo de probabilidad lineal $\theta_t = \alpha_{0t} - \gamma_{0t}$ debe ser no negativo si efectivamente es el componente macroeconómico de la probabilidad de participar.

En consecuencia la forma final del modelo en el caso del MPL:

$$\text{PARTIC}_{it} = \theta_t + \beta_{1t} \text{EDUCAT}_{it} + \beta_{2t} \text{EXPER}_{it} + \beta_{3t} \text{EXPER2}_{it}^2 + \beta_{4t} \text{BPAR}_{it} + \beta_{5t} \text{BSEX}_{it} + \beta_{6t} \text{TDESH}_{it} + \beta_{7t} \text{INGRERMR}_{it} + \beta_{8t} \text{INGRNLTR} + \eta_{it} - \tau_{it}$$

$$\theta^1 > 0 \quad \beta^1 > 0 \quad \beta^2 > 0 \quad \beta^3 < 0 \quad \beta^4 > 0 \quad \beta^5 \neq 0 \quad \beta^6 > 0 \quad \beta^7 < 0 \quad \beta^8 < 0 \quad (8)$$

Si por simplificación se agrupan las ocho variables explicatorias en el vector X_{it} y sus correspondientes coeficientes en el vector β_{it} y las perturbaciones aleatorias en U_{it} el modelo se puede especificar de manera equivalente a la expresión (1).

Además, los correspondientes modelos de elección probabilística se notarían como las expresiones (2) y (3). El énfasis en la estimación de estos modelos se ha dado en los inconvenientes del MPL en especial por las probabilidades no acotadas entre cero y uno y las eventuales varianzas negativas que resultan. Los modelos de la competencia más conocidos (el Logit y el Probit) superan estos problemas. No obstante cuando el interés son los coeficientes no se debe olvidar que los estimadores MCO en el caso del MPL son insesgados y consistentes, por lo que valdría la pena la comparación de ellos con los efectos marginales que arroja la competencia. Al respecto vale la pena anotar que existen dos alternativas de computo: el agente promedio (evaluar para la media de las variables explicatorias), y el promedio de los agentes. Greene (2000) sugiere que siempre que sea posible es mejor la segunda opción, esto es, encontrar la probabilidad marginal de cada agente y promediarla. Si se encuentra que los coeficientes γ son relativamente estables en el tiempo tendrá sentido, como ya se afirmó al inicio de esta sección, imponer la restricción de que son fijos de periodo a periodo y estimar un modelo en el conjunto de todos los periodos en el cual sólo se permita la variación del intercepto de trimestre a trimestre.

En consecuencia, para la siguiente fase de la modelación se define la variable falsa $\text{EFECTO}_t = 1$ para los individuos del periodo t y cero en otro caso; el modelo, al suponerse constante puede reespecificarse como:

$$\text{PARTC}_{it} = \sum_{t=1}^T \theta_t \text{EFECTO}_t + \beta' X_{it} + U_{it} \quad (9)$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

$$i = 1, 2, \dots, N_1 \dots \sum_{t=1}^T N_t$$

Obsérvese la gran similitud que tiene este modelo con uno de Datos de Panel con efectos fijos temporales y haciendo la salvedad de que no se trata de los mismos individuos. Desde la síntesis de esta metodología hecha por Hsiao (1986) ha sido aplicada muchas veces a situaciones donde coexisten tiempo y espacio. Castellar (1998) propone una extensión a dos dimensiones espaciales para externalidades en la economía campesina y Castellar y Uribe (2001b) lo hacen para captar externalidades en la educación. En esta ponencia lo que se sugiere es que θ_t es un efecto temporal, exógeno en el sentido de Hausman (1978), que la metodología de Datos de Panel permite identificar.

La estimación MCO del modelo es similar a las estimaciones en desviaciones respecto a las medias muestrales. Esto se debe a que las primeras T ecuaciones normales cumplen la identidad:

$$\overline{PARTIC}_t = \hat{\theta}_t + \hat{\beta}'\overline{X}_t \quad t = 1,2,\dots,T \quad (10)$$

Puesto que \overline{PARTIC}_t es la media de las decisiones de participar en un periodo, es decir que es una tasa global de participación obtenida sin la utilización de factores de expansión. Al respecto es interesante ver de una manera intuitiva la anterior ecuación: la participación agregada pasee dos componentes uno de origen microeconómico ($\hat{\beta}'\overline{X}_t$) y otro de origen macroeconómico $\hat{\theta}_t$. Obsérvese que en este nivel de agregación el componente microeconómico es el producto de los coeficientes del MPL estimado para el conjunto de todos los periodos por la media de las variables explicatorias en cada periodo; es como si se tomara un agente representativo de cada periodo y se le aplicara las probabilidades marginales de participación a cada una de sus características.

Los coeficientes $\hat{\beta}$ se obtienen estimando el modelo en desviaciones.

$$PARTIC_{it} - \overline{PARTIC}_t = \hat{\beta}'(X_{it} - \overline{X}_t) + (U_{it} - \overline{U}_t) \quad (11)$$

Obteniendo $\hat{\beta}_t$ se despeja $\hat{\theta}_t$ de la ecuación (10) y se dispone del efecto agregado; si efectivamente $\hat{\theta}_t$ corresponde al efecto macroeconómico es evidente que sus movimientos deben estar correlacionados a la TGP_t y deben estarlo de manera mucho más alta que el efecto micro pues este conjunto debe ser más estable en el corto plazo. La hipótesis central es que θ_t es el componente macro y por ende debe estar asociada a los movimientos de la TGP, esto es, la correlación simple entre ambas variables debe ser muy alta. Por contra la correlación entre la TGP y el efecto micro ($\hat{\beta}'\overline{X}_t$) debe ser baja.

Adicionalmente es posible establecer cual ha sido la contribución de cada uno de ellos al crecimiento de la tasa global. Utilizando el prefijo CR para denotar crecimiento se estima:

$$CRTGP_t = \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 CR \hat{\theta}_t + \hat{\delta}_2 CR (\hat{\beta}'\overline{X}_t) + \text{residuo} \quad (12)$$

Si el aislamiento de θ_t tiene éxito puede entonces buscarse su modelación como un efecto de naturaleza macroeconómica. El nuevo interés debe centrarse en la búsqueda de variables macroeconómicas que puedan dar cuenta de los movimientos del efecto macroeconómico. Habida cuenta que en el modelo propuesto ya se han incorporado variables que se mueven con el ciclo económico se debe ser muy cuidadoso al formular hipótesis en esta nueva perspectiva. La variable tasa de desempleo ya fue descontada en el modelo microeconómico pues se observa a nivel familiar; los ingresos del resto de miembros se deben mover en promedio de acuerdo a las fases expansivas o recesivas propias de la economía. En consecuencia, la hipótesis que se propone es que el efecto macroeconómico común a todos los individuos de un periodo se mueve de acuerdo al diferencial entre el crecimiento de la economía local (PIB del área metropolitana) y el crecimiento de la fuerza de trabajo.

Formalmente si $CRPIB_t$ denota el crecimiento del valor agregado local y $CRPET$ corresponde al de la fuerza de trabajo.

$$CR\theta_t = \lambda_0 + \lambda_1(CRPIB_t - CRPET_t) + \zeta_t \quad (13)$$

donde ζ_t es una perturbación aleatoria supuesta ruido blanco.

λ_1 es la elasticidad diferencia entre ritmos de crecimiento del PIB y de la PET, del efecto macroeconómico.

Es importante notar que el mundo econométrico de las ecuaciones (12) y (13) es muy diferente al de las ecuaciones (1) (2) y (3). Ahora se está en el terreno de las series temporales y es crucial verificar algunos supuestos.

Lo primero que hay que hacer es constatar el orden de integración de las series. Es de esperar que por tratarse de tasas de crecimiento, sean integradas de orden cero, esto es estacionarias y por ende la hipótesis de la existencia de raíces unitarias se vea rechazada. Al respecto vale la pena comentar que los test disponibles (Dickey - Fuller, por ejemplo) son poco potentes en muestras que no sean grandes. Esto quiere decir, que si en una muestra no muy grande no se rechaza la existencia de raíz unitaria, el resultado es poco confiable. No obstante, si se rechaza este resultado es confiable pues la potencia de una prueba se refiere a la probabilidad de no rechazar H_0 cuando esta es cierta.

Una vez verificado que no se trata de series estacionarias se puede efectuar la regresión y se deben realizar los test de especificación defectuosa para ver si la evidencia empírica no rechaza las hipótesis de no autocorrelación y homocedasticidad, es decir, que las perturbaciones sean esféricas y se tenga ruido blanco.

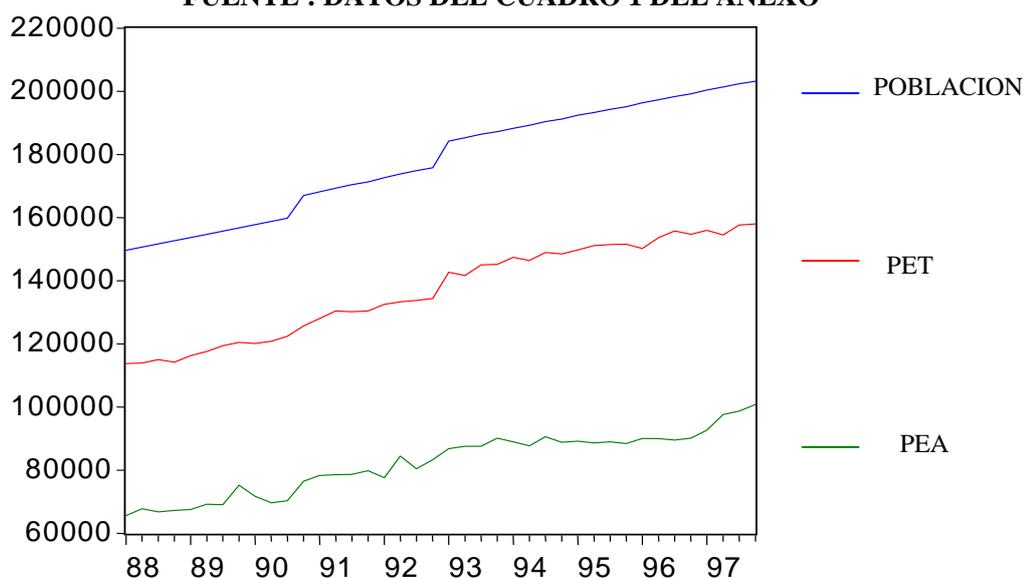
4. LA DESCRIPCIÓN DEL OBJETO DE ESTUDIO

El propósito de esta sección es dar una visión descriptiva de las principales variables que intervienen en el estudio. La evolución de la tasa global de participación será estudiada en el numeral 6.

4.1 POBLACION, FUERZA DE TRABAJO Y OFERTA LABORAL

La población del área metropolitana de Cali en el período de estudio 1988-1998 subió de 1'496.702 a 2'032.308; la población en edad de trabajar pasó de 1'137.914 a 1'580.106 y la población económicamente activa aumentó de 657.030 a 1'008.140. Los saltos que se observan en el gráfico 1 a mediados de los 90 y 92 obedecen a cambios en los factores de expansión utilizados por el DANE.

GRAFICO 1: LOS AGREGADOS DE INTERES
FUENTE : DATOS DEL CUADRO 1 DEL ANEXO

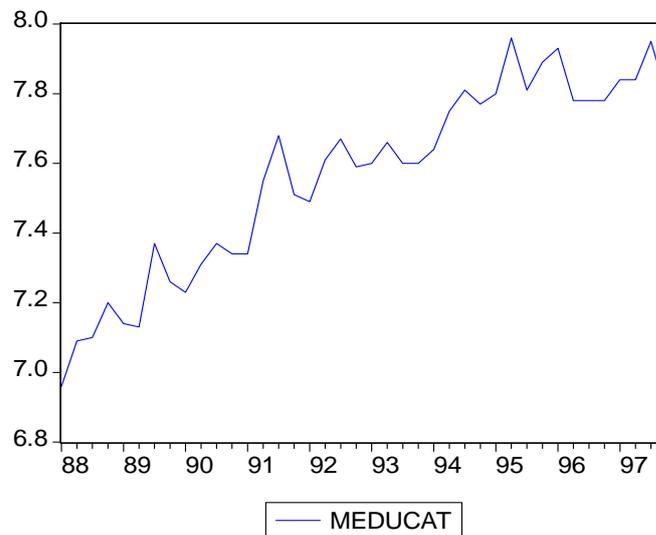


Con relación a las variables explicatorias del modelo se hará una presentación gráfica para aquellas que han tenido tendencias durante el periodo, en tanto que las que han permanecido estables se consignan en un cuadro. Los gráficos provienen de los datos del cuadro 2 del anexo.

4.2 EDUCACION

Variable que hace parte de la explicación del salario que el individuo espera en el mercado.

GRAFICO 2: MEDIA DE LA EDUCACION EN LA PET

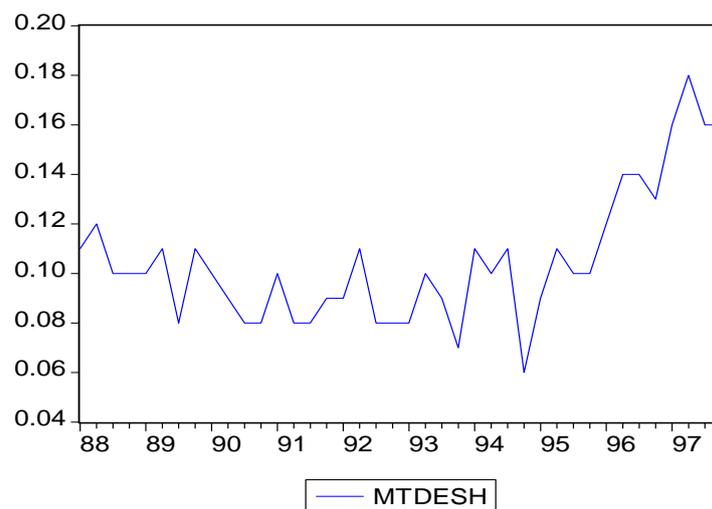


La educación media de la fuerza de trabajo se incrementó de manera sostenida en aproximadamente un año de escolaridad aprobada, pasando de 7 a 8 años en la década analizada. Es la variable explicativa que muestra la más clara de las tendencias.

4.3 TASA DE DESEMPLEO FAMILIAR

Es una variable explicativa del salario de reserva. Su origen es macroeconómico pero es descontada por el individuo vía hipótesis del trabajador adicional.

GRAFICO 3: TASA DE DESEMPLEO FAMILIAR MEDIA



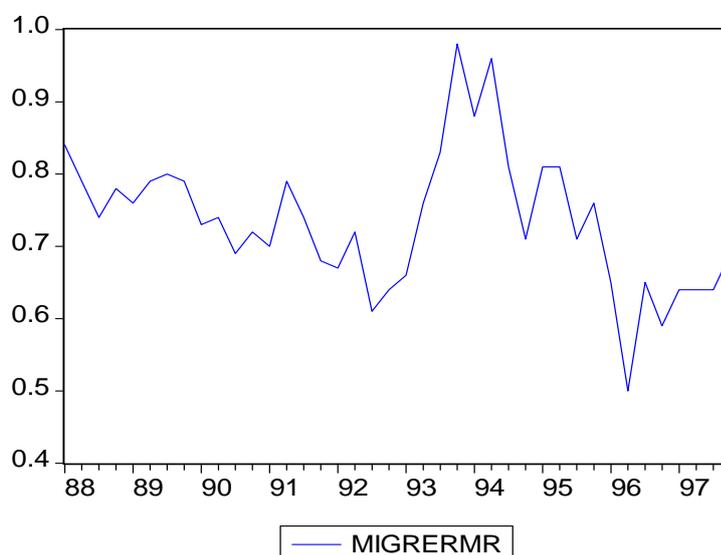
El comportamiento de la tasa de desempleo familiar tuvo una tendencia al descenso desde un 11% hasta algo más del 6% del año 94 coincidiendo con el final del ciclo expansivo de

la economía urbana. A partir de ahí se incrementa hasta alcanzar en el 98 valores cercanos al 17%. Como era de esperarse esta variable aunque está considerada a nivel familiar se mueve al unísono con la tasa de desempleo macro.

4.4 INGRESO DEL RESTO DE MIEMBROS DEL HOGAR

Variable utilizada como una de los proxys del ingreso no laboral que postula el modelo ocio consumo. La variable fue deflactada con el IPC para Cali, con base en diciembre de 1988 y está en cientos de miles de pesos constantes.

GRAFICO 4: EVOLUCION DE LOS INGRESOS MEDIOS DEL RESTO DE MIEMBROS DEL HOGAR



Los ingresos del resto de miembros también parecen moverse muy cerca del ciclo económico pues logran su máximo hacia el 94 para luego presentar una clara tendencia hacia el descenso.

4.5 OTRAS VARIABLES EXPLICATIVAS

CUADRO 1: EXPERIENCIA, SEXO, PARENTESCO E INGRESOS NO LABORALES				
TRIM	EXPER	BSEX	BPAR	INGRNL
Media	19.20942	0.457781	0.296696	0.037906
Mediana	19.17758	0.458182	0.296349	0.038273
Máximo	19.86497	0.466960	0.307139	0.056374
Mínimo	18.80140	0.448326	0.289295	0.013587
Std. Dev	0.271594	0.004288	0.004640	0.007415
Fuente: Cuadro 2 del anexo estadístico.				

El resto de las variables explicatorias, experiencia (determinante del salario potencial), el binario para el sexo, el binario para el jefe de hogar y la otra proxy para el ingreso no laboral (las cuales son explicativas del salario de reserva), han tenido un comportamiento relativamente estable en el periodo de estudio, tal cual se aprecia en los datos en el cuadro 1. La experiencia media es cercana a los 19 años, un 46% de la PET es masculina, un 30% es jefe de hogar y los ingresos no laborales medios se sitúan en el orden de los 3.800 pesos constantes de diciembre de 1988.

5. LOS EFECTOS MARGINALES A LO LARGO DEL TIEMPO

En este numeral se presenta la síntesis de las 120 estimaciones que se realizaron: el modelo de probabilidad lineal, el Logit y el Probit para cada una de las 40 encuestas. Hay que resaltar que la inmensa mayoría de los 1080 coeficientes estimados (que aparecen en los cuadros 4, 5 y 6 del anexo) presentaban razones t superiores a 7 y en algunos casos llegaban a 25 aún después de corregir con la matriz de White, robusta a la heterocedasticidad. Estos valores muy significativos por encima de los límites usuales deben ser comparados con algún criterio que penalice el tamaño de muestra. El t implícito de Schwarz, \sqrt{LnN} , indicaría un valor de 3 a todas luces superadas. Para una discusión del tema véase Castellar (1998). Para cada uno de los ocho efectos marginales se presentará un gráfico con cinco estimaciones: el MPL, el Logit y el Probit (estos dos últimos por dos caminos, agente promedio y promedio de los agentes). Adicionalmente, se consignan las estadísticas descriptivas de las mismas estimaciones.

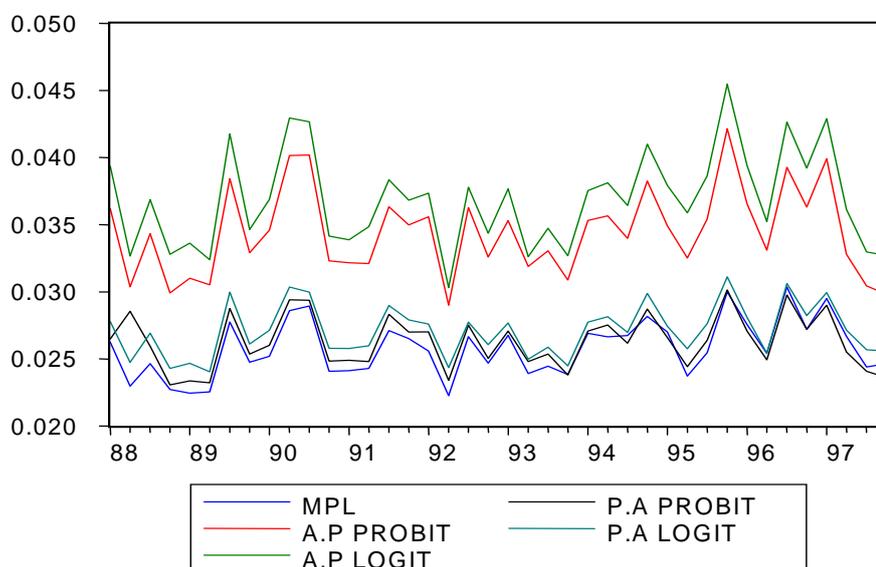
5.1 EDUCACION

Teóricamente se anticipa un signo positivo confirmado en la totalidad de los casos. El primer resultado que hay que anotar es la gran similitud que tiene la estimación del efecto marginal en la probabilidad de participar que tiene un año de educación por los tres métodos: el del modelo de probabilidad lineal, el promedio de los efectos marginales del Probit y del Logit. Esto comprueba lo que la teoría econométrica postula acerca de la insesgadez de los estimadores mínimo cuadráticos en el MPL, pudiendo afirmar que el efecto marginal buscado es del orden del 2.6%. Un año de educación adicional incrementa la probabilidad de que un individuo decida participar en el mercado de trabajo en un 2.6%.

Igualmente se comprueba, en este caso que el camino simplificado de evaluar el agente promedio (y no el promedio de los agentes) arroja sesgos en la estimación, pues se obtienen efectos marginales del orden del 3.6%. Si se recuerda que Tenjo y Ribero (1998) utilizan este segundo método y estiman valores alrededor del 3% para mujeres y del 0.4% para hombres se puede sospechar la presencia del sesgo antes notado.

En todos los casos la estimación presenta una dispersión relativa muy baja como apunta un coeficiente de variación inferior al 10% y el rango entre el 2.2% y el 3.0%.

GRAFICO 5: LA EVOLUCION DE LA PROBABILIDAD MARGINAL DE LA EDUCACION
Valor en Probabilidad Porcentual



Nota: A.P PROBIT: Modelo Probit calculado en el Agente Promedio.
 A.P LOGIT : Modelo Logit calculado en el Agente Promedio.
 P.A PROBIT: Modelo Probit calculado en el Promedio de los Agentes.
 P. A LOGIT : Modelo Logit calculado en el Promedio de lo Agentes.

CUADRO 2: PROBABILIDADES MARGINALES MEDIAS DE LA EDUCACION					
MODELO	MPL	PROMEDIO AGENTES		AGENTE PROMEDIO	
		PROBIT	LOGIT	PROBIT	LOGIT
Media	2.58	2.63	2.71	3.44	3.69
Máximo	3.03	3.02	3.11	4.22	4.55
Mínimo	2.23	2.31	2.40	2.90	3.03
Desviación	0.21	0.20	0.19	0.33	0.36
Coef. Varia	8.19	7.58	7.14	9.47	9.71

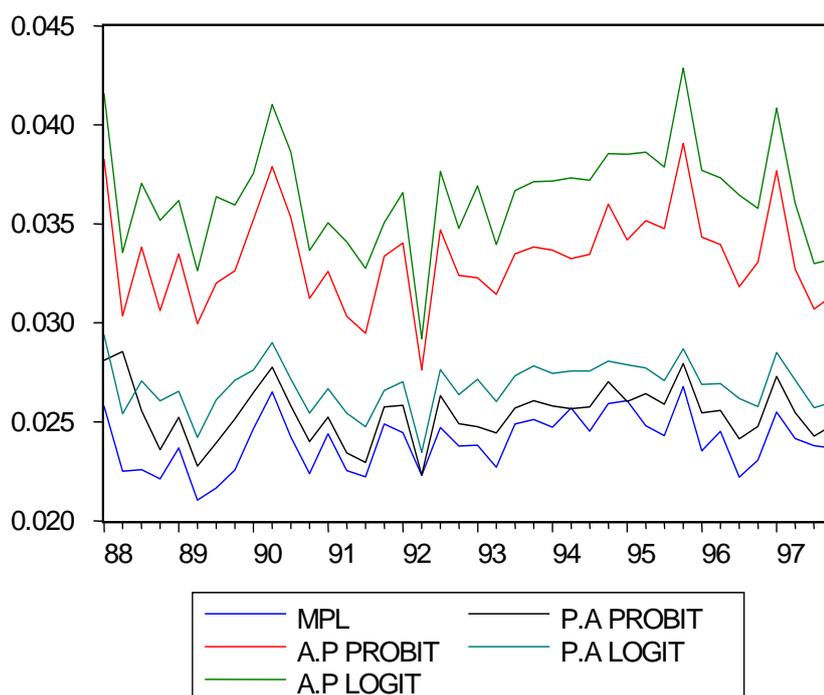
FUENTE: Cuadros 3 , 6, 7, 8 y 9 del anexo

5.2 EXPERIENCIA

El modelo anticipa un signo positivo que se contrasta en la totalidad de estimaciones. El análisis de las probabilidades marginales de la experiencia indica el mismo patrón observado con la educación. Las estimaciones del MPL (2.4% en promedio) son muy cercanas al promedio de los pertenecientes a la fuerza de trabajo vía Probit (2.5%) y Logit (2.7%). En suma son estimaciones relativamente estables con coeficientes de variación bajos.

La estimación utilizando el método del agente representativo esta muy por encima de las anteriores indicando promedios en 3.3% y 3.6% poniendo en evidencia el sesgo antes comentado.

GRAFICO 6: LA EVOLUCION DEL EFECTO MARGINAL DE LA EXPERIENCIA
Valor en Probabilidad Porcentual



Nota: A.P. PROBIT: Modelo Probit calculado en el Agente Promedio.
 A.P. LOGIT : Modelo Logit calculado en el Agente Promedio.
 P.A. PROBIT: Modelo Probit calculado en el Promedio de los Agentes.
 P. A. LOGIT : Modelo Logit calculado en el Promedio de los Agentes.

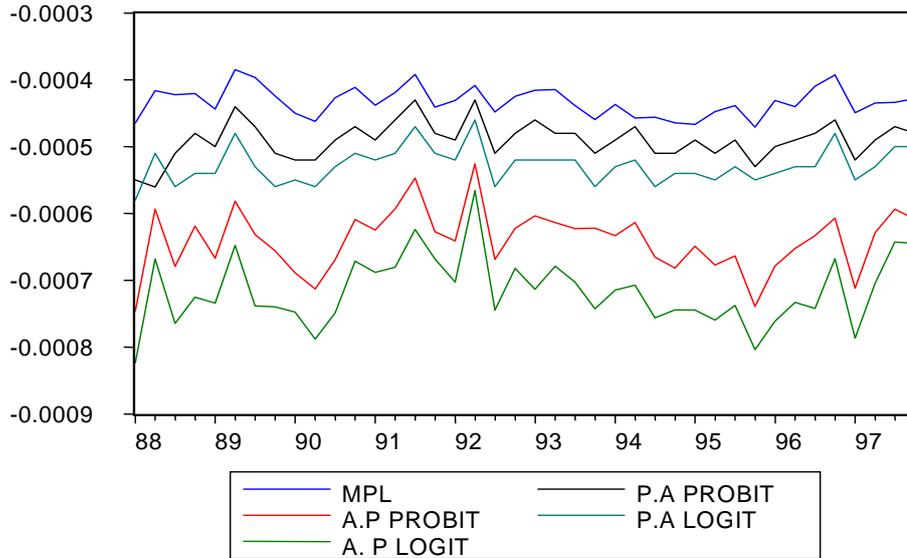
CUADRO 3 : EFECTOS MARGINALES MEDIOS DE LA EXPERIENCIA					
MODELO	MPL	PROMEDIO AGENTE		AGENTE PROMEDIO	
		PROBIT	LOGIT	PROBIT	LOGIT
Media	2.40	2.54	2.68	3.33	3.64
Máximo	2.68	2.85	2.94	3.91	4.29
Mínimo	2.10	2.23	2.35	2.76	2.92
Desviación	0.14	0.14	0.12	0.24	0.27
Coef. Varia	5.89	5.62	4.61	7.33	7.30

FUENTE: Cuadro 3, 6, 7, 8 y 9 del anexo.

5.3 EXPERIENCIA AL CUADRADO

Del cuadrado de la experiencia se formula teóricamente un signo negativo que se observará en todos los modelos estimados.

GRAFICO 7: EVOLUCION DE LA EXPERIENCIA AL CUADRADO
Valor en Probabilidad Porcentual



Nota: A.P PROBIT: Modelo Probit calculado en el Agente Promedio.
 A.P LOGIT : Modelo Logit calculado en el Agente Promedio.
 P.A PROBIT: Modelo Probit calculado en el Promedio de los Agentes.
 P. A LOGIT : Modelo Logit calculado en el Promedio de los Agentes.

CUADRO 4: EFECTO DE LA EXPERIENCIA AL CUADRADO					
MODELO	MPL	PROMEDIO AGENTE		AGENTE PROMEDIO	
		PROBIT	LOGIT	PROBIT	LOGIT
Media	-0.04	-0.05	-0.05	-0.06	-0.07
Máximo	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Mínimo	-0.05	-0.06	-0.06	-0.07	-0.08
Desviación	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
Coef. Varia	-5.06	-5.71	-5.02	-7.23	-7.28

FUENTE: Cuadro 3,6,7,8 y 9 del anexo.

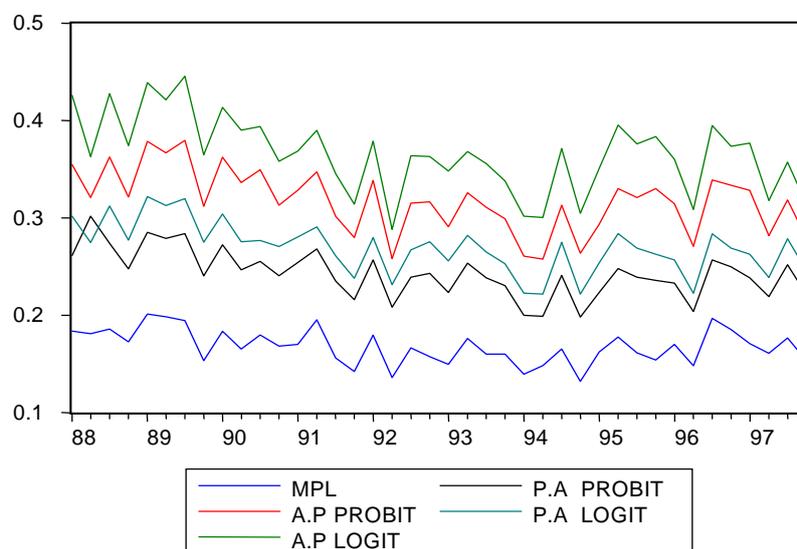
El efecto marginal del cuadrado de la experiencia indica que la probabilidad marginal de participar que genera un año de experiencia declina a razón del 0.05% por año. Si se combina esta información con la del cuadro anterior se tiene que cada año de experiencia adicional incrementa la probabilidad de participar hasta que se tengan 24 años, a partir de

la cual la probabilidad de participar disminuirá (viene de 2.4% del efecto marginal dividido entre dos veces el de la experiencia al cuadrado (0.05%)).

5.3 RELACION CON EL JEFE DE HOGAR

La teoría indica que los jefes de hogar tienen una mayor probabilidad de participar, dado su menor salario de reserva. Los datos apoyan esta estimación en la totalidad de los casos. El MPL sugiere un 17% más de probabilidad de participar de un jefe de hogar frente a uno no jefe. El promedio de los agentes modelado por el Probit y el Logit señalan una probabilidad adicional del 25%, mientras que el efecto del agente promedio se ubica alrededor del 34%. Este es el único caso en el que hay una diferencia importante entre la estimación MCO y la de Máxima Verosimilitud. La sobreestimación del agente promedio se mantiene.

GRAFICO 8: EVOLUCIÓN DEL EFECTO DEL BINARIO PARENTESCO.
Valor en Probabilidad Porcentual



Nota: A.P. PROBIT: Modelo Probit calculado en el Agente Promedio.
A.P. LOGIT : Modelo Logit calculado en el Agente Promedio.
P.A. PROBIT: Modelo Probit calculado en el Promedio de los Agentes
P. A. LOGIT : Modelo Logit calculado en el Promedio de los Agentes.

CUADRO 5: EFECTO MARGINAL DEL PARENTESCO					
MODELO	MPL	PROMEDIO AGENTE		AGENTE PROMEDIO	
		PROBIT	LOGIT	PROBIT	LOGIT
Media	16.79	24.28	26.93	31.76	36.56
Máximo	20.14	30.18	32.20	37.95	44.54
Mínimo	13.19	19.80	22.17	25.77	28.81
Desviación	1.77	2.46	2.62	3.24	3.93
Coef. Varia	10.55	10.12	9.72	10.22	10.74

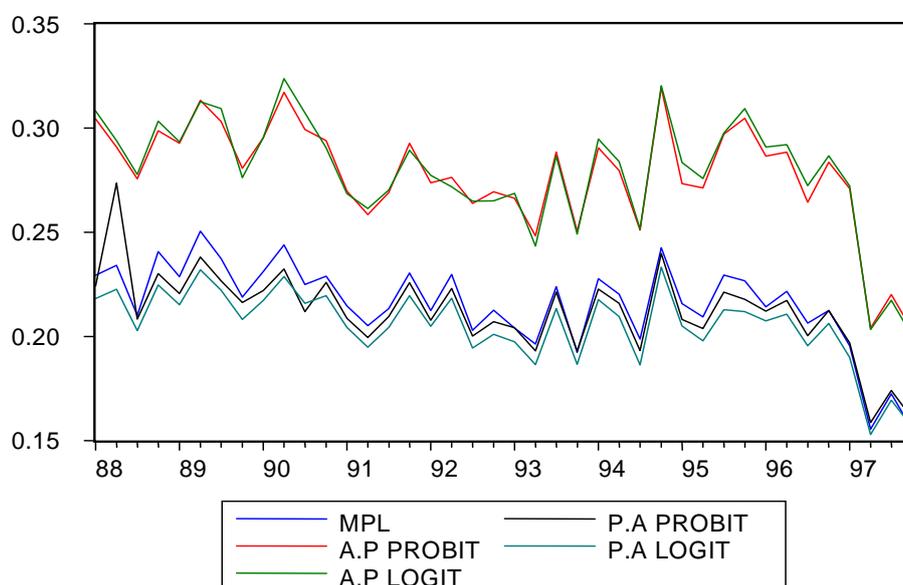
FUENTE: Cuadros 3,6, 7,8 y 9 del anexo.

Si en promedio los jefes de hogar tienen una mayor probabilidad de participación, cercana al 20% con respecto a los no jefes se verifica su menor salario de reserva. Si se encontrase a su vez que el porcentaje de ellos en la población desempleada es menor, se confirmaría la idea de que deben aceptar propuestas en inferiores condiciones pues no tienen quien les financie la búsqueda y tienen personas a su cargo. En el diseño de la política económica en tiempos de crisis en el anterior aspecto debe ser tenido en cuenta.

5.4 EL EFECTO MARGINAL DEL SEXO

Con relación al sexo no se anticipó un signo teórico, dejando que la evidencia empírica ilustrara el sentido del efecto marginal de los hombres frente a las mujeres. Las estimaciones vuelven a coincidir por los tres caminos que lo han venido haciendo. Se encuentra una mayor probabilidad de participar en el mercado de trabajo cuando se es hombre con una media del 21%. No obstante, este efecto diferencial ha variado en el tiempo pues desde inicios del 88 hasta el 94 estaba alrededor del 22% para situarse luego en el 15% a finales del 97. Si se asume la explicación de que el diferencial en este efecto marginal obedece a que las mujeres tienen un salario de reserva más alto podría decirse que éste ha venido disminuyendo en especial a partir del año 95. Una explicación de esto podría estar asociado al papel de las mujeres durante la crisis económica.

GRAFICO 9: EVOLUCION DEL EFECTO MARGINAL DEL BINARIO SEXO
Valor en Probabilidad Porcentual



Nota: A.P. PROBIT: Modelo Probit calculado en el Agente Promedio
 A.P. LOGIT : Modelo Logit calculado en el Agente Promedio
 P.A. PROBIT: Modelo Probit calculado en el Promedio de los Agentes
 P. A. LOGIT : Modelo Logit calculado en el Promedio de los Agentes.

CUADRO 6: EFECTO MARGINAL MEDIO DEL SEXO					
MODELO	MPL	PROMEDIO AGENTE		AGENTE PROMEDIO	
		PROBIT	LOGIT	PROBIT	LOGIT
Media	21.55	21.20	20.54	27.75	27.89
Máximo	25.05	27.35	23.32	31.95	32.37
Mínimo	15.50	15.88	15.29	20.26	19.97
Desviación	2.11	2.04	1.80	2.66	2.81
Coef. Varia	9.80	9.64	8.78	9.58	10.08

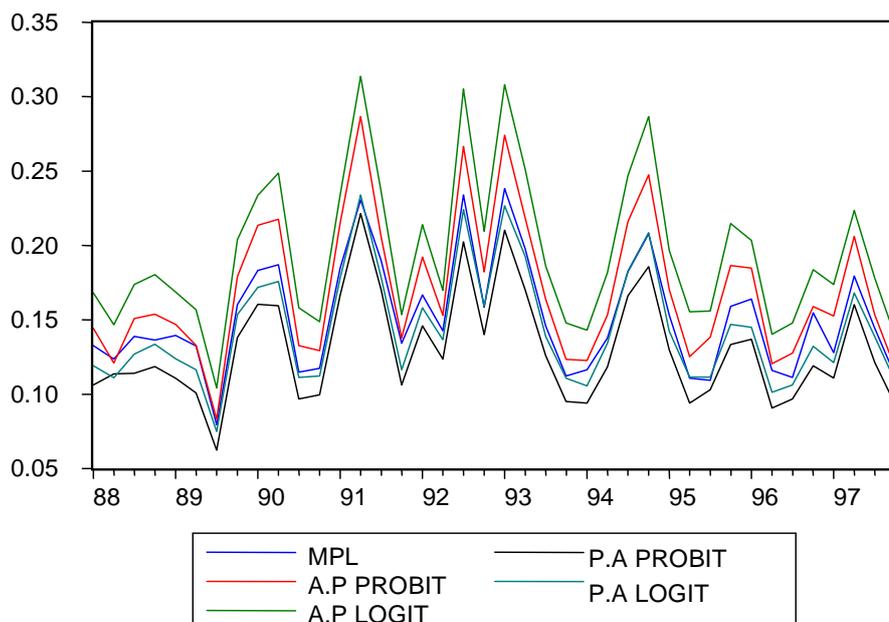
FUENTE: Cuadro 3,6, 7, 8 y 9 del anexo.

5.5 EL EFECTO MARGINAL DE LA TASA DE DESEMPLEO FAMILIAR

La hipótesis del trabajador adicional postula que cuando aumenta la tasa de desempleo, disminuyendo los ingresos del hogar, el salario de reserva de sus miembros disminuye aumentando la probabilidad de que cada individuo decida participar en el mercado de trabajo.

Aunque inicialmente se formuló como un factor agregado hoy día se incluye como variable individual vía el computo de la tasa de desempleo del hogar. La hipótesis es plenamente corroborada para el área metropolitana de Cali. En promedio se puede afirmar que el efecto marginal del aumento del 100% en la tasa de desempleo familiar induce un 15% de probabilidad de participar. Este coeficiente y los que siguen muestran un poco más de variabilidad relativa respecto a los hasta ahora analizados debido a su origen macroeconómico.

GRAFICO 10: TASA DE DESEMPLEO DEL HOGAR
Valor en Probabilidad Porcentual



Nota: A.P PROBIT: Modelo Probit calculado en el Agente Promedio.
 A.P LOGIT : Modelo Logit calculado en el Agente Promedio.
 P.A PROBIT: Modelo Probit calculado en el Promedio de los Agentes.
 P. A LOGIT : Modelo Logit calculado en el Promedio de lo Agentes.

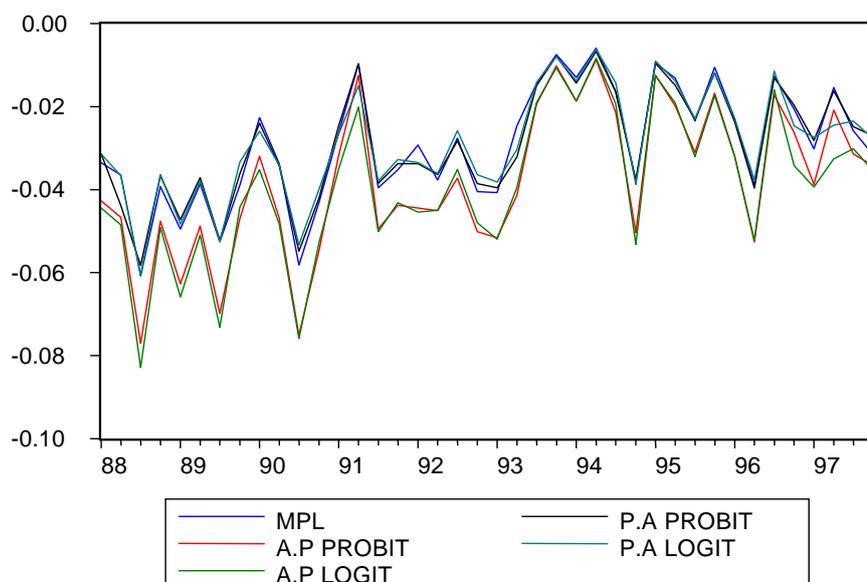
CUADRO 7: EVOLUCION DEL EFECTO DE LA TASA DE DESEMPLEO DEL HOGAR					
MODELO	MPL	PROMEDIO AGENTE		AGENTE PROMEDIO	
		PROBIT	LOGIT	PROBIT	LOGIT
Media	15.17	13.03	14.37	17.01	19.48
Máximo	23.82	22.14	23.39	28.67	31.36
Mínimo	7.93	6.23	7.48	8.33	10.42
Desviación	3.74	3.62	3.78	4.73	5.07
Coefficiente	24.69	27.79	26.28	27.80	26.04

FUENTE: Cuadros 3, 6,7,8 y 9 en el anexo.

5.6 EL EFECTO MARGINAL DEL INGRESO DEL RESTO DE MIEMBROS DEL HOGAR

Esta y la siguiente variable buscan captar el papel teórico que los ingresos no laborales juegan en la elección entre participar o no. Son factores que afectan el salario de reserva y se supone que tienen un efecto positivo en el mismo y por ende de signo contrario en la probabilidad de ir a la población económicamente activa. El signo negativo se obtiene en las 120 estimaciones y de acuerdo al MPL el aumento de cien mil pesos constantes de 1988 en los ingresos del resto de miembros disminuye en 2.9% la probabilidad de participar.

GRAFICO 11: INGRESO DEL RESTO DE MIEMBROS REAL DEL HOGAR
Valor en Probabilidad Porcentual



Nota: A.P PROBIT: Modelo Probit calculado en el Agente Promedio
 A.P LOGIT : Modelo Logit calculado en el Agente Promedio
 P.A PROBIT: Modelo Probit calculado en el Promedio de los Agentes
 P. A LOGIT : Modelo Logit calculado en el Promedio de lo Agentes.

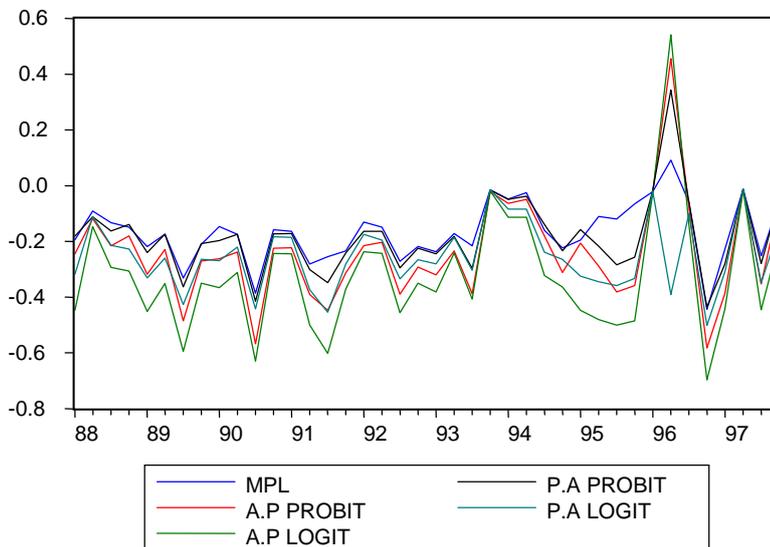
CUADRO 8: EVOLUCION DEL EFECTO DEL INGRESO REAL DEL RESTO DE MIEMBROS DEL HOGAR					
MODELO	MPL	PROMEDIO AGENTE		AGENTE PROMEDIO	
		PROBIT	LOGIT	PROBIT	LOGIT
Media	-2.92	-2.91	-2.89	-3.80	-3.92
Máximo	0.59	0.67	0.62	0.00	0.00
Mínimo	-6.08	-5.83	-6.06	-7.71	-8.29
Desviación	1.41	1.34	1.30	1.76	1.78
Coef. Varia	-48.27	-46.01	-44.96	-46.20	-45.47

FUENTE: Cuadro 3,6,7,8 y 9 en el anexo.

5.7 EL EFECTO DEL INGRESO NO LABORAL

El signo negativo que se anticipa teóricamente se obtuvo en 39 trimestres y sólo en un caso los coeficientes de los tres modelos dieron valores positivos, aunque no significativos. En promedio se encontró que un incremento en el ingreso no laboral del individuo de cien mil pesos constantes de diciembre de 1988 se tradujo en una disminución del 17% en la probabilidad de ir a la fuerza laboral.

GRAFICO 12: INGRESO REAL NO LABORAL TOTAL
 Valor en Probabilidad Porcentual



Nota: A.P PROBIT: Modelo Probit calculado en el Agente Promedio
 A.P LOGIT : Modelo Logit calculado en el Agente Promedio
 P.A PROBIT: Modelo Probit calculado en el Promedio de los Agentes
 P. A LOGIT : Modelo Logit calculado en el Promedio de lo Agentes.

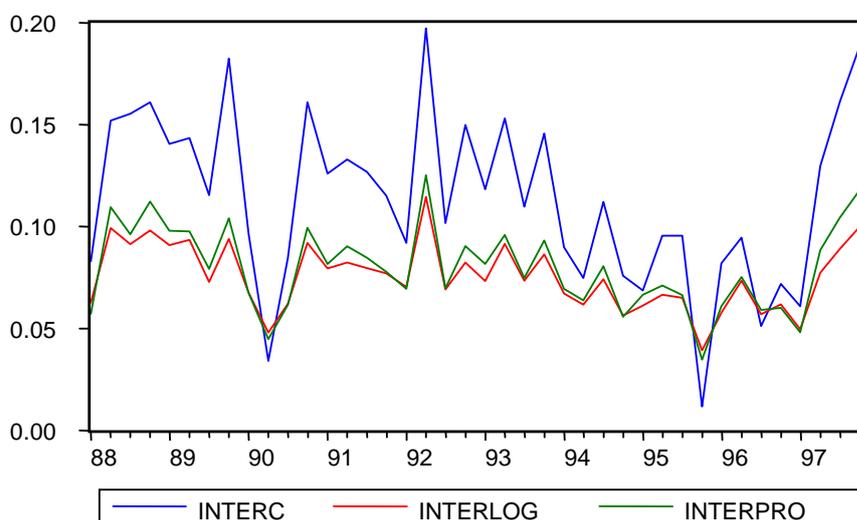
CUADRO 9: EVOLUCION DEL EFECTO DEL INGRESO NO LABORAL					
MODELO	MPL	PROMEDIO AGENTE		AGENTE PROMEDIO	
		PROBIT	LOGIT	PROBIT	LOGIT
Media	-16.61	-18.39	-25.44	-24.20	-31.98
Máximo	9.11	34.34	1.16	45.59	54.15
Mínimo	-44.37	-43.62	-50.18	-58.23	-69.72
Desviación	10.56	13.52	12.12	18.06	21.69
Coef. Varia	-63.55	-73.52	-47.64	-74.63	-67.83

FUENTE: Cuadros 3,6,7,8 y 9 del anexo.

5.8 EVOLUCION DEL INTERCEPTO

En el análisis del intercepto hay que puntualizar de nuevo la diferencia entre su significado en el MPL y en los modelos Logit y Probit. En el primer caso el intercepto es una probabilidad sistemática de la participación que tienen los individuos independiente de sus características microeconómicas, pero permitiendo que los otros coeficientes del modelo varíen período a período. El intercepto del logit y del probit es el valor de la estimación para μ_t en las ecuaciones (2) y (3). Para convertir la anterior estimación en la probabilidad sistemática común a todos los individuos de la muestra es preciso evaluar $F(\hat{\mu}_t)$, la cual es la normal acumulada en el caso del probit y el logit en el segundo caso. Intentar una explicación del intercepto por otra vía como lo hacen Santa María y Rojas (2001) induce un error de interpretación.

GRAFICO 13: EL INTERCEPTO
Valor en Probabilidad Porcentual



Los resultados de la anterior evaluación y los del MPL se aprecian en el gráfico 13. La interpretación correcta de estos coeficientes es que son probabilidades comunes a todos los componentes de la fuerza de trabajo de participar en su mercado. Como cada estimación proviene de uno de los cuarenta trimestres, se permite que los otros coeficientes del modelo también varíen.

CUADRO 10: ESTADÍSTICAS MEDIAS DEL INTERCEPTO			
MODELO	MPL	INTER PROBIT	INTER LOGIT
Media	11.36	7.97	7.52
Máximo	19.72	12.52	11.45
Mínimo	1.17	3.49	3.93
Desviación	4.21	2.07	1.63
Coefficiente de Variación	37.06	0.26	0.22

FUENTE: Cuadros 3,7,8, 9 y 10 en el anexo.

Nuevamente se aprecia que los tres modelos de elección binaria arrojan coeficientes que se mueven de manera acompasada. La correlación simple entre el intercepto del modelo lineal con el equivalente del probit y del logit es de 0.97, en tanto que entre estos dos últimos es de 0.98, confirmando que el cálculo realizado es el correcto.

En el caso lineal, el intercepto ha fluctuado entre 1.2 y el 19.7% mientras que los de la competencia han sido más estables variando entre 3.5 y 8%. Dado que se encuentra este efecto que los autores identifican como el componente macroeconómico de la participación, es conveniente entonces intentar aislarlo con una muestra que contenga todos los períodos y un modelo en el cual todos los coeficientes, exceptuando un intercepto temporal, sean fijos para cada variable.

6. EL EFECTO MACRO ECONÓMICO: ESTIMACIÓN Y EXPLICACIÓN

En esta sección se aísla el efecto macroeconómico mediante la utilización del conjunto de las observaciones. Posteriormente, se muestra su alta correlación con la Tasa Global de Participación y finalmente se estima el modelo macroeconómico que da cuenta de los movimientos de este efecto.

El modelo ya verificado para las 40 encuestas se estima como una sola muestra. En la primera parte del cuadro 11 se consignan los resultados de estimar el modelo con un intercepto constante. Es decir que equivale a suponer la inexistencia de un efecto macroeconómico diferencial. Antes de analizar los resultados hay que traer a colación el significado de las razones t tan altas que resultan. No debe confundirse esto a la ligera con mejor significancia, lo que sucede es que a medida que el tamaño de muestra crece aumenta la probabilidad de rechazar H_0 , pues la varianza del estimador se hace más pequeña. En este caso el t implícito de Schwarz (3.530 para el tamaño no muestral de 273.845) es de las pocas alternativas para intentar aumentar el valor de la razón t crítica. No obstante, lo anterior en este caso lo que se tiene es una confirmación de lo ya obtenido trimestre a trimestre y los coeficientes estimados son cercanos a los promedio de cada uno de ellos cuando se estimaron por separado (última columna del mismo cuadro).

De acuerdo con el modelo del cuadro 11, un año de educación induce 2.5% de mayor probabilidad de participación, el primer año de experiencia lo hace en 2.4%, los jefes de hogar tienen un 17% más de la misma probabilidad, los hombres un diferencial del 22%; un incremento de la tasa de desempleo familiar en un 10% se asocia con un incremento de

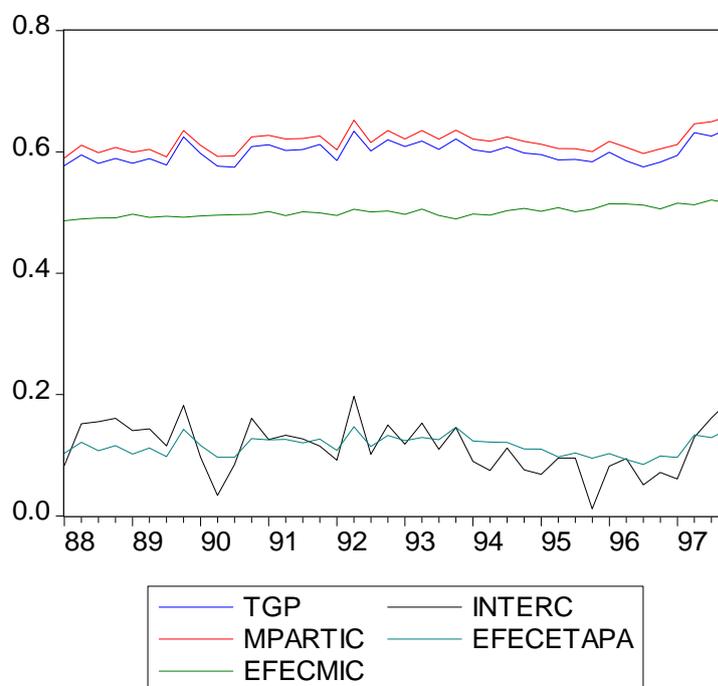
1.5% de la probabilidad de participar, en tanto que los aumentos en cientos de miles de pesos reales de diciembre de 1988 en los ingresos del resto de miembros y de los ingresos no laborales inducen descensos del 2 y 8% en la misma probabilidad. Sólo en el coeficiente asociado a esta última variable se encuentra una diferencia apreciable entre el modelo conjunto y el promedio de los modelos trimestrales.

CUADRO 11 : EL MODELO PARA TODO EL PERIODO							
	SIN EFECTOS MACRO			CON EFECTOS MACRO			Promedio Periodos
Variable	Coef.(%)	Razon t	NSC	Coef.(%)	Razon t	NSC	(%)
Educat	2.46	105.6	0.0000	2.46	105.3	0.0000	2.58
Exper	2.39	163.2	0.0000	2.39	163.4	0.0000	2.40
Exper2	-0.04	-186.4	0.0000	-0.04	-186.5	0.0000	-0.04
Bpar	16.96	75.75	0.0000	16.93	75.65	0.0000	16.79
Bsex	21.64	122.1	0.0000	21.65	122.2	0.0000	21.55
Tdesh	14.74	40.46	0.0000	14.77	40.33	0.0000	15.17
Ingrermr	-1.99	-31.7	0.0000	-2.02	-31.9	0.0000	-2.9
Ingrnltr	-8.43	-33.6	0.0000	-8.46	-33.7	0.0000	-16.61
Interc	0.1161	41.73	0.0000				11.36
SCR	46691.8			46623.5			
R² ajust.	27.86%			72.40%			
Fc	13217.5		0.0000	14962.72		0.0000	
Test Efecto Macro				Fc: 10.03		0.0000	
Num. observaciones	273845			273845			
Fuente: Cálculos en SPSS, base de datos del proyecto COLCIENCIAS, CIDSE							

En la segunda parte del mismo cuadro se encuentra la estimación del modelo de efectos fijos temporales de la ecuación (9) de la tercera sección de la ponencia. Un test convencional de la F para verificar la hipótesis conjunta de que los efectos diferenciales de cada período no son significativos, indica un claro rechazo de la misma. Es muy importante observar que no hay cambios en los coeficientes estimados de ambos modelos, lo cual sugiere que los efectos temporales de origen macroeconómico son exógenos en el sentido de Hausman. Esto quiere decir que el efecto macroeconómico es independiente de las variables explicatorias de origen microeconómico.

Para visualizar lo que hasta ahora se ha logrado aislar se construye el gráfico 14. En este gráfico se distinguen dos aproximaciones a la Tasa Global de Participación: la que se obtiene al usar los factores de expansión (TGP) y que viene del promedio de participaciones (MPARTIC). También se incluye el efecto microeconómico (EFEMIC) obteniendo como $\hat{\beta}\bar{X}_i$ viniendo los β s del modelo de efectos fijos. Finalmente se colocan dos aproximaciones al efecto macro: el intercepto de cada uno de los MPL estimados (INTERC) y el que resulta de imponer constancia en lo micro y admitir variación en lo macro (EFECETAPA).

GRAFICO 14: LA TGP Y SUS COMPONENTES MICRO Y MACRO



El gráfico es muy elocuente, la TGP y MPARTIC se mueven acompasadas con lo cual el efecto de la expansión en un modelo econométrico no sería relevante. El efecto microeconómico es muy estable a lo largo de la década analizada. Con relación al efecto macroeconómico se observa nítidamente como la opción del modelo conjunto y efectos temporales fijos (EFECETAPA) se mueve muy asociada al comportamiento de la tasa global de participación, confirmando intuitivamente que se trata de un fenómeno de la dimensión agregada de la economía.

Vale la pena entonces buscar las correlaciones simples para constatar empíricamente lo que la gráfica ha dicho, la TGP y EFECETAPA se mueven juntas en tanto que EFECMIC tiene un movimiento independiente. Estas correlaciones se observan en el cuadro 12.

CUADRO 12: CORRELACIÓN SIMPLE ENTRE LA TGP Y LOS EFECTOS				
	TGP	EFECMIC	INTRC	EFECETAPA
TGP	1.000000	0.284329	0.644910	0.913864
EFECMIC	0.284329	1.000000	-0.133015	-0.109186
INTRC	0.644910	-0.133015	1.000000	0.749359
EFECETAPA	0.913864	-0.109186	0.749359	1.000000
Fuente: Cálculos en EViews, base de datos del proyecto COLCIENCIAS, CIDSE				

El efecto microeconómico no está correlacionado con la tasa global de participación, es decir, sus movimientos son estadísticamente independientes. Cosa contraria sucede con el efecto macroeconómico, si este se obtiene de cada trimestre por separado la correlación es 0.64, en tanto que si se computa de la estimación conjunta de los 40 trimestres arroja el valor de 0.91.

Se está ahora en condiciones de pasar a la etapa final de la metodología propuesta: Modelar el efecto macro teniendo en cuenta lo planteado por las ecuaciones (10) y (11), ecuaciones de series temporales.

Como se anotó en la sección 3 de esta misma ponencia es preciso verificar el grado de integración de las series. Para ello se efectúa un test de Dickey Fuller (D.F) para ver si rechazó ó no la existencia de una raíz unitaria (serie integrada de orden uno). De rechazarse la anterior hipótesis se tiene una serie estacionaria que puede incluirse en un modelo de regresión con otras variables que también lo sean.

Los anteriores contrastes se resumen en el cuadro 13, además de otra información relevante de las cinco series cronológicas que se consideran. La notación indica:

$CRTGP_t$: Crecimiento trimestral de la participación media.

$CRPARTIM_t$: Crecimiento trimestral de la participación media.

$CREFEMIC_t$: Crecimiento trimestral del componente microeconómico.

$CREFETA_t$: Crecimiento trimestral del componente macroeconómico.

$DRCRPIPET_t$: Crecimiento del PIB local menos el crecimiento de la PET.

En las cinco variables se rechaza la existencia de una raíz unitaria (el proceso generador de datos no tiene intercepto ni tendencia). Adicionalmente, son variables con media cero y un bajo coeficiente de variación, y la hipótesis de que fueron generadas por una distribución muestral no resulta rechazada por los datos.

En consecuencia pueden hacer parte de modelos de regresión con variables de similares características. En este contexto lo primero que se quiere es verificar la ecuación (10) que no corresponde a una relación causal sino que busca estimar el efecto medio que el crecimiento de cada uno de los componentes ha tenido en el crecimiento de la participación.

En el cuadro 14 se pueden apreciar los resultados de la regresión con las dos formas de aproximación del agregado para participación. En la primera parte se tiene la estimación cuando la variable dependiente es el crecimiento de la participación media. En promedio el comportamiento micro ha sido un 82.8% de la participación media, en tanto que el macro tendría un peso del 17.9%. Cuando se expanden las ponderaciones que indican el modelo son 70.4% y 19.2%.

CUADRO 13: CONTRASTE DE ESTACIONARIEDAD DE LAS VARIABLES MODELADAS					
ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS					
	CRTGP	CRPARTIM	CREFEMIC	CREFETA	DRCRPIPET
MEDIA	0.0030	0.0032	0.0015	0.0198	0.0040
DESVI	0.0315	0.0295	0.0110	0.1611	0.0593
C.V (%)	10.5	9.22	7.33	8.14	14.8
Test Jarque Bera	3.71	3.55	1.86	6.79	0.98
NSC (%)	15.66	16.96	39.37	3.35	61.14
TEST DE DICKEY FULLER					
VALORES CRÍTICOS PARA EL RECHAZO DE LA HIPÓTESIS DE EXISTENCIAS DE UNA RAIZ UNITARIA, SIN INTERCEPTO Y SIN TENDENCIA					
1% → -2.62		5% → -1.95		10% → -1.62	
TEST	CRTGP	CRPARTIM	CREFEMIC	CREFETA	DRCRPIPET
D.F	-5.27	-5.16	-4.76	-5.92	-6.57
DECISIÓN	Rechaza H_0	Rechaza H_0	Rechaza H_0	Rechaza H_0	Rechaza H_0
FUENTE: Listados de Eviews con base en el cuadro 10 del Anexo.					

La distancia con respecto a la suma cien aumenta en este segundo caso por el "error" que induce a la expansión. En los dos casos son estimaciones bien comportadas. Los tres test de autocorrelación: Durbin Watson, Q de Lyung Box y LM de Multiplicadores de Lagrange no rechaza la hipótesis de ausencia de autocorrelación lineal de primer orden. Igualmente el test W de White no permite rechazar la hipótesis de homocedasticidad.

Finalmente se quiere presentar la estimación del modelo de la ecuación (13), el cual intenta explicar la dinámica del componente macroeconómico en función de la diferencia del crecimiento entre el PIB local y la fuerza de trabajo. Como proxy del valor agregado en Cali-Yumbo, se restó del PIB departamental el producto generado en todo el sector primario.

CUADRO 14: CRECIMIENTO DE LA PARTICIPACION EN FUNCIÓN DE SUS COMPONENTES						
CRECIMIENTO DE LA PARTICIPACION MEDIA				CRECIMIENTO DE LA TASA GLOBAL DE PARTICIPACIÓN		
	COEF	t	NSC (%)	COEF	t	NSC (%)
CONSTANTE	-0.0016	-2.89	0.6	-0.0018	-2.08	4.51
MICRO	0.8277	16.68	0.00	0.7042	8.72	0.00
MACRO	0.1787	52.93	0.00	0.1915	34.87	0.00
R²	98.7			97.0		
D.W	2.38			2.48		
Q	1.89		16.90	3.16		7.5
LM	1.80		18.87	3.06		8.89
W	12.8		1.22	3.87		42.3
FUENTE: Listados en Eviews con base en el cuadro 10 del anexo.						

Los resultados del cuadro 15 indican que al 1.5% de significación se rechaza la hipótesis de que el anterior diferencial de crecimiento no afecta el componente macroeconómico. Los tres test de autocorrelación tampoco rechazan al 2% la hipótesis de autocorrelación lineal de primer orden. Tampoco permite el test de White el rechazo de la hipótesis de homocedasticidad. Se tienen entonces perturbaciones estacionarias (el Dickey-Fuller para el residuo rechaza una raíz unitaria) y un ruido blanco. La inferencia estadística se puede llevar a cabo sin problemas.

CUADRO 15: EL CRECIMIENTO DEL EFECTO MACRO COMO FUNCION DEL DIFERENCIAL DE CRECIMIENTO ENTRE EL PIB Y LA PET				
	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	RAZON t	NSC (%)
C	0.0156	0.0241	0.64	52.1
DCRPIPET	1.0678	0.4108	2.60	1.3
R²	15.4	Q	4.74	3.0
\overline{R}^2	13.2	TM	5.22	2.8
D.W	2.61	W	3.38	18.4
TEST DICKEY Y FULLER PARA EL RESIDUO DE LA REGRESIÓN			-4.68	
FUENTE: Cálculos de Eviews a partir del cuadro 10 del anexo.				

La dinámica del componente macroeconómico de la tasa global de participación parece estar gobernada por las dinámicas relativas de la economía y de la demografía. La hipótesis

de que la parte macroeconómica de la participación ha sido proactiva en la década estudiada no resulta rechazada por la evidencia empírica. Adicionalmente la hipótesis de que la correspondiente elasticidad es unitaria tampoco la contradicen los datos, con lo cual puede afirmarse que un aumento del 1% en el diferencial de crecimiento de la economía frente al crecimiento de la fuerza laboral, se ha traducido en un incremento del 1% en el componente macroeconómico.

7. CONCLUSIONES

- El análisis de la participación en el mercado laboral permite descomponer la tasa global en dos efectos: uno de origen microeconómico inducido por las decisiones individuales; otro de naturaleza macroeconómica que es común a todos los individuos de un período. Este resultado tiene un fundamento en la idea de que la tasa global de participación es una probabilidad expost, promedio de probabilidades individuales que tienen un componente sistemático.
- El componente microeconómico está asociado con características personales (educación, experiencia, experiencia al cuadrado, posición en el hogar, sexo e ingresos no laborales percibidos) y con variables asociadas con el hogar (tasa de desempleo del hogar e ingresos del resto de miembros). Todas las variables señaladas resultan significativas y con los signos anticipados por el modelo teórico. En el área metropolitana de Cali un año adicional de educación incrementa la probabilidad de participar en un 2.5%, un año adicional de experiencia lo hace en el 2.4%, con rendimientos marginales decrecientes a razón de 0.05% por año; la jefatura del hogar aumenta la probabilidad de participar en el 17%, el ser hombre aumenta esta probabilidad en el 22%, el aumento de la tasa de desempleo del hogar en un 10% aumenta la probabilidad de participar en cerca del 1.5%, las personas que reciben ingresos no laborales participan menos en el mercado de trabajo a razón de 8% menos por cada cien mil pesos constantes de diciembre de 1988. Igual fenómeno sucede con los ingresos del resto de miembros del hogar, que disminuyen la participación de un individuo en un 2% cuando dichos ingresos aumentan también en cien mil pesos reales de diciembre de 1988.
- Los resultados microeconómicos obtenidos son muy robustos en todo sentido. No dependen del modelo probabilístico elegido y se mantienen a lo largo de las 40 encuestas.
- Un análisis de correlación entre el efecto macro y la TGP muestra que esta última está altamente correlacionada con los efectos por etapa (0.91). Por el contrario, el efecto micro tiene una correlación muy baja con la TGP. El componente macroeconómico se estudia a través del comportamiento del intercepto. En esta variable se engloban los efectos sistemáticos que no están incorporados en las variables explicativas del modelo. En consecuencia, la hipótesis que se propone es que el efecto macroeconómico, común a todos los individuos analizados en cada etapa de la Encuesta Nacional de Hogares, se

mueve de acuerdo con el diferencial entre el crecimiento de la economía local (PIB del área metropolitana) y el crecimiento de la fuerza de trabajo. El movimiento ha sido procíclico y la correspondiente elasticidad se estima unitaria con lo cual aumentos del 10% en el diferencial se traducen en un 10% más del componente macroeconómico de la participación.

- Varios trabajos en el medio académico nacional han señalado los aumentos, en la década de los 90, de la participación de la mano de obra secundaria del hogar. En esta investigación se encontró un descenso continuado en el diferencial de la probabilidad de participación de los hombres frente a las mujeres desde año 1995. Este resultado apoyaría la hipótesis del trabajador adicional en tiempos de crisis.
- En Colombia se han hecho varios estudios con enfoque macro y también hay varios estudios con tratamiento microeconómico, cuyos resultados globales son similares a los encontrados en esta ponencia. No obstante, es preciso tener mucho cuidado con la estimación de los efectos marginales del probit y del logit cuando se evalúan en el agente promedio pues pueden aparecer sesgos. Además, hay que tener cautela con la interpretación de los interceptos en el probit y en el logit.
- Lo que no se ha hecho en nuestro país, es un análisis de la participación laboral que incluya los componentes micro y macro de manera simultánea. Este es el aporte que pretende hacer este trabajo. Los resultados son alentadores y ameritan continuar con los métodos no lineales para el conjunto de la muestra y un análisis de las principales áreas metropolitanas del país, con la misma metodología. Esta también podría aplicarse a otros problemas fundamentales del mercado laboral como el desempleo, en el cual la intuición del componente macroeconómico es más diáfana.
- Las recomendaciones de política económica para participación y desempleo deben tener en cuenta los dos aspectos: la necesidad de recuperar el crecimiento y las características individuales de las personas. Se llama la atención sobre la importancia de los jefes de hogar, como sujetos de política económica, dado que por sus responsabilidades familiares tienen menor poder negociador y están más expuestos al ciclo económico.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Amemiya T.(1981); "Qualitative Response Models: A survey", *Journal of Economic Literature*, vol 19, # 4, Pp 481- 536.

Castañeda T. (1981) , "La Participación de las Madres en el Mercado de Trabajo Urbano en Colombia", *Desarrollo y Sociedad*, No.6, CEDE, Universidad de los Andes.

Castellar (1998), *Eficiencia Productiva, Valoración de Fincas y Externalidades Territoriales en la Economía Campesina Colombiana, Un análisis econométrico*. Universidad Autónoma de Barcelona, Tesis Doctoral.

Castellar C. y Uribe J. (2001a); " Determinantes de la Participación en el Mercado de Trabajo del área metropolitana en diciembre de 1998", CIDSE, *Documentos de trabajo 56*, Universidad del Valle, Cali.

Castellar C. y Uribe J. (2001b), "Una Aproximación Econométrica a la Tasa de Retorno Social de la Educación", *Sociedad y Economía*, CIDSE, Universidad del Valle, en prensa.
Cohen, M y Lerman, "A Micro Model of labor Supply" , BLS Staff Paper 4, Departamento de trabajo de los Estados Unidos, 1970.

Corona J. y Puy P. (1995) *Economía en Broma y en Serio*, Minera Ediciones, Fundación Alfredo Brañas, Santiago de Campostela.

Gracia D. Mercedes (1988), "Modelos con Variable Dependiente Cualitativa y de Variación Limitada", en *Cuadernos de Economía del ICE*, No. 39, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

Greene W. (2000); *Econometric Analysis*, Cuarta Edición, Prentice Hill International, Londres.

Gujarati D. (1997); "*Econometría Básica*", Tercera Edición, Mc Graw Hill.

Hausman (1978) "Specificacion Test y Econometrics", *Econometrica*, Vol 46 No 6, página 1251-1271.

Hsiao (1986) *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, New York.

Maldonado H. y Guerrero B. (1987); "Evolución de las tasa de participación en Colombia", en Ocampo y Ramírez " *El problema laboral Colombiano*" , SENA, DNP y Contraloría General de la República. Bogotá.

McConnell C. y Brue S. (1997) *Economía Laboral* , Primera Edición en Español, Mc Graw Hill, Madrid.

Londoño J.L (1987); " La dinámica laboral y el ritmo de actividad económica: Un repaso empírico de la última década", en Ocampo y Ramírez (eds) (1987); *El problema laboral colombiano. Informe especial de la Misión de Empleo*. SENA, DNP, Contraloría General de la República. Tomo 1

Malcolm S. Cohen, Samuel A. Real, Jr. y Robert I. Lerman (1970); "Estudio de Cohen, Rea y Lerman" en Gujarati D. (1997); *Econometría Básica*, Tercera Edición, Pp 537.

López C. Hugo (1996); " Participación laboral y desempleo en las cuatro principales ciudades: un modelo econométrico", en López Hugo (1996); *Ensayos sobre economía laboral colombiana*. Fonade, Carlos Valencia Editores . 459 páginas

Pindyck R and Rubinteld D. (2001); *Econometría: Modelos y Pronósticos*, cuarta edición, Mc Graw Hill, Mexico.

Ribero R. y Mesa C (1997); "Determinantes de la Participación laboral de hombres y mujeres en Colombia 1976-1995", en *Archivos de Macroeconomía*, DNP, documento 63, Bogotá.

Santa María M. y Rojas N. (2001); " La participación laboral: ¿ qué ha pasado y qué podemos esperar?", en *Archivos de Macroeconomía*, DNP, documento 146, Bogotá.

Tenjo J y Ribero R (1998) " Participación Desempleo y Mercados Laborales en Colombia", en *Archivos de Macroeconomía*, DNP, documento 8, Bogotá.

ANEXO ESTADISTICO

SERIES TEMPORALES RESULTADO DEL PROCESAMIENTO SEPARADO DE CADA UNA DE LAS CUARENTA ENCUESTAS

CUADRO 1	Media de las variables de interés de la muestra.
CUADRO 2	Media de las variables del modelo.
CUADRO 3	Coefficientes del Modelo de Probabilidad Lineal.
CUADRO 4	Coefficientes del Modelo Probit.
CUADRO 5	Coefficientes del Modelo Logit.
CUADRO 6	Derivada parcial del coeficiente del modelo Probit calculado en el Agente Promedio.
CUADRO 7	Derivada parcial del coeficiente del modelo Logit calculado en el agente promedio.
CUADRO 8	Derivada parcial del coeficiente modelo Probit calculado para el promedio de los agentes.
CUADRO 9	Derivada parcial del coeficiente modelo Logit calculado para el promedio de los agentes.
CUADRO 10	Las variables de los modelos Macroeconómicos.

NOTA: la fuente de todos los cuadros es el procesamiento a partir de la base de datos del proyecto "Determinantes de la Duración del Desempleo" COLCIENCIAS, CIDSE.

CUADRO 1 MEDIA DE LAS VARIABLES DE INTERÉS DE LA MUESTRA

AÑO:TRIM	POBLACION	PET	PEA	TGP	PARTIC
1988:1	1496702.	1137914.	657030.0	0.577399	0.590070
1988:2	1507111.	1139743.	678242.0	0.595083	0.610961
1988:3	1517126.	1150331.	668310.0	0.580972	0.598546
1988:4	1527273.	1141973.	672887.0	0.589232	0.607315
1989:1	1536461.	1162572.	675748.0	0.581253	0.599407
1989:2	1546799.	1176374.	692923.0	0.589033	0.603971
1989:3	1557244.	1194315.	690849.0	0.578448	0.591884
1989:4	1567962.	1204843.	752568.0	0.624619	0.635213
1990:1	1578001.	1201208.	717729.0	0.597506	0.610608
1990:2	1588194.	1208893.	696999.0	0.576560	0.592563
1990:3	1598588.	1223823.	703284.0	0.574662	0.593391
1990:4	1669494.	1257385.	765275.0	0.608624	0.624734
1991:1	1681972.	1280635.	783487.0	0.611796	0.627405
1991:2	1693420.	1304995.	785957.0	0.602268	0.621249
1991:3	1703756.	1302160.	786431.0	0.603943	0.622109
1991:4	1713263.	1304685.	798874.0	0.612312	0.626267
1992:1	1726821.	1325757.	776577.0	0.585761	0.603256
1992:2	1738144.	1333663.	845589.0	0.634035	0.652410
1992:3	1749414.	1337893.	804691.0	0.601461	0.615459
1992:4	1758366.	1343890.	833273.0	0.620046	0.635378
1993:1	1841806.	1426709.	868986.0	0.609084	0.621088
1993:2	1852841.	1417081.	875471.0	0.617799	0.635149
1993:3	1863863.	1449741.	875975.0	0.604229	0.620938
1993:4	1871901.	1451736.	901670.0	0.621098	0.635759
1994:1	1883069.	1474835.	890397.0	0.603727	0.621225
1994:2	1892733.	1464838.	878084.0	0.599441	0.617733
1994:3	1904265.	1489761.	905999.0	0.608151	0.624558
1994:4	1912285.	1484625.	887890.0	0.598057	0.617199
1995:1	1923509.	1497731.	892045.0	0.595598	0.612496
1995:2	1933129.	1510980.	886644.0	0.586801	0.605439
1995:3	1942750.	1515121.	890266.0	0.587587	0.605128
1995:4	1951265.	1515364.	884392.0	0.583617	0.600589
1996:1	1963216.	1502840.	900944.0	0.599494	0.617336
1996:2	1973455.	1537085.	899640.0	0.585290	0.607538
1996:3	1983677.	1557673.	895791.0	0.575083	0.597274
1996:4	1992060.	1546939.	902037.0	0.583111	0.604984
1997:1	2004190.	1559602.	926460.0	0.594036	0.611996
1997:2	2013857.	1545039.	976212.0	0.631836	0.646384
1997:3	2023927.	1577007.	987140.0	0.625958	0.649633
1997:4	2032308.	1580106.	1008140.	0.638020	0.658578
Media	1780405.	1370947.	823022.7	0.599826	0.616830
Mediana	1800086.	1380486.	857287.5	0.598749	0.616329
Máximo	2032308.	1580106.	1008140.	0.638020	0.658578
Mínimo	1496702.	1137914.	657030.0	0.574662	0.590070
Std. Dev	176746.6	149385.0	98334.15	0.017362	0.017225

CUADRO 2 MEDIA DE LAS VARIABLES DEL MODELO

TRIM	EDUCAT	EXPER	BSEX	BPAR	INGRERM	INGRNL	TDESH
1988: 1	6.992587	18.91343	0.456364	0.289930	0.852825	0.041113	0.112352
1988: 2	7.120501	19.00940	0.450474	0.294993	0.797330	0.043654	0.117079
1988: 3	7.133282	19.07394	0.454571	0.294660	0.750839	0.041142	0.102787
1988: 4	7.235749	18.96874	0.453140	0.294134	0.798725	0.039175	0.095310
1989: 1	7.180483	19.06355	0.459765	0.295727	0.777995	0.034234	0.099273
1989: 2	7.149269	19.20967	0.466906	0.292471	0.802385	0.035739	0.109567
1989: 3	7.412517	18.80990	0.461898	0.293260	0.818534	0.036531	0.079262
1989: 4	7.290981	19.22357	0.456539	0.291047	0.804317	0.038692	0.109296
1990: 1	7.269202	18.85188	0.459070	0.291487	0.747474	0.034469	0.102664
1990: 2	7.339924	18.80140	0.462581	0.291319	0.750102	0.035662	0.093376
1990:3	7.400093	19.05926	0.459044	0.297704	0.701061	0.031082	0.084282
1990:4	7.378229	19.16264	0.458523	0.302796	0.735616	0.031468	0.082668
1991:1	7.368450	19.31112	0.463163	0.300485	0.710977	0.037855	0.098390
1991:2	7.582250	19.36752	0.456107	0.297545	0.810777	0.033875	0.083587
1991:3	7.708321	18.86175	0.460499	0.293632	0.752769	0.033530	0.084695
1991:4	7.528175	19.04241	0.460644	0.300239	0.688240	0.032704	0.086076
1992:1	7.527661	19.24329	0.452970	0.296201	0.678632	0.033705	0.087617
1992:2	7.662870	18.98520	0.461181	0.297691	0.731950	0.032765	0.110239
1992:3	7.725340	18.96531	0.452781	0.289295	0.625249	0.031094	0.081277
1992:4	7.630742	19.02839	0.456919	0.302140	0.646274	0.031856	0.081706
1993:1	7.635347	19.28385	0.456712	0.289412	0.664584	0.032388	0.081115
1993:2	7.693929	19.01054	0.461630	0.300727	0.766565	0.040303	0.099943
1993:3	7.638410	19.31219	0.457866	0.290912	0.851460	0.040243	0.087809
1993:4	7.621097	19.31890	0.456964	0.300570	0.993227	0.048258	0.074614
1994:1	7.670991	19.14800	0.460599	0.297501	0.894134	0.054078	0.105276
1994:2	7.788470	19.30796	0.453726	0.300680	0.972917	0.056374	0.097570
1994:3	7.848614	19.19251	0.451356	0.297317	0.834383	0.040199	0.106528
1994:4	7.797359	19.30333	0.461248	0.301839	0.725041	0.030429	0.063340
1995:1	7.825829	19.37159	0.453945	0.302875	0.820220	0.040073	0.086932
1995:2	8.015052	19.01542	0.458261	0.297266	0.820616	0.044582	0.109233
1995:3	7.877172	19.25709	0.452991	0.290028	0.722620	0.040172	0.096826
1995:4	7.918087	19.01217	0.454743	0.296497	0.781780	0.040380	0.101725
1996:1	7.960791	19.15082	0.448326	0.305407	0.666241	0.039592	0.125054
1996:2	7.833549	19.70285	0.458783	0.295497	0.522160	0.013587	0.141423
1996:3	7.830003	19.50341	0.461896	0.294610	0.665715	0.036880	0.141721
1996:4	7.830140	19.52399	0.458723	0.294081	0.613187	0.028930	0.132289
1997:1	7.888711	19.86497	0.458104	0.296026	0.645230	0.042937	0.163613
1997:2	7.863564	19.82530	0.452367	0.298577	0.656943	0.049155	0.176439
1997:3	7.999119	19.62379	0.466960	0.304112	0.650309	0.041902	0.160824
1997:4	7.860468	19.69568	0.462895	0.307139	0.690981	0.045452	0.160233
Media	7.600833	19.20942	0.457781	0.296696	0.748510	0.037906	0.105350
Median	7.650640	19.17758	0.458182	0.296349	0.748788	0.038273	0.099608
Max	8.015052	19.86497	0.466960	0.307139	0.993227	0.056374	0.176439
Min	6.992587	18.80140	0.448326	0.289295	0.522160	0.013587	0.063340
Std. Dev	0.279521	0.271594	0.004288	0.004640	0.095324	0.007415	0.026488

CUADRO 3 COEFICIENTES DEL MODELO DE PROBABILIDAD LINEAL

TRIM	INTERC	EDUCA	EXPER	EXPE2	BBPAR	BBSEX	TDESH	INGRM	INGNL
1988:1	0.08306	0.02625	0.02578	-0.00047	0.18376	0.22935	0.13259	-0.03357	-0.19424
1988:2	0.15191	0.02298	0.02250	-0.00042	0.18093	0.23413	0.12349	-0.03649	-0.09144
1988:3	0.155448	0.02465	0.02258	-0.00042	0.18576	0.21011	0.13881	-0.06082	-0.13272
1988:4	0.161089	0.02272	0.02211	-0.00042	0.17257	0.24069	0.13625	-0.03933	-0.14862
1989:1	0.140534	0.02245	0.02367	-0.00044	0.20139	0.22858	0.13953	-0.04955	-0.21902
1989:2	0.143453	0.02254	0.02104	-0.00039	0.19840	0.25049	0.13233	-0.03864	-0.17359
1989:3	0.115361	0.02776	0.02166	-0.00039	0.19455	0.23735	0.07939	-0.05255	-0.33132
1989:4	0.182395	0.02476	0.02255	-0.00042	0.15322	0.21889	0.16029	-0.03891	-0.21084
1990:1	0.096678	0.02519	0.02465	-0.00045	0.18358	0.23112	0.18324	-0.02259	-0.14593
1990:2	0.034019	0.02860	0.02652	-0.00046	0.16532	0.24382	0.18701	-0.03381	-0.17435
1990:3	0.084836	0.02894	0.02422	-0.00043	0.17988	0.22499	0.11485	-0.05818	-0.38630
1990:4	0.161063	0.02408	0.02238	-0.00041	0.16824	0.22885	0.11744	-0.04305	-0.15838
1991:1	0.125990	0.02412	0.02440	-0.00044	0.17001	0.21466	0.18490	-0.02629	-0.16377
1991:2	0.133068	0.02429	0.02253	-0.00042	0.19534	0.20512	0.23056	-0.00978	-0.28096
1991:3	0.126918	0.02711	0.02222	-0.00039	0.15613	0.21343	0.19012	-0.03958	-0.25482
1991:4	0.115221	0.02651	0.02489	-0.00044	0.14221	0.23044	0.13410	-0.03525	-0.23409
1992:1	0.092065	0.02559	0.02445	-0.00043	0.17950	0.21242	0.16671	-0.02927	-0.13099
1992:2	0.197223	0.02226	0.02229	-0.00041	0.13586	0.22975	0.14262	-0.03768	-0.14891
1992:3	0.101777	0.02666	0.02472	-0.00045	0.16637	0.20287	0.23389	-0.02756	-0.27108
1992:4	0.149836	0.02469	0.02377	-0.00043	0.15733	0.21259	0.15842	-0.04052	-0.21815
1993:1	0.118358	0.02676	0.02382	-0.00042	0.14961	0.20408	0.23821	-0.04073	-0.23707
1993:2	0.153116	0.02392	0.02270	-0.00041	0.17607	0.19638	0.19758	-0.02463	-0.17190
1993:3	0.109854	0.02447	0.02490	-0.00044	0.16002	0.22376	0.14590	-0.01442	-0.21575
1993:4	0.145666	0.02383	0.02512	-0.00046	0.16001	0.19233	0.11233	-0.00739	-0.01527
1994:1	0.089965	0.02691	0.02472	-0.00044	0.13936	0.22765	0.11628	-0.01301	-0.04809
1994:2	0.074867	0.02665	0.02569	-0.00046	0.14814	0.22024	0.13760	-0.00591	-0.02544
1994:3	0.112031	0.02674	0.02452	-0.00046	0.16521	0.19863	0.18218	-0.01636	-0.16018
1994:4	0.075828	0.02816	0.02591	-0.00046	0.13191	0.24255	0.20790	-0.03791	-0.22312
1995:1	0.068599	0.02701	0.02607	-0.00047	0.16211	0.21576	0.15315	-0.00952	-0.19486
1995:2	0.095617	0.02373	0.02480	-0.00045	0.17760	0.20946	0.11064	-0.01315	-0.11056
1995:3	0.095580	0.02546	0.02430	-0.00044	0.16129	0.22949	0.10933	-0.02345	-0.11938
1995:4	0.011705	0.02999	0.02678	-0.00047	0.15405	0.22672	0.15904	-0.01054	-0.06582
1996:1	0.081979	0.02757	0.02353	-0.00043	0.17002	0.21420	0.16397	-0.02299	-0.02120
1996:2	0.094579	0.02542	0.02451	-0.00044	0.14796	0.22165	0.11595	-0.03889	0.09114
1996:3	0.051232	0.03034	0.02221	-0.00041	0.19670	0.20640	0.11125	-0.01262	-0.05926
1996:4	0.071900	0.02720	0.02306	-0.00039	0.18529	0.21239	0.15484	-0.02060	-0.44366
1997:1	0.060990	0.02951	0.02549	-0.00045	0.17094	0.19552	0.12800	-0.03019	-0.22733
1997:2	0.129853	0.02668	0.02416	-0.00044	0.16092	0.15556	0.17945	-0.01540	-0.01329
1997:3	0.161311	0.02441	0.02379	-0.00043	0.17659	0.17242	0.14430	-0.02587	-0.25218
1997:4	0.188510	0.02465	0.02366	-0.00043	0.15355	0.15500	0.11198	-0.03176	-0.06105
Mean	0.113587	0.02579	0.02397	-0.00043	0.16794	0.21549	0.15166	-0.02922	-0.16609
Media	0.113626	0.02552	0.02419	-0.00043	0.16731	0.21732	0.14346	-0.02973	-0.16784
Maxi	0.197223	0.03034	0.02678	-0.00039	0.20139	0.25049	0.23821	-0.00591	0.09114
Minim	0.011705	0.02226	0.02104	-0.00047	0.13191	0.15499	0.07935	-0.06082	-0.44366
Std.Ev	0.042111	0.00211	0.00141	2.2*10⁻⁵	0.01771	0.02112	0.03744	0.01410	0.10555

CUADRO 4 COEFICIENTES DEL MODELO PROBIT

TRIM	INTERC	EDUCA	EXPER	EXPE2	BPAR	BSEX	TDESH	INGRM	INGNL
1988:1	-1.57750	0.09676	0.10234	-0.00200	0.94823	0.81386	0.38545	-0.11419	-0.65466
1988:2	-1.22910	0.08290	0.08290	-0.00161	0.87650	0.79430	0.33030	-0.12745	-0.32340
1988:3	-1.30342	0.09258	0.09122	-0.00183	0.97789	0.74357	0.40697	-0.20794	-0.58274
1988:4	-1.21458	0.08112	0.08331	-0.00168	0.87259	0.81109	0.41727	-0.12929	-0.48892
1989:1	-1.29388	0.08275	0.09014	-0.00180	1.03337	0.78991	0.39536	-0.17049	-0.86281
1989:2	-1.29517	0.08341	0.08182	-0.00159	1.00199	0.85600	0.36276	-0.13333	-0.62536
1989:3	-1.40968	0.10351	0.08619	-0.00170	1.02212	0.81637	0.22441	-0.18805	-1.30760
1989:4	-1.25865	0.09327	0.09247	-0.00186	0.88296	0.79562	0.50797	-0.13286	-0.76597
1990:1	-1.49544	0.09536	0.09707	-0.00190	0.99914	0.81427	0.58854	-0.08799	-0.72136
1990:2	-1.69714	0.10800	0.10191	-0.00192	0.90493	0.85304	0.58517	-0.12617	-0.64154
1990:3	-1.54077	0.10805	0.09490	-0.00180	0.93920	0.80439	0.35627	-0.20167	-1.52503
1990:4	-1.28479	0.09061	0.08758	-0.00171	0.87793	0.82409	0.36280	-0.15338	-0.62958
1991:1	-1.39336	0.09089	0.09199	-0.00156	0.92627	0.76159	0.60817	-0.08951	-0.62834
1991:2	-1.33864	0.08824	0.08377	-0.00164	0.96404	0.71435	0.79278	-0.03444	-1.08002
1991:3	-1.37373	0.10112	0.08197	-0.00152	0.83931	0.74846	0.57299	-0.13756	-1.24491
1991:4	-1.41980	0.09781	0.09330	-0.00175	0.78207	0.81819	0.38503	-0.12243	-0.87627
1992:1	-1.48034	0.09670	0.09246	-0.00174	0.91906	0.74351	0.52209	-0.12077	-0.58607
1992:2	-1.14930	0.08455	0.08056	-0.00153	0.75271	0.80551	0.44616	-0.13144	-0.59205
1992:3	-1.47805	0.09948	0.09528	-0.00184	0.86842	0.72461	0.73290	-0.10237	-1.07006
1992:4	-1.33761	0.09335	0.09282	-0.00178	0.90625	0.77203	0.52193	-0.14373	-0.83653
1993:1	-1.39352	0.09722	0.08908	-0.00167	0.80413	0.73481	0.75152	-0.14285	-0.88156
1993:2	-1.30498	0.09034	0.08913	-0.00174	0.92344	0.70361	0.61886	-0.11698	-0.66517
1993:3	-1.44047	0.09173	0.09292	-0.00173	0.86237	0.80027	0.45515	-0.05392	-1.07330
1993:4	-1.32077	0.08666	0.09496	-0.00186	0.83918	0.70304	0.34617	-0.02862	-0.05918
1994:1	-1.48047	0.09703	0.09248	-0.00174	0.71621	0.79801	0.33711	-0.05130	-0.17523
1994:2	-1.52271	0.09784	0.09122	-0.00168	0.70705	0.76693	0.42066	-0.02379	-0.13544
1994:3	-1.40066	0.09401	0.09254	-0.00184	0.86555	0.69421	0.59725	-0.05927	-0.49908
1994:4	-1.59122	0.10594	0.09965	-0.00189	0.73044	0.88415	0.68315	-0.13932	-0.86252
1995:1	-1.50240	0.09462	0.09303	-0.00177	0.79959	0.74323	0.46382	-0.03404	-0.56142
1995:2	-1.46744	0.08789	0.09504	-0.00183	0.89229	0.73298	0.33785	-0.05355	-0.78043
1995:3	-1.50322	0.09567	0.09386	-0.00179	0.86641	0.80236	0.37362	-0.08386	-1.03004
1995:4	-1.81472	0.11347	0.10516	-0.00199	0.88847	0.81991	0.50205	-0.04503	-0.96636
1996:1	-1.54738	0.09995	0.09411	-0.00186	0.86714	0.78650	0.50359	-0.08828	-0.06412
1996:2	-1.43729	0.08924	0.09153	-0.00176	0.73001	0.77745	0.32490	-0.14190	1.22918
1996:3	-1.56192	0.10441	0.08462	-0.00168	0.90131	0.70290	0.33916	-0.04579	-0.20328
1996:4	-1.55264	0.09813	0.08935	-0.00164	0.90077	0.76628	0.42934	-0.07100	-1.57320
1997:1	-1.66328	0.10895	0.10289	-0.00194	0.89572	0.73990	0.41663	-0.10588	-1.05367
1997:2	-1.35044	0.09224	0.09234	-0.00178	0.79864	0.57615	0.58105	-0.05915	-0.04545
1997:3	-1.25587	0.08788	0.08860	-0.00171	0.91930	0.63540	0.44330	-0.09066	-1.01888
1997:4	-1.18540	0.08503	0.09101	-0.00177	0.81019	0.58762	0.33955	-0.09938	-0.18726
Mean	-1.42169	0.09475	0.09169	-0.00176	0.87533	0.76401	0.46925	-0.10474	-0.66624
Medin	-1.41474	0.09432	0.09240	-0.00176	0.88044	0.77474	0.43632	-0.11004	-0.65992
maxim	-1.14930	0.11348	0.10516	-0.00152	1.03337	0.88415	0.79278	-0.02379	1.22918
Minim	-1.81473	0.08112	0.08056	-0.00199	0.70705	0.57615	0.22441	-0.20794	-1.57320
stdDev	0.14558	0.00788	0.00586	0.00012	0.08197	0.06563	0.13210	0.04781	0.49130

CUADRO 5 COEFICIENTES DEL MODELO LOGIT

TRIM	INTERC	EDUCA	EXPER	EXPE2	BPAR	BSEX	TDESH	INGRM	INGNL
1988:1	-2.70262	0.17342	0.18317	-0.00363	1.87666	1.35838	0.74062	-0.19585	-0.96912
1988:2	-2.20525	0.14766	0.15165	-0.00302	1.63993	1.32882	0.66349	-0.21908	-0.66221
1988:3	-2.29680	0.16386	0.16472	-0.00340	1.90072	1.23444	0.77237	-0.36848	-1.30290
1988:4	-2.21985	0.14680	0.15749	-0.00325	1.67387	1.35751	0.80771	-0.21983	-1.37110
1989:1	-2.30203	0.14976	0.16196	-0.00329	1.98278	1.31601	0.75352	-0.29735	-2.02654
1989:2	-2.27106	0.14670	0.14782	-0.00293	1.90894	1.41562	0.71026	-0.23101	-1.58826
1989:3	-2.54287	0.18532	0.16150	-0.00328	1.97726	1.37316	0.46232	-0.32488	-2.63566
1989:4	-2.26622	0.16438	0.17056	-0.00351	1.72968	1.31084	0.96824	-0.20971	-1.65999
1990:1	-2.62412	0.16965	0.17271	-0.00344	1.90128	1.35855	1.07433	-0.16214	-1.68339
1990:2	-2.98692	0.19059	0.18209	-0.00349	1.73065	1.43680	1.10363	-0.21456	-1.38395
1990:3	-2.71209	0.18844	0.17065	-0.00331	1.73947	1.35694	0.69859	-0.33505	-2.77965
1990:4	-2.28928	0.16025	0.15797	-0.00315	1.67977	1.36318	0.69743	-0.24769	-1.13435
1991:1	-2.44925	0.16007	0.16571	-0.00325	1.74213	1.26891	1.10687	-0.16544	-1.15668
1991:2	-2.41047	0.16026	0.15681	-0.00313	1.79282	1.20146	1.44231	-0.09229	-2.29889
1991:3	-2.44710	0.17744	0.15152	-0.00289	1.59802	1.25061	1.09385	-0.23206	-2.73096
1991:4	-2.48284	0.17169	0.16347	-0.00312	1.46415	1.35030	0.71547	-0.20134	-1.73048
1992:1	-2.58139	0.16793	0.16451	-0.00316	1.70269	1.24657	0.96178	-0.20394	-1.06464
1992:2	-2.04516	0.14942	0.14391	-0.00279	1.42018	1.33953	0.83723	-0.22190	-0.19590
1992:3	-2.59873	0.17207	0.17157	-0.00339	1.65709	1.20658	1.39014	-0.16017	-2.07394
1992:4	-2.41019	0.16693	0.16899	-0.00331	1.76458	1.28772	1.01904	-0.23324	-1.70045
1993:1	-2.53948	0.17324	0.16977	-0.00328	1.60046	1.23507	1.41754	-0.23890	-1.75498
1993:2	-2.29520	0.15528	0.16171	-0.00324	1.75232	1.15802	1.19548	-0.18830	-1.15284
1993:3	-2.53511	0.15988	0.16877	-0.00323	1.63687	1.31802	0.85736	-0.08758	-1.82874
1993:4	-2.35845	0.15342	0.17432	-0.00349	1.58581	1.16927	0.69402	-0.04989	-0.08799
1994:1	-2.63016	0.17076	0.16896	-0.00325	1.37145	1.34008	0.65016	-0.08507	-0.51542
1994:2	-2.72215	0.17285	0.16929	-0.00321	1.36207	1.28733	0.82470	-0.03800	-0.51392
1994:3	-2.52392	0.16743	0.17101	-0.00348	1.70628	1.15649	1.13473	-0.08859	-1.48419
1994:4	-2.81777	0.18909	0.17770	-0.00343	1.40450	1.47641	1.32069	-0.24550	-1.67801
1995:1	-2.73067	0.17116	0.17388	-0.00336	1.58327	1.27951	0.88794	-0.05642	-2.02110
1995:2	-2.64121	0.15910	0.17220	-0.00339	1.76275	1.22924	0.69232	-0.08545	-2.14143
1995:3	-2.66482	0.17184	0.16840	-0.00328	1.67223	1.32375	0.69360	-0.14274	-2.22572
1995:4	-3.19689	0.20212	0.18624	-0.00358	1.70494	1.37545	0.95448	-0.07718	-2.15771
1996:1	-2.79147	0.18005	0.17231	-0.00378	1.64579	1.32934	0.92880	-0.14671	-0.17444
1996:2	-2.53564	0.15598	0.16526	-0.00325	1.36543	1.29218	0.62092	-0.23107	2.39740
1996:3	-2.80520	0.18528	0.15835	-0.00323	1.71499	1.18340	0.64268	-0.06937	-0.60885
1996:4	-2.71879	0.17433	0.15905	-0.00297	1.66068	1.27369	0.81697	-0.15213	-3.09864
1997:1	-2.95173	0.19403	0.18479	-0.00356	1.70350	1.23091	0.78595	-0.17804	-2.00088
1997:2	-2.47842	0.17196	0.17168	-0.00336	1.51299	0.96817	1.06425	-0.15523	-0.07333
1997:3	-2.32513	0.16163	0.16179	-0.00315	1.75278	1.06554	0.87404	-0.14781	-2.18380
1997:4	-2.19843	0.16154	0.16407	-0.00319	1.55257	0.98616	0.68303	-0.17547	-0.97604
Mean	-2.53262	0.16861	0.16671	-0.00329	1.67336	1.25100	0.89397	-0.17939	-1.41074
Median	-2.53537	0.16879	0.16859	-0.00328	1.69123	1.28995	0.83096	-0.18317	-1.62413
Maxim	-2.04516	0.20212	0.18624	-0.00279	1.98278	1.47641	1.44231	-0.03800	2.39740
Minim	-3.19689	0.14670	0.14391	-0.00378	1.36207	0.22924	0.46232	-0.36848	-3.09864
Std. Dev	0.24348	0.01356	0.00951	0.00020	0.15905	0.19776	0.23807	0.07995	0.98647

**CUADRO 6 DERIVADA PARCIAL DEL COEFICIENTE DEL MODELO PROBIT
CALCULADO EN EL AGENTE PROMEDIO**

TRIM	INTERC	EDUCA	EXPER	EXPE2	BPAR	BSEX	TDESH	INGRM	INGNL
1988:1	-0.57114	0.03618	0.03827	-0.00075	0.35455	0.30431	0.14412	-0.04269	-0.24478
1988:2	-0.45006	0.03036	0.03035	-0.00059	0.32095	0.29083	0.12092	-0.04666	-0.11841
1988:3	-0.48325	0.03432	0.03382	-0.00068	0.36253	0.27568	0.15088	-0.07709	-0.21605
1988:4	-0.44739	0.02993	0.03061	-0.00062	0.32142	0.29876	0.15370	-0.04762	-0.18009
1989:1	-0.48417	0.03101	0.03349	-0.00067	0.37868	0.29274	0.14692	-0.06278	-0.31846
1989:2	-0.47407	0.03053	0.02995	-0.00058	0.36674	0.31331	0.13277	-0.04880	-0.22889
1989:3	-0.52339	0.03843	0.03200	-0.00063	0.37950	0.30311	0.08332	-0.06982	-0.48549
1989:4	-0.44398	0.03292	0.03264	-0.00066	0.31179	0.28075	0.17913	-0.04693	-0.27039
1990:1	-0.54234	0.03458	0.03520	-0.00069	0.36234	0.29530	0.21344	-0.03191	-0.26161
1990:2	-0.63104	0.04016	0.03789	-0.00072	0.33648	0.31718	0.21758	-0.04692	-0.23854
1990:3	-0.57332	0.04021	0.03531	-0.00067	0.34948	0.29931	0.13257	-0.07504	-0.56747
1990:4	-0.45819	0.03232	0.03123	-0.00061	0.31309	0.29389	0.1293	-0.05469	-0.22452
1991:1	-0.49297	0.03216	0.03260	-0.00063	0.3285	0.26979	0.21523	-0.03181	-0.22270
1991:2	-0.48626	0.03210	0.03033	-0.00059	0.34725	0.25843	0.28665	-0.01246	-0.39047
1991:3	-0.49375	0.03635	0.02946	-0.00055	0.30167	0.26901	0.20594	-0.04944	-0.44745
1991:4	-0.50787	0.03499	0.03338	-0.00063	0.27975	0.29267	0.13773	-0.04379	-0.31345
1992:1	-0.54489	0.03560	0.03403	-0.00064	0.33830	0.27368	0.19218	-0.04445	-0.2157
1992:2	-0.39422	0.02900	0.02763	-0.00053	0.25819	0.27630	0.15304	-0.04509	-0.20308
1992:3	-0.53894	0.03627	0.03470	-0.00069	0.31516	0.26384	0.26673	-0.03725	-0.38969
1992:4	-0.46690	0.03258	0.03240	-0.00062	0.31633	0.26948	0.18218	-0.05017	-0.29199
1993:1	-0.50600	0.03531	0.03228	-0.00060	0.29099	0.26626	0.27401	-0.05165	-0.31956
1993:2	-0.46016	0.03190	0.03143	-0.00061	0.32586	0.24833	0.21853	-0.04136	-0.23478
1993:3	-0.51913	0.03306	0.03349	-0.00062	0.31079	0.28841	0.16403	-0.01943	-0.38681
1993:4	-0.47061	0.03088	0.03384	-0.00062	0.29901	0.25050	0.12334	-0.01020	-0.02187
1994:1	-0.53892	0.03532	0.03366	-0.00063	0.26072	0.29049	0.12271	-0.01868	-0.06379
1994:2	-0.55493	0.03566	0.03324	-0.00061	0.25769	0.27970	0.15315	-0.00868	-0.04937
1994:3	-0.50645	0.03399	0.03346	-0.00067	0.31298	0.25102	0.21596	-0.02143	-0.18046
1994:4	-0.57468	0.03826	0.03599	-0.00068	0.26378	0.31951	0.24745	-0.05036	-0.31156
1995:1	-0.55332	0.03490	0.03418	-0.00065	0.29327	0.27327	0.17045	-0.01250	-0.20645
1995:2	-0.54293	0.03251	0.03517	-0.00068	0.33000	0.27129	0.12515	-0.01981	-0.28872
1995:3	-0.55652	0.03542	0.03475	-0.00066	0.32076	0.29705	0.13832	-0.03105	-0.38134
1995:4	-0.67414	0.04215	0.03907	-0.00074	0.33005	0.30458	0.18650	-0.01673	-0.35898
1996:1	-0.56586	0.03656	0.03434	-0.00068	0.31470	0.28647	0.18478	-0.03204	-0.02342
1996:2	-0.53314	0.03310	0.03395	-0.00065	0.27078	0.28838	0.12052	-0.05264	0.45591
1996:3	-0.58753	0.03927	0.03183	-0.00063	0.33903	0.26440	0.12757	-0.01723	-0.07646
1996:4	-0.57464	0.03632	0.03307	-0.00061	0.33338	0.28360	0.15890	-0.02628	-0.58225
1997:1	-0.60922	0.03991	0.03769	-0.00071	0.32808	0.27101	0.15260	-0.03878	-0.38593
1997:2	-0.48018	0.03280	0.03272	-0.00063	0.28164	0.20407	0.20603	-0.02084	-0.01608
1997:3	-0.43514	0.03045	0.03070	-0.00059	0.31852	0.22016	0.15360	-0.03141	-0.35302
1997:4	-0.40870	0.02982	0.03138	-0.00061	0.27934	0.20260	0.11707	-0.03426	-0.06456
Mean	-0.51651	0.03444	0.03354	-0.00064	0.31760	0.27749	0.17013	-0.03802	-0.24197
Median	-0.51350	0.03445	0.03347	-0.00063	0.31964	0.28023	0.15365	-0.04007	-0.24166
Maxim	-0.39422	0.04215	0.03907	-0.00053	0.37950	0.31951	0.28665	-0.00868	0.45591
Min	-0.67414	0.02900	0.02946	-0.00075	0.25769	0.20260	0.08332	-0.07709	-0.58225
Std. Dev	0.06019	0.00326	0.00236	4.6E-05	0.03245	0.02657	0.04730	0.01757	0.18059

**CUADRO 7 DERIVADA PARCIAL DEL COEFICIENTE DEL MODELO LOGIT
CALCULADO EN EL AGENTE PROMEDIO**

TRIM	INTERC	EDUCA	EXPER	EXPE2	BPAR	BSEX	TDESH	INGRM	INGNL
1988:1	-0.61329	0.03935	0.04157	-0.00082	0.42586	0.30825	0.16806	-0.04444	-0.44684
1988:2	-0.48778	0.03266	0.03354	-0.00067	0.36277	0.29392	0.14675	-0.04846	-0.14648
1988:3	-0.51668	0.03686	0.03706	-0.00077	0.42758	0.27770	0.17376	-0.08289	-0.29310
1988:4	-0.49597	0.03280	0.03519	-0.00073	0.37398	0.30330	0.18046	-0.04912	-0.30634
1989:1	-0.51690	0.03363	0.03618	-0.00073	0.43892	0.29339	0.16861	-0.06588	-0.45108
1989:2	-0.50140	0.03239	0.03264	-0.00065	0.42146	0.31254	0.15681	-0.05100	-0.35066
1989:3	-0.57286	0.04175	0.03638	-0.00079	0.44544	0.30935	0.10415	-0.07319	-0.59377
1989:4	-0.47740	0.03464	0.03595	-0.00074	0.36470	0.27619	0.20388	-0.04423	-0.34992
1990:1	-0.57068	0.03689	0.03756	-0.00075	0.41349	0.29545	0.23364	-0.03526	-0.36610
1990:2	-0.67292	0.04294	0.04102	-0.00079	0.38998	0.32369	0.24863	-0.04834	-0.31179
1990:3	-0.61390	0.04265	0.03863	-0.00075	0.39374	0.30715	0.15813	-0.07584	-0.62919
1990:4	-0.48784	0.03415	0.03366	-0.00067	0.35795	0.29049	0.14862	-0.05278	-0.24417
1991:1	-0.51825	0.03387	0.03506	-0.00069	0.36863	0.26850	0.23421	-0.03501	-0.24475
1991:2	-0.52414	0.03485	0.03410	-0.00068	0.38983	0.26125	0.31362	-0.02007	-0.49987
1991:3	-0.52894	0.03835	0.03275	-0.00062	0.34541	0.27032	0.23644	-0.05016	-0.60111
1991:4	-0.53249	0.03682	0.03506	-0.00067	0.31401	0.28930	.153440	-0.04318	-0.37113
1992:1	-0.57428	0.03736	0.03660	-0.00070	0.37879	0.27732	0.21397	-0.04537	-0.23685
1992:2	-0.41488	0.03031	0.02919	-0.00057	0.28809	0.27173	0.16984	-0.04502	-0.24260
1992:3	-0.57055	0.03778	0.03767	-0.00075	0.36381	0.26490	0.30520	-0.03517	-0.45533
1992:4	-0.49603	0.03436	0.03478	-0.00068	0.36316	0.26502	0.20972	-0.04800	-0.34997
1993:1	-0.55219	0.03767	0.03691	-0.00071	0.34801	0.26856	0.30823	-0.05195	-0.38160
1993:2	-0.48210	0.03262	0.03397	-0.00068	0.36807	0.24324	0.25111	-0.03955	-0.24215
1993:3	-0.55092	0.03475	0.03668	-0.00070	0.35572	0.28643	0.18632	-0.01903	-0.40732
1993:4	-0.50247	0.03268	0.03713	-0.00074	0.33782	0.24908	0.14784	-0.01063	-0.01875
1994:1	-0.57840	0.03755	0.03716	-0.00072	0.30160	0.29470	0.14298	-0.01871	-0.11335
1994:2	-0.60024	0.03812	0.03733	-0.00071	0.30034	0.28386	0.18185	-0.00838	-0.11332
1994:3	-0.54903	0.03642	0.03720	-0.00076	0.37116	0.25157	0.24684	-0.01927	-0.32286
1994:4	-0.61122	0.04102	0.03855	-0.00074	0.30466	0.32026	0.28648	-0.05326	-0.36399
1995:1	-0.60502	0.03792	0.03853	-0.00075	0.35080	0.28349	0.19674	-0.01250	-0.44781
1995:2	-0.59245	0.03589	0.03863	-0.00076	0.39540	0.27573	0.15529	-0.01917	-0.48034
1995:3	-0.59917	0.03864	0.03787	-0.00074	0.37599	0.29764	0.15595	-0.03209	-0.50044
1995:4	-0.71891	0.04545	0.04288	-0.00080	0.38341	0.30931	0.21464	-0.01736	-0.48522
1996:1	-0.61090	0.03940	0.03771	-0.00076	0.36018	0.29092	0.20326	-0.03211	-0.02723
1996:2	-0.57277	0.03523	0.03733	-0.00073	0.30843	0.29189	0.14026	-0.05220	0.54154
1996:3	-0.64566	0.04265	0.03645	-0.00074	0.39473	0.27238	0.14792	-0.01597	-0.14014
1996:4	-0.61169	0.03922	0.03579	-0.00067	0.37363	0.28656	0.18381	-0.03423	-0.69715
1997:1	-0.65260	0.04290	0.04086	-0.00079	0.37663	0.27214	0.17377	-0.03936	-0.44238
1997:2	-0.52064	0.03612	0.03607	-0.00071	0.31783	0.20338	0.22357	-0.03261	-0.01540
1997:3	-0.47420	0.03296	0.03299	-0.00064	0.35742	0.21728	0.17823	-0.03014	-0.44531
1997:4	-0.44516	0.03271	0.03322	-0.00065	0.31438	0.19969	0.13831	-0.03553	-0.19764
Media	-0.55407	0.03686	0.03645	-0.00072	0.36560	0.27895	0.19478	-0.03919	-0.31980
Median	-0.55156	0.03684	0.03664	-0.00073	0.36639	0.28368	0.18116	-0.03946	-0.35032
Máximo	-0.41489	0.04545	0.04288	-0.00057	0.44544	0.32369	0.31362	-0.00838	0.54154
Mínimo	-0.71891	0.03031	0.02919	-0.00082	0.28809	0.19969	0.10415	-0.08289	-0.69715
Std.Dev	0.06477	0.00358	0.00266	5.2E-05	0.03927	0.02811	0.05073	0.01781	0.2169

**CUADRO 8 DERIVADA PARCIAL DEL COEFICIENTE MODELO PROBIT
CALCULADO PARA EL PROMEDIO DE LOS AGENTES**

TRIM	CONST	EDUCA	EXPER	EXPE2	BPAR	BSEX	TDESH	INGRM	INGNL
1988:1	0.05734	0.02649	0.02811	-0.00055	0.26125	0.22421	0.10617	-0.03143	-0.18133
1988:2	0.10951	0.02855	0.02854	-0.00056	0.30183	0.27351	0.11372	-0.04388	-0.11136
1988:3	0.09622	0.02594	0.02555	-0.00051	0.27395	0.20832	0.11402	-0.05826	-0.16326
1988:4	0.11226	0.02306	0.02359	-0.00048	0.24766	0.23021	0.11843	-0.03670	-0.13877
1989:1	0.09785	0.02336	0.02522	-0.00050	0.28526	0.22053	0.11067	-0.04729	-0.23990
1989:2	0.09763	0.02321	0.02276	-0.00044	0.27878	0.23816	0.10093	-0.03709	-0.17399
1989:3	0.07932	0.02875	0.02394	-0.00047	0.28385	0.22672	0.06232	-0.05222	-0.36313
1989:4	0.10408	0.02537	0.02515	-0.00051	0.24027	0.21635	0.13804	-0.03616	-0.20837
1990:1	0.06740	0.02601	0.02647	-0.00052	0.27247	0.22206	0.16050	-0.02399	-0.19672
1990:2	0.04484	0.02942	0.02776	-0.00052	0.24651	0.23237	0.15940	-0.03437	-0.17476
1990:3	0.06169	0.02937	0.02580	-0.00049	0.25523	0.21187	0.09686	-0.05483	-0.41460
1990:4	0.09943	0.02483	0.02400	-0.00047	0.24060	0.22584	0.09943	-0.04203	-0.17254
1991:1	0.08176	0.02489	0.02523	-0.00049	0.25429	0.20880	0.16657	-0.02462	-0.17236
1991:2	0.09034	0.02479	0.02342	-0.00046	0.26817	0.19958	0.22138	-0.00962	-0.30155
1991:3	0.08476	0.02832	0.02295	-0.00043	0.23499	0.20960	0.17046	-0.03852	-0.34863
1991:4	0.07783	0.02699	0.02575	-0.00048	0.21580	0.22576	0.10624	-0.03378	-0.24179
1992:1	0.06939	0.02702	0.02583	-0.00049	0.25671	0.20774	0.14587	-0.03374	-0.16375
1992:2	0.12522	0.02341	0.02231	-0.00043	0.20831	0.22305	0.12354	-0.03640	-0.16394
1992:3	0.06970	0.02752	0.02633	-0.00051	0.23911	0.20017	0.20236	-0.02826	-0.29565
1992:4	0.09051	0.02504	0.02490	-0.00048	0.24307	0.20707	0.13999	-0.03855	-0.22437
1993:1	0.08173	0.02708	0.02475	-0.00046	0.22314	0.20418	0.21012	-0.03961	-0.24505
1993:2	0.09595	0.02480	0.02444	-0.00048	0.25339	0.19311	0.16993	-0.03216	-0.18257
1993:3	0.07487	0.02537	0.02570	-0.00048	0.23850	0.22133	0.12588	-0.01491	-0.29684
1993:4	0.09329	0.02380	0.02607	-0.00051	0.23042	0.19304	0.09505	-0.00786	-0.01625
1994:1	0.06937	0.02707	0.02580	-0.00049	0.19985	0.22267	0.09407	-0.01432	-0.04890
1994:2	0.06392	0.02753	0.02566	-0.00047	0.19893	0.21592	0.11825	-0.00670	-0.03811
1994:3	0.08067	0.02616	0.02575	-0.00051	0.24085	0.19317	0.16619	-0.01649	-0.13888
1994:4	0.05578	0.02872	0.02702	-0.00051	0.19800	0.23983	0.18574	-0.03780	-0.23386
1995:1	0.06650	0.02658	0.02603	-0.00049	0.22335	0.20812	0.12981	-0.00952	-0.15722
1995:2	0.07113	0.02442	0.02641	-0.00051	0.24785	0.20376	0.09400	-0.01488	-0.21685
1995:3	0.06639	0.02638	0.02588	-0.00049	0.23890	0.22124	0.10302	-0.02312	-0.28402
1995:4	0.03478	0.03015	0.02794	-0.00053	0.23588	0.21781	0.13337	-0.01196	-0.25672
1996:1	0.06089	0.02708	0.02544	-0.00050	0.23312	0.21222	0.13689	-0.02373	-0.01735
1996:2	0.07532	0.02493	0.02557	-0.00049	0.20394	0.21720	0.09077	-0.03964	0.34339
1996:3	0.05915	0.02977	0.02413	-0.00048	0.25686	0.20041	0.09670	-0.01306	-0.05796
1996:4	0.06025	0.02721	0.02477	-0.00046	0.24974	0.21245	0.11904	-0.019690	-0.43618
1997:1	0.04813	0.02900	0.0273	-0.00052	0.23840	0.19693	0.11089	-0.02818	-0.28044
1997:2	0.08844	0.02552	0.02546	-0.00049	0.21912	0.15876	0.16029	-0.01621	-0.01251
1997:3	0.10458	0.02408	0.02428	-0.00047	0.25189	0.17410	0.12147	-0.02484	-0.27917
1997:4	0.11793	0.02361	0.02483	-0.00048	0.22109	0.16035	0.09266	-0.02712	-0.05110
Media	0.07965	0.02629	0.02542	-0.00049	0.24278	0.21196	0.13028	-0.02909	-0.18393
Median	0.07858	0.02627	0.02556	-0.00049	0.24073	0.21234	0.12026	-0.02985	-0.18195
Máximo	0.12522	0.03015	0.02854	-0.00043	0.30183	0.27351	0.22138	-0.00670	0.34339
Mínimo	0.03478	0.02306	0.02231	-0.00056	0.19800	0.15876	0.06232	-0.05826	-0.43618
Std.Dev	0.02073	0.00199	0.00143	2.8E-05	0.02456	0.02044	0.03621	0.01338	0.13522

**CUADRO 9 DERIVADA PARCIAL DEL COEFICIENTE MODELO LOGIT
CALCULADO PARA EL PROMEDIO DE LOS AGENTES**

TRIM	CONST	EDUCA	EXPER	EXPE2	BPAR	BSEX	TDESH	INGRM	INGNL
1988:1	0.06282	0.02778	0.02938	-0.00058	0.30158	0.21818	0.11904	-0.03141	-0.31748
1988:2	0.09928	0.02474	0.02540	-0.00051	0.27473	0.22259	0.11113	-0.03670	-0.11093
1988:3	0.09139	0.02693	0.02707	-0.00056	0.31232	0.20284	0.12692	-0.06055	-0.21408
1988:4	0.09798	0.02429	0.02606	-0.00054	0.27701	0.22465	0.13367	-0.03638	-0.22690
1989:1	0.09096	0.02467	0.02654	-0.00054	0.32198	0.21523	0.12369	-0.04833	-0.33090
1989:2	0.09355	0.02404	0.02422	-0.00048	0.31279	0.23195	0.11638	-0.03785	-0.26024
1989:3	0.07291	0.02998	0.02612	-0.00053	0.31984	0.22212	0.07478	-0.05255	-0.42634
1989:4	0.09396	0.02611	0.02710	-0.00056	0.27490	0.20819	0.15368	-0.03334	-0.26376
1990:1	0.06760	0.02713	0.02762	-0.00055	0.30410	0.21729	0.17183	-0.02593	-0.26925
1990:2	0.04802	0.03035	0.02900	-0.00056	0.27552	0.22882	0.17576	-0.03417	-0.22040
1990:3	0.06226	0.02998	0.02715	-0.00053	0.27675	0.21589	0.11115	-0.05331	-0.44224
1990:4	0.09202	0.02581	0.02544	-0.00051	0.27050	0.21956	0.11233	-0.03989	-0.18271
1991:1	0.07949	0.02577	0.02668	-0.00052	0.28047	0.20428	0.17820	-0.02663	-0.18621
1991:2	0.08238	0.02599	0.02543	-0.00051	0.29069	0.19481	0.23386	-0.01496	-0.37274
1991:3	0.07965	0.02899	0.02475	-0.00047	0.26107	0.20431	0.17870	-0.03791	-0.45433
1991:4	0.07707	0.02791	0.02658	-0.00051	0.23804	0.21953	0.11632	-0.03273	-0.28134
1992:1	0.07035	0.02760	0.02703	-0.00052	0.27981	0.20486	0.15805	-0.03351	-0.17496
1992:2	0.11454	0.02435	0.02345	-0.00046	0.23146	0.21831	0.13645	-0.03617	-0.19490
1992:3	0.06922	0.02773	0.02765	-0.00056	0.26704	0.19444	0.22402	-0.02581	-0.33422
1992:4	0.08240	0.02606	0.02638	-0.00052	0.27546	0.20101	0.15907	-0.03641	-0.26544
1993:1	0.07314	0.02769	0.02714	-0.00052	0.25584	0.19743	0.22660	-0.03819	-0.28054
1993:2	0.09152	0.02500	0.02603	-0.00052	0.28211	0.18643	0.19246	-0.03032	-0.18560
1993:3	0.07343	0.02588	0.02732	-0.00052	0.26498	0.21336	0.13879	-0.01418	-0.30341
1993:4	0.08640	0.02448	0.02782	-0.00056	0.25308	0.18660	0.11076	-0.00796	-0.01403
1994:1	0.06722	0.02774	0.02745	-0.00053	0.22279	0.21770	0.10562	-0.01382	-0.08373
1994:2	0.06168	0.02814	0.02756	-0.00052	0.22173	0.20956	0.13425	-0.00619	-0.08366
1994:3	0.07420	0.02698	0.02756	-0.00056	0.27494	0.18635	0.18285	-0.01428	-0.23916
1994:4	0.05637	0.02987	0.02807	-0.00054	0.22182	0.23319	0.20860	-0.03878	-0.26503
1995:1	0.06119	0.02744	0.02788	-0.00054	0.25383	0.20507	0.14235	-0.00905	-0.32402
1995:2	0.06653	0.02576	0.02772	-0.00055	0.28377	0.19788	0.11141	-0.01376	-0.34473
1995:3	0.06508	0.02763	0.02708	-0.00053	0.26886	0.21283	0.11152	-0.02295	-0.35785
1995:4	0.03928	0.03113	0.02869	-0.00055	0.26261	0.21186	0.14702	-0.01189	-0.33235
1996:1	0.05779	0.02810	0.02689	-0.00054	0.25681	0.20743	0.14493	-0.02289	-0.01942
1996:2	0.07340	0.02542	0.02693	-0.00053	0.22252	0.21059	0.10119	-0.03766	-0.39070
1996:3	0.05704	0.03062	0.02617	-0.00053	0.28345	0.19559	0.10622	-0.01147	-0.10063
1996:4	0.06187	0.02823	0.02576	-0.00048	0.26893	0.20626	0.13230	-0.02464	-0.50180
1997:1	0.04966	0.02993	0.02850	-0.00055	0.26273	0.18984	0.12122	-0.02746	-0.30860
1997:2	0.07739	0.02715	0.02711	-0.00053	0.23889	0.15287	0.16804	-0.02451	-0.01158
1997:3	0.08906	0.02569	0.02571	-0.00050	0.27855	0.16933	0.13890	-0.02349	-0.34704
1997:4	0.09989	0.02559	0.02599	0.00050	0.24595	0.15622	0.10820	-0.02780	-0.15462
Media	0.07525	0.02712	0.02681	-0.00053	0.26926	0.20538	0.14371	-0.02890	-0.25445
Median	0.07342	0.02714	0.02705	-0.00053	0.27262	0.20781	0.13535	-0.02906	-0.26524
Máximo	0.11454	0.03113	0.02938	-0.00046	0.32198	0.23319	0.23386	-0.00619	-0.01158
Mínimo	0.03928	0.02404	0.02345	-0.00058	0.22173	0.15287	0.07478	-0.06055	-0.50180
Std Dev	0.01632	0.00194	0.00124	2.6E-05	0.02618	0.01804	0.0377	0.01299	0.12122

CUADRO 10 LAS VARIABLES DE LOS MODELOS MACROECONOMÉTRICOS

TRIM	CRTGP	CRPARTIM	CREFEMIC	CREFETA	CRPIBCAL	DCRPIPET
1988:2	0.030628	0.035404	0.006021	0.173602	-0.035045	-0.036652
1988:3	-0.023713	-0.020320	0.002916	-0.113999	0.054749	0.045460
1988:4	0.014218	0.014651	0.000679	0.078416	0.023365	0.030630
1989:1	-0.013542	-0.013022	0.012476	-0.121001	-0.022261	-0.040299
1989:2	0.013385	0.007615	-0.010875	0.097805	-0.002807	-0.014679
1989:3	-0.017970	-0.020012	0.004325	-0.126974	0.037141	0.021890
1989:4	0.079819	0.073204	-0.003426	0.460634	0.057410	0.048595
1990:1	-0.043407	-0.038735	0.004185	-0.186792	-0.116636	-0.113619
1990:2	-0.035056	-0.029551	0.002430	-0.165782	0.014050	0.007652
1990:3	-0.003292	0.001397	0.001884	-0.001095	0.019237	0.006887
1990:4	0.059100	0.052820	0.000964	0.319041	0.049136	0.021712
1991:1	0.005211	0.004275	0.009563	-0.016324	-0.078149	-0.096640
1991:2	-0.015573	-0.009812	-0.013890	0.006493	0.049538	0.030516
1991:3	0.002782	0.001385	0.013326	-0.045395	-0.014530	-0.012358
1991:4	0.013856	0.006684	-0.003734	0.050008	0.070042	0.068103
1992:1	-0.043361	-0.036743	-0.008765	-0.147135	-0.008674	-0.024825
1992:2	0.082412	0.081481	0.020557	0.360861	0.023470	0.017507
1992:3	-0.051375	-0.056637	-0.008651	-0.221660	-0.004424	-0.007596
1992:4	0.030898	0.032364	0.002770	0.161991	0.053354	0.048871
1993:1	-0.017678	-0.022491	-0.010869	-0.066420	0.005737	-0.055889
1993:2	0.014308	0.022640	0.017739	0.042265	0.015909	0.022657
1993:3	-0.021965	-0.022375	-0.020912	-0.028096	0.002487	-0.020561
1993:4	0.027919	0.023869	-0.011798	0.164381	0.078250	0.076874
1994:1	-0.027969	-0.022861	0.016684	-0.155077	-0.027135	-0.043047
1994:2	-0.007098	-0.005621	-0.003324	-0.014862	0.047527	0.054306
1994:3	0.014529	0.011049	0.014987	-0.004982	0.172972	0.155958
1994:4	-0.016598	-0.011783	0.006671	-0.088404	-0.154143	-0.150695
1995:1	-0.004112	-0.007619	-0.008872	-0.001873	0.068169	0.059341
1995:2	-0.014770	-0.011522	0.011991	-0.118572	0.042570	0.033724
1995:3	0.001341	-0.000514	-0.013471	0.067215	0.012097	0.009357
1995:4	-0.006757	-0.007501	0.008217	-0.083452	0.062472	0.062312
1996:1	0.027205	0.027884	0.017626	0.082407	-0.022740	-0.014475
1996:2	-0.023694	-0.015870	-6.49E-05	-0.094853	-0.024603	-0.047390
1996:3	-0.017439	-0.016895	-0.003963	-0.088286	0.001635	-0.011759
1996:4	0.013960	0.012910	-0.012231	0.164536	0.018964	0.025855
1997:1	0.018736	0.011589	0.018635	-0.024453	-0.082469	-0.090655
1997:2	0.063633	0.056190	-0.005158	0.383883	0.094973	0.104311
1997:3	-0.009304	0.005026	0.015311	-0.034466	1.75E-05	-0.020673
1997:4	0.019271	0.013769	-0.010010	0.109787	0.005693	0.003728
Media	0.003039	0.003239	0.001537	0.019830	0.012496	0.003960
Mediana	-0.003292	0.001385	0.001884	-0.014862	0.014050	0.007652
Máximo	0.082412	0.081481	0.020557	0.460634	0.172972	0.155958
Mínimo	-0.051375	-0.056637	-0.020912	-0.221660	-0.154143	-0.150695
Std. Dev.	0.031536	0.029544	0.010963	0.161103	0.058163	0.059287