

**POLITICA ECONÓMICA DE AJUSTE ESTRUCTURAL
Y OFERTA DE TRABAJO EN MEXICO**

Dr. Sergio Peña Medina

Noésis: Nueva Epoca (2003). Revista de Ciencias Sociales y Humanidades. Universidad Autónoma de Ciudad Juárez:. Lourdes Ampudia Rueda (Coord.) Población y Mercados Laborales. Vol. 13 (25): pp. 45-67: Enero-Junio

INTRODUCCIÓN

El presente análisis tiene como objetivo evaluar el impacto que tuvo la crisis de finales de 1994 -- conocida de manera coloquial como “el error de diciembre” -- en la oferta de trabajo. Los orígenes del error se basan en un intento por corregir desequilibrios en la cuenta corriente y un tipo de cambio sobrevaluado. El gobierno para corregir estos desequilibrios trató de implementar una devaluación manejada en Diciembre de un 15%; sin embargo, el mercado sobre-reaccionó y las reservas del banco central no fueron suficientes para detener el ataque especulativo en contra del peso y el resultado final fue una de las peores recesiones que el país ha experimentado. (Calvo & Mendoza, 1996).

El análisis utiliza una base de datos organizada a manera de panel donde se incorporan dos trimestres --antes y después del error. El análisis utiliza el tercer trimestre de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU) de los años 1994 y 1995 respectivamente. Esos dos trimestres se escogieron por considerarlos cercanos al error y, también para controlar por efectos de temporalidad que pudieran afectar los resultados al comparar trimestres diferentes. La muestra incluye solamente individuos mayores de 12 años.

El trabajo se fundamenta en la teoría del capital humano y en la teoría de la oferta de trabajo. Existen dos hipótesis respecto al efecto que tiene una recesión o un boom económico en la demanda y oferta agregada de trabajo: 1) la hipótesis del *trabajador adicional* y 2) la hipótesis del *trabajador desalentado*. (Todaro 1994:224-230; Berndt, 1991) Este análisis tiene como propósito evaluar el tipo de efectos que prevalecieron cuando se dio el ajuste monetario traducido en devaluación y caída del ingreso real.

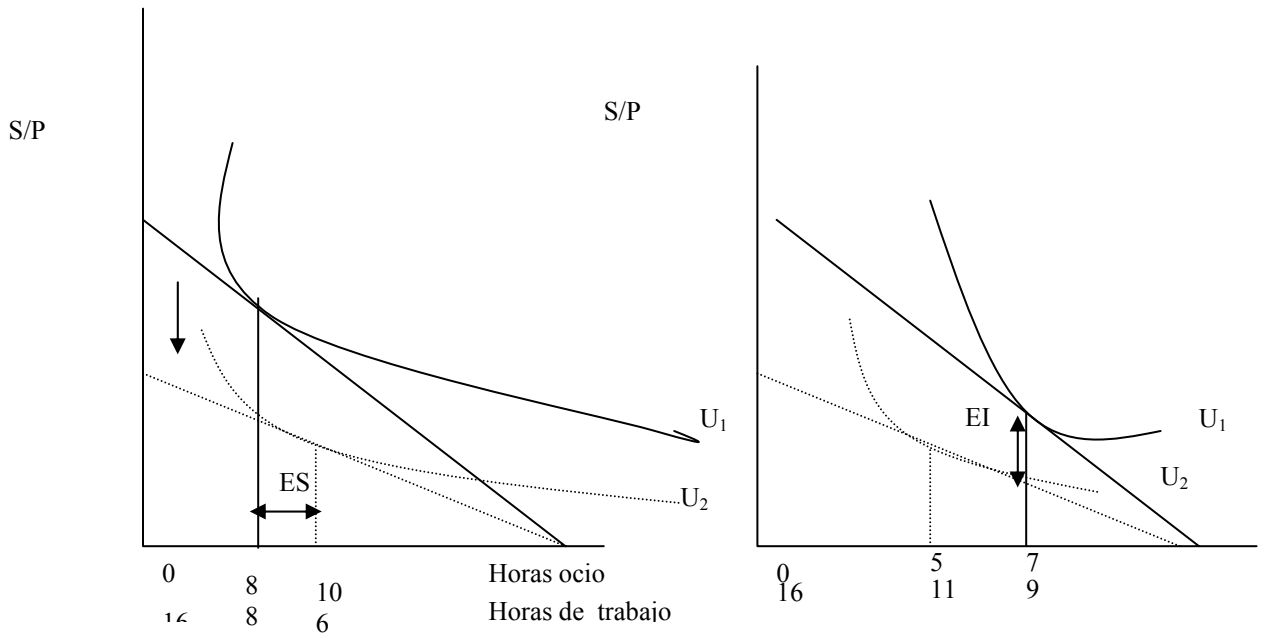
De manera general los resultados muestran que el error de Diciembre del 1994 afectó a los sectores de la población de manera diferente. La probabilidad de participar en el mercado laboral aumentó en terminos generales en un 5.6%. De manera particular se concluye que la probabilidad de participación laboral de las mujeres en general y de las mujeres casadas con hijos en particular se incrementó.

El estudio se divide en cuatro secciones. La primer sección presenta el marco teórico; la segunda el modelo empleado para evaluar las dos hipótesis anteriormente expuestas; la tercera presenta los resultados; y finalmente se presentan las conclusiones.

I MARCO TEÓRICO

La investigación utiliza como marco teórico el trabajo clásico de Pencavel (1986) para analizar el impacto de los ajustes estructurales en la oferta de trabajo. Pencavel (1986) señala que cada individuo cuenta con un número limitado de horas (24) al día, las cuales son distribuidas en dos actividades -- trabajo y ocio. El individuo dedica cierto número de horas al trabajo que generan cierto ingreso que le permiten adquirir una combinación de bienes y servicios que le generan un nivel de utilidad.

En las gráficas 1a y 1b se muestra que cuando el salario real (s/p) se deteriora el trabajador podrá comprar menos cantidad de bienes y servicios-- la línea de presupuesto tiene un desplazamiento interior – y por ende su nivel de utilidad disminuye de U_1 a U_2 .



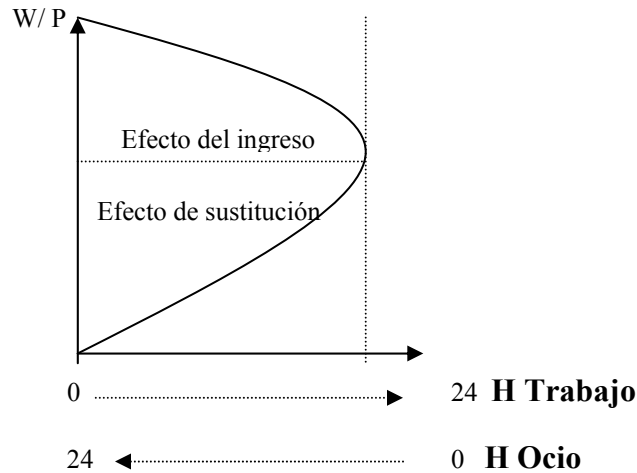
Gráfica 1a caída de salario con el efecto de Sustitución (ES) dominando

Gráfica 1b caída de salario con el efecto de ingreso (EI) dominando

Las gráficas 1a y 1b presentan dos efectos distintos a causa de la caída del salario real del trabajador (s/p) producto de los efectos de un incremento en precios. En la gráfica 1a el efecto de sustitución domina, ya que a raíz de la caída del salario real el trabajador prefiere dedicar menos horas al trabajo y más horas a la recreación o ocio. La gráfica 1b muestra un efecto distinto denominado el efecto de ingreso; la caída del salario real el trabajador hace que éste incremente sus horas de trabajo y disminuya las horas dedicadas al ocio.

La devaluación de la moneda como un mecanismo de política económica de ajuste estructural y el efecto inflacionario afectan el ingreso real de los trabajadores y por ende los estándares de vida. La pregunta que se desprende es ¿de qué manera la política de ajuste monetario afecta la oferta de trabajo?

La teoría clásica señala que la oferta de trabajo del individuo sigue un patrón similar al de una curva semicircular como se muestra en la gráfica 2:



Gráfica 2: **Oferta de Trabajo**

Es importante poner atención a dos tipos de efectos en la gráfica 2-- *ingreso* y *sustitución*. El *efecto de sustitución* implica que un salario real (W/P) alto es una señal que el trabajo es beneficioso para el individuo y consecuentemente el costo de oportunidad del ocio es alto; esto significa que cuando el salario real se incrementa, manteniendo el ingreso constante, el individuo tiende a incrementar el número de horas de trabajo dedicando menos horas al ocio dado que este se considera un bien normal, pero cuando el salario real disminuye, manteniendo el ingreso constante, el número de horas de trabajo disminuye y el individuo tiende a sustituir trabajo por ocio. (Ehrenber & Smith, 1994):

En cuanto al *efecto del ingreso* tenemos que cuando el ingreso aumenta, manteniendo el salario constante, el individuo está en una posición de “comprar” más horas de ocio y dedicar menos horas al trabajo y cuando el salario se reduce el individuo tiende a sustituir horas de ocio por horas de trabajo. (Ehrenber & Smith, 1994):

Se mencionó en la introducción que existen dos hipótesis respecto al efecto que cambios en la demanda agregada (durante una recesión o un auge económico) tienen en la oferta de trabajo: La hipótesis del *trabajador adicional* y la hipótesis del *trabajador desalentado*. (Berndt, 1991:609-610) Desde la perspectiva de la teoría económica la hipótesis del *trabajador adicional* es compatible con el efecto del ingreso y la hipótesis del *trabajador desilusionado* es compatible con el efecto de sustitución.

La hipótesis del *trabajador adicional* sugiere que una devaluación reduce el ingreso real de los miembros de la familia que forman parte de la fuerza de trabajo y por consiguiente más miembros del hogar se requieren para compensar la pérdida del salario real incrementando la oferta de trabajo.

La hipótesis del *trabajador desilusionado* sugiere que domina el efecto de sustitución por lo siguiente. Primero, la demanda agregada de trabajo y el ingreso real disminuyeron a causa la devaluación y la inflación reduciendo el costo (de oportunidad) del ocio. Segundo, la probabilidad de encontrar empleo se reduce y consecuentemente disminuye el atractivo del empleo reduciendo el costo de oportunidad del ocio.

A continuación se presenta el modelo que pondrá a prueba las dos hipótesis presentadas para analizar los efectos de ingreso y sustitución en los diferentes grupos de trabajadores.

II EL MODELO

El presente análisis hace uso de un modelo de *regresión logística* por ser este el adecuado para analizar una variable dependiente de tipo dicotómica. El modelo de *regresión logística* permite calcular la probabilidad de la participación laboral de un trabajador medida en *logits*; es decir, el logaritmo natural de la probabilidad de que un

trabajador tiene de estar empleado (P_i) con respecto a estar desempleado ($1 - P_i$).

Algebráicamente el modelo toma la siguiente forma:

$$\ln \frac{P_i}{1 - P_i} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_1 X_{1i} + \beta_2 Z_{2i} + \sum_{j=1}^k \beta_3 (X_i Z_i)$$

Donde:

$\ln \frac{P_i}{1 - P_i}$ = la probabilidad en logits de que el individuo este en la fuerza laboral (1)

α = constante

K = número de variables explicatorias

β = parámetros estimados

X = variables independientes (sexo, edad, educación, experiencia laboral, área geográfica, estado civil, e hijos)

$$Z = \text{Muestra 1994 y 1995} \left\{ \begin{array}{l} Z= 1 \text{ si corresponde al año 1995} \\ Z= 0 \text{ de otra manera} \end{array} \right.$$

XZ = Interacción variables independiente con el año 1995

Variables en el modelo

La variable dependiente es dicotómica

Participacion laboral (LFP) = si el trabajador la semana anterior a la encuesta trabajó una hora o un día para sostener a la familia o cubrir sus propios gastos. La variable fue codificada de la siguiente forma:

$$\text{LFP} = \begin{cases} 1 & \text{Si la persona trabaja} \\ 0 & \text{De otra manera} \end{cases}$$

Las variables independientes que determinan la probabilidad de estar desempleado ó empleado:

$$\text{SEXO es una variable dicotómica} \begin{cases} 1 & \text{Si la persona es hombre} \\ 0 & \text{Si la persona es mujer} \end{cases}$$

La variable edad es un vector de tres variables dicotómicas utilizando el grupo cuyo rango de edad es entre 12 y 17 años como el grupo de referencia:

$$\text{EDAD} = \begin{cases} \text{Edad_R2:} & \begin{cases} 1 & \text{si la persona esta en el rango de 18 a 45 años} \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases} \\ \text{Edad_R3:} & \begin{cases} 1 & \text{si la persona esta en el rango de 46 a 65 años} \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases} \\ \text{Edad_R4:} & \begin{cases} 1 & \text{si la persona esta en el rango de edad de 66 o más años} \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases} \end{cases}$$

Educación es una variable categórica con nueve grupos:

$$\text{ANALFA} = \begin{cases} 1 & \text{si la persona es analfabeta (grupo de referencia)} \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$$

$$\text{PRIMIN} = \begin{cases} 1 & \text{si la persona cuenta menos de 6 años de educación formal} \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$$

$$\text{PRIMC} = \begin{cases} 1 & \text{si la persona cuenta con 6 años de educación formal} \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$$

$$\text{SECIN} = \begin{cases} 1 & \text{si la persona se encuentra en el rango de 7 a 8 años de educación formal} \end{cases}$$

$$\begin{aligned}
 & 0 \text{ de otra manera} \\
 \text{SECC} = & \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ si la persona cuenta con 9 años de educación formal} \\ 0 \text{ de otra manera} \end{array} \right. \\
 \text{PRPAIN} = & \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ si persona se encuentra en el rango de 10 a 11 años de educación formal} \\ 0 \text{ de otra manera} \end{array} \right. \\
 \text{PRPAC} = & \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ si la personas cuenta con 12 años de educación formal} \\ 0 \text{ de otra manera} \end{array} \right. \\
 \text{UNIVIN} = & \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ si la persona se encuentra en el rango de 13 a 15 años de educación} \\ 0 \text{ de otra maneara} \end{array} \right. \\
 \text{UNIC} = & \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ personas con un título profesional (16 años o más de educación formal)} \\ 0 \text{ de otra manera} \end{array} \right.
 \end{aligned}$$

EXP_POT = experiencia potencial (edad – años de educación formal – 6)

Zona geográfica es una variable categórica de 5 grupos que incluye las principales ciudades del país y aquellas de la zona fronteriza aglutinadas en un solo grupo:

$$\begin{aligned}
 \text{CDMEX} = & \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ si la persona vive en la Ciudad de México} \\ 0 \text{ de otra manera} \end{array} \right. \\
 \text{GUAD} = & \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ si la persona vive en Guadalajara} \\ 0 \text{ de otra manera} \end{array} \right. \\
 \text{MONT} = & \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ si la persona vive en Monterrey} \\ 0 \text{ de otra manera} \end{array} \right. \\
 \text{FRONT} = & \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ si la persona vive en alguna de las ciudades fronterizas (Tijuana, Ciudad} \\ \text{Juárez, Nuevo Laredo, y Matamoros)} \\ 0 \text{ de otra manera} \end{array} \right.
 \end{aligned}$$

Estado Civil es una variable dicotómica

$$\text{CASADO} = \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ si la persona es casado} \\ 0 \text{ de otra manera} \end{array} \right.$$

Se creó también la interacción de la variable género, estado civil e hijos para analizar como la crisis afecta la participación laboral de mujeres casadas con hijos para poner a prueba la hipótesis del trabajador adicional.

$$\text{MUJERCH} = \begin{cases} 1 & \text{si la persona es una mujer casada con hijos} \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$$

III RESULTADOS

El total de la muestra incluye 499,469 casos de los cuales 246, 906 (49.4%) corresponden al tercer trimestre de 1994 y el restante al tercer trimestre de 1995. El cuadro 1 presenta las frecuencias sin ponderar de las variables incluidas en el modelo. En general la participación laboral de 1994 fue de 46.8% comparada con 46.4% en 1995. Desde la perspectiva de género la muestra incluye un 52.2% de hombres y 47.6% de mujeres de las cuales el 21.9% respondieron estar casadas y con hijos. La variable educación muestra que casi una tercera parte (33.5%) de la muestra se ubica en las categorías de educación primaria; el 25.4% en la de secundaria, 19.7% en la media superior y un 15.6% en la categoría de educación superior. La variable espacial incluye un 5.9% se ubica en la Ciudad de México, 8.5% en las ciudades fronterizas, 3.6% en Guadalajara y 3.7 en Monterrey y el restante 78.3% corresponde a otras ciudades. Un porcentaje considerable de la muestra (60%) pertenecen a la categoría de edad de 18 a 45 años.

Cuadro 1: Frecuencias

VARIABLE	%	VARIABLE	%
SEXO		ZONA GEOGRAFICA	
Hombre	47.6	Ciudad de México	5.9
Mujer	52.2	Guadalajara	3.6
		Monterrey	3.7
PARTICIPACION LABORAL		Ciudades fronterizas	8.5
Participa 1994	46.8	Otras Ciudades	78.3
Participa 1995	46.4		
		EDAD	
EDUCACIÓN		12 a 17	17.9
Analfabeta	5.8	18 a 45	60.0
Primaria incompleta	13.9	46 a 65	16.5
Primaria completa	19.6	> 66	5.6
Secundaria incompleta	10.8		
Secundaria completa	14.6	ESTADO CIVIL	
Media superior incompleta	15.1	Casado	46.2
Media superior completa	4.6		
Superior incompleta	5.6	MUJER CASADA C/HIJOS	21.9
Superior completa	10.0		

Fuente: INEGI-ENEU

En general el poder de las variables explicatorias en el modelo resultaron ser estadísticamente significativos a juzgar por el $X^2_{.05}$ (39 g de L) = .000 el modelo pronosticó correctamente el 75.2% de los casos (Cuadro 2).

Cuadro 2: Análisis estadístico del modelo

Pronosticado				Porcentaje Correcto
PARTICIPACION LABORAL				
Observado		NO PARTICIPA	PARTICIPA	
PARTICIPACION LABORAL	LFP NO PARTICIPA	22670878	6625131	77.4
	LFP PARTICIPA	7205776	19361621	72.9
Porcentaje general				75.2

Fuente: INEGI-ENEU frecuencias ponderadas

El modelo explica el 38.7% de la variación de la variable dependiente a juzgar por el denominado pseudo R^2 de Naegelkerke. Es importante señalar que estas medidas son aproximaciones solamente dado que en el modelo de regresión logística no es exactamente el mismo R^2 que se estima en la técnica de los cuadrados mínimos ordinarios, normalmente el poder explicativo de las variables es subestimado. (Demaris, 1992)

De las variables explicativas para evaluar la probabilidad de que una persona participe o no en la fuerza de trabajo, las variables sexo y edad son las que mas poder explicativo tiene a juzgar por la diferencia marginal en el Pseudo R^2 de Nagelkerke en el modelo incremental (Anexo 1).

Los exponentes *beta* (e^β) o logits en la ecuación (Cuadro 3) deben de interpretarse de la siguiente manera. Cuando la probabilidad, que una persona este participando en la fuerza de trabajo o no este participando, es la misma (.50 y .50) entonces el logit es igual a cero.¹ Por otro lado, cuando la probabilidad de estar participando en la fuerza de trabajo excede la probabilidad de no estar participando entonces el logit es mayor que cero;² lo opuesto también es verdad, cuando probabilidad de estar participando en la fuerza de trabajo es menor a la probabilidad de no estar participando resulta en exponente *beta* con signo negativo.³ (Bohrnstead & Knoke, 1994)

¹ Por ejemplo: $P_i = .5$ y $1 - P_i = .5$ entonces $\ln(.5/.5) = 0$

² Por ejemplo: $P_i = .7$ y $1 - P_i = .3$ entonces $\ln(.7/.3) = .85$

³ Por ejemplo: $P_i = .1$ y $1 - P_i = .9$ entonces $\ln(.1/.9) = -2.20$

Cuadro 3: Ecuación Participación Laboral

VARIABLE	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
SEXO	1.026	.001	735584.124	1	.000	2.789
SEXO*95	-.185	.002	12419.078	1	.000	.831
EDAD2	2.120	.002	1339081.018	1	.000	8.332
EDAD2*95	-.120	.003	2158.778	1	.000	.887
EDAD3	.941	.003	83319.625	1	.000	2.562
EDAD3*95	.030	.005	45.140	1	.000	1.031
EDAD4	-1.332	.005	70234.225	1	.000	.264
EDAD4*95	.135	.007	380.874	1	.000	1.145
PRIMIN	.249	.003	9785.015	1	.000	1.282
PRINC*95	-.008	.003	5.904	1	.015	.992
PRIMC	.391	.002	24772.623	1	.000	1.479
PRIC*95	.010	.003	8.137	1	.004	1.010
SECIN	.350	.003	14937.387	1	.000	1.419
SECIN*95	.027	.004	47.902	1	.000	1.028
SECC	.698	.003	64692.779	1	.000	2.011
SECC*95	-.068	.004	323.881	1	.000	.934
PRPAIN	.628	.003	52151.555	1	.000	1.874
PRPIN*95	-.013	.004	11.342	1	.001	.987
PRPAC	.384	.003	13362.259	1	.000	1.469
PRPC*95	.078	.005	286.256	1	.000	1.081
UNIVIN	-.101	.003	958.334	1	.000	.904
UNIN*95	.227	.005	2541.016	1	.000	1.255
UNIVC	1.063	.003	120055.914	1	.000	2.896
UNIC*95	.198	.004	2194.092	1	.000	1.219
EXPP	.027	.000	131705.044	1	.000	1.027
EXPP*95	-.001	.000	214.796	1	.000	.999
CDMEX	.081	.001	5892.623	1	.000	1.085
CDMEX*95	-.088	.001	3587.755	1	.000	.916
GUAD	.179	.002	9904.524	1	.000	1.196
GUAD*95	-.020	.002	63.087	1	.000	.980
MTY	.086	.002	2123.440	1	.000	1.090
MTY*95	-.043	.003	268.700	1	.000	.958
FRONT	.205	.002	9708.490	1	.000	1.227
FRONT*95	.020	.003	51.023	1	.000	1.021
CASADO	.737	.001	254890.265	1	.000	2.090
CASADO*95	.002	.002	.724	1	.395	1.002
MUJERCH	-1.994	.002	1184181.026	1	.000	.136
MUJCH*95	.166	.003	4323.432	1	.000	1.181
AÑO 1995	.097	.004	570.134	1	.000	1.102
CONSTANTE	-2.928	.003	988609.580	1	.000	.054

(N = 499,469)

Ajuste estructural y participación laboral

La constante en la ecuación del Cuadro 3 debe interpretarse como la participación laboral de la población en general y la variable (AÑO 1995) analiza si existieron cambios en la probabilidad de participación en la fuerza de trabajo en el año 1995 posterior a la devaluación. La constante en la ecuación es negativa (-2.928) pero para el año 1995 el parámetro beta es positivo (.097) y estadísticamente significativo ($\alpha = .05$) lo que significa un incremento en la probabilidad en la muestra de que las personas participen en el mercado laboral. Transformando los parámetros en probabilidades indican que la probabilidad de que una persona se incorpore a la fuerza de trabajo aumentó en un 5.6 %⁴ a raíz de la crisis. Sin embargo, esto no permite evaluar con más detalle quienes fueron las personas que se sumaron al mercado laboral lo cual se analiza a continuación.

En general los parámetros muestran el signo esperado o pronosticado por la teoría. La interacción de las variables independientes con la variable dicotómica para el año 95 representa los cambios en la pendiente o el incremento o reducción de los logits, los resultados señalan que el diferencial en las probabilidades de participación laboral se redujeron como en el caso de la variable sexo y en algunos grupos de edad como el de 18 a 45 años. Por otro lado, es importante resaltar también los cambios positivos de los parámetros en el caso de las mujeres casadas y con hijos y el del grupo de edad de mayores de 66 años por mencionar algunos casos relevantes.

⁴ Para calcular las probabilidades se utiliza la siguiente función $f(Z) = e^Z / (1 + e^Z)$ y $Z = \alpha + \sum \beta_j X_{j_i}$ o $Z = -2.928 + .097 = -2.831$ Para el caso del año 1995 $e^{-2.831} / (1 + e^{-2.831}) = .0556$

Participación laboral y género

Los exponentes *beta* relacionados con aspectos de género en la ecuación del Cuadro 4 indican que sin controlar por otras variables los hombres (SEXO) son 4.6 veces más probables de participar en la fuerza de trabajo comparado con las mujeres. Sin embargo, analizando el impacto de crisis a juzgar por cambios en el parámetro beta el cual indica cambios en la pendiente de la variable (SEXO*95), el signo negativo indica que los logits se redujeron lo cual sugiere que el diferencial de la probabilidad de participación laboral de los hombres respecto a las mujeres disminuyó de 67.2 a 64.4 aproximadamente 2.7 puntos porcentuales⁵. El modelo es estadísticamente significativo y explica aproximadamente el 15.6% de la variabilidad de la variable dependiente.

Cuadro 4: Participación laboral y género

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
SEXO	1.536	.001	3492869.057	1	.000	4.645
SEXO*95	-.153	.001	17878.925	1	.000	.858
AÑO95	.031	.001	1513.603	1	.000	1.032
Constant	-.818	.001	2038612.626	1	.000	.441
Negelkerke R ² = .156 X ² _{.05} (3 g de L) = .000						

Adicionalmente, otra variable ligada a aspectos de género es la variable que evalúa la participación laboral de las mujeres casada y con hijos (MUJERCH). Los parámetros beta también indica que las mujeres casadas con hijos aumentaron su presencia en la fuerza de trabajo a juzgar por los cambios de la pendiente de la variable (MUJERCH*95). La probabilidad que las mujeres casadas con hijos participaran en la

⁵ la probabilidad se calculó de la siguiente forma

$$\left[\frac{e^{-.818+1.536(1)-.153(1)+.031(1)}}{1+e^{-.818+1.536(1)-.153(1)+.031(1)}} \right] - \left[\frac{e^{-.818+1.536(1)}}{1+e^{-.818+1.536(1)}} \right] = .026$$

fuerza laboral aumentó aproximadamente en un 2% de .234 a .252. El cambio es estadísticamente significativo y explica 8.2% de la variabilidad.

Cuadro 5: Participación laboral de mujeres casadas con hijos

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
MUJERCH	-1.380	.001	1706688.841	1	.000	.252
MUJCH*95	.167	.001	12947.972	1	.000	1.181
AÑO 1995	-.071	.001	13450.872	1	.000	.932
Constant	.199	.000	209814.527	1	.000	1.220

$$X^2_{.05} (3 \text{ g de L}) = .000 \quad \text{Negelkerke } R^2 = .082$$

En general, los resultados del Cuadro 5 son consistentes con las observaciones de algunos autores de que la crisis económica no solamente incrementó la participación en la fuerza de trabajo de la mujer en general y de las mujeres casadas y con hijos en particular; sino que también, parte de los costos de la crisis tienen un sesgo y son transferidos a las mujeres. (Benería & Feldman, 1992; García, 2001)

Participación laboral y ciclo de vida

La relación entre ciclo de vida y participación laboral en la ecuación es consistente con la teoría del capital humano. La teoría del capital humano señala que las personas en edad temprana dedican su tiempo a adquirir su propio capital humano posponiendo su entrada al mercado de trabajo. (Ehrenberg & Smith, 1994) También se señala que la etapa más productiva de una persona oscila entre los 18 y 45 años de edad etapa en la que el mercado laboral mejor premia al trabajador dado que este adquiere más experiencia y consecuentemente una mayor productividad. (Hutchens, 1989)

Cuadro 6: Participación laboral y ciclo de vida

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
EDAD2	2.154	.001	2405908.728	1	.000	8.616
EDAD2*95	.015	.002	60.931	1	.000	1.016
EDAD3	1.764	.002	1194428.558	1	.000	5.838
EDAD3*95	.059	.002	661.005	1	.000	1.060
EDAD4	.359	.003	20435.056	1	.000	1.432
EDAD4*95	.063	.004	324.882	1	.000	1.065
AÑO 1995	-.069	.002	1384.381	1	.000	.933
Constante	-1.772	.001	1866371.944	1	.000	.170

$$X^2_{.05} (7 \text{ g de L}) = .000 \quad \text{Negelkerke } R^2 = .169$$

Basado en los resultados de la ecuación presentados en el Cuadro 6, se puede observar que la relación entre participación laboral y ciclo de vida sigue una curva en forma de “U” inversa. Los logits muestran que el grupo cuyo rango de edad oscila entre los 18 y 45 años (EDAD2) son 8.6 veces más probables a estar participando en la fuerza de trabajo con respecto al grupo de referencia cuyo rango es entre 12 y 17 años, los logits disminuyen a 5.8 para el grupo cuyo rango de edad esta entre los 46 y 65 años (EDAD3) y 1.4 para el grupo cuya edad excede los 66 años (EDAD4) considerada como la etapa de la jubilación. La variable edad explica aproximadamente el 17% de la variabilidad de la participación laboral.

Evaluando el impacto de la crisis en la participación laboral de las diferentes categorías de edades, sin controlar por otros factores, lo más relevante es que de manera general la probabilidad de participación se incrementó en todos los grupos de edades con respecto al grupo de referencia. Sin embargo, una vez que se controla por otros factores (ver Cuadro 3) lo más relevante son los cambios en el signo de los parámetros en los grupos de edades cuyo rango oscila entre los 18 y 45 (EDAD2) años; es decir, el diferencial en las probabilidades de participación laboral entre este grupo y el grupo de

referencia, adolescentes entre las edades de 12 y 17 años, se redujieron. También es importante resaltar el cambio de signo del parámetro *beta* para el grupo cuya edad excede los 65 años (EDAD4) lo cual indica que la participación laboral de las personas de la llamada tercera edad aumentó.

Participación laboral y educación

La teoría del capital humano plantea que existe una relación positiva entre el nivel de educación e ingreso; es decir, el parámetro de educación es equivalente a la tasa de retorno de la inversión en educación la cual es un reflejo de la productividad del trabajador. (Becker, 1975) Tomando en cuenta lo anterior, se puede decir que el costo de oportunidad de no participar en la fuerza de trabajo (dedicar su tiempo al ocio) de una persona se incrementa con el nivel de educación por lo que se espera una relación positiva entre educación y participación laboral. A continuación se presenta los resultados obtenidos en la ecuación del cuadro tres en lo referente a educación y participación laboral.

Los resultados de la ecuación muestran que la relación entre educación y participación laboral es positiva lo cual es consistente con la teoría expuesta anteriormente. Analizando los parámetros *beta* de los niveles educativos terminales se puede observar una tendencia lineal de un nivel a otro (ej. .433 para primaria, .728 para secundaria, .900 para preparatoria o equivalente, y 1.508 para profesional) lo que indica que las probabilidades de que una persona este participando en el mercado laboral se incrementan con el nivel de educación. La variable explica aproximadamente el 5.6% de la variabilidad de la variable dependiente y los parámetros resultaron estadísticamente significativos (Cuadro 7).

Cuadro 7: Participación laboral y educación

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
PRIMINC	.270	.002	17141.398	1	.000	1.310
PRMINC*95	-.023	.003	63.873	1	.000	.977
PRIMC	.433	.002	49111.495	1	.000	1.542
PRIMC*95	-.028	.003	101.785	1	.000	.973
SECINC	-.150	.002	4873.464	1	.000	.860
SECINC*95	-.004	.003	1.892	1	.169	.996
SECC	.728	.002	130188.563	1	.000	2.070
SECC*95	-.093	.003	1086.857	1	.000	.911
PRPAINC	.496	.002	61472.953	1	.000	1.642
PRPAINC*95	.008	.003	7.983	1	.005	1.008
PRPAC	.900	.003	128126.444	1	.000	2.460
PRPAC*95	-.065	.004	346.670	1	.000	.937
UNIVINC	.463	.002	36564.991	1	.000	1.589
UNIVINC*95	.056	.003	275.212	1	.000	1.057
UNIVC	1.508	.002	451570.975	1	.000	4.516
UNIVC*95	.092	.003	856.085	1	.000	1.096
AÑO 1995	-.034	.002	191.542	1	.000	.967
Constant	-.581	.002	108771.921	1	.000	.559

$$X^2_{.05} (17 \text{ g de L}) = .000 \quad \text{Negelkerke } R^2 = .056$$

Analizando el impacto de la crisis desde el punto de vista de la educación y controlando por otros factores, en el Cuadro 3 se puede observar que los coeficientes beta de las variables y la interacción del año 1995 muestran un cambio en el signo de positivo a negativo para los siguientes grupos: aquellos con primaria incompleta (PRMINC*95), secundaria completa (SECC*95), media superior incompleta (PRPAINC*95), esto implica que las probabilidades de estar participando el mercado de trabajo disminuyeron con respecto al grupo de referencia o analfabetas ya que se incrementó la probabilidad de estar desempleado. En contraste, para los grupos con educación media superior completa (PRPAC*95), educación superior incompleta (UNIVINC*95) y completa (UNIVC*95) muestran un cambio positivo; es decir, las probabilidades de participar en el mercado

laboral con respecto a los de menor educación; también., los resultados sugieren que más personas abandonaron o combinaron el estudio con el trabajo.

Experiencia y participación laboral

La teoría de la económica en el campo del trabajo sugiere que el mercado laboral valora la experiencia del trabajador por estar asociada con la productividad marginal del trabajador. También es importante señalar que mientras más tiempo el trabajador labore en una misma empresa va adquiriendo capital humano específico que la empresa valora y recompensa.

Aunado a lo anterior la teoría de la firma sugiere que cuando el contexto del mercado cambia y afecta la demanda del bien o servicio (como sucedería en el caso de una devaluación que hace que los precios de los bienes suban) que la empresa oferta en el mercado, en el corto plazo la empresa puede ajustar uno de sus insumos –capital o trabajo. Las evidencias muestran que en el corto plazo las empresas ajustan el factor trabajo, despidiendo primeramente a los trabajadores de menor experiencia ya que son los que menores costos representan para la empresa; por ejemplo, los costos de capacitación que representaría para la empresa el capacitar un trabajador con poca experiencia.

Cuadro 8: Experiencia y participación laboral

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
EXP_POT	.002	.000	5075.462	1	.000	1.002
EXPP95	.000	.000	21.726	1	.000	1.000
AÑO 1995	-.038	.001	2423.549	1	.000	.963
Constant	-.106	.001	36739.663	1	.000	.900

$X^2_{.05} (3 \text{ g de L}) = .000$ Negelkerke $R^2 = .000$

La variable experiencia potencial (EXP_POT) es la que se utiliza en la ecuación como proxy de la variable experiencia laboral. El parámetro de la variable es positivo lo que corrobora la correlación positiva entre experiencia y participación laboral. Una vez que se controla por otros factores (Cuadro 3) el parámetro beta continua siendo positivo pero se transforma en negativo posterior a la crisis (EXP*95) lo que indica que la experiencia laboral no fue un seguro contra el desempleo; esto es un indicador de la magnitud de la crisis ya que las empresas tuvieron que prescindir de sus trabajadores mas experimentados como estrategia para enfrentar la crisis económica. Cabe señalar que el impacto que esta variable en la variabilidad de la variable dependiente es casi nulo a pesar que los parámetros resultan estadísticamente significativos.

Estado civil y oferta de trabajo

Diferentes modelos de capital humano los cuales analizan discriminación en el mercado (Cain, 1986) han demostrado que el mercado recompensa a ciertos grupos. Es decir, existe una diferencia de ingreso entre trabajadores con las mismas características productivas. La discriminación estadística como parte de la teoría de la discriminación de mercado se utiliza para explicar ese diferencial de ingreso. La teoría señala que cuando una empresa usa aquellos referentes generales disponibles que dan “señales” sobre la productividad del trabajador cuando no cuenta con suficiente información sobre la productividad de un grupo o trabajador. En este sentido se podría deducir que las empresas prefieren mujeres solteras sobre casadas por diferentes razones que pueden ser la asistencia, maternidad, etc.; en el caso de los hombres se preferirían trabajadores casados por ser este una “señal” de estabilidad y madurez.

Cuadro 9: Estado civil y participación laboral

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
CASADO	.462	.001	358517.511	1	.000	1.587
CASADO*95	.022	.001	410.912	1	.000	1.022
AÑO 1995	-.050	.001	4570.186	1	.000	.951
Constant	-.293	.001	308099.380	1	.000	.746

$$X^2_{.05} (3 \text{ g de L}) = .000 \quad \text{Negelkerke } R^2 = .018$$

La variable estado civil por si misma explica solamente el 1.8% de la variabilidad y los parámetros son estadísticamente significativos como lo muestra el cuadro 9. Una vez que se controla por otros factores (Cuadro 3) en términos generales los resultados muestran que los trabajadores casados (CASADO) son 2.1 veces más probables de estar empleados con respecto a solteros, viudos, divorciados, etc.. Analizando el impacto de la crisis se observa que el parámetro beta se convierte a positivo lo que sugeriría que la participación laboral de este grupo se incremento sin embargo el cambio no resultó ser estadísticamente significativo a un nivel alpha de 05.

Regiones y participación laboral

La variable espacial se incluyó para evaluar el impacto de la crisis en el mercado de trabajo en las diferentes regiones del país. La muestra se dividió básicamente en tres grupos de ciudades: 1) mega-ciudades representadas por la ciudad de México, Guadalajara y Monterrey, 2) ciudades fronterizas (Tijuana, Ciudad Juárez, Nuevo Laredo y Matamoros) por la importancia que han adquirido a partir de la apertura comercial de los años ochenta y 3) otras ciudades como grupo de referencia.

La devaluación implicaría que los costos del factor trabajo disminuyeron para aquellas empresas extranjeras como sería la industria maquiladora de exportación cuyos costos de trabajo son estimados en dólares y que se localiza principalmente en la frontera norte. Esto sugeriría que el impacto de la devaluación en el mercado laboral fronterizo debe comportarse de manera diferente al del resto del país ya que la frontera se volvió más atractiva para la industria maquiladora de exportación.

Cuadro 10: Regiones y participación laboral

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
CDMEX	.107	.001	15085.786	1	.000	1.113
CDMEX*95	-.050	.001	1708.109	1	.000	.951
GUAD	.127	.001	7477.525	1	.000	1.135
GUAD*95	-.029	.002	196.053	1	.000	.972
MTY	.117	.002	5954.069	1	.000	1.124
MTY*95	-.042	.002	387.132	1	.000	.959
FRONT	.212	.002	15333.683	1	.000	1.236
FRONT*95	.008	.002	10.318	1	.001	1.008
AÑO 1995	-.013	.001	224.549	1	.000	.987
Constant	-.154	.001	58405.894	1	.000	.857

$$X^2_{.05} (3 \text{ g de L}) = .000 \quad \text{Negelkerke } R^2 = .001$$

La ecuación en el Cuadro 10 donde no se incorporaron las variables de control nos indica que los parámetros son estadísticamente significativos sin embargo su impacto en la variabilidad de la participación labora es bastante marginal por no decir nula juzgar por el pseudo R^2 .

Una vez que se incluyen las variables de control (Cuadro 3) los parámetros se mantienen. Los resultados muestra que la región fronteriza (FRONT) en general es la que tiene una mayor probabilidad que la gente este participando en el mercado de trabajo. La probabilidad, a juzgar por el exponente *beta*, de estar laborando con respecto a estar

fuera del mercado laboral en la frontera es mayor que en el resto de las regiones (1.23) . La Ciudad de México (CDMEX) es la que tiene el logit más bajo (1.08) lo que significa que a pesar de que la probabilidad de la gente en la Ciudad de México es mayor con respecto al resto de las ciudades del país es menor con respecto a las ciudades de la frontera, Guadalajara y Monterrey.

Analizando el efecto de la crisis de acuerdo a los Cuadro 3 y 10 se observa que para la Ciudad de Mexico, Guadalajara, y Monterrey los coeficientes beta se transforman a negativos lo que indica que la probabilidad de estar participando en el mercado laboral disminuyo. Por otro lado, en las ciudades fronterizas sucede lo opuesto el coeficiente es positivo donde la probabilidad aumentó esto se debe quizás al hecho que la devaluación disminuyo el costo del factor trabajo para la industria maquiladora permitiendo un ajuste más rapido del mercado laboral en la región fronteriza.

IV CONCLUSIONES

La conclusión general como se mencionó al inicio del trabajo la probabilidad de participación laboral de la población aumentó en un 5.6% a juzgar por los cambios en la constante de la ecuación representada por la variable AÑO 1995. Sin embargo, la crisis de Diciembre del 1994 tuvo un afecto diferenciado en los diferentes grupos de la población.

De manera más específica se concluye que la participación laboral de mujeres en general y sobre todo de mujeres casadas con hijos se incrementó. Desde la perspectiva de género se podría decir que reforzó al efecto de ingreso dado que a causa de la caída del salario real más mujeres se sumaron a la fuerza laboral.

Los efectos en los diferentes grupos de edades mostraron también un incremento de la participación laboral de adolescentes cuyo rango de edad oscila entre los 12 y 17 años y de personas mayores de 65 años. Para estos grupos la probabilidad de estar en la fuerza de trabajo se incrementó prevaleciendo el efecto del “trabajador adicional” o efecto de ingreso se observa una vez más.

Evaluando los efectos del error de Diciembre en la participación laboral de la población con diferentes niveles de educación se puede concluir que la crisis afectó de manera más marcada aquellos sectores de la población con un bajo nivel educativo. En tanto que las probabilidades de estar en la fuerza de trabajo se incrementó para aquellos grupos de personas con educación superior sin terminar. La crisis evaluada desde la perspectiva educacional tuvo efectos mixtos. Por un lado, se observa el efecto del “trabajador desilucidado” en los sectores con bajo nivel educativo y el efecto del “trabajador adicional” en aquellos grupos con un mejor nivel educativo.

La crisis también tuvo un impacto mixto evaluada desde la perspectiva espacial. Por un lado, la crisis provocó que en Guadalajara, Ciudad de México y Monterrey la probabilidad de estar fuera de la fuerza de trabajo se incrementara. Por otro lado, las ciudades fronterizas relativamente mantuvieron una participación laboral relativamente estable ya que fue la menos afectada.

BIBLIOGRAFÍA

- Becker, G. (1975). Human Capital. Columbia University Press (original ed. 1964).
- Benería, L. & Feldman, S.: Ed. (1992). Unequal Burden: Economic Crises, Persistent Poverty, and Women's Work. Westview Press; San Francisco, CA.
- Berndt, E.R. (1991). *Whether and How Much Women Work for Pay: Applications of Limited Dependent Variable Procedure*. The Practice of Econometrics Classic & Contemporary. Addison-Wesley Publishing Company.
- Bohrnstead, G. W. & Knoke, D. (1994). Statistics for Social Data Analysis. F.E. Peacock Publishers Inc.; Itasca, IL.
- Cain, G. (1986). *The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey, Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, edited by O.Ashenfelter & R. Lyard, North-Holland.
- Calvo, G.A. y Mendoza E.G. (May 1996) "Petty Crime and Cruel Punishment: Lessons From the Mexican Debacle" *AEA Papers & Proceedings* 86(2); 170-180.
- Demaris, A. (1992). Logit Modeling: Practical Applications. Sage Series Quantitative Applications in the Social Science 86: Newbury Park, CA.
- Ehrenberg, R.G. & Smith, R. S. (1994). Modern Labor Economics: Theory & Public Policy. Harper Collins College Publisher; New York, NY.
- García, B. (2001) "Reestructuración Económica y Feminización del Mercado de Trabajo en México" *Papeles de Población* 7:27 p.45-62. Centro de Investigación y Estudios Avanzados de la Población UAEM
- Hutchens, R. (Fall 1989). "Seniority, Wages, and Productivity: A Turbulent Decade," *Journal of Economic Perspective*.
- INEGI (1994) Encuesta Nacional de Empleo Urbano
- INEGI (1995) Encuesta Nacional de Empleo Urbano
- Pencavel, J. (1986). *Labor Supply of Men: A Survey*. Handbook of Labor Economics; Vol. 1, edited by O.Ashenfelter & R. Lyard, North-Holland.
- Todaro, M. (1996). Economic Development. Addison-Wesley Publishing Co.; New York, NY.

ANEXO 1

Regresión logística incremental

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
C	-.077* (.000)	-.818* (.001)	-1.040* (.001)	-.633* (.001)	-.627* (.001)	-2.375* (.002)	-2.865* (.003)	-2.928* (.003)
AÑO 1995	-.040* (.001)	.031* (.001)	.023* (.001)	.001 (.001)	.016* (.001)	.051* (.002)	.071* (.004)	.097* (.004)
HOMBRE		1.536* (.001)	1.539* (.001)	.782 (.001)	.772* (.001)	.993* (.001)	1.026* (.001)	1.026* (.001)
HOMBRE*95		-.152* (.001)	-.154* (.001)	-.108* (.001)	-.112* (.001)	-.172* (.001)	-.184* (.002)	-.185* (.002)
CASADO			.472* (.001)	1.425* (.001)	1.462* (.001)	.852* (.001)	.737* (.001)	.737* (.001)
CASADO*95			.018* (.001)	-.071* (.002)	-.054* (.002)	.010* (.002)	.004 (.002)	.002 (.002)
MCH				-1.924* (.002)	-1.953* (.002)	-2.025* (.002)	-1.993* (.002)	-1.994* (.002)
MCH*95				.166* (.002)	.161* (.002)	.159* (.003)	.167* (.003)	.166* (.003)
EXP					-.003* (.000)	.017* (.000)	.027* (.000)	.027* (.000)
EXP*95					-.001* (.000)	-.004* (.000)	-.002 (.000)	-.001* (.000)
EDAD2						2.238* (.002)	2.123* (.002)	2.120* (.002)
EDAD2*95						-.037* (.002)	-.118* (.003)	-.120* (.003)
EDAD3						1.226* (.003)	.944* (.003)	.941* (.003)
EDAD3*95						.162* (.004)	.033* (.005)	.030* (.005)
EDAD4						-.904* (.004)	-1.327* (.005)	-1.332* (.005)
EDAD4*95						.327* (.006)	.144* (.007)	.135* (.007)
PRIMINC							.251* (.003)	.249* (.003)
PRIMINC95							-.008* (.003)	-.008* (.003)
PRIMC							.397* (.002)	.391* (.002)
PRIMC95							.001 (.001)	.010* (.001)

							(.003)	(.003)
SECINC							.355*	.350*
							(.003)	(.003)
SECINC95							.018	.027*
							(.004)	(.004)
SECC							.702*	.698*
							(.003)	(.003)
SECC95							-.082*	-.068*
							(.004)	(.004)
PRPINC							.628*	.628*
							(.003)	(.003)
PRPINC95							-.032*	-.013*
							(.004)	(.004)
PRPC							.387*	.384*
							(.003)	(.003)
PRPC95							.060*	.078*
							(.005)	(.005)
UNIVINC							-.101	-.101*
							(.003)	(.003)
INIVINC95							.206*	.227*
							(.004)	(.005)
UNIVC							1.064*	1.063*
							(.003)	(.003)
UNIVC95							.179*	.198*
							(.004)	(.004)
CDMX								.081*
								(.001)
CDMX95								-.088*
								(.001)
GUAD								.179*
								(.002)
GUAD95								-.020*
								(.002)
MTY								.086*
								(.002)
MTY95								-.043*
								(.003)
CDFRONT								.205*
								(.002)
CDFRONT95								.020*
								(.003)
X²	5588.9	6954464	7655382	1039522	1045703	1836696	1909604	1913632
d.f.	64	.2	.8	0.1	.1	0.0	3.8	5.9
sig	1	3	5	7	9	15	31	39
	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
Pseudo R²	.000	.156	.171	.227	.227	.374	.386	.387

* Estadísticamente significativo al nivel alpha .05

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step	SEXO_D	1.026	.001	735584.1	1	.000	2.789
1	HOMB95	-.185	.002	12419.078	1	.000	.831
	EDAD_R2	2.120	.002	1339081	1	.000	8.332
	EDAD295	-.120	.003	2158.778	1	.000	.887
	EDAD_R3	.941	.003	83319.625	1	.000	2.562
	EDAD395	.030	.005	45.140	1	.000	1.031
	EDAD_R4	-1.332	.005	70234.225	1	.000	.264
	EDAD495	.135	.007	380.874	1	.000	1.145
	PRIMIN	.249	.003	9785.015	1	.000	1.282
	PRINC95	-.008	.003	5.904	1	.015	.992
	PRIMC	.391	.002	24772.623	1	.000	1.479
	PRIC95	.010	.003	8.137	1	.004	1.010
	SECIN	.350	.003	14937.387	1	.000	1.419
	SECIN95	.027	.004	47.902	1	.000	1.028
	SECC	.698	.003	64692.779	1	.000	2.011
	SECC95	-.068	.004	323.881	1	.000	.934
	PRPAIN	.628	.003	52151.555	1	.000	1.874
	PRPIN95	-.013	.004	11.342	1	.001	.987
	PRPAC	.384	.003	13362.259	1	.000	1.469
	PRPC95	.078	.005	286.256	1	.000	1.081
	UNIVIN	-.101	.003	958.334	1	.000	.904
	UNIIN95	.227	.005	2541.016	1	.000	1.255
	UNIVC	1.063	.003	120055.9	1	.000	2.896
	UNIC95	.198	.004	2194.092	1	.000	1.219
	EXP_POT	.027	.000	131705.0	1	.000	1.027
	EXPP95	-.001	.000	214.796	1	.000	.999
	CDMEX	.081	.001	5892.623	1	.000	1.085
	CDMEX95	-.088	.001	3587.755	1	.000	.916
	GUAD	.179	.002	9904.524	1	.000	1.196
	GUAD95	-.020	.002	63.087	1	.000	.980
	MTY	.086	.002	2123.440	1	.000	1.090
	MTY95	-.043	.003	268.700	1	.000	.958
	FRONT	.205	.002	9708.490	1	.000	1.227
	FRONT95	.020	.003	51.023	1	.000	1.021
	CASADO	.737	.001	254890.3	1	.000	2.090
	CASAD95	.002	.002	.724	1	.395	1.002
	MUJERCH	-1.994	.002	1184181	1	.000	.136
	MUJCH95	.166	.003	4323.432	1	.000	1.181
	YEAR	.097	.004	570.134	1	.000	1.102
	Constant	-2.928	.003	988609.6	1	.000	.054

a. Variable(s) entered on step 1: SEXO_D, HOMB95, EDAD_R2, EDAD295, EDAD_R3, EDAD395, EDAD_R4, EDAD495, PRIMIN, PRINC95, PRIMC, PRIC95, SECIN, SECIN95, SECC, SECC95, PRPAIN, PRPIN95, PRPAC, PRPC95, UNIVIN, UNIIN95, UNIVC, UNIC95, EXP_POT, EXPP95, CDMEX, CDMEX95, GUAD, GUAD95, MTY, MTY95, FRONT, FRONT95, CASADO, CASAD95, MUJERCH, MUJCH95, YEAR.

