

LA PARTICIPACION LABORAL DE LAS CONYUGES EN EL CORTO PLAZO:
UNA EXPLICACION UTILIZANDO MODELOS REG-ARIMA

*María Teresa Blaconá**

*María del Carmen García**

*José Luis Pellegrini***

El crecimiento generalizado de la participación femenina en la fuerza de trabajo urbana, en momentos en que la tasa de desocupación aumenta o se mantiene elevada en casi todos los países del mundo (OIT, 1994), es un motivo para nuevas investigaciones empíricas sobre las variables que determinan los niveles de actividad económica de las mujeres. Centrando la atención en la conducta laboral de las cónyuges, este trabajo responde a un propósito general de indagar las interacciones entre empleo y desempleo, por un lado, y volumen y composición de la fuerza de trabajo, por el otro.

En particular, se estudia el comportamiento en el corto plazo de la tasa de participación laboral de las mujeres cónyuges, siguiendo la lógica de la llamada "hipótesis del trabajador adicional". Se plantea la hipótesis que, para el caso

* *Instituto de Investigaciones Teóricas y Aplicadas en Estadística, Escuela de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas y Estadística, Universidad Nacional de Rosario.*

** *Instituto de Investigaciones Económicas, Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Estadística, Universidad Nacional de Rosario.*

del Aglomerado Gran Rosario, el comportamiento de la tasa de actividad específica de este grupo de población se explica por las tasas de desocupación (en forma directa) y de actividad (en forma inversa y rezagada) de los jefes de hogar varones.

Cuando se trabaja con modelos de regresión utilizando variables medidas a través del tiempo, por lo general los supuestos básicos no se cumplen (por ejemplo, los errores están correlacionados), y en consecuencia la aplicación directa de estos modelos usualmente arrojan resultados espúreos (Granger y Newbold, 1986). Para evitar este inconveniente en este trabajo se emplean modelos REG-ARIMA.

La información estadística utilizada proviene exclusivamente de los tabulados publicados de la Encuesta Permanente de Hogares, correspondientes al período octubre de 1974 a octubre de 1993.

I.- CONSIDERACIONES TEORICAS.

Las investigaciones sobre el mercado de trabajo realizadas durante los últimos años asignan, para la descripción de la oferta, una importancia cada vez mayor a las decisiones de *participación*, desde el momento en que la distinción teórica entre elecciones en el margen intensivo (horas por trabajador) y elecciones en el margen extensivo (entrada o salida) se ha mostrado empíricamente relevante (Heckman, 1993).

El trabajo femenino es un campo donde los estudios específicos sobre participación laboral tienen una larga tradición, y su interés se reactualiza ante los cambios que están ocurriendo en los mercados de trabajo a medida que avanza el proceso de globalización.

La presencia creciente de las mujeres en la actividad económica, que durante mucho tiempo fue vista como un signo claro

de modernización, está siendo interpretada ahora de un modo que promueve valoraciones más matizadas (García de Fanelli, 1991).

Sin negar que la femeinización de la fuerza de trabajo responda a una tendencia de largo plazo que refleje profundas transformaciones económicas, sociales y culturales, es un fenómeno que en la actualidad aparece cada vez más asociado al deterioro de la situación salarial y de empleo, y tiende a ser atribuido a una combinación de desocupación persistente de los varones adultos con nuevas posibilidades para las mujeres de ocupar ciertos tipos de puestos de trabajo, que surgen de los ajustes estructurales en curso (Marshall, 1992; CEPAL, 1989).

Las desigualdades de oportunidades y trato para personas de uno y otro sexo, fuertemente instituídas, hace que la mayoría de las mujeres, en particular aquéllas con responsabilidades familiares, se conviertan en integrantes de una fuerza de trabajo ocasional o de refuerzo, dispuesta a aceptar puestos temporarios, de dedicación parcial u otras modalidades de empleo precario. Por ello, tendrían más probabilidades de éxito que los hombres en la búsqueda de trabajo en tiempos de recesión (OIT, 1994), y también en aquéllas economías que buscan mejorar la competitividad mediante el difundido modelo de flexibilización que Coriat (1994) llama "externa", en el cual los ajustes provocados por las variaciones del mercado son transferidas a los trabajadores.

La literatura sobre el trabajo femenino ha enfatizado también que la participación laboral de las mujeres está afectada por un conjunto de condicionamientos sociales y culturales que determinan comportamientos más complejos que en el caso de los hombres (García de Fanelli, 1989, Krawczyk, 1990).

Para ellas la situación familiar es una variable mucho más relevante, ya que en sus decisiones de asignación de tiempo influye el rol de trabajadora doméstica (v.gr. "esposa y madre") que casi invariablemente asumen cuando integran parejas, y que es competitivo con las actividades laborales fuera del hogar. En

caso de realizarlas, sus remuneraciones frecuentemente se integran al presupuesto familiar con carácter complementario.

Muchas de las elecciones de participación laboral de las mujeres cónyuges, especialmente aquéllas de menores recursos, han sido explicadas desde hace décadas mediante la hipótesis del trabajador adicional. Según ésta, algunos integrantes de la población potencialmente activa, sobre quienes no recae la responsabilidad principal por el mantenimiento del hogar, ingresan o se retiran del mercado según la situación económica, tendiendo a estabilizar el ingreso familiar¹.

Si así fuera, la tasa de actividad de las cónyuges experimentaría fluctuaciones cíclicas del mismo signo que la tasa de desocupación de los jefes de hogar varones, e incluso que la tasa de general de desocupación, si ésta se interpreta como una medida de las dificultades de empleo que afrontan los trabajadores en conjunto (incluso otros miembros del hogar) y como un indicador de las presiones del mercado para el ajuste de los salarios.

La versión más difundida en el pasado de la hipótesis del trabajador adicional lleva implícita una distinción nítida entre trabajadores primarios y secundarios.

Los primeros (varones en edades centrales y mujeres jefes de hogar) serían altamente insensibles a los cambios en la coyuntura económica: tenderían a mantener elevadas tasas de actividad en todo momento, y permanecerían en el mercado aún desocupados. Los segundos (mujeres cónyuges en edades centrales y personas de ambos sexos en edades extremas) formarían parte de una población laboral mucho más fluctuante y sensible a cambios en el empleo total. A ellos se aplicaría principalmente la "hipótesis del trabajador desalentado" (Sánchez y otros, 1979),

¹ En una publicación reciente (Montoya, 1993) se sugiere que el elevado grado de participación laboral observado en las mujeres casadas con marido desocupado del Gran Córdoba respondería a una lógica afín a la del trabajador adicional.

según la cual los desocupado tienden a abandonar la búsqueda activa de trabajo cuando los episodios de desempleo se prolongan, y evalúan que disminuyen las probabilidades de conseguir ocupación hasta el punto en que los costos de búsqueda superan el salario de reserva.

La dicotomía en cuestión ha perdido vigencia en los últimos años, porque no parece corresponderse con las conductas observadas, especialmente en el caso de los trabajadores "primarios". Estudios realizados principalmente para los Estados Unidos muestran una alta sensibilidad de las decisiones de participación de los varones en edades centrales ante variaciones en ingresos y salarios (Heckman, 1993), y el desaliento de miembros de ese grupo demográfico frente dificultades de empleo es mencionado reiteradamente en la literatura, con referencia a América Latina y al Tercer Mundo en general (como en los trabajos ya citados de OIT, 1994 y CEPAL, 1989).

Si los hogares operan como unidades de decisión donde se resuelve la participación laboral de sus miembros (Uthoff, 1990), y si la participación laboral de los jefes de hogar varones ya no puede suponerse cíclicamente estable, puesto que cambiaría ante variaciones de la tasa del desempleo, de los ingresos y salarios, e incluso de la calidad de las oportunidades laborales, deberían observarse interacciones entre aquella y la participación de las cónyuges².

Para que su conducta sea consistente con lógica propia de la hipótesis del trabajador adicional, las cónyuges deberían entrar o salir del mercado (tendiendo a estabilizar el ingreso familiar) también ante salidas o entradas de los jefes. Así, la tasa de actividad de las mujeres cónyuges debería fluctuar con signo opuesto a la tasa de actividad de los jefes de hogar varones. Por cierto, en este caso las trabajadoras no serían adicionales, sino *sustitutivas*.

² Esta interpretación fue sugerida previamente, para el caso del Aglomerado Gran Rosario (Pellegrini, 1992).

II.- METODOLOGIA

Como ya se señaló, la fuente de información utilizada es la Encuesta Permanente de Hogares, que se releva semestralmente en el Aglomerado Gran Rosario, para el período octubre de 1974 a octubre de 1993³, a partir de la cual se obtuvieron las variables en estudio, que son las tasas de:

- Actividad de Cónyuges Mujeres (ACM)	Y_t ;
- Actividad de Jefes Varones (AJV)	$X1_t$;
- Desocupación (DESOCUP)	$X2_t$;
- Desocupación de Jefes Varones (DJV)	$X3_t$;
- Desocupación de Cónyuges Mujeres (DCM)	$X4_t$;

calculadas, como es usual, entre la población económicamente activa y la población total de cada grupo, para las tasas de actividad, y entre la población ocupada y la población económicamente activa de cada grupo, y en su caso total, para las tasas de desocupación.

Estas variables están registradas a través del tiempo, por lo que se las trata como una Serie Temporal. Por lo tanto, en primer lugar se realiza una descripción de cada una de ellas ajustándole un modelo ARIMA de Box-Jenkins (1976). En segundo término, se buscan relaciones entre la serie ACM y el resto. Esto se realiza a través de la función de correlación cruzada. La literatura recomienda un preblanqueo de los datos previo a su cálculo. Este preblanqueo consiste en obtener primero los modelos ARIMA apropiados para cada serie, para luego calcular la función en base a sus residuos. En esta forma la función de correlación cruzada no se ve afectada por la estructura de correlación de cada una de las series. Finalmente teniendo en cuenta las correlaciones cruzadas significativas se ajustan modelos de regresión con errores ARIMA para tratar de explicar la variable ACM.

³ Las limitaciones propias de los datos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares son ampliamente conocidas. No obstante, son las mejores estadísticas continuas disponibles. Cabe señalar que no se cuenta con datos publicados para la onda de octubre de 1983, los cuales fueron estimados.

II.1.- Modelos ARIMA de Box-Jenkins

Una serie de tiempo observada $Z_1, Z_2, \dots, Z_N$ se puede considerar una realización particular de un proceso estocástico, es decir de un fenómeno que se desarrolla a lo largo del tiempo según leyes probabilísticas.

La familia de modelos autorregresivos promedios móviles integrados (ARIMA), formalizada por Box-Jenkins(1976) contiene modelos de la forma:

$$(1-B)^d \phi(B) (Z_t - \mu) = \theta(B) a_t, \quad (\text{II.1.1})$$

siendo B el operador de rezago, tal que $BZ_t = Z_{t-1}$ y en general, $B^s Z_t = Z_{t-s}$.

Este modelo se indica ARIMA(p,d,q), donde

d = número de diferencias ordinarias,

$\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$ es el polinomio autorregresivo de orden p ,

$\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$ es el polinomio promedio móvil de orden q .

a_t es una serie ruido blanco, es decir que tiene media cero, varianza constante y valores no correlacionados ($\text{Cov}(a_t, a_{t'}) = 0$, si $t \neq t'$).

Los dos polinomios deben tener sus raíces fuera del círculo unitario para que se cumplan las necesarias condiciones de estacionariedad e invertibilidad.

El procedimiento de modelación es un proceso iterativo que consta de tres etapas:

- i) Identificación;
- ii) Estimación;
- iii) Diagnóstico y verificación.

Para verificar la aleatoriedad de la serie de residuos estimados se puede utilizar el test de bondad de ajuste debido a Ljung y Box (1978), el cual usa un conjunto de K autocorrelaciones muestrales de dicha serie para corroborar la hipótesis nula conjunta:

$$H_0) \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0$$

a través del estadístico

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{r_k^2}{(n-k)} \quad (II.1.2)$$

siendo r_k un estimador de la autocorrelación de orden k .

Bajo la hipótesis nula, Q tiene distribución aproximadamente Chi cuadrado con $K - m$ grados de libertad, siendo m el número de parámetros estimados del modelo.

Además de verificar la aleatoriedad de la serie de residuos estimados se analiza la estacionariedad e invertibilidad del modelo estimado, como así también la subespecificación o sobreespecificación del mismo.

II.2.- Función de correlación cruzada (FCC)

Una importante herramienta para medir la correlación entre dos series temporales en diferentes períodos de tiempo es la FCC, la cual está definida como:

$$\rho_{xy}(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{E(x_t - \mu_x)(y_{t+k} - \mu_y)}{\sigma_x \sigma_y} \quad (II.2.1)$$

La función de covarianza cruzada $\gamma_{xy}(k)$ no necesariamente es simétrica alrededor de $k=0$. Es posible que x_t sea un indicador adelantado de y_t y por ello está fuertemente correlacionado

con valores futuros de y_t , esto es $\gamma_{xy}(k) > 0$ para $k > 0$, pero no con valores rezagados de y_t , esto es $\gamma_{xy}(-k) = 0$.

Como se ve la función de correlación cruzada no sólo mide la fuerza de la correlación sino la dirección.

En el caso que nos ocupa estaremos especialmente interesados en casos donde la variable explicativa anticipa o se correlaciona al mismo tiempo con la variable dependiente (ACM).

Los estimadores de la función de covarianza cruzada y función de correlación cruzada se hallan a través de las correspondientes funciones muestrales. Si se tienen N pares de observaciones $\{x_i, y_i; i=1-N\}$ la función de covarianza muestral es

$$c_{xy}(k) = \begin{cases} \sum_{t=1}^{N-k} \frac{(x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y})}{N} & [k=0, 1, \dots, (N-1)] \\ \sum_{t=1-k}^N \frac{(x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y})}{N} & [k=-1, -2, \dots, -(N-1)] \end{cases} \quad (II.2.2)$$

y la función de correlación muestral es

$$r_{xy}(k) = \frac{c_{xy}(k)}{\sqrt{c_{xx}(0)c_{yy}(0)}} \quad (II.2.3)$$

se puede demostrar que estos estimadores son asintóticamente no viciados y consistentes.

Para dos series no correlacionadas se puede mostrar que:

con valores futuros de y_t , esto es $\gamma_{xy}(k) > 0$ para $k > 0$, pero no con valores rezagados de y_t , esto es $\gamma_{xy}(-k) = 0$.

Como se ve la función de correlación cruzada no sólo mide la fuerza de la correlación sino la dirección.

En el caso que nos ocupa estaremos especialmente interesados en casos donde la variable explicativa anticipa o se correlaciona al mismo tiempo con la variable dependiente (ACM).

Los estimadores de la función de covarianza cruzada y función de correlación cruzada se hallan a través de las correspondientes funciones muestrales. Si se tienen N pares de observaciones $(x_i, y_i; i=1-N)$ la función de covarianza muestral es

$$c_{xy}(k) = \begin{cases} \sum_{t=1}^{N-k} \frac{(x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y})}{N} & [k=0, 1, \dots, (N-1)] \\ \sum_{t=1-k}^N \frac{(x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y})}{N} & [k=-1, -2, \dots, -(N-1)] \end{cases} \quad (II.2.2)$$

y la función de correlación muestral es

$$r_{xy}(k) = \frac{c_{xy}(k)}{\sqrt{c_{xx}(0)c_{yy}(0)}} \quad (II.2.3)$$

se puede demostrar que estos estimadores son asintóticamente no viciados y consistentes.

Para dos series no correlacionadas se puede mostrar que:

donde el vector de variables independientes está dado por

$$X'_t = (X_{t,1}, \dots, X_{t,m}) \text{ y } \beta' = (\beta_1, \dots, \beta_m)$$

es el vector de parámetros de regresión. Los errores ε_t siguen un modelo ARIMA(p,d,q). Los errores ε_t son ruido blanco.

El procedimiento clásico para estimar modelos REG-ARIMA es el de máxima verosimilitud (EMV) correspondiente a errores normales.

Existen varios estadísticos para medir la bondad del modelo estimado, entre ellos se destacan el coeficiente de determinación:

$$R^2 = 1 - (N-k) S^2 \left[\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2 \right]^{-1} \quad (II.3.2)$$

k: número de parámetros estimados,

que, corregido por los grados de libertad, permite obtener el coeficiente de determinación ajustado:

$$\bar{R}^2 = 1 - S^2 \left[\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2 \right]^{-1} \quad (II.3.3)$$

y el estadístico d, definido por Durbin y Watson (1950, 1951) como:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^N (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^N \varepsilon_t^2} \quad (II.3.4)$$

Se puede demostrar fácilmente que

$$d = 2(1 - r_1) \quad (II.3.5)$$

donde r_1 es la autocorrelación de primer orden. Con esto se ve fácilmente que si $r_1=0$ implica que $d=2$. Valores positivos de r_1 implican $0 < d < 2$ y valores negativos $2 < d < 4$. Con esto se puede

concluir que para que los errores sean no correlacionados el estadístico d debe ser cercano a 2.

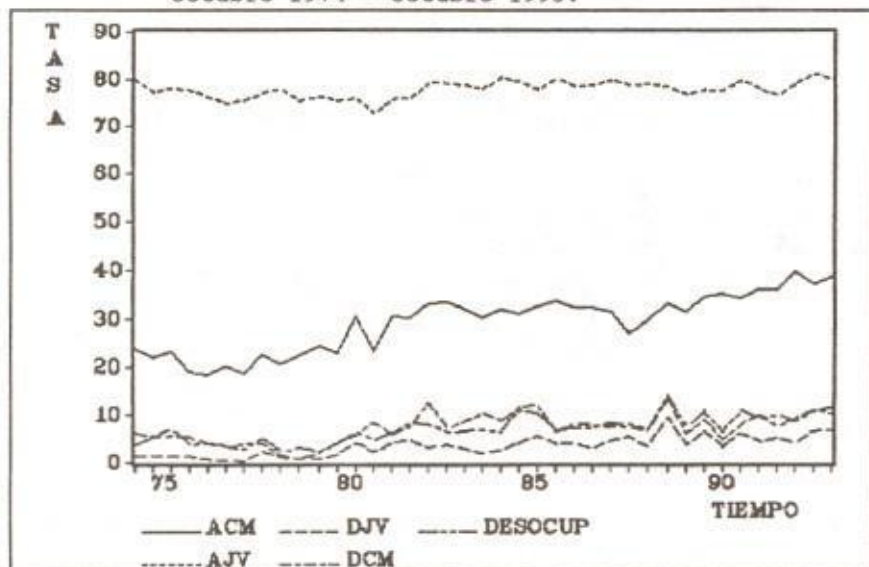
La literatura enfatiza que es tan importante tener un valor cercano a 1 para R^2 como un valor alrededor de 2 para el estadístico d , por lo que ambos deben observarse en forma conjunta.

El "software" utilizado para las distintas etapas de identificación y estimación es el Micro TSP versión 7.0 (1990).

III.- RESULTADOS

Las series en estudio se presentan en el Gráfico 1, donde se visualiza que ACM ha tenido una tendencia creciente en el período en estudio, en las variables DESOCUP, DJV y DCM esta tendencia es mucho más suave, mientras AJV se ha mantenido estable alrededor de un valor medio.

GRAFICO 1. Series para el Aglomerado Gran Rosario, período octubre 1974 - octubre 1993.



FUENTE: Elaboración propia en base a datos de IPEC Santa Fe.

Los modelos ARIMA(p,d,q) con sus respectivas estimaciones se presentan en la Tabla 1.

TABLA 1. Modelos ARIMA(p,d,q) para cada una de las series.

VARIABLE	MODELO ARIMA	ESTIMACION DE PARAMETROS	Q (12)
ACM	(0,1,2)	$\hat{\theta}_1 = -0.43601$ (0.086) $\hat{\theta}_2 = 0.36260$ (0.0249)	8.89 (0.7122)
AJV	(1,0,0)	$\hat{c} = 77.7507$ (0.0000) $\hat{\phi}_1 = 0.55973$ (0.0003)	6.39 (0.895)
DESOCUP	(1,1,1)	$\hat{\theta}_1 = -0.55632$ (0.0021) $\hat{\phi}_1 = -0.27136$ (0.0667)	7.08 (0.8522)
DJV	(1,1,0)	$\hat{\phi}_1 = -0.71686$ (0.0000)	5.18 (0.9516)
DCM	(0,1,1)	$\hat{\theta}_1 = -0.59090$ (0.0001)	10.09 (0.6083)

Los valores entre paréntesis representan la probabilidades asociadas.

Para comprobar si existe relación entre la serie ACM y el resto, como se dijo anteriormente se usa la estimación de la función de correlación cruzada entre la serie mencionada y cada una de las restantes. Estas estimaciones se realizan sobre los datos pre-blanqueados (serie de residuos para cada variable).

De todas las correlaciones cruzadas se detectan correlaciones significativas para:

ACM y DESOCUP	$r_{x2,y}(0) = 0.337$	,
ACM y AJV	$r_{x1,y}(1) = -0.359$	,
ACM y DJV	$r_{x3,y}(0) = 0.317$	.

Estos resultados muestran que las únicas correlaciones significativas positivas son ACM con DESOCUP y ACM con DESOCUP Jefe. También existe una correlación inversa significativa entre ACM y AJV para un período rezagado, es decir si aumenta AJV en un período es de esperar que la ACM disminuya en el período siguiente y viceversa.

A partir de las correlaciones significativas encontradas, se buscan modelos que expliquen el comportamiento de la variable ACM, como las variables se miden a través del tiempo se usan modelos REG-ARIMA.

De los modelos probados, los dos siguientes se consideran los más adecuados:

Modelo 1:

$$\begin{aligned}
 Y_t = & 32.1378 + 0.92640 Y_{t-1} - 0.40611 X1_{t-1} + 0.56293 X3_t \\
 & (0.0552) \quad (0.0000) \quad (0.0751) \quad (0.0184) \\
 & + 0.66944 a_{t-1} \\
 & (0.0000)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.8901$$

$$DW = 2.2395$$

$$\begin{aligned}
 Q(12) &= 6.75 \\
 &(0.8736)
 \end{aligned}$$

En este modelo se observa que la ACM está directamente relacionada con la ACM rezagada un período y con DJV, e inversamente relacionada con AJV rezagado un período. Los errores siguen un modelo ARIMA(0,0,1).

En segundo lugar como, se dijo, dadas las correlaciones significativas se ajusta el modelo:

Modelo 2:

$$Y_t = 47.9988 + 0.85218 Y_{t-1} - 0.61037 X_{1t-1} + 0.57783 X_{2t} \\ (0.0069) \quad (0.0000) \quad (0.0108) \quad (0.0062) \\ + 0.51426 a_{t-1} - 0.33387 a_{t-2} \quad , \\ (0.0087) \quad (0.0479)$$

$$R^2 = 0.8917 \quad DW = 2.15856 \quad Q(12) = 6.66 \quad , \\ (0.8793)$$

Este modelo es similar al modelo 1 aunque los valores de sus estadísticos son ligeramente superiores. Una primer interpretación sugiere que la tasa de desocupación general está reflejando también los problemas de empleo de otros componentes del hogar que seguramente influyen en la conducta de las cónyuges, pero que no han sido considerados en este trabajo.

No obstante, estos resultados también pueden deberse a que cuando se trabaja con series desagregadas éstas presentan mayor fluctuación aleatoria que repercute en la estimación de sus parámetros.

De acuerdo a estos modelos se puede decir que la variable ACM esta relacionada en forma directa con ACM rezagada un período y con DESOCUP(Modelo 2) o DJV(Modelo 1); en forma inversa con AJV rezagado un período y los errores siguen un modelo ARIMA (0,0,2) en el Modelo 2 y un ARIMA(0,0,1) en el Modelo 1.

No se incluyen las variables DESOCUP y DJV en un único modelo por estar fuertemente correlacionadas entre ellas.

IV. CONSIDERACIONES FINALES.

El estudio realizado no contradice, para el caso del Aglomerado Gran Rosario, la hipótesis de que la tasa de actividad

de cónyuges mujeres se explica en forma directa por la tasa de desocupación de los jefes de hogar varones, y en forma inversa por la tasa de actividad de los jefes de hogar varones rezagada (en un período).

Para avanzar hacia una comprensión más completa de los fenómenos estudiados sería necesario incorporar al estudio variables tales como los salarios reales de jefes y cónyuges, y el ingreso total del hogar. Esta información, sin embargo, no surge de la fuente utilizada (tabulados *publicados*), y debería recurrirse a las bases de datos de la Encuesta Permanente de Hogares. También podrían tenerse en cuenta otras características de la población, de las cuales el nivel de instrucción de las cónyuges parece ser el ejemplo más destacado. No obstante, la consideración de características adicionales inevitablemente lleva a desagregar las tasas consideradas, lo que implica generalmente el aumento de fluctuaciones aleatorias.

La evidencia aportada en este trabajo sugiere que pueden existir dos efectos diferentes sobre el tamaño de la fuerza de trabajo total, que deberían ser objeto de una investigación futura. Uno de ellos sería el conocido efecto de signo positivo por el cual la población económicamente activa aumenta por incorporación de cónyuges mujeres cuando los jefes varones están desocupados. El otro resultaría más complejo y no necesariamente neutro, ya que aquéllas sustituirían a los jefes que se retiran del mercado pero no en el mismo período.

V.-REFERENCIAS.

Box, G.E.P. and G.M. Jenkins (1976). "Time Series Analysis, Forecasting and Control". San Francisco, Holden-Day (Revised edition).

CEPAL (1989). "Transformación Ocupacional y Crisis Social en América Latina". Santiago de Chile, Naciones Unidas.

Coriat, Benjamin (1994). "Los desafíos de la competitividad: el trabajo, los trabajadores y la competitividad", PIETTE del CONICET, Serie Seminarios Intensivos de Investigación, Documento de Trabajo N°2, Buenos Aires.

Durbin, J. and G.S. Watson (1951). "Testing for Serial Correlation in Least Square Regression II", *Biometrika*, 38.

García de Fanelli, Ana M. (1989). "Patrones de desigualdad social en la sociedad moderna: una revisión de la literatura sobre discriminación ocupacional y salarial por género", *Desarrollo Económico*, 114.

García de Fanelli, Ana M. (1991). "Empleo femenino en la Argentina: de la modernización de los '60 a la crisis de los '80", *Desarrollo Económico*, 123.

Granger, C.W.J. and P. Newbold (1986). "Forecasting Economic Time Series", Second edition. Academic Press.

Heckman, James J. (1993), "What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?", *America Economic Review*, Vol.83, N°2.

Jenkins, G.M. and D.G. Watts (1968). "Spectral Analysis and its Applications". San Francisco, Holden Day.

Krawczyk, Miriam (1990). "La creciente presencia de la mujer en el desarrollo". *Revista de la Cepal*, 40.

Lilien, D. (1990). Micro TSP User's Manual. Irving, California.

Ljung, G.M. and G.E.P. Box (1978). "One a Mesure of Lack of Fit in Time Series Analysis", *Biometrika*, 66.

Marshall, Adriana (1992). "Circumventing Labour Protectio: Non Standard Employment in Argentina and Perú", International Institute for Labour Studies, Geneva.

Montoya, Silvia (1993). "Implicancias distributivas del trabajo femenino", *Estudios*, 67.

Oficina Internacional del Trabajo (1994). "El trabajo en el Mundo". Ginebra.

Pellegrini, José Luis (1992). "Empleo, desempleo y rol familiar", *Informes de Investigación del Instituto de Investigaciones de la Escuela de Economía (U.N.R.)*, Cuaderno N°8.

Sánchez, C. y otros (1979). "Empleo, desempleo y tamaño de la fuerza laboral". *Desarrollo Económico*, 73.

Uthoff, Andras (1990). "Población y desarrollo en el Itsmo Centroamericano", *Revista de la CEPAL*, 40.