

Inflación y paro. ¿Variables condicionalmente independientes en el sistema macroeconómico?

PALACIOS GONZÁLEZ, F.

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Granada.

Tel./Fax: 958 24 40 46 • e-mail:fpalacio@ugr.es

RESUMEN

En este trabajo se muestra que en el actual sistema económico español, la inflación y las variaciones de la tasa de paro, a efectos prácticos, pueden considerarse condicionalmente independientes en el corto plazo. En este caso carecería de sentido establecer una relación de causa-efecto entre ambas variables y las curvas de Phillips serían una mera expresión de lo que se conoce como paradoja de Simpson. Como consecuencia las medidas de política económica deberían encaminarse a controlar las causas comunes que producen inflación y paro en lugar de contraponer ambas a modo de dilema. Se analiza la estructura de independencia condicional en un vector aleatorio que considera la *inflación*, las *variaciones trimestrales de la tasa de paro*, la variable *CVSE* que sintetiza el estado de la economía, y el tiempo *t*. Se utiliza la metodología de regresión no paramétrica para una revisión y modificación parcial de los resultados obtenidos en el análisis de independencia condicional. Se hace una descripción del efecto provocado por la paradoja de Simpson cuando se relacionan inflación y variaciones de la tasa de paro al margen del tiempo en primer lugar, y al margen del tiempo y *CVSE* en segundo lugar.

Palabras Clave: Curvas de Phillips, Estructura de Independencia Condicional, Regresión no paramétrica, Paradoja de Simpson.

ABSTRACT

This paper shows that, at present, inflation and unemployment variations within the Spanish economic system can be regarded as conditionally independent in short term. Being so it would sounds senseless to establish a cause-effect between both variables and Phillips curves would be simply what is known as Symptom's paradox. Consequently the economic policy measures should be addressed to control the common causes that produce inflation and unemployment instead opposing both as a dilemma. So the conditional independence structure is analyzed in a random vector containing *inflation*, *quarterly unemployment rates*, *CVSE* variable that synthesis the economy state, and *t* time. It is used the non-parametric regression methodology to review and modify partially the results obtained in the independence conditional analysis. It is also described the effect provoked by Symptom's paradox when both inflation and unemployment rates variations are related each other, at a first time, on the margin of time and, then, on the margin of time and *CVSE*.

Palabras Clave: Phillips curve, Conditional Independence Structure, Nonparametric Regresión, Simpson's Paradox.

Artículo recibido el 3 de febrero de 2001. Aceptado el 15 de septiembre de 2001.

1. Introducción

En los años 1958 y 1959 Phillips representó en un gráfico la inflación de salarios en función del desempleo para las series de datos del Reino Unido y de Australia respectivamente. La regularidad de la nube de puntos representadas y la réplica con éxito para otros países, dio gran popularidad a la citada curva y ésta pasó a formar parte de la teoría económica y fue extensamente aplicada como instrumento de política macroeconómica. Friedman (1968) y Phelps (1968) argumentaba que la relación inflación-paro solo se cumplía en el corto plazo porque si los asalariados esperan altos niveles de inflación entonces demandan fuertes incrementos de salarios y como consecuencia el desempleo crece hasta su tasa natural que depende de la eficiencia del sistema económico. Las perturbaciones ocasionadas por las crisis petrolíferas de los 70 provocaron crecimientos simultáneos de inflación y paro que descuadraron el perfecto panorama planteado en las curvas de Phillips (Haldane y Quah, 1999). Ante esta nueva situación económica surgieron trabajos como los de Lucas (1973) y Sargent y Wallace (1974), en los que se corroboran las argumentaciones de Friedman y Phelps. No existe relación a largo plazo entre inflación y desempleo y en el largo plazo la política monetarista solo tendría influencia sobre la inflación. En dichos trabajos se acuña el concepto de NAIRU y se predicen verticalidades en la curva de Phillips para mediados de los 70 que son verificadas. En un intento conciliatorio de las curvas de Phillips con las ideas anti monetaristas imperantes Tobin (1972) propone una NAIRU que evoluciona con el paso del tiempo y en una curva de Phillips en el largo plazo con forma prácticamente horizontal cuando el sistema está produciendo por debajo de su capacidad potencial y el desempleo está por encima de la NAIRU y con forma prácticamente vertical cuando el desempleo cae por debajo de su tasa natural (The Economist 1999). Durante la década de los 90 la inflación remite y la curva de Phillips en el corto plazo recobra su protagonismo en su aplicación a sistemas cuya tasa de paro es superior a la NAIRU así como el interés en la estimación del valor de dicha NAIRU y su evolución en el tiempo. Surgen gran cantidad de trabajos en los que la curva de Phillips es incluida como una componente más de un sistema de ecuaciones estructurales que intentan representar el sistema macroeconómico de países como Estados Unidos (Laxton y colaboradores 1999), Reino Unido (Haldane y Quah 1999) y Australia (Gruen y col. 1999), surgen trabajos que desde esta moderna perspectiva de las curvas de Phillips intentan explicar la dinámica de la inflación (Galí y Gertler 1999). Gran cantidad de publicaciones a favor y en contra de las curvas de Phillips y su uso en política económica se han hecho durante las dos últimas décadas

El presente trabajo se ha realizado bajo la hipótesis de que en el corto plazo, las variaciones que sufre el IPC y la tasa de paro *son ambas efectos* de las variaciones que se producen en el sistema económico. Esto significaría que *no existe una relación de causa efecto* entre variaciones del IPC y de la tasa de paro siendo ambas variables condicional-

mente independientes Dawid (1979). En este ámbito, las curvas de Phillips que asocian inflación y paro como si hubiese una relación inversa de causa efecto entre ambas, habría que entenderlas como un ejemplo de lo que se conoce como paradoja de Simpson, Appleton French y Vanderpump (1996), Pearl(1998), Morrell (1999), Simpson (1951), por la cual dos variables condicionalmente independientes ambas influenciadas por al menos una misma variable, manifiestan una relación aparente de causa efecto entre ambas cuando son estudiadas ignorando las citadas influencias o causas comunes.

En una primera etapa, el presente trabajo utiliza la metodología de análisis de la Estructura de Independencia Condicional de un vector aleatorio descrita en los trabajos de Speed y Kiiveri (1986) y Anderson y Perlman (1993). Los orígenes más remotos, de esta metodología, pueden encontrarse en lo que se conoce como Path Análisis de Wright (1934) y los Sistemas de Ecuaciones Estructurales (Haavelmo 1943). Dicha metodología ha tenido un notable desarrollo durante las dos últimas décadas partiendo del trabajo seminal de Dawid (1979) que es el hilo conector de metodologías tan aparentemente distantes como las anteriormente nombradas y las de Covariance Selection Models (Dempster 1972), Log-Linear Models para variables discretas y tablas de contingencia (Lauritzen Darroch y Speed 1979 y 1980) Análisis de Clases Latentes y Modelos de Razonamiento Aproximado para Sistemas Expertos (Lauritzen 1988 y Pearl 1988). En segunda etapa se utiliza como herramienta de análisis la metodología de Regresión no paramétrica Hardlë (1991)

La metodología para la obtención de *CVSE* que aquí se utiliza puede encontrarse en Palacios (2000). En dicho trabajo, subyace la idea de que inflación y paro son dos efectos del desenvolvimiento del sistema económico más que causa y efecto en relación inversa. Desde esta perspectiva se comprueba que es posible calificar las transiciones del sistema económico entre dos periodos según su propensión a provocar paro e inflación simultáneamente, asignándole una medida de escala que da valores bajos a transiciones con tendencia a generar paro e inflación y viceversa. Tal variable *CVSE* se construye utilizando la información disponible en la Contabilidad Nacional (CN) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) recurriendo a la metodología de Correlación Canónica no Lineal. La interpretación de un valor bajo de *CVSE* queda patente observando los valores medios de las variables de la citada Contabilidad Nacional asociados con él, y en contraposición con los que a su vez se asocian con altas calificaciones de *CVSE*. De una forma sintética, las peores calificaciones de *CVSE* se asocian con transiciones económicas que suponen un descenso de las inversiones del PIB y de las importaciones, y las mejores calificaciones se asocian con acusados crecimientos de las citadas variables. Hacemos notar que la variable *CVSE* no busca de forma directa esta interpretación sino que es un resultado indirecto obtenido mediante una combinación no lineal, de variables de la CN, que maximiza la correlación negativa con las variaciones que sufren el IPC y la tasa de paro simultáneamente. En definitiva, las transiciones de nuestro sistema económico que se han asociado con

mayores descensos de la tasa de paro y con menores incrementos del IPC *de forma simultánea* son las que se corresponden con crecimientos del sistema económico y viceversa.

En el epígrafe 2 de este trabajo se rememora la obtención de *CVSE* según la metodología descrita en Palacios(2000) aunque los datos se han actualizado. El epígrafe 3 describe la metodología de análisis de la estructura de dependencia condicional dentro de un vector de variables que contiene la *tasa de variación trimestral de la tasa de paro*, la *tasa de inflación*, *CVSE*, y la variable t que representa el tiempo. Dentro de la estructura de independencia condicional estimada para tal vector, se encuentra que inflación y paro son condicionalmente independientes. Se calcula un sistema de dos ecuaciones estructurales que permiten expresar la inflación y las fluctuaciones de la tasa de paro en función de *CVSE* y t y por eliminación de *CVSE* una curva de Phillips para cualquier instante fijo t que, en este contexto, no expresa una relación de causa efecto entre inflación y paro sino que constituye una manifestación de la citada paradoja de Simpson.

Los resultados del apartado 3 son revisados en el apartado 4 previendo ausencia de normalidad en el vector de variables y de linealidad en las relaciones estructurales. Mediante métodos de regresión no paramétrica se comprueba que a efectos prácticos y en situaciones de inflación baja y moderada; es decir inferior al 8%, se puede considerar que inflación y paro son condicionalmente independientes en nuestro sistema económico actual y desde final de la década de los 80. Se muestran las curvas de Phillips para las décadas de los 80 y 90 aunque tampoco deberán interpretarse como una relación de causa efecto entre inflación y paro, sino como dos efectos con causas en común. Bajo este prisma las medidas de política económica deberían encaminarse a controlar las causas para obtener unos niveles de inflación y paro aceptables en lugar de contraponer ambos a modo de dilema.

Puede que resulte chocante la incorporación de t al sistema como una variable aleatoria. Sin embargo piénsese que cuando, por ejemplo, nos referimos a la probabilidad de que el IBEX 35 alcance el valor 9000 en determinado instante, estamos hablando de una distribución condicionada del citado índice a ese instante (desde un punto de vista formal la expresión matemática puede interpretarse como tal). Por otra parte, también puede hablarse de la probabilidad que tienen diferentes instantes en el tiempo de que en ellos el IBEX 35 alcance el valor 9800 e incluso, retrospectivamente de la probabilidad que hubo en instantes pasados de que el IBEX 35 hubiese alcanzado dicho valor. En dicho lenguaje están implícitas distribuciones de probabilidad sobre la variable tiempo condicionadas a los diferentes valores del índice. También implícitamente (aunque ésta quizás sea más difícil de intuir) hay una distribución de probabilidades a priori sobre el tiempo que permite pasar de las distribuciones del IBEX 35 condicionadas a distintos instantes t a las distribuciones de t condicionadas a distintos valores del índice y por supuesto una distribución conjunta de

probabilidades en la que una de las componentes del vector aleatorio es el tiempo. Distribución desde la cual se derivan todas las distribuciones condicionadas y todas las relaciones estocásticas entre las variables que componen dicho vector aleatorio. En definitiva, nuestra impotencia para retroceder en el tiempo no nos autoriza a negar la aleatoriedad “que fue” en el pasado, ni la posibilidad de calcular la probabilidad que hubo o habrá en un intervalo de tiempo cualquiera de observar un determinado valor del IBEX 35, ni a renunciar a estimar las distribuciones de probabilidad correspondientes. Aunque la realización de la variable aleatoria en un instante pasado sea un hecho inamovible, si ésta no se encuentre registrada, también cabría especular sobre la mayor o menor posibilidad de determinados valores a tenor de otros observados en instantes cercanos y bajo hipótesis de continuidad y suavidad en la evolución temporal del fenómeno que se esté estudiando. Hablar del tiempo como una variable aleatoria dentro del contexto anteriormente descrito es pues razonable.

2. Obtención de *CVSE* trimestral y su interpretación

La variable *CVSE* (Calibrado de las Variaciones del Sistema Económico) se obtiene siguiendo la metodología descrita en Palacios (2000) y utilizando los datos de la Contabilidad Nacional Trimestral (CNT) durante el periodo 1980-2000 a precios constantes de 1995, la tasa de inflación trimestral y la tasa de variación trimestral de la tasa de paro. Todas las series están desestacionalizadas.

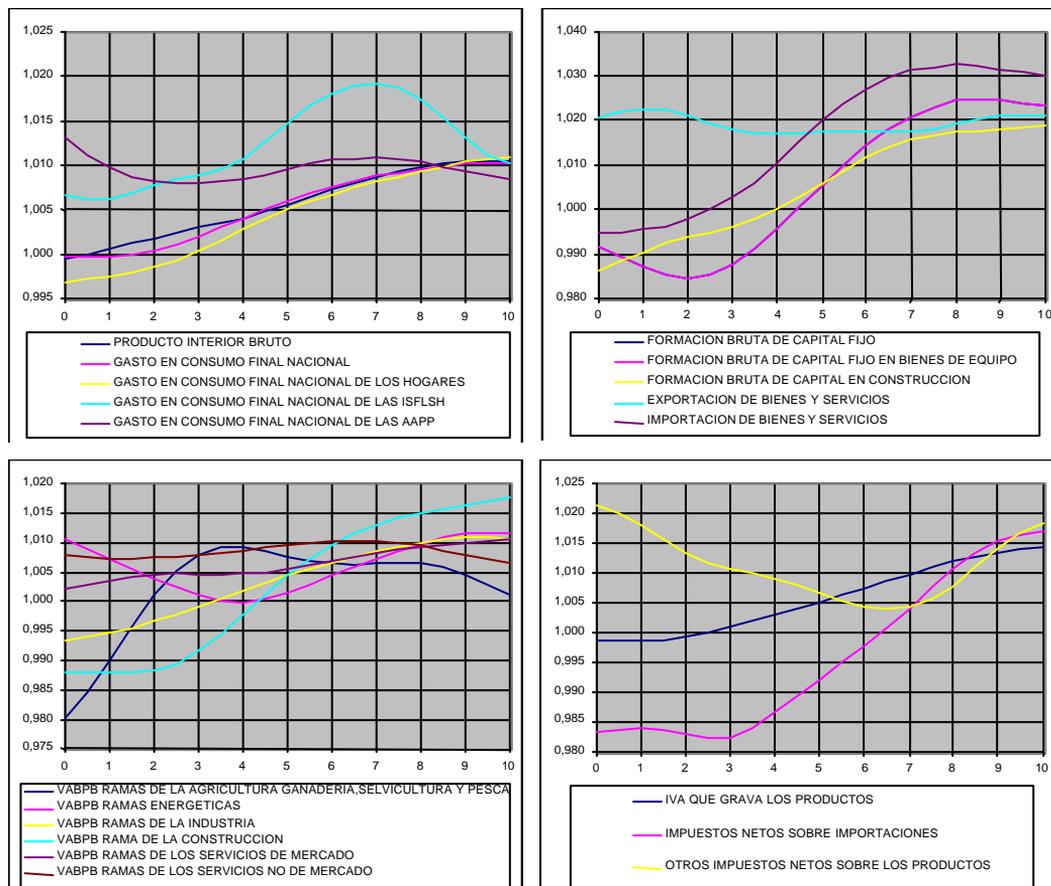
La expresión formal de *CVSE* en función de las variables de la CNT es la siguiente

$$CVSE_t = \sum a_i Z_i^{b_i} = \sum_i a_i \left(\frac{X_{t,i}}{X_{t-1,i}} \right)^{b_i} \quad (7)$$

donde $X_{t,i}$ representa el valor de la i -ésima variable de la CNT en el instante t .

La variable *CSVE* mide la bondad de las transiciones trimestrales del sistema económico. Por síntesis, mide la capacidad que tiene el sistema, en determinado periodo, para provocar descensos en la tasa de paro de forma simultánea con la aparición de menores tasas de inflación. Por su posterior interpretación, *CVSE* mide el grado de crecimiento que tal sistema ha tenido en un determinado trimestre. La figura 1 muestra las variaciones esperadas de las principales variables de la CNT cuando *CVSE* adquiere diferentes valores comprendidos entre 0 y 10; estas variaciones esperadas se calculan mediante el estimador de regresión no paramétrica de Nadaraya-Watson (Hardle 1991). Los valores por encima de 1

Figura 1. Variaciones esperadas de las variables de la CNT en función de CVSE



significan crecimientos de la variable (el porcentaje de variación trimestral puede calcularse restando 1 y multiplicando por 100) y la pendiente positiva de cualquiera de las curvas significa aumento de tal crecimiento. Como puede observarse en la citada figura, a partir de $CVSE = 5$ se esperan crecimientos en prácticamente todas las variables de la CNT. A modo indicativo, el crecimiento trimestral esperado del PIB cuando $CVSE = 10$ es del 1,01% que equivale a un crecimiento anual del 4,06%. Semejantes exploraciones sobre las lecturas de la gráfica pueden realizarse para otras variables y otros valores de $CVSE$.

A partir de ahora, para el estudio de la relación entre inflación y paro de este trabajo, el estado del sistema económico quedará sintetizado en la variable $CVSE$ reduciéndose drásticamente la dimensionalidad del problema.

3. Independencia condicional entre inflación y paro: Primera aproximación

En este epígrafe se hace un análisis de la estructura de independencia condicional del vector de variables

$$X' = (\Delta u_t, \pi_t, CVSE_t, t) \quad (1)$$

donde

u = Tasa de paro

π = Tasa de inflación

Δu = Variación porcentual de la tasa de paro entre un trimestre y el anterior

t = tiempo

El análisis se lleva a cabo según los contenidos de los trabajos de Speed y Keevery (1986) y de Anderson y Perlman (1993). Bajo una hipótesis inicial de normalidad de \mathbf{X} se estima la Matriz de Precisión o matriz inversa de la Matriz de Covarianzas y se realiza un contraste de razón de verosimilitud a fin de localizar los valores significativamente distintos de cero en dicha matriz. La estimación máximo verosímil de la Matriz de Precisión puede verse en la tabla 1

Tabla 1: Matriz de Precisión

	Du_t	π_t	$CVSE_t$	t
Δu_t	0,2769576	0,17834261	0,34610765	0,0030006
π_t	0,17834261	2,79453866	0,68401392	0,23227271
$CVSE_t$	0,34610765	0,68401392	0,89455407	-0,0756334
t	0,0030006	0,23227271	-0,0756334	0,08472565

De la Matriz de Precisión se obtiene Cramer (1970 pp.351:353), la Matriz de Correlación Parcial de la tabla 2

Tabla 2: Matriz de Correlación Parcial

	Du_t	π_t	$CVSE_t$	t
Δu_t	1	-0,20271852	-0,69534647	-0,01958817
π_t	-0,20271852	1	-0,43261999	-0,47734861
$CVSE_t$	-0,69534647	-0,43261999	1	0,27472798
t	-0,01958817	-0,47734861	0,27472798	1

La tabla 3 recoge valores estratégicos de correlación parcial (primera fila) que se utilizan para formular distintas hipótesis nulas sobre los elementos de la matriz de precisión y los correspondientes p-valores de los contrastes formulados (segunda fila). Dado un valor r en la primera fila de la tabla, se formula la hipótesis nula correspondiente de la siguiente manera: *Son cero todos los elementos de la matriz de precisión externos a la diagonal principal que se corresponden con un valor absoluto de correlación parcial inferior a r .*

Tabla 3

Correlación Parcial	0,02	0,21	0,28	0,44
p – Valor	0,8309	0,1414	0,0133	8,1927E-20

En definitiva, pueden considerarse significativamente distintos de cero aquellos elementos de la Matriz de Precisión que se corresponden con coeficientes de correlación parcial superiores en valor absoluto a 0,28 y no significativamente distintos de cero los elementos inferiores o iguales. Es decir los elementos $a_{1,2}$ y $a_{1,4}$ de la Matriz de Precisión (y por simetría $a_{2,1}$ y $a_{4,1}$). Dichos valores significativamente distintos de cero, Speed y Kiivery (1986), Herrerías Palacios y Callejón (1998), determinarían qué pares de variables están más intensamente relacionadas. Por el contrario, en principio podrían considerarse condicionalmente independientes (o al menos con una intensidad de relación no significativa) aquellos pares asociados con los ceros no rechazados.

Sea $N = \{1,2,3,4,\}$ al conjunto de valores que identifican las variables del vector \mathbf{X} según su posición en el mismo; de la combinación de ceros y no ceros obtenida en los contrastes precedentes se obtiene el grafo de la figura 2 en el que, en virtud de la propiedad global de Markov, Speed y Kiivery (1986), podría concluirse que la tasa de inflación trimestral y la tasa de variación trimestral de la tasa de paro son condicionalmente independientes dado $CVSE$ (o que al menos la influencia entre ambas no es significativa dado $CVSE$).

Sea \mathbf{X}_L el subvector de \mathbf{X} cuyas componentes son las indicadas en el conjunto $L \subset N$. La propiedad Global de Markov, Speed y Kiivery (1986), afirma que (en un grafo como el de la figura 2) para cada terna A, B, C de subconjuntos disjuntos de N la condición necesaria y suficiente para que los vectores \mathbf{X}_A y \mathbf{X}_B sean condicionalmente independientes dado \mathbf{X}_C es que A y B sean conjuntos de vértices separados mediante C . Simbólicamente se escribe

$$X_A \perp X_B / X_C \quad (2)$$

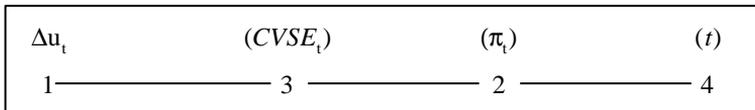
Es evidente que los conjuntos $\{1\}$ y $\{2\}$ están separados por el conjunto $\{3,4\}$ y por tanto, en virtud de dicha propiedad puede escribirse que:

$$\Delta u_t \perp \pi_t / CVSE_t \tag{3}$$

Por análogas razones podría escribirse

$$CVSE_t \perp t / \pi_t \qquad \Delta u_t \perp t / (\pi_t, CVSE_t) \tag{4}$$

Figura 2



El retículo distributivo, Anderson y Perlman (1993), que recoge la estructura de independencia condicional es

$$R = \{\Phi, \{2\}, \{3\}, \{1,3\}, \{2,3\}, \{2,4\}, \{1,2,3\}, \{2,3,4\}, N\} \tag{5}$$

Por tanto

$$\forall A, B \in R \quad X_{A-B} \perp X_{B-A} / X_{A \cap B} \tag{6}$$

bajo esta perspectiva (3) resulta de (6) cuando $A = \{1,3\}$ y $B = \{2,3\}$, y de forma análoga pueden obtenerse (4). Del análisis precedente se deduciría el siguiente sistema de dos ecuaciones para la obtención de inflación y fluctuación del paro a partir de $CVSE$ y t

$$\pi = 173,7393 - 0,1721 \times CVSE - 0,0860 \times t \tag{7}$$

$$\Delta u = 6,5553 - 1,0572 \times CVSE \tag{8}$$

Sistema estructural de dos ecuaciones recursivo que permitiría dibujar una curva de Phillips lineal para cada instante fijo t . Para ello basta interpretar (7) y (8) como las ecuaciones paramétricas de la citada curva y $CVSE$ el parámetro que al variar entre 0 y 10 define los pares $(\pi, \Delta u)$ de la gráfica de dicha curva de Phillips. Formalmente eliminaríamos $CVSE$ despejando de (8) y sustituyendo en (7) obteniendo la expresión

$$\pi = 172,7322 + 0,1628 \Delta u - 0,0860t \tag{9}$$

Para cada valor de t fijo, la expresión (9) representa la curva de Phillips en ese instante t .

Las ecuaciones estructurales (7) y (8) muestran que $CVSE$ es la causa común de π y Δu y en este contexto no cabría interpretar la curva de Phillips obtenida como algo que expresa

relaciones de causa-efecto entre inflación y paro (estaría en contradicción con (3)), sino como una muestra de lo que se conoce como paradoja de Simpson en virtud de la cual cuando se omiten causas comunes que afectan a dos variables se observa una aparente relación de causa-efecto entre ambas. Un ejemplo bien conocido de este fenómeno es la correlación espuria o tendencial que aparece entre dos series cronológicas por el simple hecho de que ambas manifiestan una tendencia creciente en el intervalo de tiempo observado.

Obsérvese que en (9) no es u quien aparece como variable explicativa sino que es Δu . Los motivos, basados en la lógica de la dinámica natural del sistema, por los cuales la relación se establece entre *la tasa de variación trimestral de la tasa de paro* y *la tasa trimestral de inflación* (en lugar de establecerse entre tasa de paro y tasa de inflación) están expuestos en Palacios (2000); un resultado que se observó ya en este trabajo, como consecuencia del cambio introducido en la variable explicativa es que la curva de Phillips resultante tiene pendiente positiva y no negativa.

La pendiente positiva de (9) no debería interpretarse afirmando que un aumento de paro ocasiona un aumento de inflación sino que ciertas transiciones del sistema económico que son propensas a fomentar el paro también son propensas a fomentar inflación y viceversa. Como consecuencia las medidas de política económica deberían orientarse no a una operatoria en función del dilema inflación-paro, sino hacia una operatoria adecuada para conducir al sistema hacia valores altos de *CVSE* y mantenerlo en estos estados de transición en la medida de lo posible.

4. Independencia condicional entre inflación y paro: Revisión de resultados

No puede olvidarse que el análisis mostrado en el precedente epígrafe se realiza bajo la hipótesis de que el vector de variables \mathbf{X} tiene distribución Normal Multivariante. Esto conlleva que todas las relaciones entre variables han de ser lineales. La intensidad de relación entre las variables se mide a través de los coeficientes de correlación parcial y la matriz de precisión. Dicha medida tiende a ser inferior a la real cuando la relación es no lineal pero isotónica, Pardalos y Xue (1999), y puede perderse totalmente si la relación no es isotónica. Un ejemplo que muestra cómo la ausencia de linealidad puede hacer fracasar la herramienta anteriormente utilizada es el siguiente: Se calcula la matriz de precisión de una malla regular de puntos situados sobre el hemisferio superior de una esfera de radio r y centro (a, b, c) en el espacio. Evidentemente la variable Z no es independiente de la X ni de la Y puesto que existe la relación funcional

$$Z = c + \sqrt{r^2 - (X - a)^2 - (Y - b)^2} \quad (10)$$

Pueden introducirse perturbaciones aleatorias a la variable Z y seleccionar de forma aleatoria los pares (X, Y) dentro del círculo en la circunferencia de ecuación

$$(X - a)^2 + (Y - b)^2 = r^2 \quad (11)$$

Simulando, de este modo, una muestra para realizar la experiencia en el ámbito estocástico en lugar del determinista. En cualquier caso el resultado conduce a concluir que la matriz de precisión es diagonal.

Ante este argumento podemos considerar como válidos los elementos significativamente distintos de cero en los contrastes del epígrafe anterior, pero habrá que explorar si realmente se pueden considerar condicionalmente independientes los pares de variables asociados a ceros no rechazados mediante el contraste de Razón de Verosimilitudes. El instrumento de análisis será el estimador de regresión mediante el método del núcleo cuya versión bivariante se debe a Nadaraya y Watson (Hardlë 1991 pp.123-150). Dicho estimador es:

$$\hat{m}_h(x) = \frac{\sum_{l=1}^n \left(\prod_{j \in N} K((X_{l,j} - x_j)/h_j) \right) Y_l}{\sum_{l=1}^n \prod_{j \in N} K((X_{l,j} - x_j)/h_j)} \quad (12)$$

donde $K(u)$ es una función núcleo que, en nuestro caso es la función de densidad de la distribución $N(0,1)$.

El objetivo es explorar si hay relación entre inflación y paro bajo la influencia de $CVSE$ y del tiempo t . Utilizaremos (12) para estimar

$$\Delta \hat{u} = \hat{m}_h(CVSE, \pi, t) \quad (13)$$

pero manteniendo π y t constantes. Puesto que puede considerarse demostrado que y y $CVSE$ no son condicionalmente independientes, para cada par de valores fijos π y t , la expresión (13) define una curva que muestra Δu en función de $CVSE$. Asociado a cada conjunto C de pares de valores de π y t se obtiene un haz de curvas en el plano proporcionadas mediante (13) y donde cada curva se corresponde biunívocamente con un par de valores constantes de π y t de C . Si las dependencias no significativas en el contraste del epígrafe anterior se deben a una ausencia manifiesta de linealidad y de isotonía, se observará que dichas curvas son claramente diferentes porque el resultado de (13) se ve apreciablemente afectado por los valores utilizados para π y t . Las figuras 3 y 4 muestran los haces de curvas que se

obtienen para distintos valores convenientemente seleccionados de π y a lo largo de distintas épocas dentro del intervalo de tiempo 1980-2000 para las décadas de los 80 y 90 respectivamente.

Se quiere hacer notar que los valores observados para *CVSE* a principio de los 80 son muy bajos y por esto hay que interpretar con precaución las zonas altas de *CVSE*. Esto se aprecia de forma muy clara en 1980.4 donde a partir de $CVSE = 4,5$ las curvas se hacen paralelas y horizontales debido a que se están calculando valores en zonas muy alejadas de los datos observados. No obstante se ha optado por no recortar los valores en el eje de abscisas.

En todos los instantes considerados los niveles de inflación se han separado en dos grupos; los que no superan el 1,911% trimestral (equivalente a 7,87% anual) y los que superan dicho valor (en los 80 no se suelen observar pequeñas variaciones de inflación y en los 90 no suele observarse las mayores). El primer grupo de moderada y baja inflación se recoge a la izquierda y el de alta inflación a la derecha.

La relación entre la tasa de variación trimestral de la tasa de paro y *CVSE* es ligeramente diferente para ambos grupos y es bastante homogénea dentro de cada grupo en la década de los 90 y final de los 80. Desde un punto de vista estricto y en un ámbito puramente matemático quizás no se pueda dar por demostrada la existencia de una absoluta independencia condicional entre inflación y paro, pero el grado de influencia de los niveles bajos y moderados de inflación (no superiores al 8% anual) resulta irrelevante (en definitiva no significativo) en comparación con la influencia de *CVSE* y del instante temporal considerado. A efectos prácticos parece más eficiente despreciar esta influencia, (si es que realmente existe y no es una moderada manifestación de la paradoja de Simpson a causa de alguna variable no incluida y que el tiempo no es capaz de sustituir totalmente) y trabajar bajo la hipótesis de independencia condicional.

Desde esta perspectiva las medidas de política económica no deberían encaminarse a mantener un objetivo de inflación en torno al 2% sino que deberían diseñarse para llevar *CVSE* a las cotas más altas manteniendo un nivel moderado de inflación.

Obsérvese que la variable t que presentaba el menor valor absoluto de correlación parcial con la tasa de variación trimestral de la tasa de paro muestra tener una gran influencia aunque queda patente que la relación es no lineal.

Si se repite el análisis al margen de la variable t . En virtud de la paradoja de Simpson se debe reforzar la relación entre inflación y paro. La figura 5 muestra el haz de curvas resultante de estimar mediante (12) la siguiente expresión (14)

$$\Delta \hat{u} = \hat{m}_h(CVSE, \pi) \quad (14)$$

con el mismo juego de valores constantes de π que en (13). De este modo se obtiene un resultado global para todo el intervalo de tiempo que no deja de ser un promedio ponderado

Figura 3. Tasa de variación trimestral de la tasa de paro en función de CVSE para diferentes niveles de inflación: Década de los 80

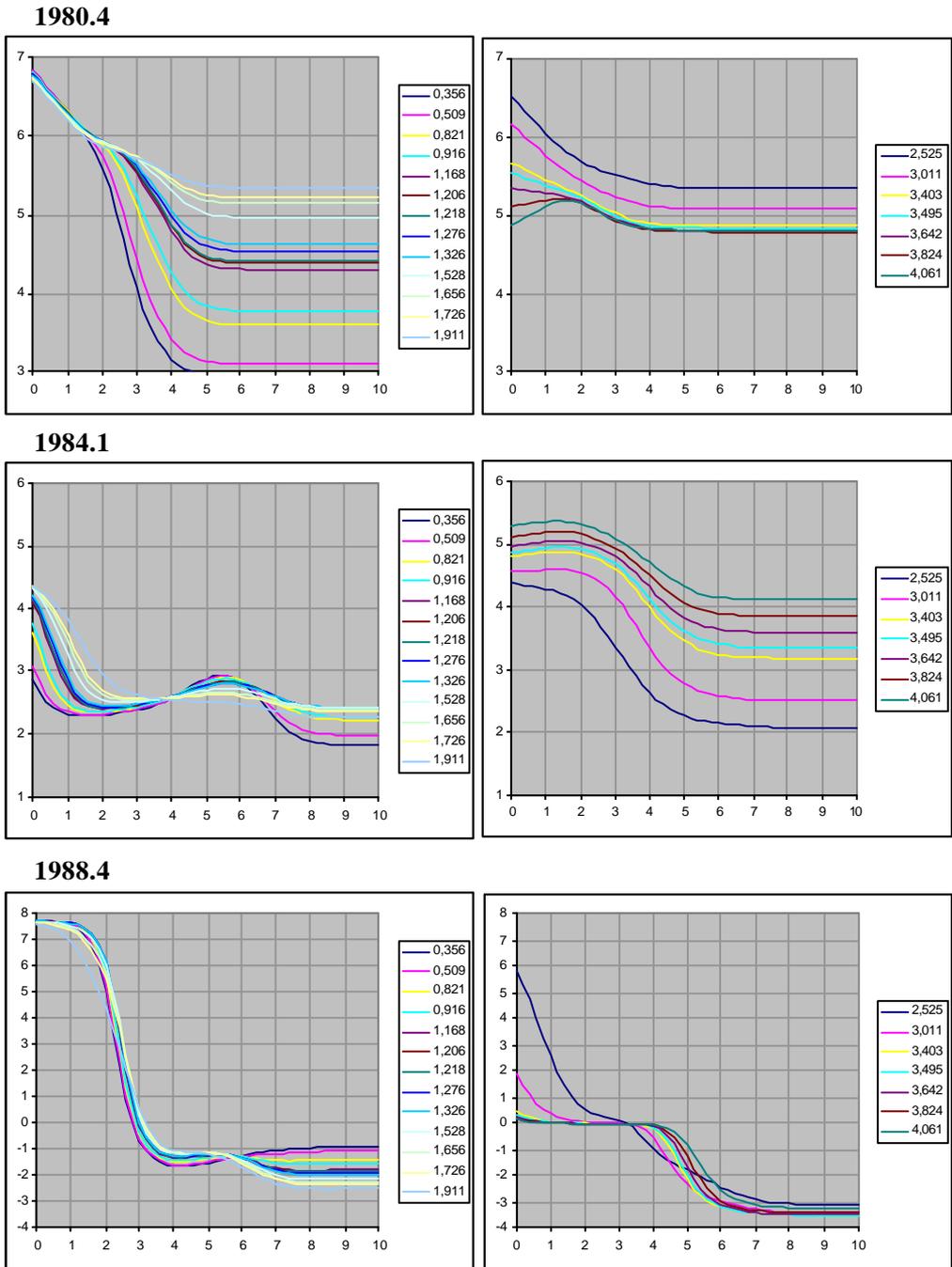
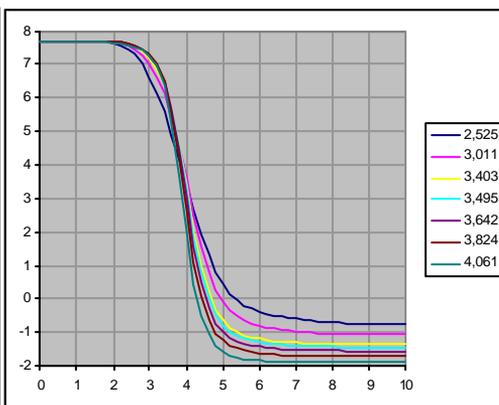
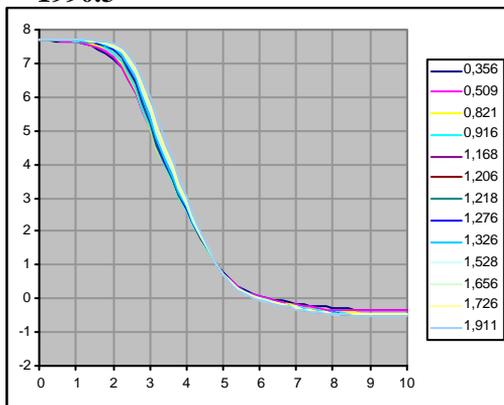
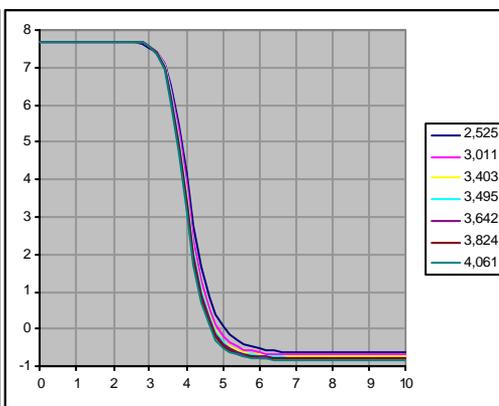
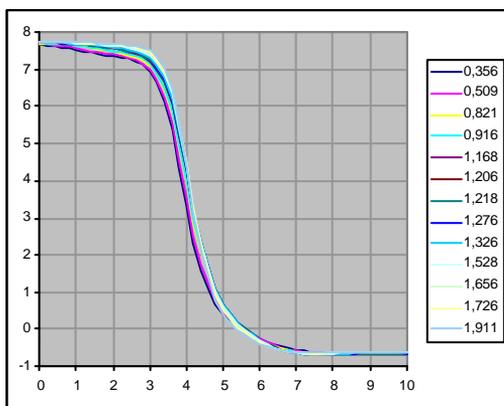


Figura 4. Tasa de variación trimestral de la tasa de paro en función de CVSE para diferentes niveles de inflación: Década de los 90

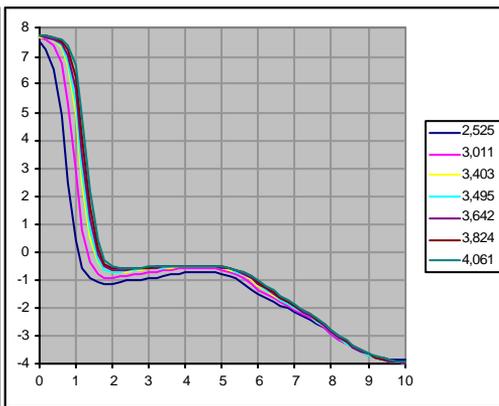
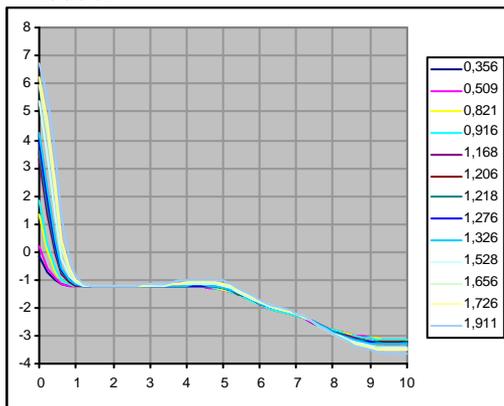
1990.3



1995.2



1999.1



de los resultados que pueden obtenerse en cada instante t y de los que las figuras 3 y 4 representan una fracción estratégicamente seleccionada. La línea punteada en la figura 5 se corresponde con la frontera del 1,911% entre lo que se ha denominado niveles bajos y moderados de inflación y niveles altos de inflación respectivamente. La pauta observada para la mayor parte de los instantes de tiempo del intervalo estudiado vuelve a aparecer ahora pero con el efecto de dependencia apreciablemente acentuado. Obsérvese que las curvas pierden pendiente conforme aumentan los niveles de inflación.

Es una tentación hacer caso omiso de la paradoja de Simpson que subyace en esta relación y extraer consecuencias del anterior gráfico. Es lo que se hace a continuación pero se advierte que dichas consecuencias son un mero ejercicio mental que describe como dicha paradoja de Simpson puede introducir leyes falaces en el ámbito de la teoría económica:

1. La caída de la tasa de variación de la tasa de paro cuando aumenta $CVSE$ es frenada por la inflación pero el grado de "influencia" no es excesivamente acusado a niveles moderados de inflación.
2. La curva que tiene asociada una inflación de 1,528% trimestral (6,25% anual) es la de mayor inflación que cruza el eje de abscisas y por tanto permite descensos en la tasa de paro bajo los estados más boyantes de la economía ($CVSE = 9,8$ y 10).
3. En el corto plazo y en un sistema que no ha alcanzado su capacidad productiva plena, la inflación no favorece la disminución del paro sino que lo perjudica.
4. Las curvas asociadas con altos niveles de inflación se vuelven horizontales cuando $CVSE$ se eleva por encima de 6 ó 7 aproximadamente. Sólo manifiestan la contradicción de pretender observar altas inflaciones y grandes variaciones de la tasa de paro junto a valores elevados de $CVSE$, incompatibles por construcción. No hay datos para tales circunstancias produciéndose el efecto observado en el gráfico.

Volviendo a la idea de que la variable tiempo está subyacente, el resultado 2 debe interpretarse como un comportamiento promedio de los observados en el tiempo, el punto 3 como una manifestación de la paradoja de Simpson.

Llevando la paradoja hasta sus últimas consecuencias, podemos establecer la relación directa entre inflación y paro omitiendo $CVSE$ y el tiempo aunque fraccionando los datos en las dos décadas que constituyen el periodo de observación. De este modo se obtienen las dos curvas de Phillips que aparecen en la figura 6 estimada para la década de los 80 y de los 90. Se quiere hacer notar de nuevo que en ellas se relacionan la tasa de variación trimestral de la tasa de paro y la tasa de inflación.

En el contexto de este trabajo no puede interpretarse la figura 6 diciendo que la inflación perjudica al paro o viceversa estableciendo una relación de causa efecto entre ambas variables sino que lo correcto, a nuestro entender, es afirmar que las transiciones del siste-

Figura 5. Tasa de variación de la tasa de paro en función de CVSEa distintos niveles de inflación y al margen del tiempo

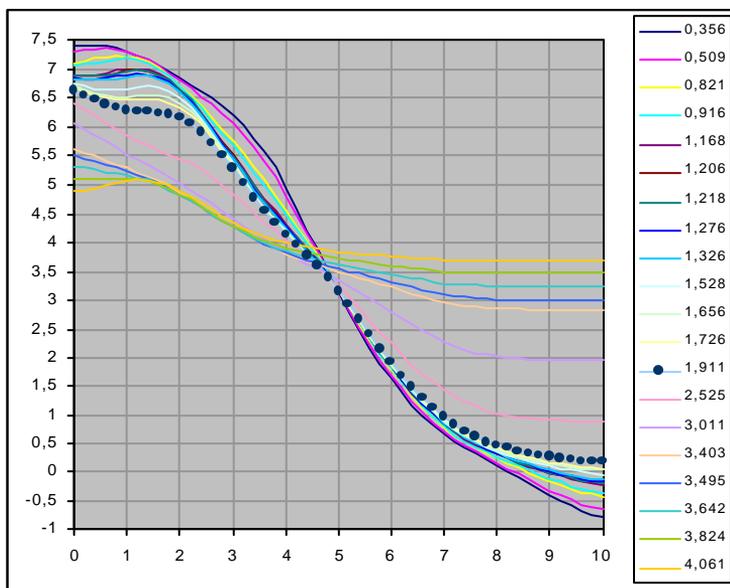
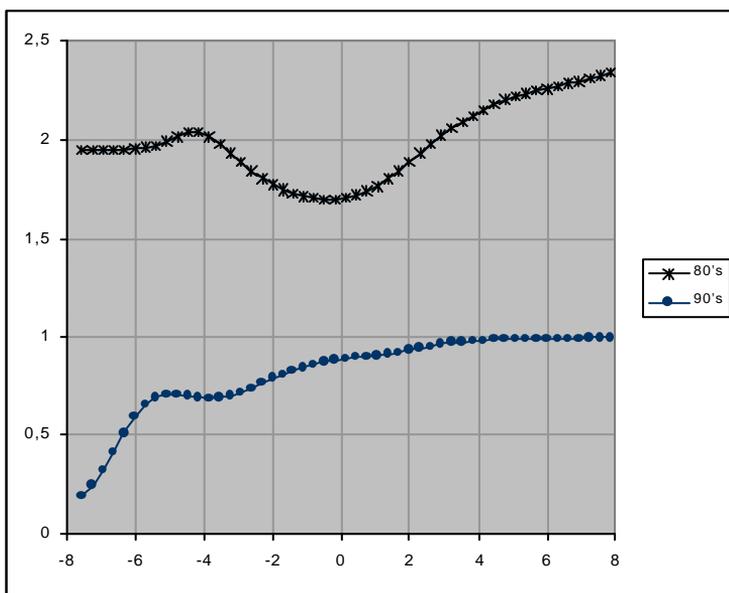


Figura 6: Curvas de Phillips en las décadas de los 80 y 90



ma económico que tienden a ocasionar menores incrementos en la tasa de paro también suelen asociarse con menores tasas de inflación y por tanto las medidas de política económica deberían encaminarse a conducir el sistema económico hacia estos estados de bonanza económica en lugar de operar en función del dilema inflación-paro. En este contexto, posiblemente sea acertada la idea apuntada en el trabajo de Arkelof y colaboradores (1996) y comentada posteriormente en *The Economist* (1999) sobre permitir niveles de inflación algo más elevados que los establecidos como objetivo por la Comunidad Económica Europea.

5. Conclusiones

A efectos prácticos y desde los resultados empíricos obtenidos puede considerarse en nuestro sistema económico actual la inflación y la tasa de variación de la tasa de paro como si fuesen condicionalmente independientes. Ello significaría que las curvas de Phillips en el corto plazo carecerían de sentido y no sería más que una consecuencia de la paradoja de Simpson. Este resultado estaría en concordancia con el diagrama causal presentado por Klein y colaboradores (1999 p.124) en el que “Employment” y “Prices” son dos elementos separados en el grafo por un conjunto apreciable de variables. Como consecuencia las medidas de política económica deberían diseñarse para conducir el sistema económico hacia transiciones calificadas con altos valores mediante *CVSE* en lugar de operar en función del dilema inflación-paro. Es decir atacando las causas y no intentando paliar un efecto (inflación) procurando no perjudicar en demasía otro efecto (tasa de paro) como si fuesen intereses contrapuestos. En este contexto parece acertada la idea apuntada en el trabajo de Arkelof y colaboradores (1996) de permitir niveles de inflación algo más elevados que los establecidos como objetivo por la Comunidad Económica Europea.

Con respecto lo que se conoce como tasa natural de desempleo o *NAIRU*, no dudamos que una tasa de paro muy baja en un sistema económico puede ocasionarle falta de flexibilidad para responder adecuadamente a nuevos incrementos de la demanda produciendo aumentos bruscos en los niveles de precios. Pero hay un abismo entre esta afirmación y la que establece una relación inversa de causa efecto entre paro e inflación mediante una curva de Phillips aunque la correspondiente nube de puntos de los pares inflación-paro se decante por forma casi vertical cuando el desempleo desciende por debajo de la *NAIRU*. En cualquier caso dados los altos niveles de desempleo observados en el periodo 1980-2000 en nuestro sistema económico, carece de sentido, basándose en tales datos, plantearse el problema de estimarla existencia de una posible *NAIRU* reproduciendo para el caso español trabajos como los de Apel y Jansson (1998), y Fair (2000).

La metodología del apartado 3 de este trabajo, además de constituir un buen instrumento exploratorio para una primera aproximación al problema, es exhibida para hacer una llamada de atención sobre el peligro que conlleva la hipótesis generalizada de Normalidad y su equivalente de linealidad en todo el sistema. Las metodologías del Path Análisis, Wright(1934), de Covariance Selection Model, Dempster 1972, y LISREL, Kelloway (1998), todas ellas íntimamente relacionadas con la utilizada en dicho epígrafe 3, Koster (1996), pueden fallar estrepitosamente en casos de relaciones no lineales y no isotónicas entre las variables, provocando que se admitan independencias condicionales falsas entre determinados pares de variables y que por añadidura, a causa de la paradoja de Simpson, aparezcan otras relaciones ficticias entre variables que sí son condicionalmente independientes.

6. Bibliografía

- (1999): A new economy for the New World?; *The Economist* September 25th 1999.
- AKERLOF G.A. DICKENS W.T. Y GEORGE L.P. (1996): The Macroeconomics of Low Inflation. *Brookings Papers on Economic Activity* 1 1-76.
- ANDERSON S.A. y PERLMAN M.D. (1993): Lattice Models for Conditional Independence in a Multivariate Normal Distribution; *The Annals of Statistics* 21 1318-1358.
- APEL M. y JANSSON P. (1999): A theory-consistent system approach for estimating potential output and the NAIRU; *Economics Letters* 64 271-275.
- APPLETON D.R. FRENCH J.M. y VANDERPUMP M.P.J. (1996): Ignoring a Covariate: An example of Simpson's Paradox; *The American Statistician*; 50 340-341.
- CRAMER H. (1970): *Métodos Matemáticos de Estadística*. Madrid Aguilar S.A.
- DAWID A.P. (1979): Conditional Independence in Statistical Theory; *Journal of the Royal Statistical Society Ser A* 41 1-31.
- DEMPSTER A.P. (1972): Covariance selection. *Biometrics* 28 157-175.
- DUCA J.V. (1996): Inflation, unemployment, and duration; *Economic Letters* 52 293-298.
- FAIR R.C. (2000): Testing the Nairu model for the United States; *The review of Economics and Statistics*. 82 (1) 64-71.
- FRIEDMAN M. (1968): The role of monetary policy; *American Economic Review* 58 1-17
- GALÍ J. GERTLER M.(1999): Inflation dynamics: A structural econometrics analysis; *Journal of Monetary Economics*; 44 195-222.
- GRUEN D. PAGAN A. THOMPSON C. (1999): The Phillips curve in Australia; *Journal of Monetary Economics*; 44 223-258.
- HAAVELMO T. (1943): The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations; *Econometrica* 11 1-12.

- HALDANE A. Y QUAH D. (1999): UK Phillips curves and monetary policy; *Journal of Monetary Economics* 44 259-278.
- HARDLÉ W. (1991): *Smoothing Techniques*; Springer-Verlag New York
- HERRERÍAS R., PALACIOS F., CALLEJÓN J. (1998): Using Generator System To Check Independence of Random Variables; *Communications In Statistics Part A: Theory and Methods* 27 1211-1219.
- KELLOWAY E. K. (1998): *Using LISREL for Structural Equation Modelling*; London SAGE Publications.
- KLEIN L.R. WELFE A. Y WELFE W. (1999): *Principles of Macroeconometric Modelling*; Advances Textbooks in Economics V 36; New York Elsevier
- KOSTER J.T.A. (1996): Markov properties of nonrecursive causal models. *The Annals of Statistics* 24 (5) 2148-2177.
- LAXTON D., ROSE D., TAMBAKIS D. (1999): The US Phillips curve: The case for asymmetry; *Journal of Economic Dynamics & Control* 23 1459-1485.
- LUCAS JR R.E.(1973): Some international evidence on output-inflation tradeoffs; *American Economic Review* 63 326-334.
- MORREL C.H. (1999): Simpson´s Paradox: An example From a Longitudinal Study in South Africa. *Journal of Statistics Education*, 3 1-5.
- PALACIOS F. (2000): Inflación y Desempleo en el Sistema Económico Español (1977-1988); *Estudios de Economía Aplicada*; 16 157-170
- PARDALOS P.M. XUE G. (1999): Algorithms for a Class of Isotonic Regression Problems. *Algorithmica* 23 211-222.
- PEARL J. (1998): Graphs, Causality, and Structural Equation Models; *Sociological Methods & Research* 27 226-284.
- PHELPS E.S. (1968): Money wage dynamics and labour market equilibrium; *Journal of Political Economy* 76 687-711.
- PHILLIPS E.S. (1958): The relation between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom 1861-1957; *Economica* 25 283-299
- SARGENT T.J. WALLACE N. (1974): Rational expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule; *Journal of Political Economy*; 83 241-254
- SIMPSON E. H. (1951): The Interpretation of Interaction in Contingency Tables, *Journal of the Royal Statistical Society Ser B* 13 238-241.
- SPEED T.P. y KIIVERI H.T. (1986): Gaussian Markov Distributions Over Finite Graphs; *The Annals of Statistics*; 11 138-150.
- TOBIN J. (1972): Inflation and Unemployment. *American Economic Review* 62 (1) 1-18.
- WRIGHT S. (1934): The method of Path coefficients. *Annals of Mathematical Statistics*. 5 161-215.