



**Universidad de
San Andrés**

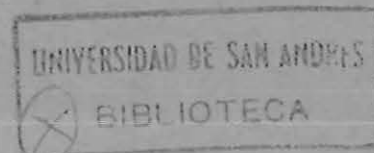
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

**EFECTOS DE LA
INFLACION SOBRE EL
NIVEL DE ACTIVIDAD:
LA EXPERIENCIA
ARGENTINA**

Alfredo M. Navarro
Universidad Nacional de Mar del Plata

CICLO DE SEMINARIOS 1993
Cuaderno 93/03

Sem. es 6 de Abril, 11 horas
Eco.
93/10





Universidad de
San Andrés

EFECTOS DE LA INFLACION SOBRE EL NIVEL DE ACTIVIDAD: LA EXPERIENCIA
ARGENTINA

por

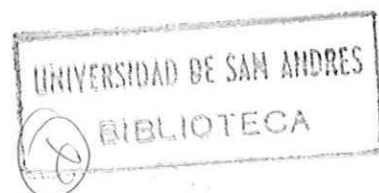
Alfredo Martin Navarro



Universidad de
San Andrés

Mar del Plata

-1992-



Sem.
Eco.
93/90

Sn 19011



Universidad de
San Andrés

EFECTO DE LA INFLACION SOBRE EL NIVEL DE ACTIVIDAD: LA EXPERIENCIA ARGENTINA.

por

Alfredo Martin Navarro^{*}

1. INTRODUCCION.

La relación entre la inflación y el nivel de actividad económica ha sido siempre tema de discusión teórica y de estudios empíricos, especialmente después de la aparición de la obra de Keynes (1936), quién supuso que un incremento en el nivel general de precios produciría un aumento en el empleo, debido a la poca flexibilidad de los salarios reales. Dentro de esa línea de pensamiento, Mundell (1963) y Tobin (1965) sostienen que un incremento en la tasa de inflación provoca un desplazamiento de la demanda de dinero y otros activos financieros a la de activos físicos, con el consiguiente efecto sobre la demanda agregada. Estas ideas son compatibles con los estudios de Graham (1930), quién al analizar el proceso inflacionario alemán, descubre que en la primera etapa de ese proceso el nivel de actividad creció, y recién se redujo sustancialmente en la etapa final, así como con los de Phillips (1956), quién encuentra que el crecimiento de los salarios nominales y la tasa de desempleo, están negativamente correlados, lo que sirvió de fundamento a la idea de que si la sociedad estuviera dispuesta a tolerar un poco más de inflación, soportaría una menor la tasa de desempleo, o lo que es equivalente, gozaría

^{*} El autor agradece los comentarios de Aldo Arnaudo y de Walter Sosa Escudero.

de un mayor nivel de actividad. Es decir que existiría un "trade-off" entre inflación y nivel de actividad o de empleo. Esta forma de ver las cosas fue paulatinamente cambiando mediante la introducción de la llamada "hipótesis aceleracionista" (Phelps, 1967), que sostenía que el aumento era sólo temporario y que luego de la euforia inicial el sistema volvía a una tasa de desempleo considerada "natural". Durante la última década, la suposición de que los agentes económicos forman sus expectativas en función de su conocimiento implícito del modelo relevante trajo la idea de que los cambios en la cantidad de dinero y por lo tanto la inflación, sólo tendrían efectos sobre el nivel de empleo a condición de ser imprevistos. Posteriormente, cuando entre 1973 y 1982 las economías desarrolladas sufrieron al mismo tiempo recesión e inflación², aparecieron nuevas ideas que trataron de explicar las razones por las cuales ambos fenómenos pueden aparecer simultáneamente, e invertirse la pendiente de la curva de Phillips, las que atribuyeron ese fenómeno, principalmente, a la inflexibilidad a la baja de los salarios reales. Más recientemente Defina (1991), en un estudio econométrico que analiza lo sucedido en varios países observa que si bien el ingreso nominal crece con un aumento en el nivel de precios, el incremento del ingreso real es inversamente proporcional al nivel y a la variabilidad de la tasa de inflación. Progresivamente se ha acentuando la creencia de que la inflación no es neutral, sino que luego de sus efímeros efectos iniciales, si existen, produce una reducción en el nivel de actividad. Pero esos efectos dependen del nivel de la tasa, de su variabilidad y de la historia de esa economía, por lo que el proceso inflacionario argentino, cuya tasa ha sido elevada y variable, con una duración muy prolongada, hasta el extremo de ser un caso totalmente diferente de los otros procesos inflacionarios que registra la historia económica, requiere un tratamiento también diferente. En este trabajo vamos

² ver Heliwell (1988), donde se realiza una detallada descripción de los aportes teóricos y empíricos recientes.

a intentar construir un modelo sencillo y lo someteremos a confrontación con los hechos mediante procedimientos econométricos alternativos, en la idea de que los resultados de las mediciones realizadas podrán echar luz sobre la cuestión, contribuyendo a nuevas elaboraciones teóricas.

2. EL MARCO TEORICO.

Consideramos conveniente hacer una formulación teórica que incluya tanto a los determinantes de la oferta como a los de la demanda, incorporando tanto los elementos neoclásicos (supply side), como los neokeynesianos que ponen el acento en el lado de la demanda, como hacen, por ejemplo, Bruno y Sachs (1985). Comencemos definiendo una función de producción del tipo habitual:

$$[1] \quad Q = Q(K, L, T)$$

donde Q es la producción, K el stock de capital, L la fuerza de trabajo y T la tecnología empleada. Esta función de producción contempla solamente los efectos de oferta y no considera los elementos relacionados con la demanda, por lo que resulta conveniente incluirlos, expresándola de la siguiente manera:

$$[2] \quad Q = Q [vK, (1-u) L, T]$$

donde v es la tasa de utilización de la capacidad instalada y u la tasa de desempleo de la fuerza laboral.

A su vez, tanto la fuerza laboral como la capacidad instalada del sistema son utilizadas de acuerdo a los requerimientos de la demanda, es decir que para que la producción potencial sea vendida, deben darse determinadas condiciones que maximicen v y minimicen u . De esta forma se incorporan a la función de oferta del tipo los elementos de demanda de raíz keynesiana.

$$[3] \quad v = v(p, e, yd, m, cd, r)$$

$$[4] \quad u = u(p, e, yd, m, cd, r)$$

donde p es la tasa de inflación, e es el tipo de cambio real, yd es el ingreso disponible, m una medida de la liquidez real, cd es la disponibilidad de crédito y r la tasa de interés real. La razón para la inclusión de p en ambas ecuaciones residen en el hecho de que la inflación genera incertidumbre en los agentes económicos, que son adversos al riesgo, al producir cambios impredecibles en los precios relativos y al reducir crédito de las empresas entre sí, entre otros efectos negativos. Esta es una cuestión muy compleja, porque los mecanismos de transmisión de la inflación al nivel de actividad requieren una más precisa fundamentación microeconómica³. La variable siguiente, el tipo de cambio real permite incorporar el efecto de la competencia de los bienes producidos en el país con los del mercado internacional. Se espera que una mejora en el tipo de cambio real produzca mayores exportaciones de bienes industriales, a la par que dificulte la competencia de los bienes importados. En tercer lugar se incorpora el ingreso disponible, porque la demanda interna en una economía bastante cerrada tiene que constituir un importante incentivo para el nivel de actividad interno. Por último se incorporan tres variables que captan el efecto monetario y financiero, el nivel de monetización, la disponibilidad de crédito al sector privado y la tasa de interés, esperándose efecto positivo por parte de las dos primeras y negativo de la tercera. Es necesario destacar que no incluimos como variable explicativa al salario real, porque consideramos que el régimen laboral vigente hace que esta variable no tenga el rol que habitualmente tiene en otras economías. Dado que estamos tratando un período en el cual K ha

³ Una forma novedosa de abordar el tema de la incertidumbre se puede ver en el reciente libro de Ainsley (1992). Conviene notar que las leyes de Newton tampoco especificaron la forma de transmisión de la gravedad.

permanecido casi constante⁴, y las series de mano de obra industrial no pueden utilizarse porque tampoco son confiables⁵, y dado que estamos estudiando el comportamiento de sistema en el corto plazo, es que formulamos la siguiente ecuación:

$$[5] \quad Q = (p, e, yd, m, wd, c, t)$$

donde la producción depende de la tasa de inflación, del tipo de cambio real, del grado de monetización de la economía, y del salario real corregido por el efecto de la inflación para determinar su poder de compra. Dado que no se han incluido en [5] el stock de capital, la tecnología, ni la fuerza laboral, se intenta captar en parte su efecto mediante la incorporación de una constante unitaria, c , y de un "trend", t . Como puede verse, hemos sustituido el ingreso disponible por el poder de compra salarial, wd , que es el salario real neto de impuesto inflacionario, pero considerándolo como un componente de la demanda, por lo que esperamos un signo positivo, en contra de lo habitual para el salario real. Las tres variables financieras están ligadas entre sí, ya que la mayor monetización coincide con una mayor disponibilidad de crédito para el sector privado y una menor tasa de interés real⁶, por lo que se incluye solamente a m .

3. PROCEDIMIENTOS Y VARIABLES SELECCIONADAS.

Una manera de tratar este problema sería la estimación de un modelo

⁴ El stock de capital industrial, de acuerdo a las series disponibles ha crecido entre 1980 y 1990, solamente un cinco por ciento. Las series disponibles no son confiables. La tecnología incorporada, por lo tanto tampoco parece haber cambiado significativamente en ese período.

⁵ Entre 1972 y 1988, según las series disponibles, la mano de obra ocupada en la industria se redujo casi a la mitad, lo que es imposible. Consideramos más apropiado considerarla constante, ya que la informalidad ha sido muy importante en el período.

⁶ Las series disponibles para la tasa de interés nominal son poco útiles para nuestro propósito, porque durante varios periodos estuvieron reguladas por la autoridad monetaria. En este trabajo hemos procurado utilizar solamente series confiables, aún al precios de omitir alguna variable relevante.

tradicional, definiendo una ecuación de comportamiento para cada una de las variables endógenas. Otra, definir un sistema de Vectores Autorregresivos (VAR) como el propuesto por Sims (1980), y una tercera, estimar la ecuación [5], independientemente. En este trabajo seguiremos estos dos últimos procedimientos. El método VAR nos permitirá analizar la interacción recíproca de un conjunto de variables seleccionadas, y el último hará posible aislar el efecto que estamos estudiando.

Tanto para la conformación del sistema VAR como para la estimación de la ecuación [5] se utilizaron las siguientes cinco variables: un "proxy" para la producción, para lo que se eligió el Índice de Producción Industrial (en adelante, *ipi*); otra para la tasa de inflación, para lo que se seleccionó un promedio de la primera diferencia logarítmica del Índice de Precios al Consumidor (IPC) y del Índice de Precios al por Mayor (IPM); como "proxy" para el tipo de cambio real se adoptó el cociente del Índice de Precios al por Mayor -Importados, sobre Índice de Precios al por Mayor -Nacionales; para el grado de monetización, el nivel de M1, deflactado con IPC, y por último como una forma de captar el efecto de la demanda de los consumidores se utilizó el poder de compra de los salarios industriales⁷.

4. RESULTADOS OBTENIDOS CON LA ESTIMACION DEL SISTEMA VAR.

La metodología aplicada ha sido reiteradamente explicada en trabajos anteriores, por lo que no volveremos a hacerlo aquí, remitiéndonos a Sims (1980), Doan (1990), Aubone (1986) y Navarro (1986), donde el lector puede encontrar una detallada descripción de este método. Además, dadas las críticas que este procedimiento econométrico ha merecido, deben tenerse presentes las opiniones de Cooley y Leroy (1985) y Epstein (1987), quienes hacen una evaluación del método utilizado y ponen de relieve sus limitaciones.

⁷ Esta es la serie publicada por la Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas, y el método seguido para su construcción está expuesto en la Revista "Indicadores de Coyuntura", No. 273, pag. 26.

En nuestro caso hemos realizado las estimaciones, con periodicidad trimestral, aplicando el método minimocuadrático recursivo, para permitir que cada término de error sea generado teniendo en cuenta la evolución de los estimadores de los parámetros dentro del espacio muestral. El número de rezagos fué seleccionado mediante la comparación de las matrices de los residuos de los

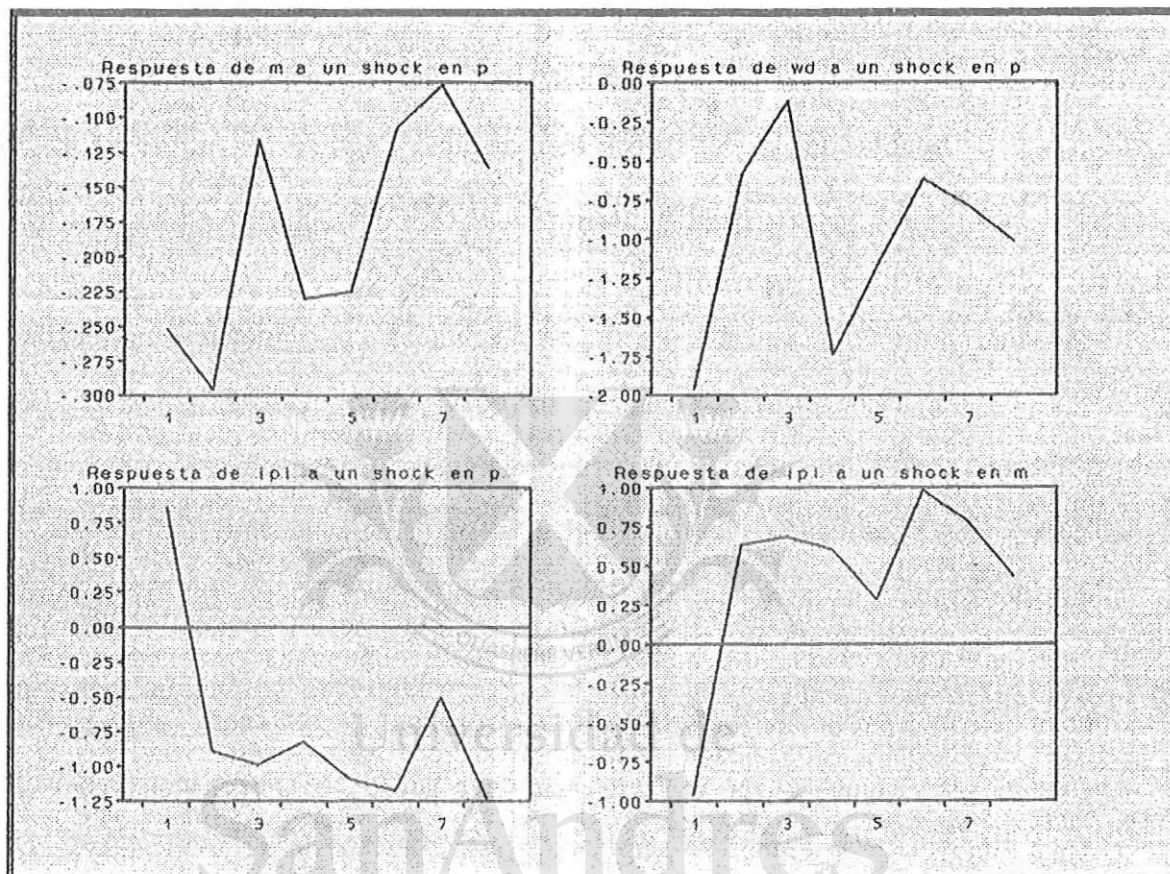


Figura 1: Respuesta de las variables m, ipi y wd a un shock en p, y de la variable ipi a un shock en m.

sistemas restringido y no restringido, previa consideración del número de grados de libertad, mediante un test del tipo "log-likelihood", que indicó que se debían utilizar cinco rezagos trimestrales⁸. Una vez estimada la matriz de los errores es preciso descomponerla para convertirla en ortogonal, para

⁸ Se realizaron pruebas con periodicidad mensual, pero se eligió la periodicidad trimestral porque si bien los resultados son similares, los resultados fueron más robustos a los cambios en el ordenamiento de las variables.

lo que se utilizó el método de Cholensky.⁹ Transformadas las estimaciones AR en MA se obtuvieron las respuestas de cada una de las variables a impulsos en cada una de las otra. Los resultados pueden verse en las fig. 1 y 2, donde se observan las respuestas de algunas de las variables ante innovaciones en las otras a lo largo de un horizonte de ocho trimestres, las que confirman los resultados esperados. Si evaluamos el efecto de un shock en la tasa de inflación igual a una desviación standard, vemos que se produce una caída en el nivel de monetización, debido a que aumenta la tasa de inflación esperada, efecto que va desapareciendo paulatinamente, mientras que reduce el nivel de actividad y el poder de compra del salario. Un shock en *ipi* produce un aumento inmediato en *wd*, seguido de una caída. Un shock en *e* produce una caída en el poder de compra del salario, como se ha demostrado en otros trabajos (Balacco y Navarro, 1987), mientras que un incremento en el nivel de actividad mejora el tipo de cambio real. Para comprobar estos resultados se utilizó el método conocido como "integración de Monte Carlo" (ver Doan, 1992), que permite determinar intervalos de confianza para las respuestas precitadas. Tiene el inconveniente de no permitir aplicar métodos recursivos, por lo que los resultados se deben tomar con cautela, pero nos permitieron confirmar que las cuatro funciones de respuesta de la fig. 1 resultaron significativas, aunque en las representaciones de la fig. 2 los resultados no fueron tan claros. Posteriormente se analizó la descomposición de la varianza del pronóstico para cada una de las etapas, con el siguiente ordenamiento: $p - m - e - wd - ipi$. Los resultados obtenidos pueden verse en la tabla I, y si los analizamos después de transcurridos los ocho períodos vemos que la tasa de inflación tiene un comportamiento exógeno respecto a las demás variables del sistema, a la vez que tiene un alto poder explicativo sobre el nivel de monetización.

⁹ Para la realización de los cálculos se utilizó el programa "Regression Analysis for Time Series" (ver Doan, 1992). Respecto a la descomposición de la matriz de los residuos se utilizó en método de Cholenski, porque la forma en que los errores contemporáneos se afectan recíprocamente coinciden con la forma triangular de esta descomposición. Sin embargo se repitieron los cálculos con el método de Bernanke-Sims y los resultados fueron casi iguales. El período de estimación fué el comprendido entre el tercer trimestre de 1981 y el tercero de 1991.

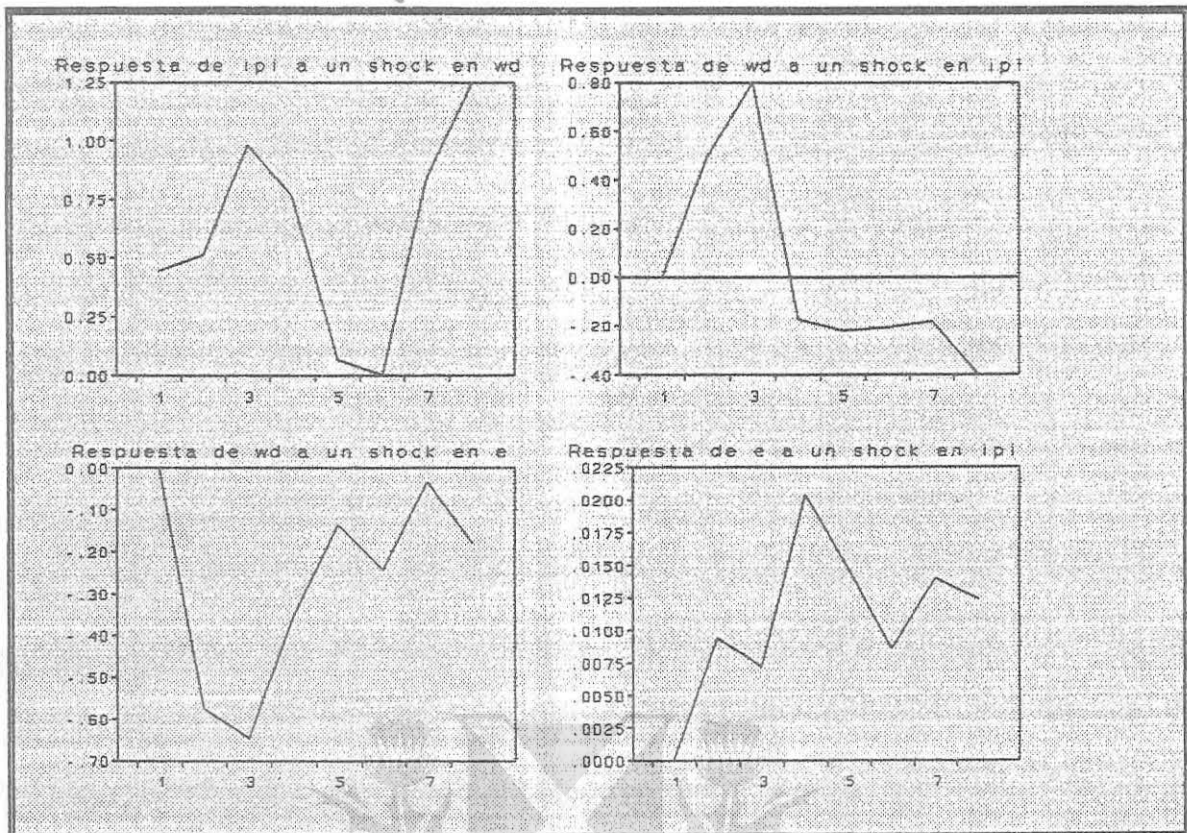


Figura 2: Respuesta de la variable ipi a un shock en wd, de wd a un shock en ipi y en e, y de e a un shock en ipi.

El tipo de cambio, si bien tiene un componente exógeno, está explicado en un 22,48% por el nivel de actividad, y en un 28.12% por el grado de monetización. El poder de compra del salario está explicado en un 23.54% por la tasa de inflación y un 33.10% por el tipo de cambio. Finalmente, la varianza del pronóstico del nivel de actividad está explicada en un 39.53% por la tasa de inflación, en un 21.16% por el nivel de monetización, en un 18.17% por el tipo de cambio, y en un 6.54% por el poder de compra del salario. Se ensayaron algunos cambios en el ordenamiento de las variables, por ejemplo cambiando el orden de m y de p , dejando las demás constantes, y se pudo observar que el comportamiento de sus innovaciones está fuertemente correlados, no obstante lo cual, dado el comportamiento de ambas, se eligió el ordenamiento original, suponiéndose que la tasa de inflación determina el nivel de monetización. Luego se hicieron algunas pruebas para comprobar la robustez de estos resultados ante formulaciones alternativas.

TABLA I: Porcentaje que corresponde a cada una de las variables del sistema en la descomposición de la varianza

Variable	Período	p	m	e	wd	ipi
p	1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4	74.36	3.40	9.42	9.38	4.92
	8	63.69	7.78	9.38	8.94	10.51
m	1	62.18	37.82	0.00	0.00	0.00
	4	62.54	28.10	5.58	1.36	2.41
	8	63.59	22.30	7.03	1.80	5.46
e	1	15.03	17.19	67.79	0.00	0.00
	4	26.09	9.60	35.40	9.63	19.29
	8	17.38	28.12	23.22	8.81	27.48
wd	1	57.72	0.03	20.16	22.09	0.00
	4	33.56	3.84	40.13	18.23	4.23
	8	23.54	21.26	33.10	19.44	2.65
ipi	1	21.92	27.54	4.55	1.71	44.57
	4	33.42	22.69	18.57	5.46	19.85
	8	39.53	21.26	18.17	6.54	14.60

Por ejemplo, se hicieron las mismas estimaciones pero con las series desestacionalizadas con el método el X-11, tanto en niveles como en logaritmos, y si bien el test respectivo indicó la conveniencia de usar solamente tres rezagos, los resultados fueron muy similares, lo que ocurrió

también cuando se probó la utilización de un término de tendencia. La inspección del correlograma de las series utilizadas no nos indicó necesidad de diferenciarlas.

6. ESTIMACION DE UN MODELO UNIECUACIONAL.

Posteriormente se siguió el segundo de los caminos seleccionados¹⁰, y se procedió a estimar un modelo uniecuacional del tipo sugerido por la ecuación [5], a la cual se le adicionó un término constante, un trend y variables ficticias para captar la estacionalidad. Se comenzó con un modelo de cinco rezagos para todas las variables, además de las contemporáneas. Se obtuvo así el siguiente modelo de largo plazo¹¹:

$$[6] \text{ ipi}_t = 21.329 - .391 p_t + .221 e_t + .468 wd_t + .126 m_t + S_t$$

(8.50) (.10) (.07) (.08) (.05)

$$S = \sum \beta(i)Q(i), \text{ siendo } i = 1, 2, 3.$$

Luego se procuró obtener un modelo más parsimonioso y se fueron realizando reducciones aplicando el criterio de Schwarz¹², llegándose a un modelo más simple, reducido solamente a un solo rezago p , y e , tres rezagos de m , el término constante, las tres variables ficticias estacionales, la propia endógena rezagada y las contemporáneas de wd y m .

¹⁰ Para la estimación de la ecuación [5] se siguieron los lineamientos del método llamado "general to specific", y los cálculos se realizaron con el programa PCGIVE (ver Hendry, 1991). Deben tenerse presente las críticas efectuadas a este método por Darnell y Evans (1990).

¹¹ En las ecuaciones [7], [8] y [9], las cifras entre paréntesis corresponden a las desviaciones standard de los estimadores. En las tres ecuaciones se incluyeron tres variables ficticias para captar estacionalidad. Están representadas por el término S , y sus coeficientes, $\beta(i)$, resultaron significativos en todos los casos. El período de estimación fué el comprendido entre el segundo trimestre de 1981 y el tercero de 1991. El término de tendencia fué excluido porque no resultó significativo.

¹² El criterio de Schwarz (SC) relaciona la varianza con la parsimonia del modelo y se define como:

$$SC = \ln \frac{(T-k)}{t} \sigma^2 + \frac{k \ln(T)}{T}$$

siendo σ la desviación standard estimada del modelo, k el número de parámetros y T el número de observaciones.

$$\begin{aligned}
 [7] \text{ ipi}_t = & -.255 + .402 \text{ ipi}_{t-1} -.210 p_{t-1} + .175 e_{t-1} + \\
 & (4.76)(.10) \quad (.04) \quad (.03) \\
 & + .413 \text{ wd}_t -.179 \text{ wd}_{t-1} -.143 m_t + .318 m_{t-1} -.153 m_{t-2} + \\
 & (.06) \quad (.08) \quad (.04) \quad (.06) \quad (.06) \\
 & + .099 m_{t-4} + S_t \\
 & (.03)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = .967 \quad F(12, 29) = 71.2 \quad DW = 1.70 \quad SC = 2.81 \quad RSS = 170.13$$

Dada la presencia de dos variables contemporáneas se realizó la estimación mediante el método de Variables Instrumentales y se obtuvieron los siguientes resultados:

$$\begin{aligned}
 [8] \text{ ipi}_t = & -.826 + .407 \text{ ipi}_{t-1} -.207 p_{t-1} + \\
 & (4.86)(.10) \quad (.04) \\
 & + .176 e_{t-1} + .404 \text{ wd}_t -.176 \text{ wd}_{t-1} -.122 m_t + \\
 & (3.36) \quad (.07) \quad (.09) \quad (.06) \\
 & + .300 m_{t-1} -.155 m_{t-2} + .101 m_{t-4} + S_t \\
 & (.07) \quad (.06) \quad (.03)
 \end{aligned}$$

$$RSS = 172.06 \quad \sigma = 2.82 \quad DW = 1.61 \quad \text{chi}^2(13)/13 = 5152.06$$

Para ambas ecuaciones se realizaron diferentes tipos de test,¹³ que permiten suponer que los errores son ruido blanco dentro de los márgenes estadísticos habituales, y como puede apreciarse los coeficientes de las ecuaciones [7] y [8] son muy similares.

INTENSIDAD Y DURACION DE LAS FLUCTUACIONES.

Nuestro paso siguiente fue comprobar si los efectos de la inflación son los mismos cuando la tasa crece y los agentes económicos van adaptando su conducta a esta nueva situación. Para avanzar en el análisis de esta hipótesis, se procuró comparar el efecto de la inflación en dos periodos con tasas promedio diferentes. Se construyó un sistema VAR con cuatro variables: p , m , e e ipi .

¹³ Se realizó el test RESET para testear la forma funcional, el test ARCH para descartar heterocedasticidad, y el test L-M para descartar autocorrelación, además de la inspección del correlograma de los errores.

El sistema se corrió para el período 1970-1980, y para el período 1981-1991.¹⁴ Las funciones de impulso-respuesta pueden verse en la fig. 3, donde se muestran los resultados de aplicar en ambos períodos un mismo shock a la tasa de

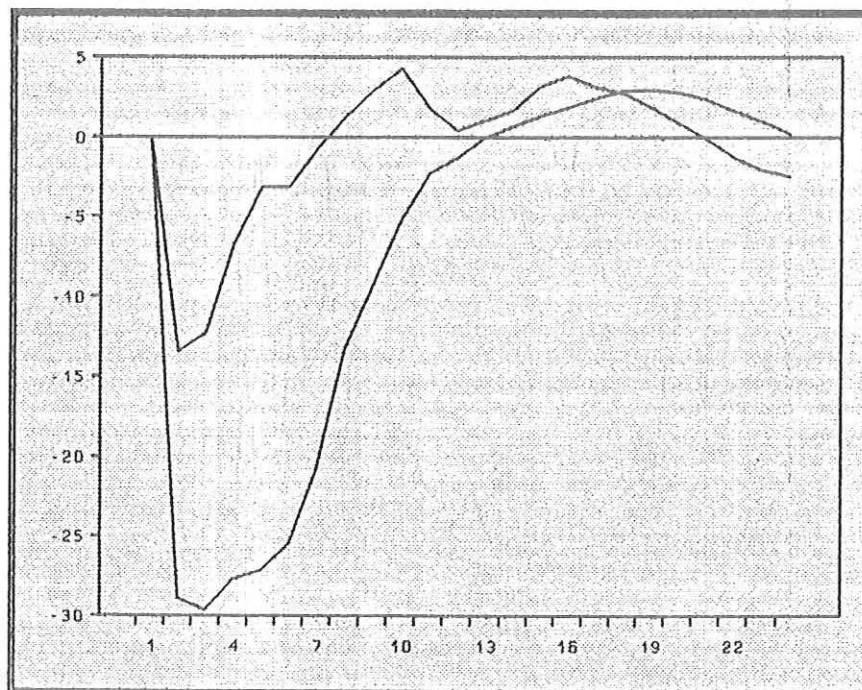


Figura 3: Respuesta de la variable ipi a un shock en p y en m igual a una desviación standard, con un horizonte de 24 trimestres para el período 1970-1980 (línea superior) y para el período 1981-1991 (línea inferior).

inflación y al nivel de monetización. Dicho efecto es mucho más intenso en el segundo de los períodos analizados, y la recuperación, algo mas lenta.

Luego se procedió a reestimar la ecuación (7), aplicando el procedimiento conocido como método de Kalman, tal como ha sido definido por Harvey (1981). La evolución del coeficiente de la variable p_{t-1} en la referida ecuación puede verse representado gráficamente en la fig. 4, conjuntamente con la tasa de inflación, y como puede apreciarse resulta que el coeficiente aumenta en valor absoluto cuando crece la tasa de inflación.¹⁵ Ambos análisis parecieran indicar que un aumento en dicha tasa disminuye el nivel de actividad en forma

¹⁴ Para el período 1970-1980, las medias de p y de ipi son de .185 y 115.92 respectivamente, y sus desviaciones standard son .135 y 10.90. Para el período 1981-1991, sus medias son .408 y 104.27 y sus desviaciones standard .39 y 11.59. Si bien el primer período registra un importante episodio inflacionario, entre fines de 1975 y principios de 1976, es a partir de 1981 que la sucesión de shocks inflacionarios y programas de estabilización se hacen más frecuentes.

¹⁵ Se definió la ecuación de transición suponiendo que los coeficientes se comportan de acuerdo al modelo de "camino aleatorio", y se eligieron los valores de σ y de λ que minimizaron la pseudo-función de verosimilitud, para lo cual se realizaron pruebas iterativas con diversos valores de ambos parámetros (ver Doan, 1992).

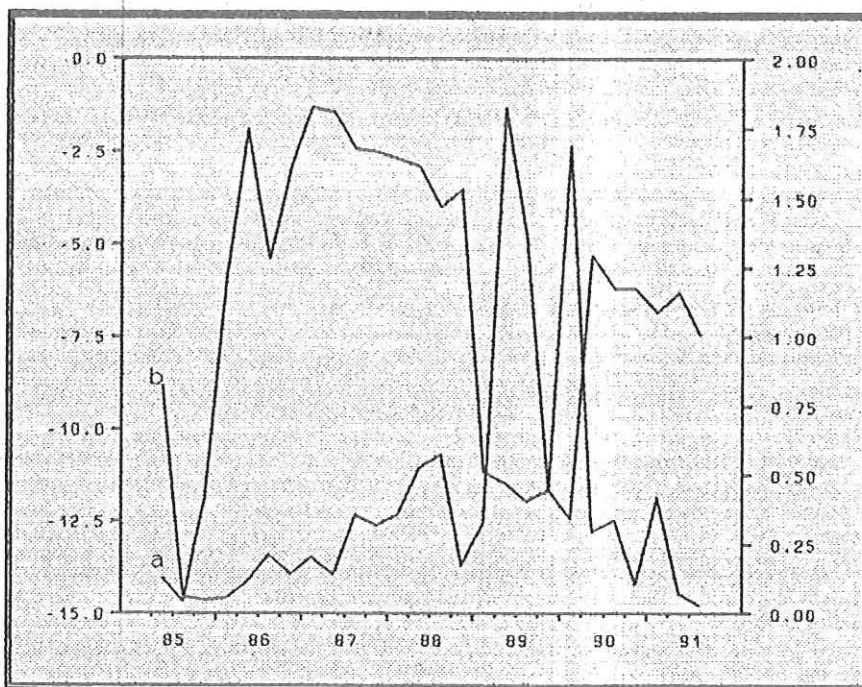


Figura 4: Tasa de inflación trimestral (línea b, eje derecho) y evolución del coeficiente de la variable P_{t-1} (línea a, eje izquierdo) en la ecuación [5].

más que proporcional y confirma la idea de que los efectos de la inflación cambian a medida que dicho proceso se hace más agudo, lo que sugiere posibles cambios en la forma funcional o en la parametrización del modelo estimado. Sin

embargo queda

pendiente la cuestión de si las fluctuaciones tienen una menor frecuencia cuando se acelera la inflación, como ha señalado Alemann (1989). La sola inspección de las series pareciera indicarlo. Si bien el análisis del espectro de dicha serie en los dos períodos precitados no ofrece resultados definidos, tal vez en parte porque no se cuenta con suficiente cantidad de observaciones disponibles, es obvio que después de 1981, cuando la tasa media de inflación aumenta significativamente y los programas de estabilización se hacen más frecuentes, las fluctuaciones económicas tienen una menor duración, pero como es un período tan turbulento, no sería lícito atribuir sin más ese efecto al incremento en la tasa de inflación, aunque existen fundadas razones para pensar que existe alguna relación entre ambos fenómenos. Una explicación podría ser la siguiente: al incrementarse la inflación el nivel de actividad cae en forma más que proporcional a dicho aumento, lo que genera una situación insostenible, que obliga a implementar un plan de estabilización. Los planes aplicados en Argentina, al menos en una primera etapa, han producido una expansión en el nivel de actividad, debido a que reducen el nivel de

incertidumbre y la tasa de interés real, pero si no tienen el éxito esperado, porque son sólo soluciones cosméticas, y se produce un nuevo shock inflacionario, aparecen otra vez los efectos recesivos anteriores, lo que requiere nuevos programas. Los planes, cuando actúan sobre la superficie del problema, tienen solamente efecto temporario, y cada vez por menos tiempo, en la medida en que los agentes económicos van incorporando esta conducta a sus modelos de formación de expectativas y se deteriora su credibilidad. Además, los efectos de estos programas son diferentes, por una parte de acuerdo a sus propias características, especialmente en función de su efecto sobre la tasa de interés y sobre el tipo de cambio real. Pero además, ante programas iguales las respuestas no necesariamente son las mismas, ya que eso depende del comportamiento de los agentes económicos. Por ejemplo, Calvo y Vegh (1992) sostienen que el efecto del plan de ajuste sobre el nivel de actividad depende de la tasa de preferencia intertemporal y de la elasticidad de sustitución de bienes transados y domésticos.

Es decir que a medida que el sistema se va acostumbrando a los shocks inflacionarios, los efectos recesivos se hacen más importantes y requieren rápidamente la vuelta a una situación de precios más estables, y esta constante alternancia entre shocks inflacionarios y programas de estabilización de características y efectos diferentes, es lo que tal vez produzca la asociación que se observa entre alta inflación y menor duración de las fluctuaciones económicas.

8. CONCLUSIONES.

Lo expuesto pareciera implicar que la inflación tiene efectos negativos sobre el nivel de actividad. Además, esos efectos aumentan más que proporcionalmente cuando la inflación se hace más intensa, haciéndose las fluctuaciones económicas más profundas. Si bien parece que estas se hacen también más frecuentes, no contamos con elementos suficientes para afirmar que eso se deba

al aumento de la tasa del proceso inflacionario, aunque existen razones para sospechar que es así.

El modelo pronostica que de no incrementarse la inflación ni el poder de compra del salario, con el tipo de cambio real y del nivel de monetización actuales, no es de esperar cambios importantes en el nivel de actividad. Si se intentara corregir el tipo de cambio real mediante una devaluación, esta tendría efectos reactivantes, pero serían absorbidos por el aumento en la inflación y la correspondiente reducción en el nivel de monetización y en el poder de compra del salario.



Universidad de
San Andrés

REFERENCIAS

- Ainsley, G. "Picoeconomics". Cambridge: Cambridge University Press, 1992.
- Alemann, R. "Breve Historia de la Política Económica Argentina. 1500-1989". Buenos Aires: Ed. Claridad. 1989.
- Aubone, A. "Notas sobre Vectores Autorregresivos". Fundación Bolsa de Comercio de Mar del Plata, Serie de Estudios No 10. 1986.
- Balacco, H. y Navarro, A. "El proceso inflacionario argentino 1978-1986: un estudio econométrico". Revista de Econometría. Año VIII. Número 1, 1988, pag. 21-44.
- Bruno, M. y Sachs, J. "Economics of worldwide stagflation", Cambridge, MA: Harvard University Press, 1985.
- Calvo, G. y Vegh, C. "Stabilization dynamics and backward-looking contracts", Instituto Torcuato Di Tella, Documento de trabajo. 1992.
- Cooley T. y LeRoy, S. "Atheoretical Macroeconomics - A Critique", Journal of Monetary Economics 16, 1985, 283-308.
- Darnell, A. y Evans, L. "The Limits of Econometrics", Aldershot: E. Elgar Publishing, 1990.
- Defina, R. "International Evidence of a New Keynesian Theory of the Output-Inflation Trade-off", Journal of Money, Credit and Banking 23(3) Parte 1, 1991, 410-422.
- Doan, T. "Regression Analysis of Time Series - Users Manual". Minneapolis: Var Econometrics. 1992.
- Graham, F. "Exchange, Prices and Production in Hyperinflation: Germany 1920-1923." New York: Russell and Russell. 1930.
- Harvey, A. "Time Series Models", Oxford: Phillip Allan Pub., 1981
- Helliwell, J. "Comparative Macroeconomics of Stagflation". Journal of Economic Literature", XXVI, 1988, 2-28.
- Keynes, J. "Teoría General de la Ocupación, el Interés y el Dinero". México: Fondo de Cultura Económica. 1936.
- Mundell, R. "Inflation and real interest" Journal of Political Economy 71, 1963, 260-83.
- Navarro, A. "Precios Relativos, Dinero e Inflación en la Argentina", Económica, Año XXXII, no. 1, 1986, 119-135.
- Phelps, E. "Money, wage dynamics and labor market equilibrium". Journal of Political Economy 76(4), Parte II, 1968, pag 678-711.
- Phillips, A. "The relation between unemployment and the rate of change in

money wages rates in the U.K. 1861-1957". *Economica* 25, 1958, 283-299.

Tobin, J. "Money and Economic Growth". *Econometrica* 33(4), 1965, 671-84.

Sims, C. "Macroeconomic and Reality", *Econometrica* 48, 1980, 1-49.



Universidad de
San Andrés



Universidad de
San Andrés



Universidad de
San Andrés