

La serie "Borradores Semanales de Economía" es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los Trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

UNA DESCRIPCION DEL CICLO INDUSTRIAL EN COLOMBIA

Por:
Marla Ripoll N.
Martha Misas A.
Enrique López E.

1995

No. 33

Para comentarios favor dirigirse a los autores:
Fax: 2865936 - Teléfono 3421035.

UNA DESCRIPCION DEL CICLO INDUSTRIAL EN COLOMBIA

**Marla Ripoll N.
Martha Misas A.
Enrique López E.**

Santafé de Bogotá, mayo 1995

I. Introducción

La teoría de los ciclos económicos puede caracterizarse por dos aspectos. En primer lugar, el aporte de la teoría dinámica al debate general de la ciencia económica ha sido fundamental, ya que se ha concentrado en una de las discusiones filosóficas más relevantes para el desarrollo de esta ciencia. La teoría dinámica es una reflexión sobre los mecanismos que producen, tanto las fluctuaciones de la actividad en el corto plazo como la tendencia del crecimiento en el largo plazo. Esta reflexión implica a su vez un doble problema: por un lado, definir el papel que juegan los elementos exógenos y endógenos en la dinámica del sistema y, por el otro, poder esclarecer la relación que existe entre los comportamientos microeconómicos de los agentes y los resultados macroeconómicos que se observan.

La solución de estos dos problemas tiene mucho que ver con el debate sobre la efectividad de los modelos lineales para representar la dinámica de los sistemas, o la conveniencia de las estructuras no lineales para caracterizar las complejidades de los procesos. Es por eso que la teoría de los ciclos económicos participa activamente en una discusión, en el fondo filosófica, que además ha llegado a convertirse en una preocupación compartida por varios campos del conocimiento.

El segundo aspecto que caracteriza la teoría de los ciclos económicos es la existencia de una dificultad permanente para conciliar las estrategias de análisis y las conclusiones de la teoría, con las herramientas empíricas disponibles. En efecto, autores como Blanchard y Fischer¹ han comentado que existen distintos tipos de modelos empíricos que ajustan bien un proceso dinámico, aún cuando el tratamiento que hace cada modelo sea distinto, e incluso contradictorio con el del otro modelo. De esta forma, la relación entre la teoría y las herramientas empíricas no puede reducirse a la bondad del ajuste econométrico de algún modelo. La mejor estrategia para solucionar este problema es acudir a la teoría para establecer las relaciones entre las variables que interesa estudiar. Las herramientas empíricas deben ir siempre ligadas a la teoría, y los resultados prácticos deberían ser consistentes con los hechos observados por el analista.

¹ BLANCHARD, O. y FISCHER, S. (1989). Lectures on Macroeconomics. The MIT Press.

El objetivo de este trabajo es estimar y hacer una primera caracterización del ciclo de la industria colombiana a la luz de las reflexiones antes planteadas. En el capítulo 2 se presenta una estimación del ciclo de referencia de la actividad industrial, efectuada con base en la experiencia de los analistas de la coyuntura económica, así como una aproximación gráfica a la relación entre el ciclo estimado y otras variables de interés.

En el capítulo 3 se hace énfasis en el problema de la conciliación entre la teoría del ciclo y las herramientas empíricas. A partir de las conclusiones de la teoría y de las ideas derivadas en el capítulo anterior, en este capítulo se presentan y aplican algunos modelos de la econometría lineal. En particular, se estiman Polinomios de Almon y se hacen análisis impulso- respuesta para estudiar interacciones entre las variables.

El capítulo 5 resume algunas conclusiones y plantea líneas de investigación hacia el futuro en el terreno de los ciclos económicos.

II. El ciclo de referencia de la industria

El análisis empírico del ciclo económico parte de la estimación de lo que en la literatura se ha denominado el ciclo de referencia. Este es uno de los conceptos centrales en el estudio de la coyuntura económica, en particular, de los sistemas de indicadores líderes. La idea fundamental es que, mientras el ciclo de referencia captura las fluctuaciones de la actividad económica agregada, el sistema de indicadores líderes completa el análisis mostrando las variables que resultan coincidentes, líderes y rezagadas respecto al ciclo de referencia. En otras palabras, una forma de caracterizar y describir la dinámica del ciclo en una economía, es estimando un ciclo de referencia que aise las fluctuaciones de la actividad y relacionando este ciclo con todas las demás variables relevantes desde el punto de vista de la teoría.

La estimación de un ciclo de referencia puede hacerse a partir de una sola variable, usualmente la producción real, o a partir de un conjunto de variables cuya dinámica agregada simule los movimientos de la actividad. En algunos trabajos se toman la producción y el empleo en conjunto para la construcción del ciclo de referencia. En este trabajo se estimará a partir de la producción real de la industria manufacturera. Aunque

lo óptimo hubiera sido tomar la producción total, no existen series de periodicidad menor a un año para esta variable, lo cual dificulta el seguimiento de la variable en el más corto plazo. Si bien este trabajo se restringe a la industria, queda por resolver la pregunta de si las fluctuaciones de la actividad industrial son representativas del conjunto de la economía colombiana. De todas maneras, en algunos países se utiliza el hecho de que los movimientos de la industria respresentan bien los del total de la economía, aún cuando el peso de esta actividad en el PIB no es más del 20%.

De otra parte, la estimación del ciclo supone una hipótesis sobre la posibilidad de separarlo empíricamente de la tendencia de la producción real industrial. Esta última cuestión ha sido objeto de un largo debate teórico. Tradicionalmente, el ciclo se obtenía como el residuo que quedaba después de sustraer una tendencia que se consideraba determinística. Este enfoque fue muy criticado, ya que si la tendencia se asimila como el nivel de la capacidad productiva (como lo hacen los modelos del mecanismo multiplicador-acelerador), y el ciclo como el grado de tensión en el uso de esa capacidad, entonces no hay razón para creer que la tendencia es determinística y el ciclo estocástico.

Ahora bien, si se considera que la tendencia es estocástica, existe un infinito número de formas de descomponer una serie en tendencia y ciclo. Los teóricos de los ciclos reales ("real business cycles"), por ejemplo, afirman que tanto la tendencia como el ciclo son el resultado de choques tecnológicos o de preferencias. Los modelos VAR (vectores auto-regresivos) sintetizan la forma empírica de abordar esta perspectiva. La naturaleza de estos modelos es lineal y producen estimaciones de ciclos estables y asintóticos que simulan la propagación de choques aleatorios. La visión opuesta a esta teoría ha sido defendida por los partidarios de la dinámica no lineal. Según esta corriente, la naturaleza del ciclo económico no es exógena, como suponen los modelos lineales donde el ciclo es resultado de choques aleatorios externos al modelo. La dinámica no lineal permite incrementar el rango posible de trayectorias solución de los modelos, así como introducir la posibilidad de un ciclo determinado endógenamente. La identificación de no linealidades en las relaciones económicas pone en duda todas las técnicas basadas en la econometría lineal, ya que las series podrían no ser separables en tendencia y ciclo.

Por otro lado, los choques en un modelo no lineal, más que generar ciclos, podrían más bien añadir irregularidad.

En síntesis, aunque el problema de separar el ciclo y la tendencia es aún objeto de debate, la estimación de un ciclo de referencia sigue siendo de vital importancia tanto para los teóricos de la dinámica, como para los analistas de la coyuntura económica.

A. Construcción del Ciclo de Referencia

La estimación de un ciclo de referencia requiere en primera instancia de la elección de alguna técnica de análisis del ciclo económico. El problema fundamental es que la elección de la técnica de análisis es también una decisión sobre la caracterización que se dará a los componentes de tendencia y ciclo de una serie. Este problema es entonces una forma de ver la conexión entre la práctica y la teoría: la filosofía que en la teoría se tiene sobre los movimientos cíclicos y en general sobre la dinámica económica, tendrá que verse reflejada en una metodología para la estimación empírica del ciclo. Sin embargo, no siempre existe una técnica empírica para cada concepción teórica. En economía, algunas filosofías que sustentan la idea de la complejidad de los fenómenos carecen de una contrapartida que permita simular resultados en la práctica.

La gama de técnicas que existen para la descomposición de una serie en tendencia y ciclo pueden clasificarse en tres grandes grupos: las de estadística descriptiva, las de econometría lineal y las de econometría no lineal. En este trabajo ilustraremos algunas de ellas. Lo que interesa por ahora es elegir alguna de las técnicas para construir el ciclo de referencia. En este caso se eligió una metodología de estadística descriptiva, en particular, la seguida por la OECD en la tradición de los trabajos que se remontan a la NBER. Pueden citarse varias justificaciones para esta decisión.

En primer lugar, como lo señala Fayolle (1993) en la exposición de la técnica descriptiva aquí empleada², esta metodología es una síntesis de una gran cantidad de

² Ver: FAYOLLE, J. (1993) "Décrire le cycle économique". Observations et diagnostics économiques. Revue de l'Observatoire Français des Conjonctures Économiques (OFCE).

trabajos que recojen la visión práctica de los estudiosos del ciclo económico. Esta técnica es entonces parte de la tradición del análisis que vienen desarrollando los coyunturistas desde la Gran Depresión de 1930 y que ha dado lugar a la construcción de los famosos sistemas de indicadores líderes, lo cual la hace muy valiosa. En segundo lugar, la técnica se basa en la creencia del carácter complejo y endógeno del ciclo económico. Aún cuando se han desarrollado técnicas avanzadas de econometría lineal, los coyunturistas tradicionales consideran que estas metodologías imponen algunos supuestos rígidos que limitan la representación adecuada de un fenómeno complejo como la interacción entre la tendencia y el ciclo económico.

En efecto, según la metodología de la OECD, la tendencia no obedece a una forma funcional perfectamente determinada y uniforme en el curso del tiempo, tal como lo suponen los modelos econométricos, sino que se puede comportar como una sucesión más o menos continua de "tendencias segmentadas". Esta sucesión de tendencias segmentadas está influenciada por dos fenómenos: primero, por un ciclo económico endógeno, cuyos puntos de giro (picos y simas) tienen un impacto sobre la tendencia. Segundo, por unos choques exógenos que afectan la tendencia con alguna persistencia. Desde el punto de vista de la teoría de la dinámica económica, esta concepción viene a ser la fusión de los puntos de vista de dos escuelas aparentemente contradictorias: una es la correspondiente a la teoría del crecimiento endógeno según la cual existe una causalidad del ciclo hacia la tendencia: en particular, perturbaciones transitorias tienen efectos de largo plazo en el crecimiento de la productividad. Según la otra escuela, los choques exógenos juegan un papel importante en la generación del ciclo y en general, de la dinámica económica. Esta escuela corresponde a las teorías de los ciclos reales ("real business cycles") y de los ciclos monetarios, que se enmarcan en el enfoque más general de los ciclos de equilibrio y los modelos lineales estocásticos de la tradición de Frisch y Slutsky (1933).

Lo anterior implica complejidades que los modelos econométricos no capturan y que las técnicas de estadística descriptiva más simples de los analistas de coyuntura de la OECD han tenido en cuenta. Un proceso complejo subyacente a una serie de datos no

puede capturarse correctamente usando un modelo probabilístico rígido. La técnica de la OECD se denomina "método de tendencia de fases promedio" (Phase-average Trend Method), cuyo nombre sugiere la concepción de la sucesión de "tendencias segmentadas" expuesta arriba. En el **Anexo 1** se presenta una explicación detallada de esta metodología.

Esta técnica de fases promedio, aunque sea de estadística descriptiva, parte de varias hipótesis que deben tenerse en cuenta. En primer lugar, se asume que existe una separabilidad aditiva entre ciclo, tendencia, componente estacional e irregular en la serie de producción real de la industria manufacturera. La hipótesis de separabilidad es asumida en general por toda la gama de técnicas. Esta hipótesis es admisible, pues sin ella no tendría sentido pensar en una descomposición ciclo-tendencia. Sin embargo, la hipótesis es criticable³. En segundo lugar, se parte de una concepción particular del ciclo, como se explicó arriba, así como de una periodicidad específica. Como se indica en el Anexo 1, se supone que la duración media del ciclo es de 36 meses, tal como lo han encontrado algunos autores. La bondad de esta hipótesis se juzga a posteriori cuando se tiene la estimación final del ciclo y se puede observar si representa o no lo observado en la historia. Como se apreciará más adelante, la serie obtenida respresenta de cerca las fluctuaciones observadas en la actividad manufacturera e incluso, en la actividad agregada.

Por otro lado, la metodología de las fases promedio está basada en una mezcla de medias móviles y de identificación de los puntos de giro de la serie (picos y simas). Según los analistas de la OECD, esta combinación ha mostrado ser de utilidad en la separación de ciclos y tendencia, así como en la reducción de irregularidades y la suavización de series. El uso de las medias móviles implica un "ajuste local" de la serie que tiene en cuenta los cambios progresivos y puntuales de la tendencia. A diferencia de esta metodología, los modelos econométricos de regresión tratan de manera homogénea todo

³ La crítica a la separación tendencia- ciclo ha sido liderada por autores como Keynes, Kaldor y Goodwin. Una ilustración del tema se encuentra en: DORE, M. (1993) *The Macrodynamics of business cycles: a comparative evaluation*. Blackwell.

el conjunto de observaciones y buscan un "ajuste global" de los datos, dejando por fuera eventuales inflexiones de la tendencia. El "ajuste local" de las medias móviles del método de la OECD queda reforzado cuando se identifican los puntos de giro y se construyen las fases.

El método de la OECD resulta ser bastante empírico, pero captura una concepción teórica particular sobre los ciclos que no puede estimarse con facilidad a partir de otras técnicas, aunque sean más avanzadas. Si bien algunas técnicas modernas intentan simular en la práctica concepciones más complejas de la dinámica, estas tendencias están todavía en desarrollo. La principal limitante del método está en que la elección de los puntos de giro (picos y simas) que definirán las fases sucesivas, es decir las tendencias segmentadas, queda a criterio del que aplica la técnica. Sin embargo, esto no constituye un problema grave, excepto cuando esta técnica de descomposición en tendencia y ciclo se aplica a todo un conjunto de series que se involucrarán en un sistema de indicadores líderes. Esto es así, porque el número de períodos con que una serie se adelanta o se retrasa respecto del ciclo de referencia puede quedar alterado por la forma y la periodicidad con que se eligieron los picos y simas en cada serie.

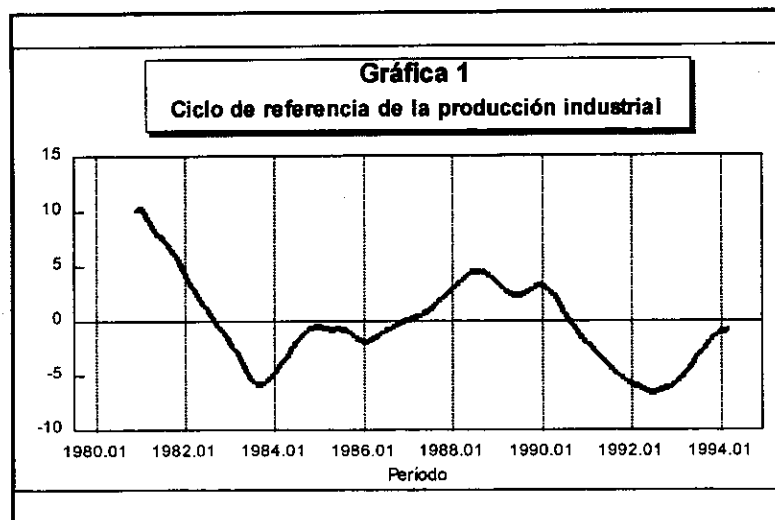
La estrategia que se seguirá para solucionar el problema en este trabajo es obtener el ciclo de referencia de la producción real manufacturera por el método de fases de la OECD, y caracterizar el ciclo estimado relacionándolo con series que pueden resultar coincidentes, líderes o rezagadas a través de otras metodologías. En particular, se mostrarán los resultados obtenidos cuando se aplican modelos de econometría lineal. La importancia de utilizar una estrategia de este tipo está también en que se pueden obtener modelos que sean útiles para la predicción. Si bien es cierto que las técnicas de estadística descriptiva más simples como la de la OECD tienen ventajas, los modelos de econometría lineales y no lineales cumplen un papel importante en los ejercicios de predicción que resultan de interés para la política económica.

En efecto, aunque en última instancia, tanto la estadística descriptiva como la econometría buscan, en el contexto del análisis del ciclo, transformar una serie para aislar sus fluctuaciones, existen diferencias importantes. Por un lado, la estadística descriptiva

se interesa por un seguimiento más puntual de la dinámica, sin imponer la restricción de que la serie cíclica obtenida sea, por ejemplo, estacionaria. Por otro lado, los métodos econométricos se interesan por generar series cíclicas estacionarias (de orden de integración cero) que puedan ser empleadas en el ajuste de modelos que permitan la previsión. De esta forma, conceptos como estacionaridad, tendencia estocástica y persistencia son importantes en la econometría y no lo son en el método descriptivo⁴.

El uso de técnicas de naturaleza diferente, como lo son las de estadística descriptiva y econometría, puede generar algunos problemas. Este puede ser el caso cuando, por ejemplo, las series generadas con métodos descriptivos no cumplen las restricciones impuestas para el tratamiento econométrico. Sin embargo, en este trabajo se mezclan las dos técnicas porque se tiene un doble propósito: por un lado, mostrar un conjunto de herramientas en el análisis empírico de los ciclos económicos. Por otro lado, describir el ciclo de referencia de la producción industrial colombiana, así como generar algunos modelos que sean útiles para la predicción. Es así como el uso de técnicas de naturaleza diferente resulta interesante en este caso.

En la **Gráfica 1** se presenta el ciclo obtenido para la producción manufacturera mensual en Colombia.



⁴ FAYOLLE (1993). Op.cit.

Como puede apreciarse en la Gráfica, el ciclo estimado por la metodología de la OECD reproduce tanto los puntos de giro de la producción industrial, como los de la actividad económica en general. En efecto, en 1984 se captura la desaceleración de la economía que condujo al programa de ajuste que reactivó el crecimiento en 1986. También se simula en forma adecuada la desaceleración en 1988 y 1989, la recuperación en 1990, la caída en 1991 y la nueva aceleración a partir de 1992. Debe notarse que pese a que la serie de datos es mensual, el ciclo de referencia obtenido es de gran suavidad, pues se han limpiado factores estacionales e irregulares de la serie original. Aunque no se tiene una serie de PIB mensual, las características del ciclo de referencia obtenido parecen mostrar un comportamiento coincidente en los puntos de giro de la actividad industrial y de la agregada. Es posible que la variabilidad del ciclo del PIB y el de la producción industrial no sea igual, pero por lo menos los puntos de giro parecen coincidir.

B. Aproximación inicial a las características del ciclo

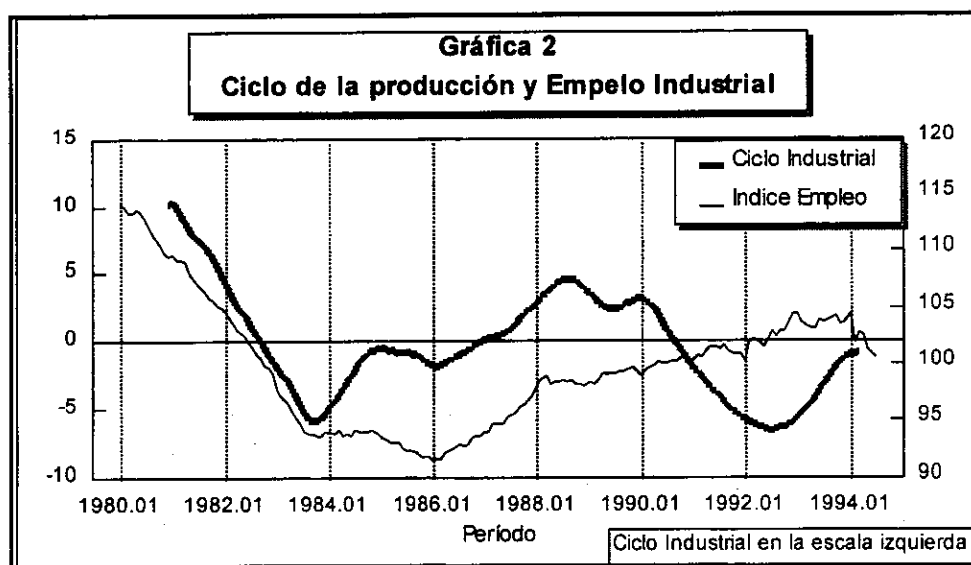
Una forma de caracterizar la dinámica del ciclo industrial obtenido es mostrando la relación que éste guarda con otras variables. Por ejemplo, la teoría económica ha clasificado las variables como procíclicas o contracíclicas, dependiendo de su relación con los puntos de giro de la actividad productiva. El empleo, la productividad, los precios y la utilización de la capacidad son ejemplos de variables procíclicas. Algunas teorías clasifican la tasa de interés en el grupo de las variables contracíclicas. Por otro lado, la relación temporal entre las variables puede tipificarse como de coincidencia, adelanto o retardo.

En esta sección se presenta una descripción gráfica de la relación que existe entre algunas variables y el ciclo de referencia estimado para la industria. Como se verá, con este análisis no es posible establecer con exactitud el número de meses o trimestres en el que una variable se adelanta o se retrasa respecto al ciclo. Sin embargo, el ejercicio es útil tanto para describir la dinámica del ciclo como para establecer en forma muy general la relación temporal entre las variables que se analizan. En esta sección no se describirán estas relaciones mes a mes o trimestre a trimestre, sino sólo capturando los

movimientos generales en los distintos años. En la siguiente sección del trabajo se presentarán algunos ejercicios más técnicos que permitan establecer con exactitud la longitud de los períodos de adelanto o retardo.

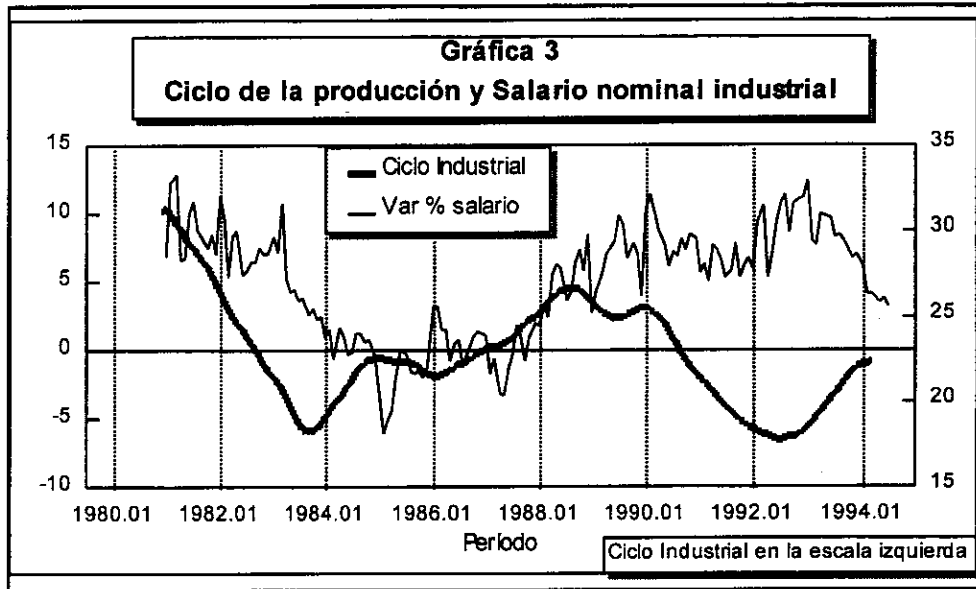
Series Mensuales

En la **Gráfica 2** se muestran el Índice de Empleo total de la Industria y el ciclo de referencia de la producción industrial. Como puede apreciarse, el índice de empleo aparece como una variable rezagada en relación con el ciclo en la mayor parte del período. En términos generales, entre 1980 y 1984 las dos series coinciden en su movimiento. Por otro lado, el ciclo muestra una recuperación entre 1984 y 1989, pero el empleo se retarda y empieza a recuperarse en 1988. Por último, mientras que el ciclo de la producción entra en recesión en 1990, el empleo sólo empieza a caer en 1994. Este resultado puede explicarse por el hecho de que los empresarios amplían la contratación de mano de obra sólo en la medida en que la producción ha presentado signos de recuperación relativamente prolongados.



En esta misma lógica, los salarios nominales industriales también serían retardados en relación con el ciclo, ya que sólo cuando se expande la demanda por trabajadores se

empiezan a ver las presiones en el salario. En efecto, como se muestra en la **Gráfica 3**, la variación porcentual anual del salario nominal industrial luce como una variable

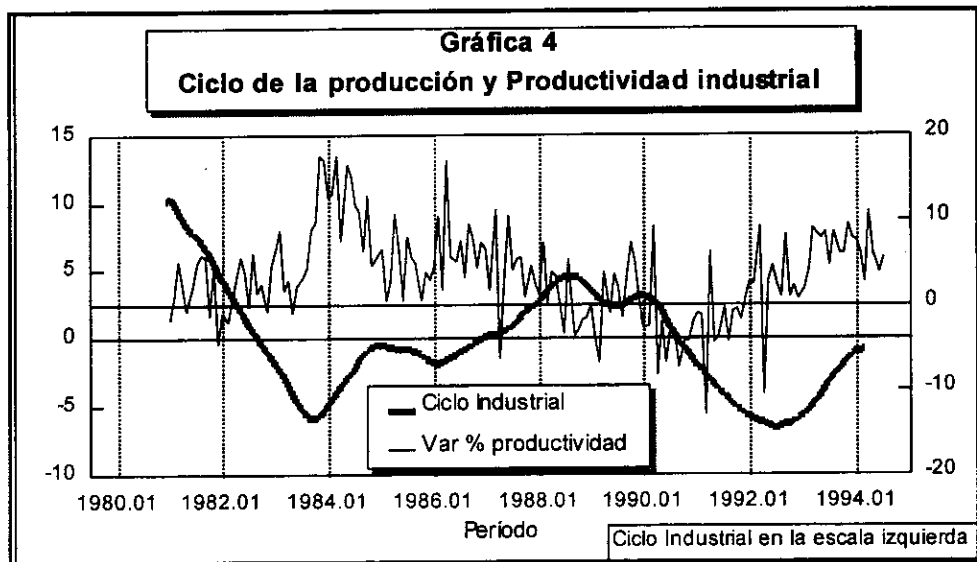


rezagada en relación con el ciclo de referencia. Mientras que el ciclo entre en fase recesiva en el período 1980-1983, los salarios sólo se empiezan a desacelerar en 1983. A la fase expansiva 1984-1989, los salarios se retardan expandiéndose entre 1985 y 1992. Por último, la fase recesiva 1990-1992 se traduce en una reducción de los salarios entre 1993 y 1994.

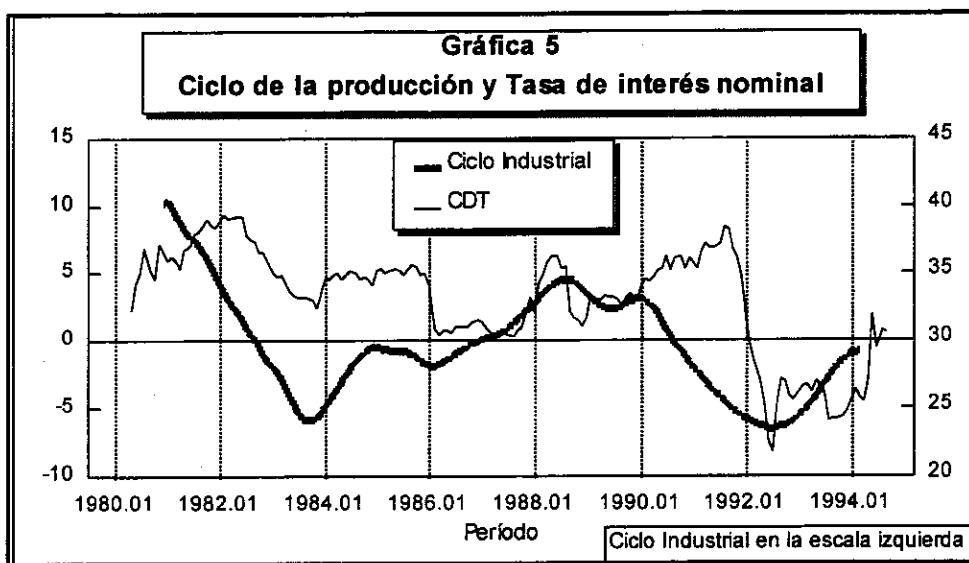
El comportamiento de la productividad industrial es diferente. En la **Gráfica 4** se presenta la variación porcentual anual de la productividad, medida como el cociente entre el producto real de la industria y el empleo industrial, y el ciclo de referencia. La productividad se comporta relativamente estable hasta 1982 y se empieza a recuperar en 1983, adelantando el auge del ciclo que empieza en 1984. Además, la desaceleración de la productividad en 1988 anticipa una ligera caída del ciclo en 1989-1990. Así mismo, la recuperación de la productividad a finales de 1991 anticipa también la fase baja del ciclo en 1992-1993. De esta forma, el incremento en productividad puede verse como variable

que anuncia de una fase expansiva en el ciclo de la producción. Esta explicación es consistente con la presentada en el caso del empleo. Como el empleo es una variable rezagada, el crecimiento de productividad (medida como la relación producto/ empleo) es una señal líder de que la producción ha empezado una fase de auge y de que más adelante el empleo también empezará a aumentar. Sólo cuando el empleo llegue a crecer más que la producción, la productividad empezará a caer y se marcará el paso a una fase recesiva del ciclo.

Una variable muy controvertida en su relación con el ciclo económico es la tasa de interés. En efecto, cuando se observa su relación gráficamente, se tiene que en algunos periodos la tasa de interés es coincidente con el ciclo y en otros es adelantada. En otros países se ha encontrado que la tasa de interés es rezagada en relación con el ciclo. Además, en algunos periodos puede parecer contracíclica y en otros procíclica. Estas contradicciones pueden explicarse porque la variable está en parte intervenida por la autoridad monetaria. En la **Gráfica 5** se muestra la tasa de interés nominal de los CDT y el ciclo de referencia. Como se observa, la tasa de interés aumenta entre 1980 y

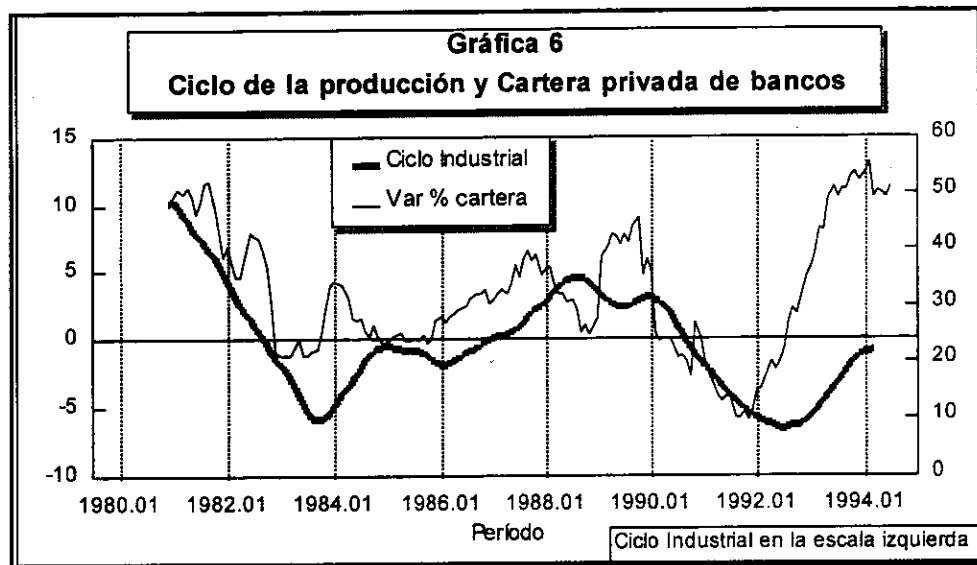


principios de 1982 y el ciclo va en recesión hasta finales de 1983. En este período parece ser contracíclica y adelantada. El ciclo se recupera desde 1985 y la tasa de interés cae desde ese período, mostrando ser coincidente y contracíclica. De esta forma,



es muy difícil dar una descripción general del carácter de la tasa de interés en su relación con el ciclo. Este hecho, en sí mismo, resulta interesante.

Otra variable con la que se tiene una situación similar es la cartera privada de los bancos. Esta es una variable monetaria que, al igual que la tasa de interés, está influida por factores institucionales. Por ejemplo, las restricciones de liquidez pueden afectar la relación entre el ciclo y el crédito. La **Gráfica 6** muestra la variación porcentual anual de la cartera privada de los bancos y el ciclo de referencia. Entre 1980 y 1983, así como entre 1985 y 1988, se observa un comportamiento casi coincidente y procíclico de la cartera en relación con el ciclo. Por otro lado, en 1984 y 1989 se forma una brecha entre las series que resulta atípica en el período observado. Después, desde 1992, la cartera se dispara en forma significativa, mientras que el ciclo continúa recuperándose pero a ritmos más moderados. Este es entonces otro caso difícil de tratar en el contexto de los indicadores líderes, coincidentes y rezagados.



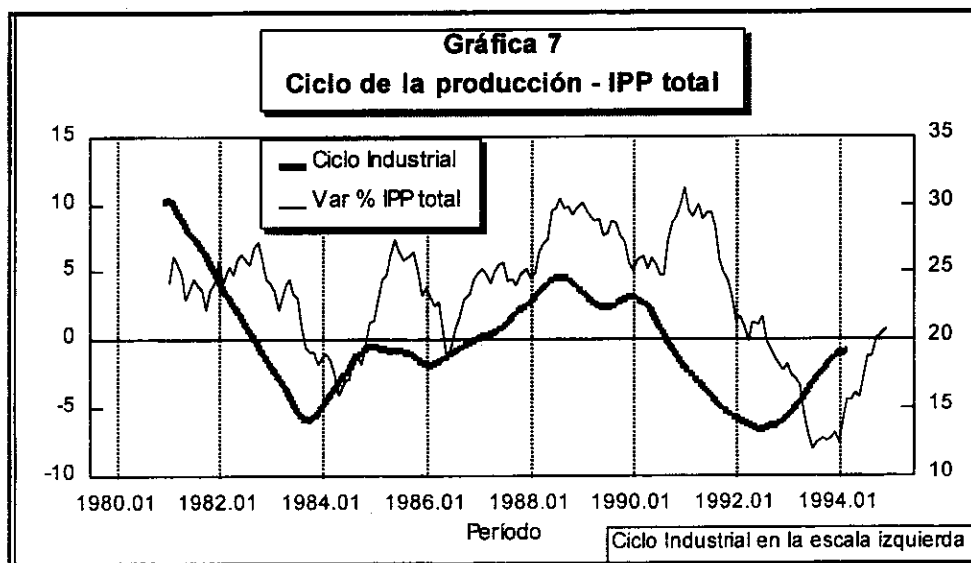
Si bien la dificultad de caracterizar la relación del ciclo tanto con la tasa de interés como la cartera puede explicarse por el hecho de que ambas están afectadas por factores institucionales, podría argumentarse que las variables reales también se encuentran afectadas por factores de este tipo y sin embargo parecen más claras en su relación con el ciclo. Lo que resulta interesante de todo esto es que son justamente variables monetarias, las que presentan relaciones más complejas con el ciclo de la producción real. En efecto, este es uno de los temas de más discusión en la teoría de la dinámica económica.

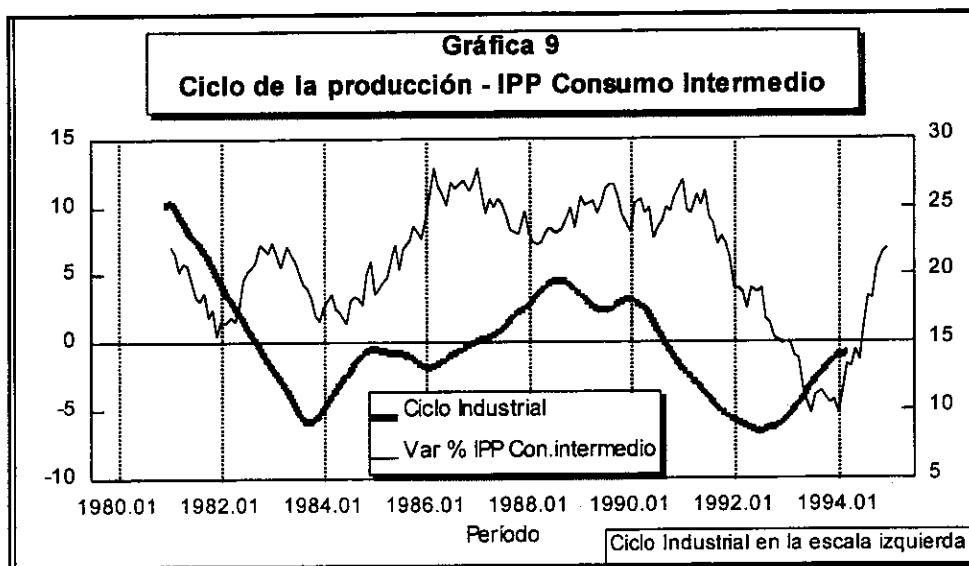
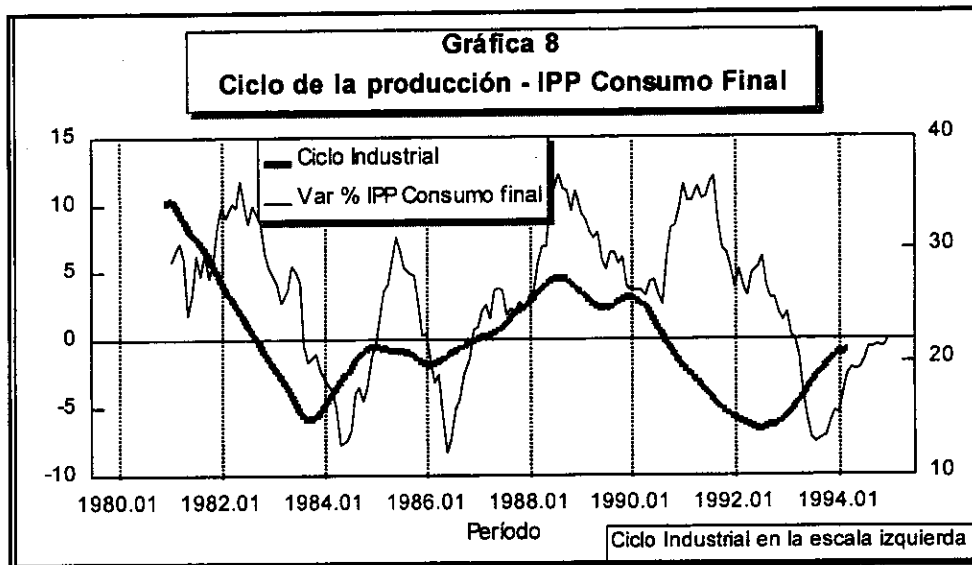
Otro grupo de variables que presentan una relación interesante con el ciclo son los precios. En las gráficas siguientes se observará que tanto la variación anual de los precios totales como de los precios desagregados se comportan como variables rezagadas en el tiempo en relación con el ciclo. En la **Gráfica 7** se muestra la variación porcentual anual del IPP total; en la **Gráfica 8** la del IPP de bienes de consumo final; en la **Gráfica 9** del IPP de bienes de consumo intermedio; en la **Gráfica 10** del IPP de bienes de capital y en la **Gráfica 11** del IPP de materiales de construcción. Por último, en la **Gráfica 12** se muestra la inflación total medida con el IPC.

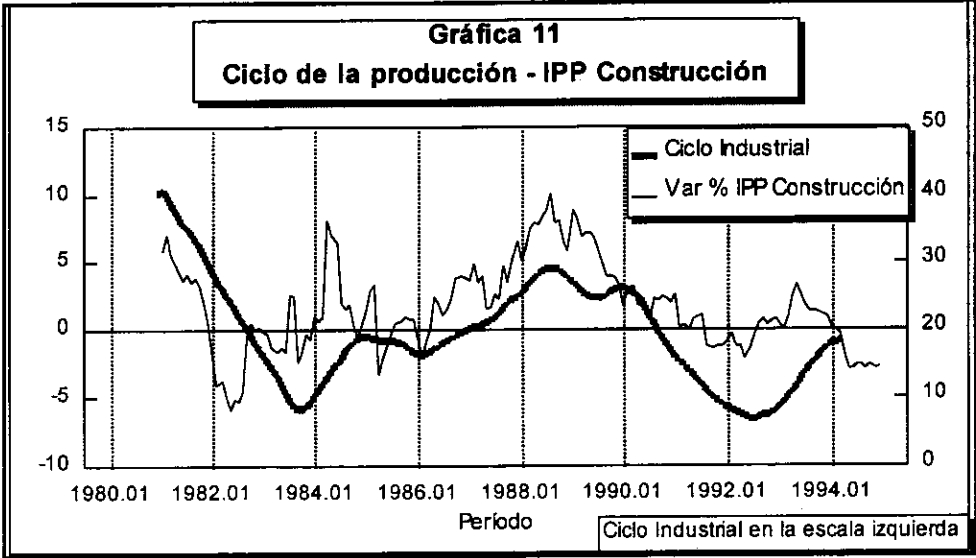
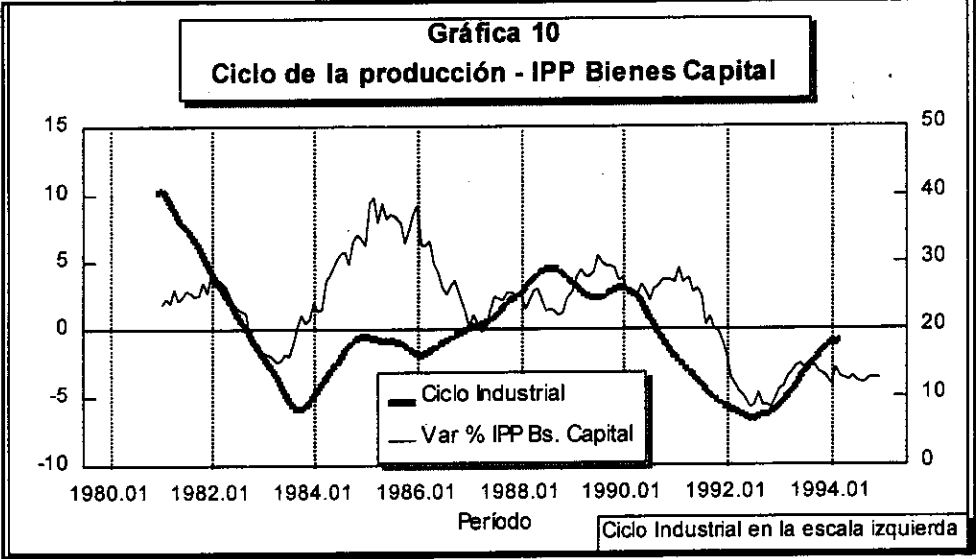
Como puede apreciarse, la fase recesiva del ciclo en 1980-1983 se ve reflejada con un rezago en la desaceleración de los precios en 1983. Así mismo, la fase recesiva que inicia en 1990 se refleja en 1991. Además, la fase expansiva 1992-1993 se ve en una recuperación rezagada de los precios en 1993-1994. En los demás años la relación no es muy clara, pero las variables parecerían compartir sus movimientos. Resulta sorprendente cómo la inflación de los materiales de construcción sigue muy de cerca los movimientos del ciclo (Gráfica 11).

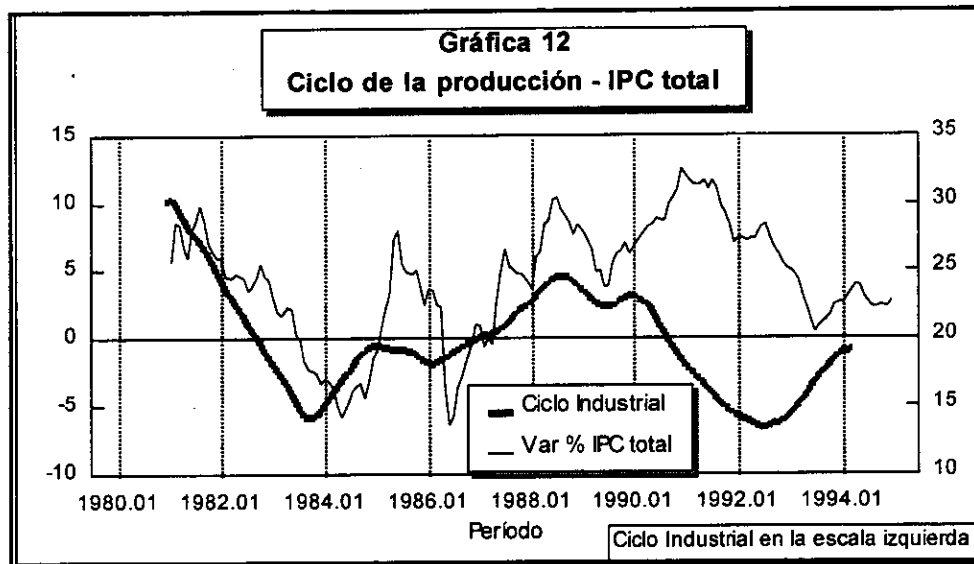
Series Trimestrales

Además del empleo, la productividad, los salarios industriales, las diferentes desagregaciones de los precios y las variables monetarias, faltaría incluir otras variables de demanda, el PIB y la utilización de la capacidad para completar el estudio de la relación entre el ciclo de referencia y los indicadores relevantes de la dinámica económica. Infortunadamente para los analistas de coyuntura, las cuentas nacionales







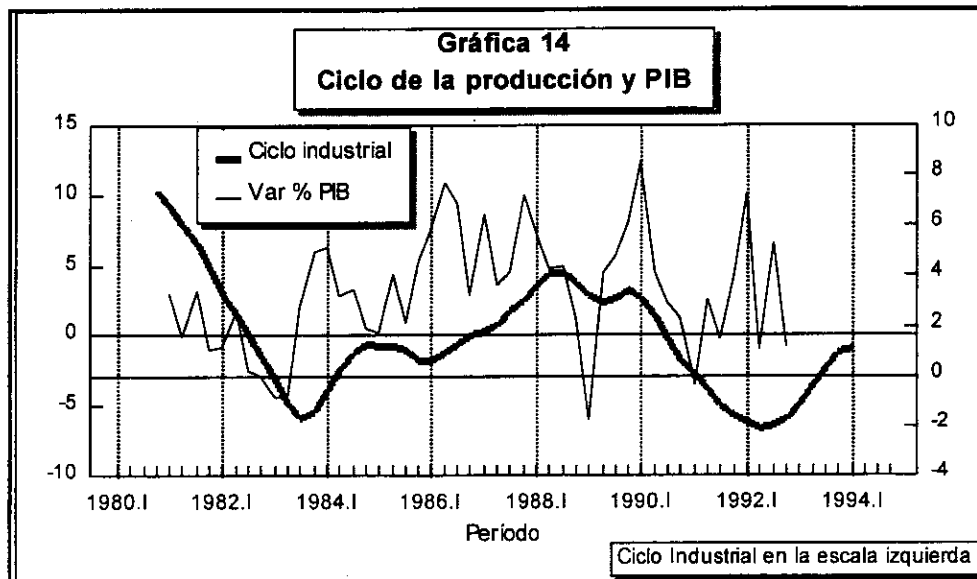
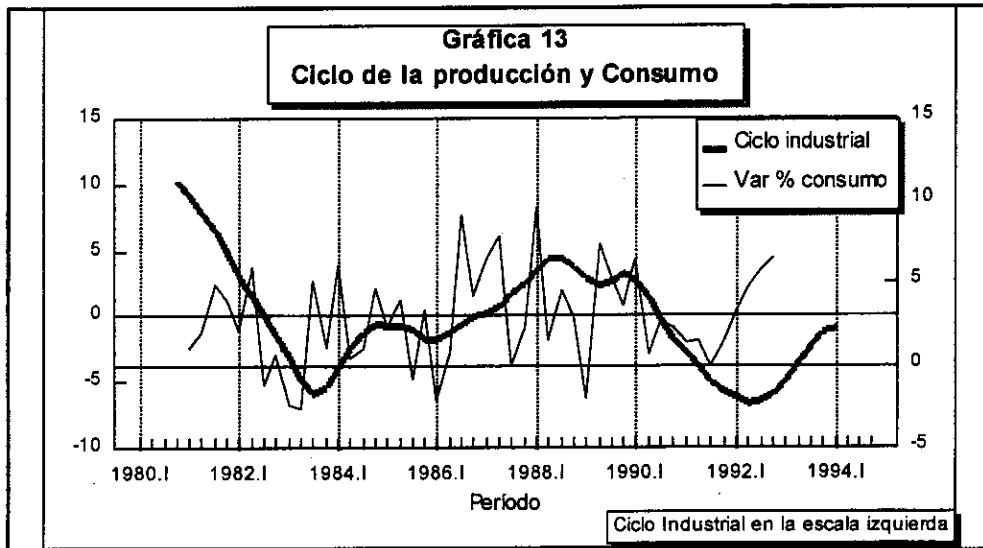


sólo se producen anualmente, de forma que es imposible hacer un seguimiento en el muy corto plazo. Sin embargo, existe una trimestralización del PIB y de los componentes de la demanda, que serán utilizados para los propósitos de este trabajo. También se empleará la medida trimestral de utilización de la capacidad de la Encuesta de Opinión Empresarial de Fedesarrollo.

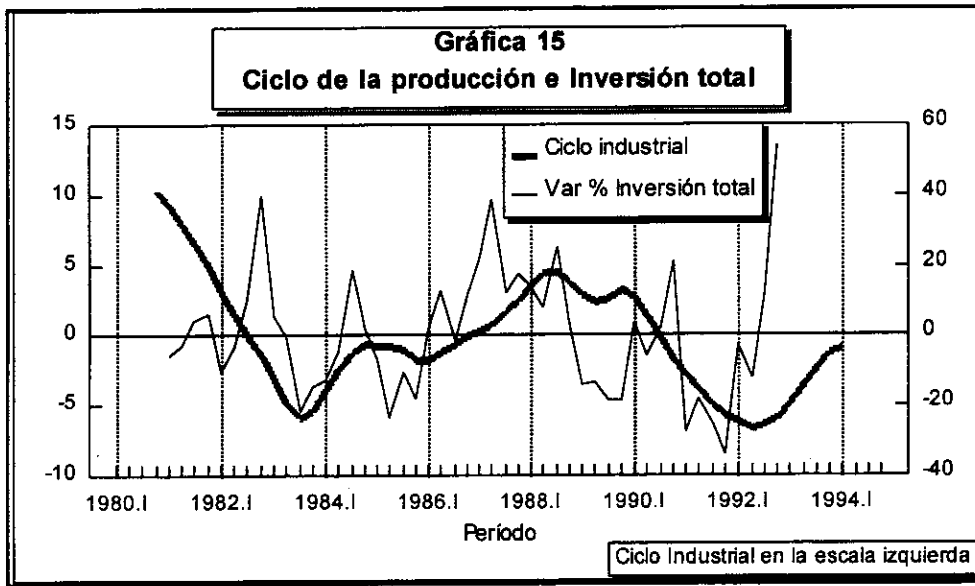
En la **Gráfica 13** se muestra la variación porcentual anual del consumo real y el ciclo de referencia trimestral de la producción industrial. Como puede observarse, el consumo se comporta como una variable líder del ciclo en todo el período. Mientras que el ciclo se empieza a recuperar a principios de 1984, el consumo se anticipa recuperándose desde 1983. Además, el consumo empieza a desacelerarse en 1989, anticipando la caída del ciclo en 1990. Por último, en 1991 el consumo es indicador líder de la recuperación del ciclo desde 1992. Este análisis gráfico es consistente con la teoría del multiplicador.

La **Gráfica 14** presenta la variación anual del PIB real y el ciclo de referencia de la industria. Esta gráfica es interesante porque permite resolver en parte la cuestión de si el ciclo de la industria sigue o no los movimientos de la actividad agregada. Las fluctuaciones del ciclo parecen coincidir, en general, con las del PIB trimestral. Sin embargo, mientras que en 1988 y a principios de 1989 el ciclo sufre una pequeña

desaceleración, la serie de variaciones anuales del PIB presenta una fuerte caída. Además, en 1991 cuando el ciclo se encontraba en recesión, las variaciones del PIB aparecen muy inestables. Esto podría ser señal o de un problema en la trimestralización de la serie, o de algún hecho externo o distinto a la industria que haya causado este comportamiento en el PIB.

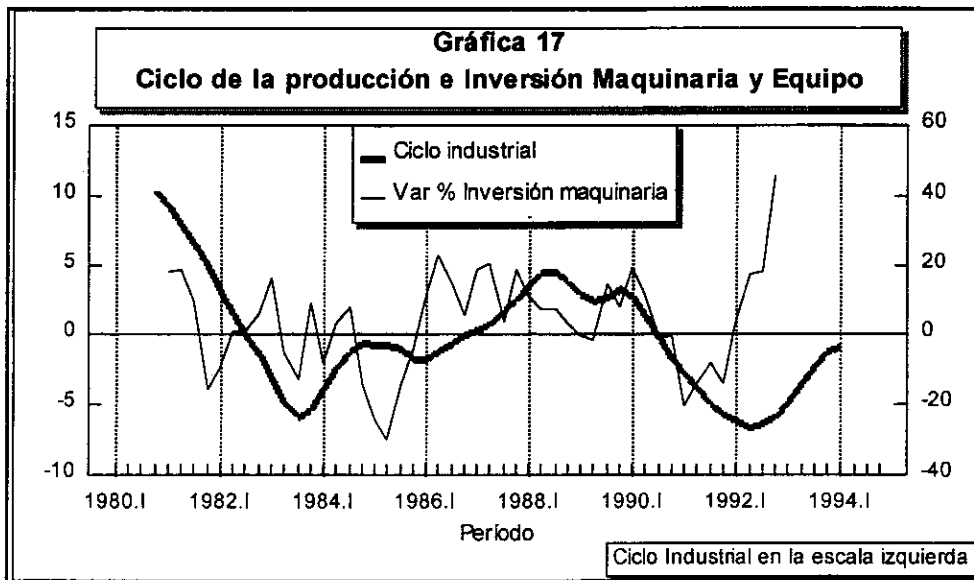
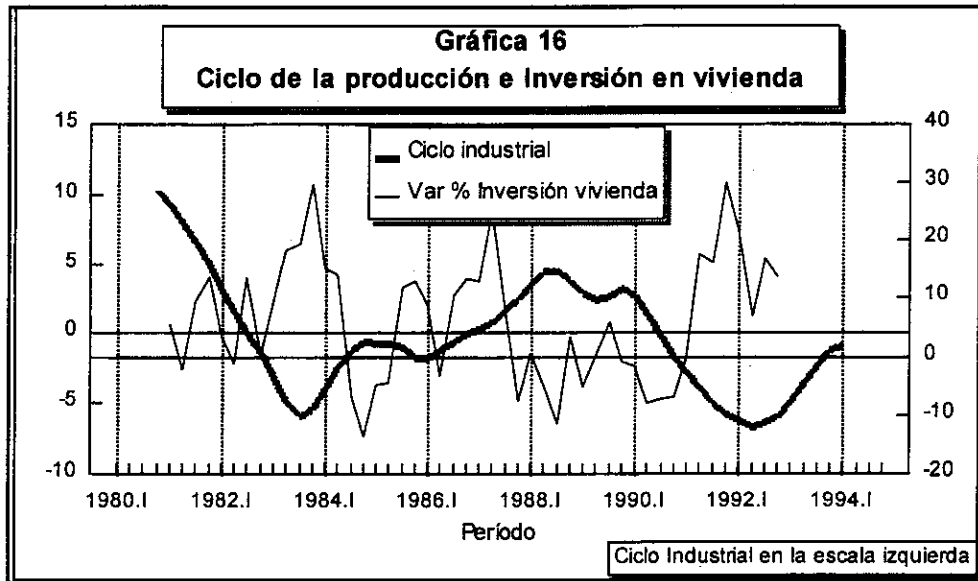


La teoría del acelerador de la inversión parece ser consistente con lo que muestran las series para Colombia. En la **Gráfica 15** aparecen la variación anual de la Inversión total y el ciclo de referencia. Mientras que el ciclo presenta un movimiento descendente desde 1980, la inversión cae desde 1982. El ciclo crece en forma sostenida desde 1984, mientras que la inversión sólo lo hace desde 1985. Por último, la caída del ciclo desde 1990 se observa en la inversión desde los últimos trimestres de 1990 y los primeros de 1991⁵.

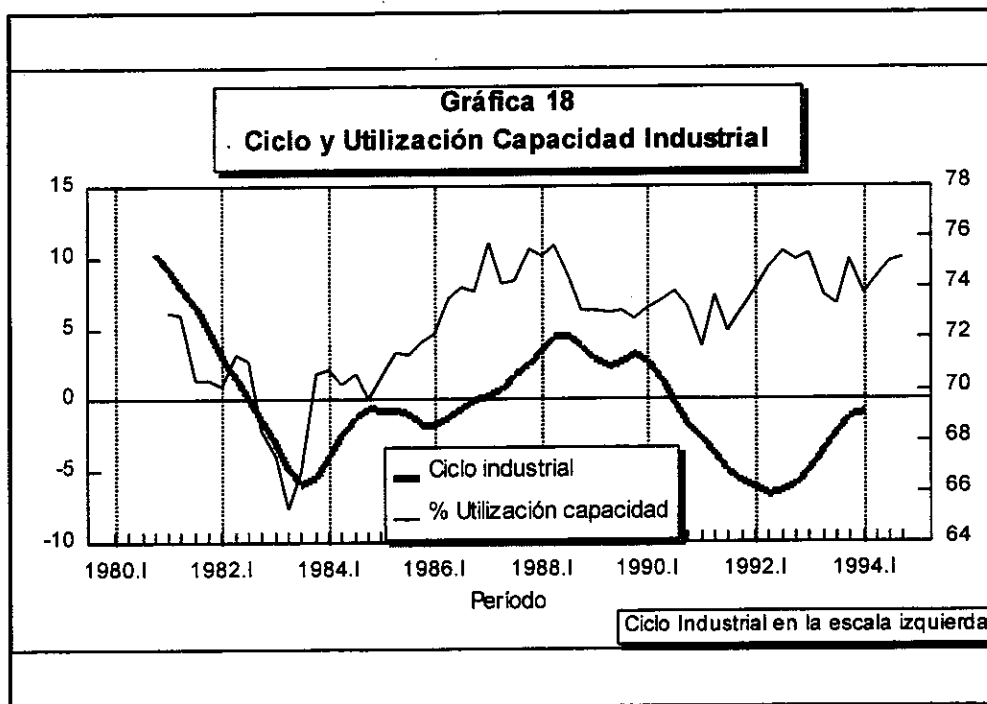


Cuando se observa la inversión desagregada se obtienen resultados similares. Esto puede apreciarse en la **Gráfica 16** donde se muestra la inversión en vivienda y en la **Gráfica 17** con la inversión en maquinaria y equipo. La relación de estas variables con el ciclo es más o menos similar. La caída del ciclo desde 1980 se observa en una caída en la inversión en 1983. La recuperación del ciclo desde principios de 1984 se replica en la inversión a finales de 1984. Por último, a la recesión del ciclo de 1990, la inversión responde a finales de 1991.

⁵ Debe tenerse en cuenta que la serie del ciclo es mucho más suave que todos los indicadores utilizados, debido a que fue construida en forma especial con la metodología de la OECD.



Otra variable que resulta interesante contrastar con el ciclo es la utilización de la capacidad. En la **Gráfica 18** se muestra esta variable medida para la industria manufacturera por la Encuesta de Fedesarrollo. La utilización sigue como una variable coincidente los movimientos del ciclo en casi todo el período, aunque en 1990 parece haber un cambio en este comportamiento. Entre 1990 y 1994 la utilización se mantiene relativamente estable, mientras que el ciclo pasa de una recesión entre 1990 y 1992 a una recuperación entre 1993 y 1994. Debe tenerse en cuenta que el crecimiento de la inversión ha sido atípico desde 1992, lo cual puede afectar la relación entre la utilización y el ciclo.



III. Ciclo y herramientas de econometría

A. Introducción

La aplicación de una metodología de estadística descriptiva permitió obtener una buena representación del ciclo de la producción industrial en el capítulo anterior. Así mismo, las conclusiones de la teoría de los ciclos, combinadas con un análisis gráfico de las series para Colombia, permitieron hacer una descripción más detallada de la dinámica de algunas variables indicadoras de la actividad económica. Aplicando los criterios del análisis de coyuntura, las variables fueron clasificadas en coincidentes, rezagadas o líderes de acuerdo con su relación temporal con el ciclo de referencia. En esta perspectiva, el consumo y la productividad resultaron ser variables líderes, mientras que el PIB, la variación de las existencias y el desempleo total mostraron ser coincidentes. Así mismo, el empleo industrial, los precios y la inversión fueron clasificados como rezagados al ciclo para el caso colombiano.

El resto de este capítulo consiste en ilustrar con más detalle uno de los dos aspectos con los que se había distinguido la teoría de los ciclos económicos, en particular, aquel relativo a la dificultad para conciliar las conclusiones de la teoría con las herramientas empíricas disponibles. De esta forma, lo que se busca es tomar las conclusiones obtenidas en el capítulo anterior y contrastarlas con los resultados a que se llega cuando se emplean instrumentos más técnicos. La aplicación de estas técnicas resultan ventajosas en algunos sentidos.

En efecto, la caracterización gráfica del ciclo resulta interesante, pero es incompleta si se piensa en la necesidad de predecir con mayor precisión los puntos de giro de la actividad productiva. En esta sección se presenta un conjunto de herramientas de econometría lineal que son útiles en el análisis de la relación, no sólo temporal sino también causal, entre las variables estudiadas en el capítulo anterior. Con estas herramientas se pueden estimar modelos que permiten establecer con precisión el número de meses o trimestres en los que una variable se adelanta o retrasa con respecto a otra. Esto a su vez permite efectuar proyecciones que ayuden en la toma de decisiones de política.

La utilización de estas herramientas de econometría implica, sin embargo, algunos problemas de carácter más bien filosófico. En primer lugar, se abre una brecha entre el análisis gráfico y el econométrico. El problema está en que la econometría impone restricciones sobre los órdenes de integración de las variables⁶, en tanto que esto no era una preocupación en el análisis gráfico. Por ejemplo, en algunos modelos se exige que las variables que se relacionan sean todas del mismo orden de integración. En otros casos se requiere, por ejemplo, que todas las variables sean estacionarias. De esta forma, al pasar del análisis gráfico efectuado en el capítulo anterior a una estimación de modelos econométricos con estas mismas variables, deben efectuarse pruebas de raíz unitaria⁷ sobre las series, de forma que se cumpla con las restricciones que impone la econometría. En el **Anexo 2** se presentan las pruebas de raíz unitaria para todas las series utilizadas en este trabajo.

La implicación de este hecho es que las variables que se mostraron en las gráficas del capítulo anterior tendrán que ser transformadas (diferenciadas) para poder ser empleadas en la estimación de algunos modelos econométricos que se presentarán en este capítulo. Es por esto que se abre una brecha entre las gráficas y la econometría⁸.

Sin embargo, la estrategia que aquí se emplea es definir algunos criterios sobre series adelantadas o retardadas a partir del análisis gráfico del capítulo anterior, e imponerlos a priori sobre la estimación de los modelos.

En segundo lugar, se plantea el problema de aclarar hasta qué punto la definición de variables adelantadas y retardadas tiene que ver con una relación de causalidad entre

⁶ El orden de integración de una variable tiene que ver con el número de veces que debe diferenciarse para lograr su estacionariedad, es decir, para lograr que mantenga sus propiedades (media y varianza) estables a lo largo del tiempo.

⁷ Las pruebas de raíz unitaria son las que buscan determinar el orden de integración de las variables. De esta forma, una serie que tiene una raíz unitaria es una serie integrada de orden uno (seire $I(1)$). Así mismo, una serie que no tiene raíz unitaria se dice integrada de orden cero ($I(0)$), es decir, estacionaria. En los Anexos se presentan distintas pruebas de raíz unitaria aplicadas a las series de este trabajo.

⁸ Cuando se elaboran gráficas de las variables transformadas que cumplen con los requisitos de la econometría, no se puede observar ningún tipo de relación de adelanto o atraso entre ellas, debido al efecto de las diferenciaciones sobre la gráfica de cada serie.

las variables analizadas, o simplemente hace referencia a un desfase temporal entre ellas. Lo más sensato es que además del desfase temporal entre las variables, lo cual es evidente porque es lo que en principio define adelantos y retardos, exista también una relación de "causalidad". Nadie niega que los movimientos de una variable económica sean "causantes" de la dinámica de otras. Es más, hasta podría pensarse que existe retroalimentación entre la dinámica de las distintas series. Por ejemplo, una serie A puede ser temporalmente adelantada a una serie B, pero no necesariamente ser su causa. En efecto, B podría ser en cierto sentido la "cuasa" de A, y al mismo tiempo A ser en otro sentido la "causa" de B.

El problema está en que cada modelo econométrico involucra una concepción diferente de causalidad entre las variables que relaciona. En algunos casos se asume a priori la variable que "explica o causa" a otra, como es el caso de las regresiones lineales simples o de los modelos de rezagos distribuidos, donde la variable dependiente y la independiente se definen de antemano. Por otro lado, en el caso de vectores autorregresivos se supone que todas las variables son endógenas, de forma que existe una retroalimentación entre los valores pasados de todas las variables y sus valores endógenamente determinados en el período actual. Así mismo, en algunos contextos se dice que una variable A causa a una B cuando ayuda a reducir la varianza del modelo estimado para B. En otros casos, la causalidad tiene que ver con los coeficientes de correlación cruzada que resultan al relacionar un par de series a través de su dinámica temporal⁹.

En síntesis, existen dos polos de tensión: por un lado, la teoría económica y el análisis gráfico permiten tener alguna concepción a priori de alguna relación causal y de

⁹ Este es el concepto de causalidad que está implícito en algunos modelos de series de tiempo como el de Transferencia y Ruido. Este modelo consiste en tomar la estructura ARIMA de una variable Y y agregar una variable explicativa X. La variable X debe cumplir el requisito de tener correlaciones cruzadas estadísticamente significativas con Y en algunos rezagos. En este sentido X viene a ser una variable adelantada en relación con Y, ya que la dinámica de la serie X "causa" con algunos períodos de adelanto una determinada dinámica en la serie Y. Una ilustración de esta metodología puede encontrarse en: MISAS, M. y RIPOLL, M. (1993) "El uso de encuestas de opinión empresarial en la construcción de pronósticos de producción y precios". Ensayos sobre política económica, No.23. Junio.

rezago temporal entre un conjunto de variables. Por otro lado, la estimación de cada modelo econométrico o de series de tiempo muestra alguna forma particular de medir la causalidad entre dos variables. Como resultado, la aplicación de distintos modelos sobre las mismas series puede dar lugar a resultados bien distintos sobre la causalidad y los desfases entre las variables involucradas.

En esta sección se aplican dos tipos de herramientas de econometría lineal: Polinomios de Almon y análisis de impulso respuesta a partir de modelos VAR. Con el Polinomio de Almon se busca estimar un Modelo de Rezagos Distribuidos, donde existe algún grado específico en los coeficientes. La idea general de la metodología es explicar una variable Y en función de un conjunto de rezagos de una variable X. El peso de cada uno de los coeficientes del modelo se altera dependiendo del grado del polinomio estimado. Entonces, si una variable resultó adelantada con respecto al ciclo en el análisis gráfico del capítulo anterior, la variable adelantada juega el papel de X y el ciclo el papel de Y. Por el contrario, las variables que resultaron retardadas con respecto al ciclo juegan el papel de Y mientras que el ciclo ocuparía el lugar de la variable X. En otras palabras, el ciclo es explicado por las variables adelantadas o líderes, pero el ciclo explica con algunos rezagos a las variables retardadas.

Una explicación más detallada del Polinomio de Almon se presenta en el **Anexo 3**. Con esta herramienta se tiene entonces una primera idea del número de meses o trimestres exactos de adelanto o de retardo de las variables estudiadas con respecto al ciclo. Por otro lado, se estima el grado del polinomio de coeficientes con el que se captura esta relación temporal. Este grado del polinomio permite tener idea del peso de cada uno de los coeficientes estimados: si por ejemplo el polinomio es de grado uno, entonces todos los coeficientes pesan lo mismo.

Las otra herramienta que se emplea en este capítulo permite contrastar los resultados obtenidos con el Polinomio de Almon. El análisis de impulso respuesta a partir de modelos VAR es útil para observar algo similar al grado del polinomio de Almon. Como

se verá cuando se comenten los resultados, el análisis de impulso respuesta a partir de los modelos VAR conduce a conclusiones distintas a las obtenidas con la estimación del grado del Polinomio de Almon. El análisis impulso-respuesta consiste en determinar una longitud de rezago relevante en la que dos variables se explican mutuamente, y después efectuar choques sobre alguna de ellas para observar la forma como se transmite el impacto sobre cada una de las dos variables. Es intuitivamente claro que los resultados sean distintos en relación con el Polinomio de Almon, ya que en los modelos VAR se supone una retroalimentación entre las variables, mientras que en Almon es una variable predeterminada la que "causa" a la otra. Este es un ejemplo claro de la forma como dos modelos manejan la causalidad de forma distinta, y por tanto los resultados derivados de ellos deben ser también diferentes, como se verá más adelante. No debe extrañar entonces que los rezagos relevantes obtenidos con las dos metodologías sean diferentes: en un caso se están tomando los rezagos con los que una variable exógena causa o explica a una endógena (Almon) y en el otro caso se tienen los rezagos relevantes para la explicación mutua de dos variables que se consideran endógenas.

B. Polinomio de Almon

En la **Tabla 1** se presenta un resumen de los resultados obtenidos con la estimación un Polinomio de Almon para cada variable mensual estudiada de acuerdo a su relación con el ciclo de referencia de la industria.

Como puede apreciarse en la tabla, el criterio de clasificación de las variables en adelantadas o retardadas se deriva de las conclusiones del análisis gráfico del capítulo anterior. Entonces, para el grupo de variables retardadas, los rezagos del ciclo económico entran como variable explicativa; mientras que los rezagos de las variables adelantadas entran como explicativas del ciclo de referencia.

Tabla 1
Estimación de polinomios de Almon ^{1/}
Series Mensuales

| Comportamiento de las variables respecto al ciclo de referencia ^{2/} | Meses de retardo o adelanto | Grado del Polinomio | Parámetro Largo plazo | F |
|---|-----------------------------|---------------------|-----------------------|------|
| VARIABLES RETARDADAS | | | | |
| Empleo | 12 | 7 | 0.00345 | 4.01 |
| IPP Total | 10 | 8 | 0.00203 | 3.45 |
| IPC Total | 6 | 2 | 0.00361 | 6.83 |
| IPP Consumo Intermedio | 8 | 4 | -0.0038 | 2.64 |
| IPP Consumo Final | 10 | 8 | 0.00361 | 6.83 |
| IPP Bienes Capital | 10 | 10 | 0.00932 | 3.18 |
| IPP Mat. Construcción | 9 | 1 | 0.00142 | 0.39 |
| VARIABLES ADELANTADAS | | | | |
| Productividad | 12 | 2 | 82.5758 | 133 |

^{1/} Las estadísticas presentadas en esta tabla corresponden a modelos donde los residuales son estacionarios. Sin embargo, en muchos modelos el error aún tiene estructura, es decir, no es ruido blanco. La F aumenta cuando se introducen en la ecuación del Polinomio términos de media móvil (MA) y autorregresivos (AR) para la obtención de ruido blanco en los errores. Sin embargo, cuando esto se hace la magnitud del parámetro de largo plazo varía sólo en forma ligera, pero sin alterarse el signo.

^{2/} En todos los modelos las variables entran en logaritmos con diferenciaciones de orden 1 y de orden 12. Es decir, todas las variables representan las aceleraciones mensuales de los cambios porcentuales anualizados. Únicamente el ciclo de referencia entra sin logaritmo, debido a que se tenían datos negativos.

Vale la pena comentar algunos resultados obtenidos. En primer lugar, es interesante que los rezagos en los precios desagregados muestran cómo los grupos que más se demoran en responder al movimiento del ciclo económico son los de bienes de consumo final y los de capital. La intuición de la teoría señala que el grupo de bienes que primero responde es el de bienes intermedios, luego los de consumo final y por último los de capital. En el ejercicio coincidieron los de consumo final y capital con un rezago de 10 meses. Otro aspecto que resulta interesante es el parámetro de largo plazo. Como se explica en el Anexo 2, este parámetro es la suma de todos los coeficientes estimados en

el polinomio, es decir, de los coeficientes que acompañan cada uno de los rezagos de la variable explicativa. Como el signo de todos los parámetros de largo plazo es positivo, esto puede interpretarse como un movimiento procíclico de todas las variables estudiadas¹⁰. En efecto, la productividad, el empleo y los precios son clasificadas como procíclicas desde el punto de vista teórico.

La **Tabla 2** presenta la estimación de los Polinomios de Almon para el caso de las series trimestrales. De nuevo, el criterio de variables rezagadas o adelantadas se deriva de las conclusiones del capítulo anterior. Resulta interesante que la inversión responde a los movimientos del ciclo con un trimestre de rezago, mientras que el consumo se adelanta al ciclo en cuatro trimestres. Esto indicaría una mayor velocidad de ajuste del principio acelerador en relación con el multiplicador¹¹. Los signos de los coeficientes de largo plazo son los esperados excepto en el caso de la inversión en vivienda.

En la estimación de la longitud del rezago para los Polinomios de Almon, se encontró que el PIB es coincidente con el ciclo de referencia (el rezago relevante fue cero). Esto confirma en alguna medida que el ciclo de referencia de la actividad industrial sigue los movimientos del PIB. También se hizo una prueba con la series de desempleo total de la Encuesta de Hogares del DANE y con una trimestralización de la variación de existencias. Se encontró que ambas series son coincidentes en relación con el ciclo. Debe señalarse que, mientras el empleo industrial es rezagado en relación con el ciclo, el desempleo total medido por la Encuesta de Hogares del DANE resultó coincidente. La diferencia en los resultados puede explicarse porque el empleo industrial y el desempleo total son series que se construyen a partir de dos muestras diferentes. Sin embargo, es interesante que tanto el PIB como el desempleo total hayan resultado coincidentes con

¹⁰ Sólo se obtuvo un coeficiente de largo plazo negativo con el IPP de bienes de consumo intermedio. Sin embargo, no se tiene una explicación satisfactoria para este resultado.

¹¹ Debe recordarse que las series de consumo, inversión y PIB que hacen parte del ejercicio trimestral son el producto de una estimación estadística. Este hecho podría sesgar los resultados obtenidos, pero desafortunadamente no existen otras series disponibles.

el ciclo, pues de esta forma el desempleo estaría capturando algo así como las desviaciones del producto respecto a su tendencia. En esta lógica se esperaría que la utilización de la capacidad también fuera coincidente con el ciclo. Sin embargo, no se logró probar esta hipótesis a partir de la medida de utilización con que se cuenta.

Tabla 2
Estimación de polinomios de Almon ^{1/}
Serie Trimestrales

| Comportamiento de las variables respecto al ciclo de referencia ^{2/} | Trimestres de retardo o adelanto | Grado del Polinomio | Parámetro Largo plazo | F |
|--|---|----------------------------|------------------------------|----------|
| VARIABLES RETARDADAS | | | | |
| Inversión Total | 1 | - | 0.00436 | 3.69 |
| Inversión en Vivienda | 1 | - | -0.00587 | 0.65 |
| Inversión Maquinaria | 1 | - | 0.00436 | 3.16 |
| VARIABLES ADELANTADAS | | | | |
| Consumo Final | 4 | 1 | 99.5139 | 2.13 |

^{1/} Las estadísticas presentadas en esta tabla corresponden a modelos donde los residuales son estacionarios. Sin embargo, en muchos modelos el error aún tiene estructura, es decir, no es ruido blanco. La F aumenta cuando se introducen en la ecuación del Polinomio términos de media móvil (MA) y autorregresivos (AR) para la obtención de ruido blanco en los errores. Sin embargo, cuando esto se hace la magnitud del parámetro de largo plazo varía sólo en forma ligera, pero sin alterarse el signo.

^{2/} En todos los modelos las variables entran en logaritmos, excepto el ciclo de referencia. Para lograr estacionariedad, todas las variables, excepto la inversión en vivienda, fueron diferenciadas de orden 4, es decir, todas representan variaciones anualizadas. Además, se hizo diferenciación de orden 1 para las variables PIB, consumo final, desempleo y utilización de la capacidad. Entonces para estas últimas variables, las series trabajadas representan cambios trimestrales de las variaciones anualizadas.

C. Análisis de Impulso Respuesta

En la **Tabla 3** se presentan la longitud de rezago relevante que se encontró cuando se supone que las variables se explican mutuamente, es decir, que ambas son endógenas. En este caso se utilizó la prueba de Hanna-Quinn¹².

Como puede observarse, los rezagos encontrados para la estimación de los modelos VAR que permita hacer análisis impulso-respuesta, son distintos a los encontrados cuando se estimaron los Polinomios de Almon. Como se había previsto, este resultado es normal, ya que el tratamiento de la causalidad en los dos contextos es diferente. En el caso de las series trimestrales, para todas se obtuvo un rezago igual a 3, también con el criterio de Hanna-Quinn.

Tabla 3.
Longitud de rezago para los modelos VAR ^{1/}
Variables Mensuales

| EL CICLO DE REFERENCIA ENTRA CON: | Rezagos según H-Q |
|-----------------------------------|-------------------|
| Empleo | 5 |
| IPP Total | 6 |
| IPC Total | 4 |
| IPP Consumo Intermedio | 6 |
| IPP Consumo Final | 4 |
| IPP Bienes de Capital | 6 |
| IPP Materiales de Construcción | 4 |
| Productividad | 9 |

^{1/} Para conectar el análisis hecho para el Polinomio de Almon con el de Modelos VAR, lo que se hizo fue hacer que en el modelo donde entran productividad y ciclo de referencia, la productividad fuera la variable más exógena, ya que en Almon era líder del ciclo. En todos los demás modelos VAR, el ciclo es la variable más exógena porque en Almon el empleo y todos los precios eran rezagados respecto al ciclo.

¹² La estadística de Hanna-Quinn se calcula como:

$$HQ(j) = \ln(\bar{\Sigma}_j) + \frac{2jk^2 \ln(\ln T)}{T}$$

donde:

j = longitud de rezago bajo análisis

$\bar{\Sigma}_j$ = matriz var-cov estimada bajo la longitud examinada

T = tamaño de la muestra

k = número de variables involucradas en el modelo

En el **Anexo 4** se muestran las gráficas de impulso-respuesta para cada uno de los VAR. Para hacer más comparable el análisis con el de Almon, se han tomado los impactos de los choques de variables líderes (productividad y consumo) sobre el ciclo, así como los impactos del ciclo sobre variables rezagadas (empleo, precios e inversión). Un choque sobre la productividad tiene un efecto positivo en el ciclo que toma una forma parabólica entre el mes 5 y el 18 siguientes al choque. Esta forma parabólica parece coincidir con el grado 2 del Polinomio de Almon.

Un choque sobre el ciclo tiene un impacto positivo sobre el empleo en el mes 4, y luego el impacto se desvanece lentamente hasta desaparecer en el mes 9. El choque en el ciclo tiene un impacto más o menos similar en los precios de los distintos grupos de bienes. El IPP total, IPC total, IPP consumo intermedio y el IPP consumo final en general caen en el mes 4 pero luego suben desde el mes 6 u 8 hasta desvanecerse a partir de los meses 11 o 20. Por su parte, el IPP de materiales de construcción recibe un impacto positivo en el mes 2 y luego se desvanece. Por último, el patrón sobre el IPP de bienes de capital es atípico en relación con el observado para otros grupos de precios. El IPP de bienes de capital reacciona con aumentos y disminuciones alternadas hasta el mes 7, después se mantiene a un nivel positivo hasta el mes 20 y luego el efecto se desvanece. Este patrón tan volátil de los precios de bienes de capital parece consistente con la hipótesis de alta volatilidad de la producción de bienes de inversión a lo largo del ciclo.

En el caso de las series trimestrales, un choque sobre el ciclo tiene un impacto positivo a lo largo de 4 trimestres sobre la inversión total y en maquinaria y equipo. La forma como se transmite el efecto es parabólica. Luego el efecto se vuelve negativo hasta el período 8. Por otro lado, la respuesta de la inversión en vivienda al choque en el ciclo muestra un patrón fluctuante, que inicialmente es negativo. Por último, el ciclo responde en forma positiva durante 8 trimestres a un choque en el consumo final. La forma del efecto es parabólica.

En síntesis, la comparación de los resultados obtenidos con los Polinomios de Almon estimados y con los Modelos VAR muestra con claridad que existen diferencias, debido a que tanto el tratamiento de las series como la filosofía subyacente a las dos

metodologías es distinta. Sin embargo, los resultados son interesantes y permiten ampliar el conjunto de herramientas con que se cuenta para el análisis del ciclo.

IV. Conclusión

Una de las principales dificultades en el estudio empírico de los ciclos económicos está en lograr una conciliación de los requerimientos y la filosofía de las distintas metodologías, con el análisis que hace la teoría. En particular, las transformaciones de las series que muchas veces exige la econometría, hace que se pierda información sobre el comportamiento global de la variable. Es por eso que una buena estrategia consiste en hacer el análisis de las variables y sus relaciones con otras tal como lo indica la teoría, y después implementar metodologías más sofisticadas partiendo de las conclusiones obtenidas en el estudio teórico. De esta forma, la estimación de modelos más técnicos debe estar sujeta a lo que indican la intuición y la teoría. En todo caso, los métodos econométricos juegan un papel importante, no sólo para contrastar empíricamente los resultados de la teoría, sino especialmente para servir como herramientas de predicción.

La aplicación de las herramientas de estadística descriptiva en conjunto con las de econometría condujeron a conclusiones interesantes. De acuerdo con la estimación de Polinomios de Almon, el consumo y la productividad del trabajo en la industria se adelantan en 12 meses a los movimientos del ciclo de producción industrial. Por otro lado, el grupo de variables rezagadas al ciclo es más amplio. La inversión se rezaga 3 meses a los movimientos del ciclo; el empleo industrial 12 meses y los precios entre 6 y 10 meses, de acuerdo con la desagregación por grupos de bienes. Los resultados indican que los precios que primero responden al ciclo son los de bienes de consumo intermedio, mientras los de consumo final y de capital se rezagan 2 meses más.

Por último, en el grupo de variables coincidentes con el ciclo de la producción industrial se encuentran el PIB, la variación de existencias y el desempleo urbano total. Estas conclusiones se modifican cuando se aplica el criterio de elección de rezagos para la estimación de un modelo VAR. Esto se explica porque ya no se tiene una variable en función de otra, sino ambas como variables endógenas al sistema.

La aplicación de las herramientas presentadas en este trabajo constituye sólo un inicio en la construcción de todo un sistema para el estudio de los ciclos. Existen otras herramientas lineales que deben explorarse, así como modelos no lineales que pueden resultar de interés y gran ayuda no sólo en la predicción sino también en la caracterización del ciclo. Un grupo de países, especialmente los desarrollados, ya ha implementado un conjunto de herramientas que facilitan el seguimiento sistemático del ciclo de la producción. En Colombia este es apenas un campo en desarrollo, pero de vital importancia para las autoridades económicas.

Los modelos lineales son los más empleados y los que han logrado un mayor desarrollo en la estimación del ciclo económico. Sin embargo, la filosofía que subyace en su construcción impone algunas limitaciones al estudio de la dinámica económica. Estas limitaciones se han intentado superar a partir de la formulación de modelos no lineales, aunque su aplicación aún no sea tan amplia como la de los lineales. Con el propósito de incentivar la investigación futura en este campo, en el **Anexo 5** se presenta la metodología de Hamilton como un ejemplo del enfoque no lineal. Es posible que a medida que tanto la matemática como los métodos estadísticos no lineales alcancen un mayor desarrollo, su incorporación al estudio del ciclo económico amplíe las herramientas empíricas disponibles. Es por esta vía como la empiria puede retroalimentar a la teoría, haciendo que las conclusiones de esta última puedan incluso convertirse en verdades relativas.

Referencias

- ADDA, J. y SIGOGNE, P. (1993). "Eléments pour une approche endogene des retournements conjoncturels". Observations et diagnostics économiques. No.45, Juin.
- BLANCHARD, O. y FISCHER, S. (1989). Lectures on Macroeconomics. The MIT Press.
- DORE, M. (1993). The Macrodynamics of business cycles: a comparative evaluation. Blackwell.
- DICKEY, D. y WAYNE, F. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, No.4 (julio), 1981.
- FAYOLLE, J. (1993) "Decrire le cycle économique". Observations et diagnostics économiques. Revue de l'Observatoire Francais des Conjonctures Economique (OFCE).
- HAMILTON, J. (1989). "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and Business Cycles". *Econometrica*, Vol.57, No.2, March.
- JUDGE, G. et al. (1985). The Theory and Practice of Econometrics. Segunda Edición, John Wiley.
- JUDGE, G. et al. (1988). Introduction to the Theory and Practice of Econometrics. Segunda Edición, John Wiley.
- KWIATKOWSKI, D., Peter C.B.Phillips, Peter Schmidt y Yongcheol Shin. (1992) "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root". *Journal of Econometrics*, Vol.54, No.1-3 (oct-dic).
- OSBORN, D., A.P.L. Chui, J. Smith y C.R. Birchenhall (1988). "Seasonality and the order of integration for consumption". *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 50, 4, 1988.
- STOCK, J. y WATSON, M. (1989). "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators". NBER.

ANEXO 1

Metodología de la OECD para la construcción de un ciclo de referencia¹³

La OECD propone un método para la descomposición de series en tendencia y ciclo, como componentes no observados. La metodología recurre a conceptos estadísticos básicos, y estima la tendencia con los valores medios de las fases establecidas sobre el comportamiento de la serie. Los pasos que propone el método son:

PASO A: Estimación y extrapolación de la tendencia

Sobre una serie original **X** de datos mensuales, se calcula una media móvil centrada de 75 meses. La longitud de 75 meses resulta de suponer una duración media del ciclo de 37 meses. De esta forma el orden de la media móvil se determina como $(2m + 1)$.

Para extrapolar esta primera media móvil, se calcula la tasa de crecimiento de las dos últimas medias móviles para efectuar una proyección hacia adelante. Así mismo, se calcula la tasa de crecimiento de las dos primeras medias móviles, con la cual se hace la proyección hacia atrás.

PASO B: Cálculo de las desviaciones de la tendencia

Como la serie original **X** se considera como una composición de tendencia **T**, ciclo **C** y componente irregular **U**, entonces:

$$X = T + C + U$$

La media móvil de 75 se aproxima a **T**, por lo cual es posible calcular las desviaciones de la tendencia **Z**, así:

$$Z = X - T = C + U$$

¹³ Tomado de : **FAYOLLE, J.** (1993) "Décrire le cycle économique". Observations et diagnostics économiques. Revue de l'Observatoire Français des Conjonctures Economiques (OFCE)

PASO C: Corrección de los valores extremos

Este paso consiste en tratar de eliminar el componente irregular de las desviaciones de la tendencia **Z**, como una forma de aproximación al componente cíclico **C**.

(1)

Se aplica la media móvil de Spencer sobre las desviaciones de la tendencia **Z** para obtener una serie de desviaciones de tendencia suavizada **SP(Z)**. Esta serie se toma como una primera aproximación al ciclo **C**. La media móvil de Spencer es una media móvil de orden 15, pero con ponderadores que simulan un comportamiento cíclico en los fragmentos de la serie. Los ponderadores son:

$$-3, -6, -5, 3, 21, 46, 67, 74, 67, 46, 21, 3, -5, -6, -3$$

(donde la suma es igual a 320, es decir, cada número que entra en la media móvil de Spencer se multiplica por su ponderador y se divide por 320).

(2)

Se calcula un indicador de regularidad **MCD** (months for cyclical dominance), que detecta los meses donde la componente cíclica **C**, domina la componente irregular **U** en la serie de desviaciones de la tendencia **Z**. Se sabe que:

$$\begin{aligned} C &= SP(Z) \\ U &= Z - SP(Z) \end{aligned}$$

Tanto en la serie **C** como en la serie **U**, obtenidas en la forma expresada arriba, se calculan los promedios de las tasas de variación absolutas en n meses, así:

$$Y = [\sum (Y_t - Y_{t-n})] / n$$

donde $n = 1, 2, \dots, 6$ (límite en 6). Se escoge como **MCD** el primer valor de n para el cual Y es mayor en valor absoluto para la componente cíclica **C** que para la irregular **U**.

(3)

Una observación de **Z** se califica de "valor extremo", si la componente irregular ($Z - SP(Z)$) está fuera de un intervalo dado por:

$$Z_m + \alpha Z \quad \text{con } \alpha = 3.5$$

donde Z_m es el valor medio de la serie **Z**. El "valor extremo" de **Z** debe ser reemplazado por el valor correspondiente de **SP(Z)**. De esta forma se genera la serie **Z** corregida **Zc**. Sobre esta serie, se aplica de nuevo la media móvil de Spencer **SP(Zc)**.

(4)

Se aplica una media móvil de orden 12 sobre Z_c para obtener $MM12(Z_c)$, de forma que se eliminan residuos estacionales.

Con este paso para la corrección de valores extremos se tienen dos estimaciones del ciclo:

$$C = SP(Z_c)$$
$$C = MM12(Z_c)$$

PASO D: Identificación de los puntos de giro

En este paso se caracterizan las estimaciones del ciclo como una sucesión de "picos" y "huecos", así:

(1)

Se identifican los puntos de giro en la serie $MM12(Z_c)$, donde un pico se define como el punto más alto entre los 5 meses anteriores y posteriores. Así, un hueco es el punto más bajo en los 5 meses anteriores y posteriores. Debe observarse que exista una alternancia entre picos y huecos (pueden seleccionarse los picos más altos entre varios picos sucesivos, o los huecos más bajos).

(2)

Se identifican picos y huecos en la serie $SP(Z_c)$. Deberán eliminarse los puntos de giro que creen ciclos con duración inferior a 15 meses.

(3)

Se aplica una media móvil sobre Z de orden igual a MCD . Esta serie se extrapola en forma simple (con tasas de crecimiento hacia atrás y hacia adelante). La serie obtenida representa una media de corto plazo $MMcp(Z)$. Sobre esta serie se identifican los picos y los huecos.

(4)

Se identifican los puntos de giro sobre la serie Z , de acuerdo con el siguiente criterio: un pico es el punto más alto en los k meses antes y después, donde:

$$K = 4 \quad \text{si } MCD < 4$$
$$K = MCD \quad \text{si } MCD \geq 4$$

El conjunto de puntos de giro identificados con este procedimiento se conoce como "puntos de giro tentativos". Se deben eliminar puntos de giro de los 6 últimos o primeros meses de la serie, así como eliminar los ciclos con duración inferior a cinco meses.

PASO E: Nueva estimación de la tendencia

En este paso, los puntos de giro identificados en el paso anterior son utilizados para generar fases, cuyos promedios conformarán una nueva estimación de la tendencia.

(1)

Se calculan los valores medios de la serie inicial X sobre cada "fase" sucesiva, donde las fases se delimitan con los puntos de giro tentativos. Estos valores medios se denotan PA .

(2)

Se aplica una media móvil de orden tres a los valores medios de fase, de forma que:

$$M3(PA) = \text{triplet}$$

El **triplet** (valor de la media móvil de orden 3) se asigna a la fecha media (mediana) de las tres fases sucesivas a las que corresponde esa $M3(PA)$.

El intervalo de tiempo entre dos triplets consecutivos se denomina "segmento". Los segmentos no serán de la misma longitud, ya que el ciclo no es regular.

(3)

Se calcula la pendiente de cada segmento (variación absoluta entre el dato final y el dato inicial, dividida por la longitud del segmento). Con esta pendiente, cuyo valor se ha distribuido en forma homogénea a lo largo de la fase, se genera una nueva tendencia NT por interpolación lineal simple entre las dos fechas extremas de cada segmento.

(4)

El nivel promedio de la nueva tendencia NT se ajusta respetando el nivel medio de la serie inicial X , así:

$$NTA = NT + [(\sum X - \sum NT)] / s$$

donde:

NTA es la nueva tendencia ajustada

$\sum X$ es la sumatoria de los valores de la serie X en las fechas involucradas desde el inicio hasta el final del segmento.

$\sum NT$ es la sumatoria de los valores de la nueva tendencia NT desde el inicio hasta el final del segmento.

s es la longitud en meses del segmento.

En otras palabras, las diferencias entre la serie original y la nueva tendencia se distribuyen al interior de los segmentos para dar lugar a una nueva tendencia ajustada NTA , cuyo promedio sea igual al de la serie X .

(5)

Se extrapola **NTA** con una regresión lineal contra el tiempo. Después se aplica una media móvil de orden 12 sobre **NTA**, extrapolada con tasa de crecimiento hacia adelante y hacia atrás, obteniendo de esta forma **MM12(NTA)** como una estimación definitiva de la tendencia.

PASO F: Iteración del proceso

La estimación definitiva de los puntos de giro puede obtenerse haciendo una iteración sobre los pasos B, C y D.

ANEXO 2

Pruebas de Raíz Unitaria

Variables Mensuales ¹⁴

| Variable | Prueba: Dickey - Fuller 1/ | | | | Prueba: KPSS 2/ | | Diferenciaciones ARIMA 3/ |
|----------------|----------------------------|----------|-------------------|--------|------------------|----------|-----------------------------|
| | Test | V.C. 10% | P-value Ljung-Box | "Lags" | Test $\lambda=9$ | V.C. 10% | |
| Salario | T_{μ} -1.990 | -2.576 | 0.963 | 12 | η_T : 0.123 | 0.119 | $(1-B)(1-B^{12})\text{Log}$ |
| Empleo | T -1.635 | -1.616 | 0.996 | 12 | η_T : 0.373 | 0.119 | $(1-B)(1-B^{12})\text{Log}$ |
| Productividad | T_{μ} -2.356 | -2.576 | 0.843 | 12 | η_T : 0.167 | 0.119 | $(1-B)(1-B^{12})\text{Log}$ |
| IPP Total | T -0.811 | -1.616 | 0.830 | 12 | η_T : 0.212 | 0.119 | $(1-B)(1-B^{12})\text{Log}$ |
| IPP Con.Final | T -1.101 | -1.616 | 0.211 | 12 | η_T : 0.150 | 0.119 | $(1-B)(1-B^{12})\text{Log}$ |
| IPP Con.Inter. | T_{μ} -2.050 | -2.576 | 0.985 | 12 | η_T : 0.266 | 0.119 | $(1-B)(1-B^{12})\text{Log}$ |
| IPP Bs.Capital | T -0.990 | -1.616 | 0.386 | 12 | η_T : 0.232 | 0.119 | $(1-B)(1-B^{12})\text{Log}$ |
| IPP Construc. | T -0.528 | -1.616 | 0.873 | 12 | η_T : 0.222 | 0.119 | $(1-B)(1-B^{12})\text{Log}$ |
| IPC Total | T -0.422 | -1.616 | 0.255 | 12 | η_T : 0.162 | 0.119 | $(1-B)(1-B^{12})\text{Log}$ |
| CICLO | T -3.846 | -1.616 | 0.263 | 13 | η_T : 0.179 | 0.119 | $(1-B)(1-B^{12})$ |

1/ La hipótesis nula de esta prueba es que la variable tiene una raíz unitaria.

2/ Corresponde a la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin. La hipótesis nula es que la variable es estacionaria.

3/ Se refiere a las transformaciones necesarias para lograr estimar un modelo ARIMA parsimonioso de la serie, que genere ruido blanco.

¹⁴ Las pruebas sobre las series mensuales se llevan a cabo sobre los cambios anualizados de las variables en logaritmos, excepto las variable ciclo la cual no puede ser transformada a través de dicha función.

Variables Trimestrales ¹⁵

| Variable | Prueba: Dickey - Fuller 1/ | | | | Prueba: KPSS 2/ | | Prueba: Hasza-Fuller 3/ | | |
|--------------------|----------------------------|----------|-------------------|--------|--------------------|----------|-------------------------|------------------|----------------|
| | Test | V.C. 10% | P-value Ljung-Box | "Lags" | Test $\lambda=9$ | V.C. 10% | F | 't 1' 't 2' | P-value (Lags) |
| Consum Final | T τ : -2.238 | -3.357 | 0.641 | 3 | $\eta\tau$: 0.142 | 0.119 | 0.766 | -0.23 -1.13 | 0.747 4 |
| PIB | T τ : -2.783 | -3.363 | 0.404 | 4 | $\eta\tau$: 0.126 | 0.119 | 0.719 | -0.24 -1.11 | 0.542 5 |
| Inv. Total | T μ : -4.008 | -2.599 | 0.940 | 0 | $\eta\mu$: 0.392 | 0.347 | 2.724 | -2.016 -0.819 | 0.884 5 |
| Inv. Vivienda | T τ : -2.023 | -3.347 | 0.251 | 1 | $\eta\tau$: 0.110 | 0.119 | 4.997 | -0.997 -2.471 | 0.767 4 |
| Inv. Maq.Eq. | T τ : -2.651 | -3.342 | 0.677 | 0 | $\eta\mu$: 0.476 | 0.347 | 5.648 | -3.359 0.807 | 0.881 3 |
| Utilizac. Capacid. | T τ : -2.275 | -3.363 | 0.800 | 4 | $\eta\tau$: 0.089 | 0.119 | 1.395 | -0.972 -1.105 | 0.946 4 |
| Var. Existenc. | T μ : -2.384 | -2.602 | 0.921 | 3 | $\eta\mu$: 0.183 | 0.347 | 6.495 | -2.942 -1.538 | 0.976 4 |
| Desemp. | T: -1.203 | -1.621 | 0.669 | 4 | $\eta\tau$: 0.107 | 0.119 | 1.061 | -1.052 -0.636 | 0.855 4 |
| CICLO | T: -2.269 | -1.619 | 0.582 | 3 | $\eta\mu$: 0.173 | 0.347 | 11.7 | -4.72 4.03 | 0.915 5 |

1/ La hipótesis nula es que la variable tiene una raíz unitaria.

2/ Corresponde a la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin. La hipótesis nula es que la variable es estacionaria.

3/ La hipótesis nula es que la variable tiene una raíz unitaria y una raíz estacional. Los valores críticos para las hipótesis alternas son: para t_1 es -1.95, con la hipótesis de que la serie no tiene raíz unitaria pero tiene una estacional. Para t_2 es -1.89, con la hipótesis de que la serie tiene una raíz unitaria pero no tiene raíz estacional.

¹⁵ Las pruebas se llevan a cabo sobre el logaritmo de las variables.

ANEXO 3

Polinomio de Almon ¹⁶

En ocasiones, el efecto del cambio en una variable no se puede capturar como un solo impacto sobre otra variable en un punto específico del tiempo, sino que dicho impacto se distribuye sobre varios instantes futuros. En este caso, la herramienta adecuada de estimación son los modelos de rezagos distribuidos. En estos modelos, la variable dependiente y_t está atada a valores rezagados de la independiente x_t . La longitud del rezago puede ser conocida a priori, suponerse infinita o encontrarse a partir de la suposición de un rezago máximo.

Cuando se supone que la estructura del conjunto de rezagos no es lineal, sino que puede tomar otras formas tales como una declinación gradual, es posible imponer algún grado al polinomio de rezagos encontrado. En este caso, se tiene lo que se denomina Polinomio de Almon.

La estructura general del modelo es:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_N x_{t-N} + e_t$$

$$y_t = \alpha + \sum_{i=0}^N \beta_i x_{t-i} + e_t$$

donde $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots$ representan respectivamente los efectos de un cambio en x sobre y en los períodos $t, t-1, t-2, \dots$ etc. Así mismo, la sumatoria de los β representa el efecto de largo plazo de la variable x sobre y .

El primer problema de la estimación del modelo es la definición de rezago N . La estrategia empleada es escoger a priori una cota superior M en la longitud del rezago, donde $N \leq M$, y efectuar las siguientes pruebas de hipótesis sucesivas:

$$H_0^1: N = M-1, \text{ es decir, } \beta_M = 0$$

versus

$$H_a^1: N = M, \text{ es decir, } \beta_M \neq 0$$

¹⁶ Tomado de: JUDGE, G et al.(1988). Introduction to the Theory and Practice of Econometrics. Segunda Edición, John Wiley. Capítulo 17.

Si se rechaza la hipótesis nula, $N = M$ y ya se tiene la longitud óptima de rezago. Si no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula, entonces el rezago óptimo N para el modelo es menor que M . En este último caso se plantea una nueva hipótesis condicionada a la anterior:

$$H_0^2: N = M-2, \text{ es decir, } \beta_{M-1} = 0$$

versus

$$H_a^2: N = M-1, \text{ es decir, } \beta_{M-1} \neq 0, \text{ dada } H_0^1$$

De nuevo, si se acepta la hipótesis nula, se sabe que N es menor que $M-1$. Entonces se continúa con una nueva hipótesis condicionada a las dos anteriores. El proceso termina cuando se rechace por primera vez una hipótesis nula. Allí se determinará la longitud del rezago, es decir, el valor de N .

Si los errores del modelo se distribuyen normalmente, se puede emplear una prueba F para efectuar las pruebas de hipótesis.

Sean:

$$\beta_n = \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta_0 \\ \beta_1 \\ \dots \\ \dots \\ \beta_n \end{bmatrix} \quad X_n = \begin{bmatrix} 1 & x_1 & x_0 & \dots & \dots & x_{-n+1} \\ 1 & x_2 & x_1 & \dots & \dots & x_{-n+2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_T & x_{T-1} & \dots & \dots & x_{T-n} \end{bmatrix}$$

y sea:

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{SSE_n}{T-n-2}$$

la varianza estimada, donde:

$$SSE_n = (y - X_n b_n)' (y - X_n b_n)$$

$$b_n = (X_n' X_n)^{-1} X_n' y$$

es decir, SSE es la suma de los errores al cuadrado del modelo con un rezago n, y b_n es el estimador de mínimos cuadrados ordinarios del vector de coeficientes β_n .

Entonces, para hacer la prueba de hipótesis se utiliza la estadística:

$$\lambda_i = \frac{SSE_{M-i} - SSE_{M-i-1}}{\sigma_{M-i-1}^2}$$

la cual se distribuye como una F con 1 y T-M+i-3 grados de libertad si $H_0^1, H_0^2, \dots, H_0^i$ no fueron rechazadas. Nótese que T-M+i-3 incluye el intercepto y el rezago contemporáneo.

El resultado de la prueba depende del nivel de significancia utilizado. Existen otras metodologías para determinar la longitud del rezago, pero en este trabajo se tomó la expuesta arriba.

Una vez determinada la longitud de rezago N, el modelo de rezagos distribuidos adquiere su característica de Polinomio de Almon cuando se determina una función polinómica para sus coeficientes. El efecto de escoger un polinomio de grado Q es ubicar los parámetros sobre una curva, de manera que se reduzca la multicolinealidad de los rezagos distribuidos.

Entonces, para los coeficientes $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_N$ que caen en un polinomio de orden Q, se tiene:

$$\beta_i = P(i) = \alpha_0 + \alpha_1 i + \dots + \alpha_Q i^Q \text{ con } i = 0, 1, \dots, N$$

y el vector de coeficientes que involucra el grado del polinomio se escribe:

$$\begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & 2 & 2^2 & \dots & 2^Q \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ 1 & N & N^2 & \dots & N^Q \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \alpha_Q \end{bmatrix}$$

$$\beta = H_Q \alpha_Q$$

Entonces el nuevo modelo es de la forma:

$$y = X H_Q \alpha_Q + e$$

El problema ahora es determinar el grado del polinomio Q. Para esto se puede empezar haciendo $Q = N$ y efectuar una prueba de hipótesis sucesiva hasta determinar el Q óptimo. Las hipótesis nulas secuenciales son de la forma:

$$H_0^1: Q = N - 1$$

$$H_0^2: Q = N - 2, \text{ dada } H_0^1$$

.....

$$H_0^i: Q = N - i, \text{ dadas } H_0^1, H_0^2, \dots, H_0^{i-1}$$

donde el estadístico para hacer la prueba de hipótesis es:

$$\lambda_i = \frac{SSE_{N, N-i} - SSE_{N, N-i-1}}{\hat{\sigma}_{N, N-i-1}^2}$$

donde:

$$\hat{\sigma}_{N, Q}^2 = \frac{SSE_{N, Q}}{T - Q - 1}$$

es la estimación de la varianza, y:

$$SSE_{N, Q} = (y - Z\hat{\alpha}_Q)' (y - Z\hat{\alpha}_Q)$$

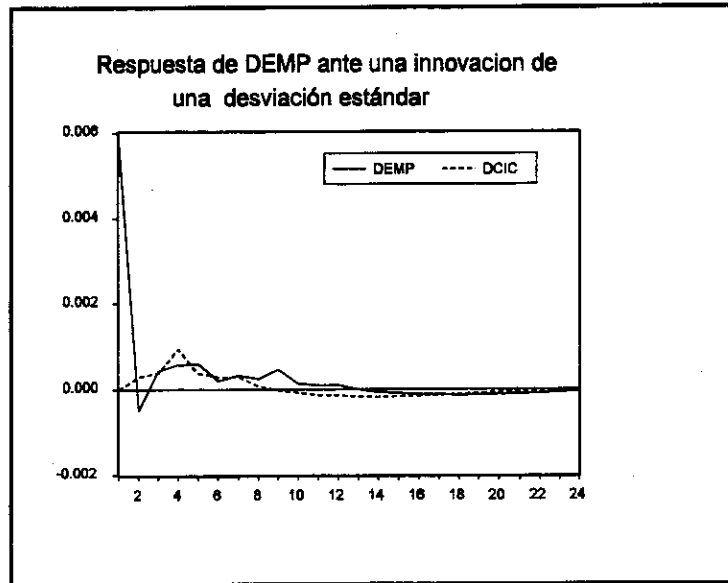
es la suma de cuadrados de los errores de un modelo con rezago N y polinomio de grado Q. Si $H_0^1, H_0^2, \dots, H_0^i$ no fueron rechazadas, el estadístico λ_i tiene una distribución F con 1 y T-N+ i -2 grados de libertad.

ANEXO 4

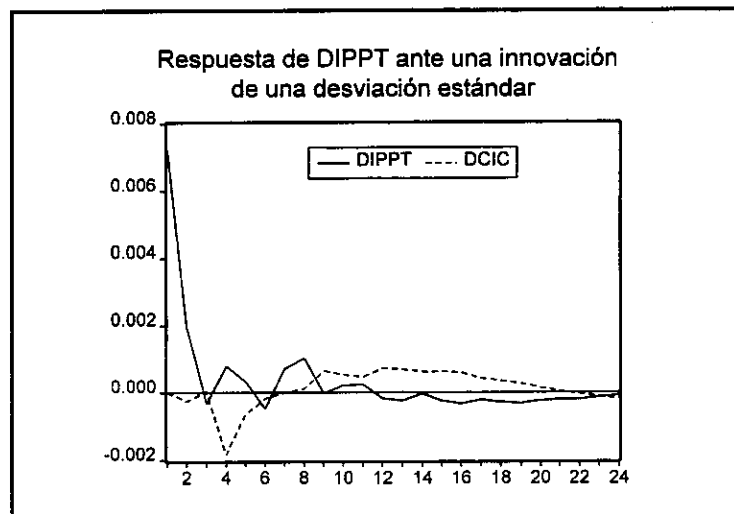
Gráficos del Análisis Impulso - Respuesta

SERIES MENSUALES

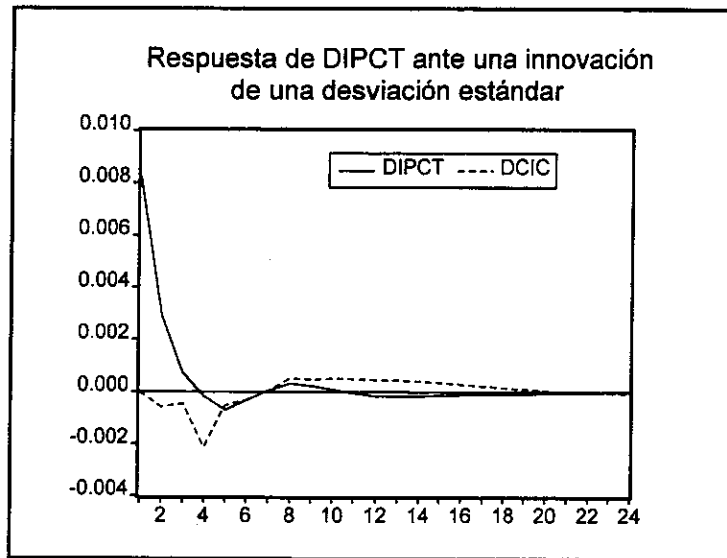
La respuesta del empleo ante un choque en el ciclo se ve en la línea punteada.



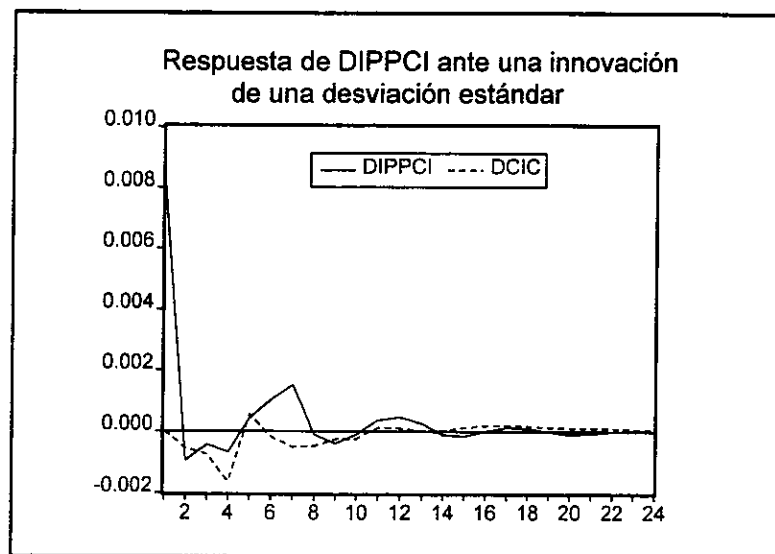
La respuesta del IPP total ante un choque en el ciclo se ve en la línea punteada.



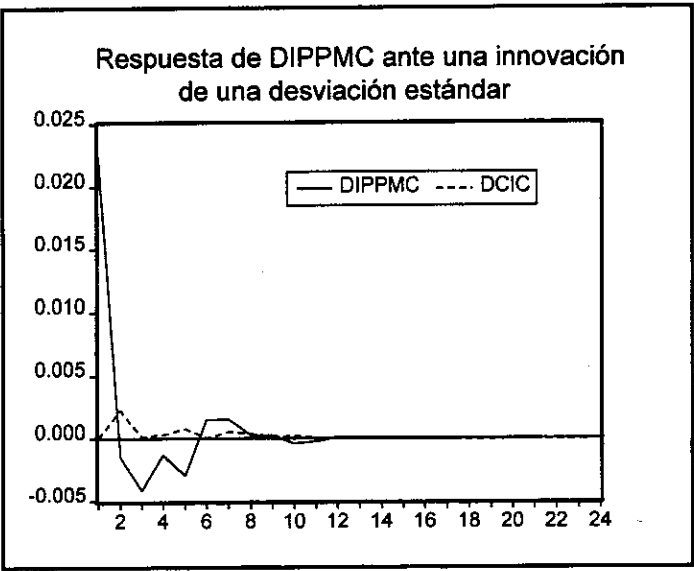
La respuesta del IPC total ante un choque en el ciclo se ve en la línea punteada.



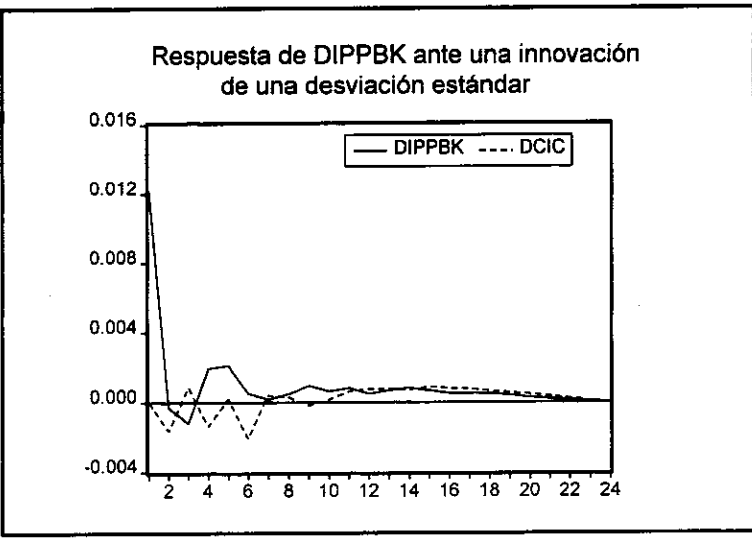
La línea punteada muestra el efecto en el IPP de consumo intermedio ante un choque en el ciclo.



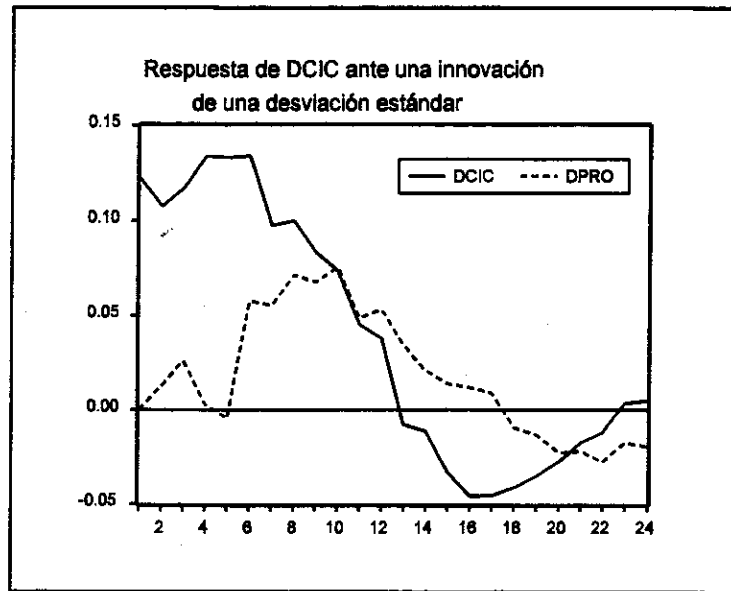
La línea punteada muestra el efecto en el IPP de materiales de construcción ante un choque en el ciclo.



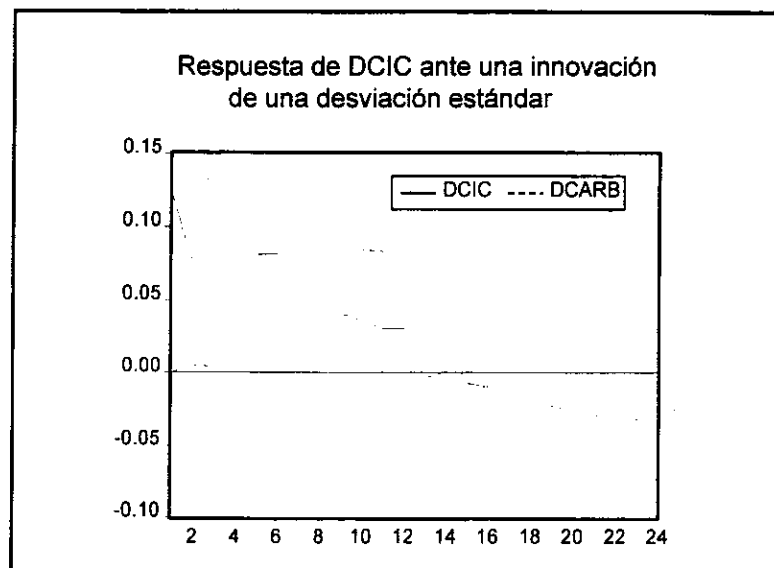
La línea punteada muestra el efecto en el IPP de bienes de capital ante un choque en el ciclo.



El efecto de un choque en la productividad sobre el ciclo se observa en la línea punteada.

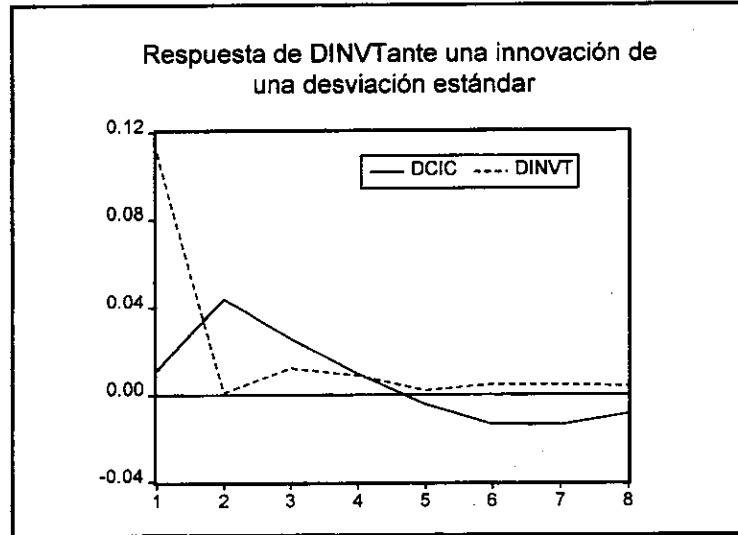


El efecto de un choque en la cartera de bancos sobre el ciclo se observa en la línea punteada.

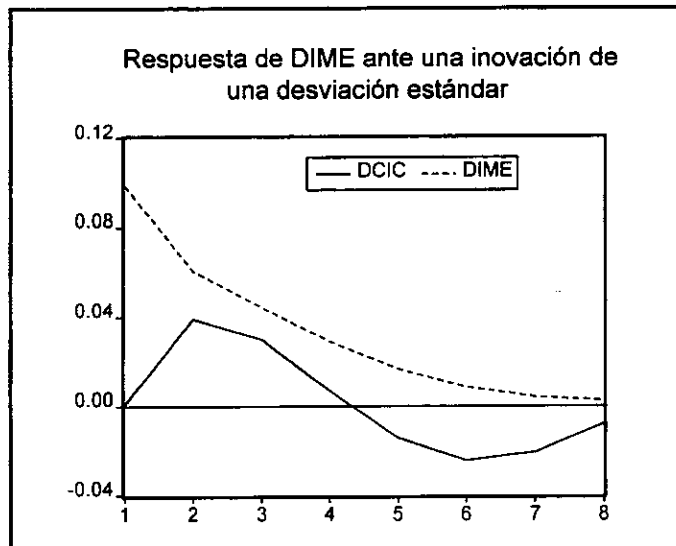


SERIES TRIMESTRALES

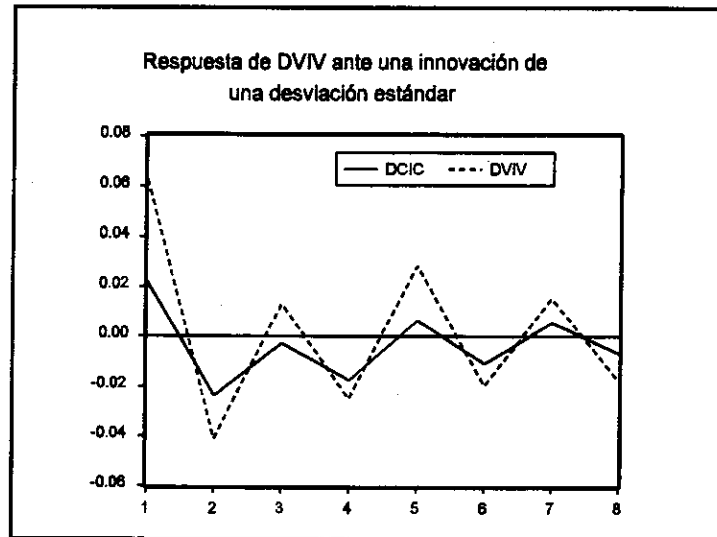
El efecto en la inversión total ante un choque en el ciclo se observa en la línea continua.



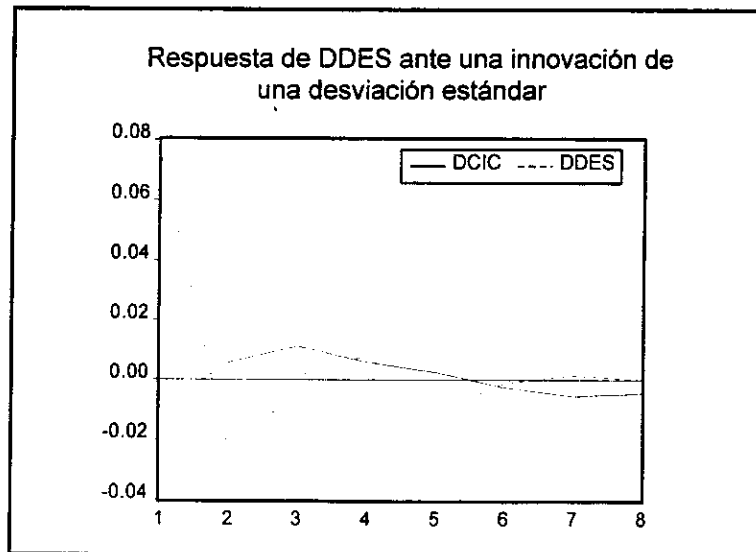
El efecto en la inversión en maquinaria y equipo ante un choque en el ciclo se observa en la línea continua.



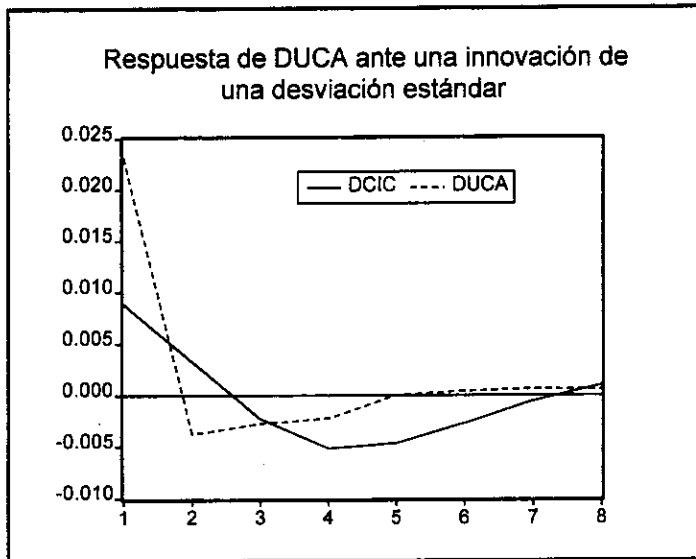
El efecto en la inversión en vivienda ante un choque en el ciclo se observa en la línea continua.



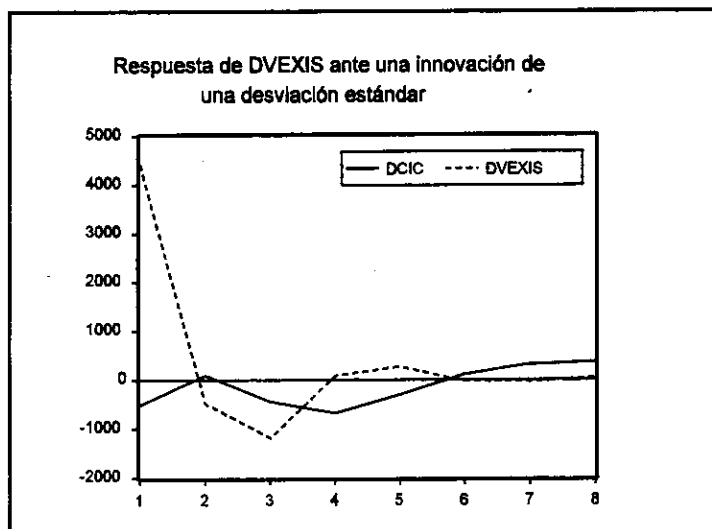
El efecto en el desempleo total ante un choque en el ciclo se observa en la línea continua.



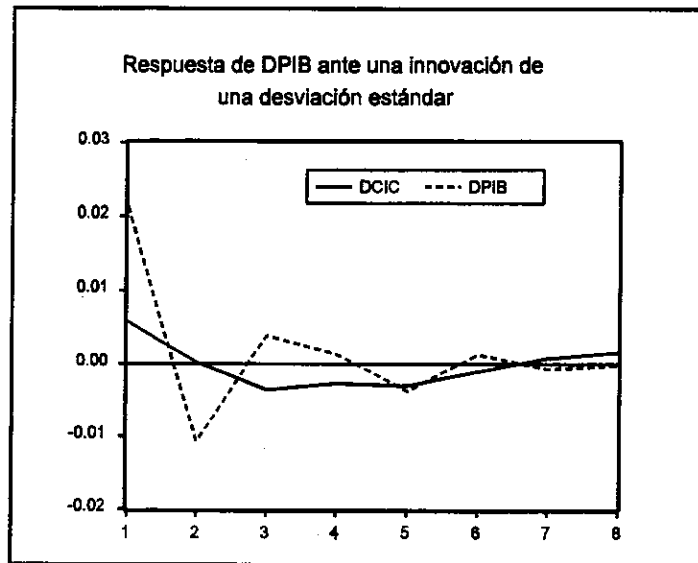
El efecto en la utilización de capacidad ante un choque en el ciclo se observa en la línea continua.



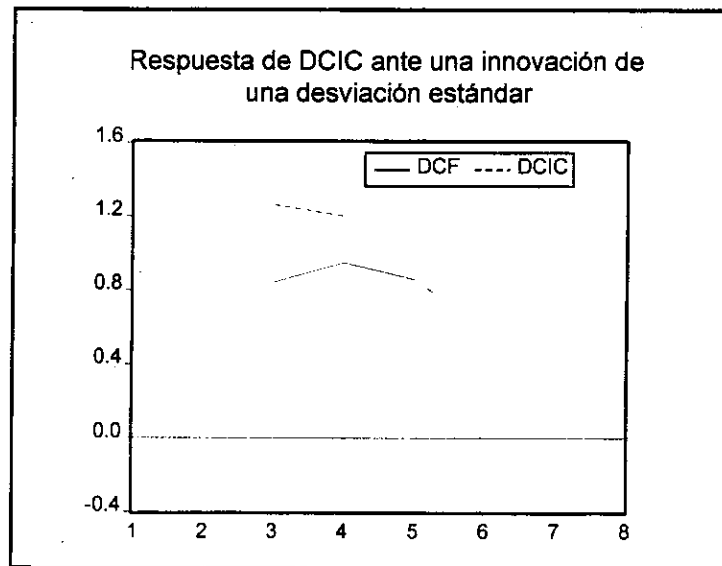
El efecto en la variación de existencias ante un choque en el ciclo se observa en la línea continua.



El efecto en el PIB ante un choque en el ciclo se observa en la línea continua.



El efecto en el ciclo ante un choque en el consumo final se observa en la línea continua.



ANEXO 5

Metodología No Lineal de Hamilton

Los modelos lineales capturan los ciclos de la economía a partir de choques aleatorios exógenos. Por otro lado, caracterizan las recesiones y las expansiones con el mismo tipo de fluctuaciones, es decir, capturándolas con el mismo modelo, como si los agentes económicos se comportaran igual en las recesiones y expansiones. La crítica a estos dos factores ha conducido al planteamiento de una metodología alternativa basada en los modelos no-lineales que permitan la representación del comportamiento dinámico de la economía.

La relación entre el crecimiento de largo plazo de la economía y los ciclos ha sido caracterizada tradicionalmente bajo el supuesto de que las primeras diferencias del PIB siguen un proceso lineal estacionario. Esto se ha efectuado fundamentalmente a través de tres estrategias:

- estimación de modelos que suponen que el ciclo sigue un proceso ARIMA o ARMA alrededor de una tendencia determinística
- separación de la tendencia y el ciclo como componentes no observados de un proceso lineal utilizando, por ejemplo, Filtro de Kalman
- especificación de modelos que involucran relaciones de cointegración entre las variables.

La dinámica no lineal propone modelos alternativos que implican una nueva visión de la relación entre la tendencia y el ciclo, así como del comportamiento de los agentes. Por ejemplo, bajo un enfoque de este corte, las primeras diferencias del PIB pueden modelarse como un proceso estacionario no lineal. Según Hamilton¹⁷, las no linealidades pueden presentarse si el proceso está sujeto a cambios discretos de régimen. Estos regímenes se entienden como episodios a través de los cuales el comportamiento dinámico del PIB se hace muy diferente. Es el caso por ejemplo de una expansión y una recesión. La no-linealidad puede introducirse como la existencia de una variable no observada y discreta, que Hamilton denomina "estado de la economía". Con base en un esquema de este tipo se pueden obtener inferencias probabilísticas óptimas a cerca de los cambios de estado de la economía (expansión y recesión), basándose en el comportamiento observado del PIB. Estos cambios de estado también pueden verse como una formalización de los puntos de quiebre ("turning points") de una serie de tiempo.

¹⁷ HAMILTON, J. (1989). "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the Business Cycle". *Econometría*, Vol.57, No.2, March.

Sea Y_t la serie observada del PIB. Esta serie puede descomponerse así:

$$y_t = n_t + z_t$$

donde n_t representa la tendencia, y z_t el ciclo (y el componente irregular). n_t y z_t son series no-observadas. Suponga que el componente cíclico sigue una representación ARIMA convencional:

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} \dots + \phi_p z_{t-p} + \epsilon_t$$

mientras que la tendencia está afectada por un componente no lineal, así:

$$n_t = \alpha_0 + n_{t-1} + \alpha_1 \cdot s_t$$

$$s_t = (1 - q) + \lambda s_{t-1} + v_t$$

$$\lambda = -1 + p + q$$

donde s_t es el componente no-lineal, denominado "estado de la economía". s_t es una variable discreta que toma valores 0 (recesión) o 1 (expansión). q y p son probabilidades de continuar en un estado o cambiar al otro, definidas así:

$$p = P(s_t = 1 / s_{t-1} = 1)$$

$$1 - p = P(s_t = 0 / s_{t-1} = 1)$$

$$q = P(s_t = 0 / s_{t-1} = 0)$$

$$1 - q = P(s_t = 1 / s_{t-1} = 0)$$

-Por otro lado, se supone que s_t sigue un proceso de cadena de Markov; es decir que, dados dos estados i, j , la probabilidad de que $s_t = j$ depende únicamente del estado del período inmediatamente anterior $s_{t-1} = i$

$$P(s_t = j / s_{t-1} = i) = p_{ij}$$

es decir, la probabilidad de estar en el estado $i = 1, 2$ y pasar al estado $j = 1, 2$ (p_{ij}) es una probabilidad condicionada sólo al momento $t-1$. El estado en $t-1$ es un estadístico suficiente para determinar la probabilidad del suceso en t .

El objetivo del modelo es determinar las probabilidades de los cambios de estado de la economía, basándose en el comportamiento observado de y_t (PIB). Pero para esto sólo

se cuenta con la serie y_t . El modelo debe entonces resolverse de forma iterativa, estableciendo unas condiciones iniciales en $t=0$, y calculando un conjunto de parámetros desconocidos: $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \alpha_0, \alpha_1, \sigma_v^2$.

Una aplicación

Suponga una serie observada x_t que sigue un proceso autorregresivo de orden 1:

$$\Delta x_t = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \phi_1 (\Delta x_{t-1} - \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix}) + \epsilon_t$$

donde μ_1 y μ_2 son constantes asociadas con dos estados distintos de la economía (elemento no-lineal). Como puede observarse de la ecuación, es posible tener 4 estados de la economía, así:

sea μ_1 la constante correspondiente a expansión y
 sea μ_2 la de recesión

entonces los 4 estados son:

- 1- expansión - expansión
- 2- expansión - recesión
- 3- recesión - expansión
- 4- recesión - recesión

sean: p_{11} = probabilidad de pasar de expansión a expansión
 p_{22} = probabilidad de pasar de recesión - recesión

Entonces puede construirse una matriz de transición que capture las probabilidades de cambio de un estado a otro:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 0 & p_{11} & 0 \\ 1-p_{11} & 0 & 1-p_{11} & 0 \\ 0 & 1-p_{22} & 0 & 1-p_{22} \\ 0 & p_{22} & 0 & p_{22} \end{bmatrix}$$

donde cada columna muestra la probabilidad de pasar de un estado dado a los demás estados.

La matriz de transición P se utiliza en la definición de s_t como variable no-observada (estados de la economía - expansión y recesión), así:

$$s_{t+1} = P s_t + v_{t+1}$$

de donde

$$E(s_{t+1}/s_t) = P \cdot s_t$$

Como la variable s_t sigue un proceso de cadena de Markov, por iteraciones y reemplazos sucesivos se obtiene que:

$$E(s_{t+n}/s_t) = P^n \cdot s_t$$

La matriz de transición P cumple algunas características:

$$P' \cdot 1 = 1$$

porque la suma de las probabilidades de cada columna en la matriz de transición es igual a 1.

Además:

$$P \cdot \pi = \pi$$

es decir, π es un vector característico de la matriz P (dado que 1 es un valor característico de P). Donde: $1' \cdot \pi = 1$ cuando π es normalizado para que sus elementos sumen la unidad. Como P es la matriz de transición de un proceso de cadena de Markov, se cumple que:

$$\lim_{m \rightarrow \infty} P^m = \pi \cdot 1'$$

es decir, que la proyección de largo plazo de un proceso de Markov es independiente del estado actual. De forma que π puede verse como el vector de probabilidades incondicionadas de los distintos estados de la economía.

π puede expresarse como:

$$\pi = (A'A)^{-1} A' e_{n+1}$$

donde:

$$A = \begin{bmatrix} I_n - P \\ 1' \end{bmatrix} \quad e_{n+1} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}$$

donde n es el número de estados de la economía (en este caso 4). De esta forma, Π depende sólo de P , y P debe ser calculado endógenamente junto con los demás parámetros desconocidos, para solucionar el modelo.

El proceso de estimación de los parámetros desconocidos se efectúa con máxima verosimilitud. La función se define así:

$$L(X_T, \phi) = \sum_{t=1}^T \log f(x_t/x_{t-1}, \phi)$$

donde ϕ es el vector de parámetros desconocidos:

$$\phi = (\mu_1, \mu_2, \sigma_v^2, p_{11}, p_{22}, \phi_1)$$

y $f(x_t/x_{t-1}, \phi)$ es la función de densidad de X_T (se supone una distribución normal).

Como existen 4 estados de la economía, la función de densidad se define como:

$$f(x_t/x_{t-1}, \phi) = \sum_{i=1}^4 f(x_t/s_{t,i}, x_{t-1}, \phi) \cdot p(s_{t,i}/x_{t-1}, \phi)$$

es decir, que la probabilidad de que x_t tome un valor dado, teniendo x_{t-1} y el conjunto de parámetros, es igual a una suma ponderada de las probabilidades de que x_t tome ese valor condicionado a los 4 estados posibles de la economía.

Nótese que

$$p(s_{t-1}=i/x_t) = P.p(s_{t-1}=i/x_t)$$

es decir, la probabilidad de cada estado de la economía depende del estado del período anterior y de la matriz de transición P.

Con estos elementos puede llegarse ahora a la pregunta central del modelo. Nótese que ϕ ya ha sido estimado a través de máxima verosimilitud, como antes se mostró. El objetivo principal ahora es saber la probabilidad de que cada uno de los 4 estados haya sido el responsable de producir en un momento t la observación X_t . Es decir, el estado ($i=1, \dots, 4$) con más alta probabilidad en t será aquel que explique en mayor medida el desempeño de X_t en ese punto del tiempo. En otras palabras, interesa calcular:

$$p(s_t=i/x_t, \phi)$$

El Teorema de Bayes permite calcular esta probabilidad condicional, de forma que:

$$p(s_t=i/x_t, \phi) = \frac{f(x_t/s_t=i, x_{t-1}, \phi) \cdot p(s_t=i/x_{t-1}, \phi)}{f(x_t/x_{t-1}, \phi)}$$

Como puede observarse, el denominador corresponde a una sumatoria de probabilidades de que X_t tome un valor observado condicionado a los 4 estados de la economía, tal como se explicó arriba (definición de la función de densidad para los 4 estados). Por su parte, el numerador corresponde a cada uno de esos 4 estados que se involucran en la sumatoria del denominador. Entonces, la probabilidad de que el estado i sea el responsable en t del valor observado X_t equivale a la probabilidad del evento X_t ponderada por la probabilidad del evento $S_t=i$, relativa a la función de densidad conjunta de los 4 posibles estados de la economía.

$P(S_t=i/x_t, \phi)$ puede interpretarse entonces como una probabilidad relativa, tal como lo muestra el cociente que expresa su ecuación.

Para la obtención de $P(S_t=i/x_t, \phi)$ como problema central del modelo, y conocidos ϕ , se realiza un proceso iterativo con métodos numéricos, partiendo de un valor inicial de recursión. El valor inicial del cual se parte es:

$$p(s_t=i/0) = \pi$$

Es decir, en el momento 0, la probabilidad de que $S_t=i$ es igual a la probabilidad incondicional de los estados de la economía. Nótese que depende sólo de P , es decir, de los valores de p_{11} y p_{22} . Entonces el inicio de la recursión se hace dando valores a p_{11} y p_{22} . La convergencia del método puede garantizarse eligiendo valores intermedios (no los extremos 0 y 1) en las probabilidades.