

Asimetrías en los ciclos de negocios

Adriana Arreaza Coll ¹

Resumen

Estudios empíricos recientes sugieren que la distribución de ciertas variables económicas es asimétrica alrededor de los puntos de retorno (turning points) de los ciclos de negocios, especialmente en series de tiempo de producción industrial. El objeto de este estudio es el de extender este tipo de investigación hacia otros sectores de producción. Para ello se utilizarán dos metodologías empíricas: la primera está basada en el coeficiente de sesgo (skewness) de las series; y la segunda se centra en medir las diferencias entre las probabilidades de transición de las distintas fases del ciclo de negocios: expansiones, recesiones y puntos de retorno. Un elemento crucial del análisis es el método utilizado para eliminar el componente no estacionario de la serie (detrend). Los resultados obtenidos con datos trimestrales sobre sectores de producción norteamericano no son uniformes: con un método no puede rechazarse la hipótesis de que las probabilidades de cambio de régimen sean simétricas, mientras que los resultados con el método del coeficiente de sesgo apuntan hacia la existencia de una distribución asimétrica en algunos sectores.

1. Introducción

La dinámica de ciertos agregados económicos en las diferentes fases del ciclo de negocios ha sido objeto de investigación en estudios recientes. El comportamiento aparentemente asimétrico de las expansiones y recesiones había sido identificado por Keynes desde la primera mitad de este siglo. Básicamente, las recesiones suelen parecer breves y pronunciadas, mientras que las expansiones económicas tienden a ser más largas y moderadas. De comprobarse que las fases en los ciclos de negocios son asimétricas, ello implicaría que el modelo lineal Gaussiano, utilizado corrientemente por los investigadores para caracterizar las series de tiempo, resulta inadecuado tanto teórica como empíricamente. Un modelo lineal supone que los mecanismos de transmisión en la economía son simétricos tanto para *shocks* positivos como negativos.

¹ La autora agradece la valiosa colaboración y comentarios de Bent Sorensen y John Driscoll en la elaboración de este artículo.

Por otra parte, la distribución de los términos de perturbación en el modelo Gaussiano corresponde a la de una variable normal, cuya distribución es simétrica en torno a la media. Para modelar asimetrías en las fases de los ciclos de negocios, se requieren entonces mecanismos de transmisión no lineales de la economía, o bien de perturbaciones cuya distribución sea asimétrica ².

Este estudio se limita a tratar de detectar la presencia de asimetrías en los ciclos de negocios, sin intentar modelar su origen. Para ello se utilizarán dos métodos de análisis no paramétricos. El primer método está fundamentado en el enfoque desarrollado por De Long y Summers (1986). Este consiste en estimar un coeficiente de sesgo para la variable cuyo comportamiento cíclico se desea investigar, a partir de observaciones intertemporales. La hipótesis nula de simetría es rechazada si el coeficiente estimado de sesgo difiere significativamente de cero. El segundo enfoque se basa en un estudio de Neftci S. (1984) y consiste en transformar las series de tiempo de las variables en secuencias binarias de observaciones positivas y negativas de un proceso de Markov de estados finitos. Las asimetrías en los ciclos son evaluadas al comparar las probabilidades de las secuencias de observaciones positivas y negativas.

De los estudios anteriores basados en estos métodos no se desprenden resultados uniformes. De Long y Summers (1986) reportan evidencia de asimetrías en series trimestrales de empleo en Estados Unidos, mas no en series del PIB o de producción industrial, tanto para los Estados Unidos como para otros cinco países industrializados. En Sichel (1993) el método de De Long y Summers es refinado al distinguir dos tipos de asimetrías en los ciclos de negocios, según la diferencia en profundidad en las fases de los ciclos, o bien en la duración de los mismos. Sichel encuentra evidencia de asimetrías en cuanto a la profundidad de los ciclos en series de producción industrial de Estados Unidos, mas no en series del PIB. Por otra parte, Neftci (1984) detecta asimetrías en series de empleo norteamericanas. Sichel (1989) descubre errores de calculo en las estimaciones de Neftci en una revisión de dicho trabajo, lo cual debilita las conclusiones del mismo Neftci. En trabajos posteriores Neftci, Rothman y Pfann (1994) reportan resultados más sólidos para respaldar la presencia de asimetrías en series de empleo desagregadas, utilizando ambos métodos. Ohlen y Westlund (1991) combinan ambos enfoques para evaluar los ciclos de negocios en Suecia, pero no pudieron rechazar la hipótesis de simetría tanto para la producción agregada como para el empleo.

Un paso esencial para aplicar cualquiera de estos enfoques es eliminar el componente tendencial (*trend*) o no estacionario de las series de tiempo, con el fin de aislar el componente cíclico de la variable que se desea examinar. Las tendencias son en general no estacionarias y asimétricas. De no ser filtradas por completo, parte de esta asimetría es transmitida al componente cíclico de la variable, lo cual desvirtuaría los resultados obtenidos a partir de los tests de asimetría. Quiere decir esto, que los estimadores puntuales utilizados para contrastar la presencia de asimetrías son sensi-

² Una presentación extensiva de estos modelos se encuentra en Mittnik S.&N. (1994).

bles al método para eliminar la tendencia. Sichel (1993) sugiere ciertas condiciones que debe llenar el método que se emplee para filtrar el componente no estacionario de las series. En este sentido, Sichel (1993) señala las condiciones que el método para filtrar las series debe satisfacer para testar asimetrías en los ciclos.

En este trabajo se testa empíricamente la presencia de asimetrías en data trimestral desagregada por sectores de producción de los Estados Unidos, utilizando tanto el método basado en el coeficiente de sesgo, como el basado en el proceso de Markov. Para filtrar el componente no estacionario de las series, se aplican tanto la descomposición de Beveridge Nelson como el método de las primeras diferencias. Para la contrastación basada en el proceso de Markov serán utilizados ambos métodos.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la próxima sección se revisarán los métodos para eliminar el componente tendencial de las series, a la luz del criterio desarrollado por Sichel. Se explicará además la lógica subyacente a la descomposición de Beveridge Nelson y se mencionarán las limitaciones de la misma. En la tercera sección se profundizará en las pruebas no paramétricas para testar la presencia de asimetrías en los ciclos de negocios. La cuarta sección presenta los resultados empíricos y las conclusiones.

2. Métodos para filtrar el componente no estacionario de las series

Resulta conveniente comenzar este estudio dando una definición de los ciclos de negocios. Una caracterización empírica de los mismos negocios es sintetizada en el siguiente párrafo extraído de Diebold y Rudebusch (1992):

Los ciclos de negocio son un tipo de fluctuación evidenciada en la actividad económica agregada. Un ciclo consiste en expansiones que se suceden al mismo tiempo en diversas actividades económicas, seguidas de recesiones, contracciones y recuperaciones, que desembocan en la fase de expansión del siguiente ciclo

Dos aspectos que se derivan de esta definición son: i) el movimiento conjunto de variables económicas y, ii) la división de los ciclos en diferentes fases. En la investigación tradicional de los ciclos de negocios, las series de tiempo de las variables económicas suelen descomponerse en la suma de un componente permanente o tendencial \bar{y}_i y de un componente cíclico o irregular c_i , tal como se muestra en la siguiente ecuación.

$$y_i = \bar{y}_i - c_i \quad (2.1)$$

El componente tendencial es concebido normalmente como crecimiento secular, por lo cual se supone que la pendiente viene determinada por factores cuya incidencia es a largo plazo (tales como crecimiento tecnológico, fertilidad o acumulación de capital humano). Por ende, el componente no estacionario de las series de tiempo es atribuido al comportamiento tendencial de la variable. Los ciclos de negocios representan entonces las desviaciones de la actividad económica real en relación con su comportamiento tendencial, en la forma de expansiones seguidas por contracciones. Se supone que dicho componente cíclico es estacionario. Con el fin de analizar las propiedades de las diferentes fases del ciclo, es necesario sustraer el componente tendencial de la serie original. En este trabajo se desea determinar si el componente cíclico de ciertas variables económicas es simétrico o no.

Un aspecto crucial en este proceso es la selección de un método adecuado para eliminar el componente tendencial de la serie, mas ello no es una tarea fácil. Primero que nada hay que determinar si la tendencia puede ser caracterizada como un proceso estocástico o determinístico. Si se trata de un proceso estocástico, hay que preguntarse qué modelo lo caracteriza mejor. Lamentablemente no existe una manera directa de deducir esta información a partir de la data. Cualquier filtro está construido sobre supuestos restrictivos que limitan su aplicabilidad empírica. Sin embargo, Sichel (1993) aclara que para fines de testar la presencia de asimetrías en el componente cíclico de las series, el filtro será satisfactorio en tanto cumpla con los siguientes requerimientos.

- 1) Debe tener una representación lineal, con lo cual no inducirá asimetrías si es aplicado a series de tiempo simétricas.
- 2) Debe transformar la serie en un proceso estacionario. Las tendencias son asimétricas por definición, por lo que de no ser removidas por completo, los ciclos exhibirán asimetrías.
- 3) Debe extraer el componente adecuado según el tipo de examen que se desee investigar.

El componente tendencial de las series será eliminado utilizando el método de las primeras diferencias o mediante la descomposición de Beveridge Nelson. Ambos métodos cumplen con el requisito de linealidad antes especificado, por lo cual no inducirán asimetrías en series simétricas. En lo que respecta al segundo requerimiento, el método de las primeras diferencias funcionará en tanto $\Delta y = y_t - y_{t-1}$ sea un proceso estacionario. A partir de la descomposición de Beveridge Nelson se obtendrá el componente estacionario de la serie si y_t puede ser descrita como un proceso *ARIMA* $(p, 1, q)$.

Este último método descompone el proceso *ARIMA* $(p, 1, q)$ en la suma de un componente tendencial, modelado como una trayectoria aleatoria con impulso (*drift*),

y de un componente cíclico estacionario. Se basa también en el supuesto de que existe una perfecta correlación entre las perturbaciones que afectan al componente tendencial y las perturbaciones cíclicas (Mittnik, 1994). La técnica a seguir en este estudio para la descomposición está basada en los trabajos de Miller (1988) y Ohlen y Westlund (1991), quienes simplifican el componente original en los siguientes pasos:

1. Identificar y estimar el mejor proceso *ARMA* (p, q) para las primeras diferencias de la serie y_t , de acuerdo con el proceso $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$

$$\Delta y_i = \mu + \left[\frac{(1 - \sum_{i=1}^q \theta_i L_i)}{(1 - \sum_{i=1}^p \psi_i L_i)} \right] \quad (2.2)$$

donde θ_i y ψ_i son los coeficientes de los procesos *MA* y *AR* respectivamente, L_i son los operadores de desfase del proceso *ARMA* (p, q) y Δy_i se supone estacionaria.

2. Utilizar los coeficientes estimados en el paso anterior para calcular el factor de ponderación Ω

$$\Omega = \left[\frac{(1 - \sum_{i=1}^q \theta_i)}{(1 - \sum_{i=1}^p \psi_i)} \right] \quad (2.3)$$

3. Predecir el componente tendencial como el promedio ponderado de los valores pasados de y_t ,

$$\bar{y}_i = \Omega \left[\frac{(1 - \sum_{i=1}^q \theta_i L_i)}{(1 - \sum_{i=1}^p \psi_i L_i)} \right] \Delta y_i \quad (2.4)$$

4. Sustraer el valor estimado del componente tendencial de y_t para obtener el componente cíclico.

Si el proceso *ARMA* es invertible, este puede expresarse como un proceso puramente autoregresivo de rezagos infinitos. Para efectos prácticos, sin embargo,

puede ser aproximado como un $AR(k)$ con un número de rezagos suficientemente grande³. Para determinar qué modelo se ajustaba mejor a la data de este estudio, se estimaron varios procesos $ARMA(p, q)$ mediante el filtro de Kalman. El mejor ajuste se logró con un $ARMA(p, 1)$, el cual se aproximó luego con un proceso puramente autoregresivo, cuyo número de rezagos fue escogido según el criterio AIC⁴.

3. Contraste Empírico de Asimetrías en los Ciclos de Negocios

Comenzaré esta sección definiendo las asimetrías. En la sección previa se identificó una de las características de los ciclos de negocios: la existencia de diferentes fases o regímenes en los mismos. Podría decirse que el ciclo de negocios es asimétrico si las series de agregados económicos se comportan de manera diferente en fases alternativas. Considérese, por ejemplo, la siguiente observación: se cree que las recesiones son cortas e intensas, mientras que las fases de recuperación son largas y graduales. ¿Cuáles serían las implicaciones de este hecho en la distribución del componente cíclico c_t y de Δc_t , si lo anterior es cierto?. En dicha situación debería haber menos observaciones por debajo de la media de la distribución, o en otras palabras, la distribución debería mostrar un sesgo negativo significativo. Por lo tanto, una manera de testar la presencia de asimetrías es a través de la estimación del sesgo de la muestra. Este enfoque fue introducido por De Long y Summers (1986).

Otra manera de examinar la presencia de asimetrías consiste en transformar el ciclo de negocios en un proceso de Markov. Si las fases de los ciclos son concebidas como los diferentes regímenes de un proceso finito de Markov, y a su vez dichas fases no son simétricas, las probabilidades de pasar de un régimen a otro deberían ser diferentes. El contraste se reduce pues a testar la hipótesis nula de que la matriz de probabilidades de transición del proceso de Markov es simétrica. Se supone que las probabilidades de transición se mantienen constantes a lo largo del tiempo. Este método fue desarrollado por Neftci (1984). En las secciones 3.1 y 3.2 se profundiza con más detalle sobre estos procedimientos.

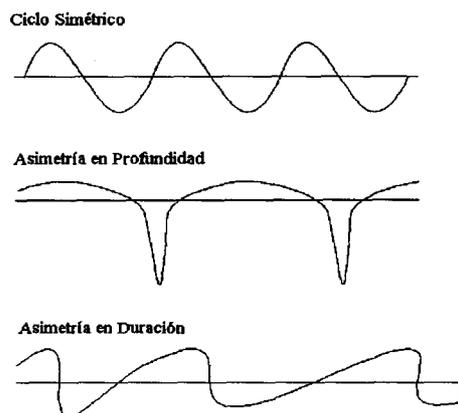
3.1 Pruebas de Sesgo: Asimetrías en intensidad y duración de los ciclos

Sichel (1993) refina el concepto de asimetría en los ciclos de negocios al distinguir dos tipos de asimetrías que pueden presentarse: profundidad y duración. La figura 1 muestra gráficamente ambos tipos de simetrías, comparadas con un ciclo simétrico.

³ El valor seleccionado para el número de rezagos fue $k = 6$. Si el coeficiente estimado correspondiente al último rezago, ψ_k , es prácticamente cero, se escogió $k = 5$. Esto es claramente arbitrario.

⁴ Se puede utilizar también el criterio SBIC.

Figura 1.



El concepto *profundidad* se refiere a la magnitud de las ‘fosas’ - puntos mínimos del ciclo- relativas a los ‘picos’ -puntos máximos del ciclo-. Si una serie es asimétrica en cuanto a la profundidad, ésta debería tener un sesgo negativo, i.e., debería haber menos observaciones por debajo de la media que por encima. La varianza de las observaciones por debajo de la media debería ser mayor que la varianza de aquéllas por encima de la media.

La prueba para testar asimetrías por profundidad se basa en el coeficiente de sesgo calculado sobre la muestra S_T

$$D_{(c)} = \frac{\left[(1/T) \sum_i (c_i - \bar{c})^3 \right]}{\sigma_{(c)}^3} \quad (3.1)$$

Donde c , $\sigma_{(c)}$ y T representan respectivamente la media, desviación estándar y tamaño de c_t . Para evaluar la significación de $D_{(c)}$, hay que corregir la autocorrelación en c_t , para lo cual fue calculado el error estándar asintótico utilizando el método de Newey-West.

Para ello se construye la variable z_t ,

$$z_t = \frac{(c_t - \bar{c})^3}{\sigma_{(c)}^3} \quad (3.2)$$

La cual es utilizada como variable dependiente en una regresión cuyo término independiente es una constante. Los residuos de esta regresión se utilizan para calcular el error estándar corregido⁵. El coeficiente de la constante es igual a $D_{(c)}$ y la constante dividida por el término de perturbación se distribuye normalmente. Las pruebas de significación convencionales pueden ser aplicadas entonces para contrastar la hipótesis nula $D_{(c)} = 0$.

Una serie de tiempo exhibe asimetrías en cuanto a su *duración (steepness)*, si sus primeras diferencias tienen un sesgo negativo. Si las recesiones son más bruscas y cortas que las recuperaciones, la pendiente de c_t es relativamente mayor durante las recesiones que durante las expansiones. Ello implica que habrá menos observaciones a la izquierda de la media en la distribución de las primeras diferencias. Por lo tanto, si c_t es asimétrica en cuanto a las pendientes de las fases -otra manera de ver la duración de las fases-, el sesgo estimado debe ser de signo negativo. El coeficiente de sesgo para medir asimetrías en duración, $S_{(c)}$, viene dado por

$$S_{(\Delta c)} = \frac{\left[(1/T) \sum_i (\Delta c_i - \bar{\Delta c})^3 \right]}{\sigma_{(\Delta c)}^3} \quad (3.3)$$

Donde Δc , $\sigma_{(\Delta c)}$ y T representan la media muestral, la desviación estándar y el tamaño de la muestra Δc_i . El error estándar asintótico es calculado de la misma manera que para el caso anterior por el método de Newey-West.

Para testar asimetrías en profundidad, el componente tendencial de la serie fue eliminado a través del filtro de Beveridge Nelson. Para testar las asimetrías en duración, dicho componente fue filtrado mediante el método de las primeras diferencias⁶.

3.2 Enfoque de Markov: Asimetrías en la Matriz de Probabilidades de Transición

En este enfoque el ciclo de negocios se redefine como un proceso de Markov de estados finitos. El método seguido para calcular las probabilidades de transición y las probabilidades de los estados iniciales fue tomado de Ohlen y Westlund (1991). Este método está basado en el supuesto crítico de que la matriz de probabilidades de transición es constante.

⁵Una manera alternativa de filtrar la correlación de los residuos es corriendo un número determinado de simulaciones de Monte Carlo de un proceso autoregresivo AR (k) a partir de c_t , con términos de perturbación distribuidos normalmente. El coeficiente de sesgo y la desviación estándar son calculadas para cada muestra. Este método fue empleado en De Long y Summers (1986) con 300 simulaciones de Monte Carlo para un AR (3).

⁶Todos los programas fueron escritos en Gauss.

Para transformar la serie estacionaria c_t en un proceso de Markov, se construye un indicador, $\{D_t\}$ que toma valores 1 y 0 según c_t crezca o disminuya de un periodo a otro, de acuerdo con 3.4

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{para } \Delta c_t > 0 \\ 0 & \text{para } \Delta c_t \leq 0 \end{cases} \quad (3.4)$$

Aun cuando c_t no sea completamente estacionaria, D_t lo será probablemente. Un supuesto adicional es que D_t puede ser representada por un proceso de Markov de segundo orden, cuyas probabilidades de transición vienen dadas por:

$$\lambda_{i,j} = P(D_t = i | D_{t-1} = i, D_{t-2} = j) \quad \text{para } i, j = 0,1 \quad (3.5)$$

Donde λ_{ij} mide la probabilidad de encontrarse en las distintas fases del ciclo. El ciclo c_t es asimétrico si λ_{00} difiere significativamente de λ_{11} , es decir, si la probabilidad de encontrarse en una expansión difiere significativamente de la probabilidad de encontrarse en una recesión. El ciclo será asimétrico también, si λ_{01} difiere significativamente de λ_{10} , en otras palabras, si la probabilidad de pasar de una recesión a una expansión difiere significativamente de la probabilidad de pasar de una expansión a una recesión. Contrastar la hipótesis nula $H_0 : \lambda_{00} = \lambda_{11}$ equivale a testar $(1 - \lambda_{00}) = (1 - \lambda_{11})$, lo cual es otra manera de medir cuánto varían las probabilidades de pasar de una fase a otra. Los estimadores de las probabilidades de transición se derivan de la maximización de la función de verosimilitud de la muestra $\{D_t\}$, denotada S_T :

$$L(S_T; \lambda_{i,j}, \pi_0) = \log(\pi_0) + \sum_i \sum_j \{N_{i,j} \log(\lambda_{i,j}) + T_{i,j} \log(1 - \lambda_{i,j})\} \quad (3.6)$$

Donde N_{ij} y T_{ij} son el número de eventos correspondientes a las distintas fases del ciclo y Π_0 representa la probabilidad del estado inicial, $\Pi_0 = P(D_1 = i_1, D_2 = i_2)$. Existen cuatro funciones de verosimilitud, dependiendo del estado inicial. Los estimadores de máxima verosimilitud de la matriz de probabilidades de transición se denotan como $\hat{\lambda}$. El estimador asintótico de λ viene dado por $(-H^{-1})$ evaluado en $\hat{\lambda}$, donde H denota el Hessiano de L . Por lo tanto, la hipótesis nula $\lambda_{00} = \lambda_{11}$ y la hipótesis nula $\lambda_{01} = \lambda_{10}$ pueden ser contrastadas mediante

$$[\lambda - \hat{\lambda}] \{-H^{-1}\} [\lambda - \hat{\lambda}] = \chi_k^2(\alpha) \quad (3.7)$$

Donde 3.7 representa un intervalo de confianza cuyo nivel de significación viene dado por α , y k indica la dimensión de H . La hipótesis nula es rechazada si el valor estimado cae fuera del intervalo de confianza.

4 Resultados y Conclusiones

La data consiste en observaciones trimestrales del periodo 1965-1994 de la economía norteamericana, tomadas de la base de datos CITIBASE. La muestra contiene observaciones de ingreso nacional sin consumo de capital, agregadas y desagregadas por sectores, incluyendo agricultura, minería, manufacturas, construcción y servicios del gobierno. Se utilizó el índice de precios del PIB para deflactar la data en términos nominales. A pesar de que existen observaciones para la economía norteamericana a partir de 1948, antes de 1965 las observaciones de frecuencia trimestral eran obtenidas mediante interpolación. De ahí que la data a partir de 1965 sea más confiable para los fines de este trabajo.

De las gráficas de los componentes cíclicos estimados para las distintas variables, se desprende que ninguno de los métodos para eliminar el componente no estacionario de la serie es exitoso por completo. Tal como fue mencionado anteriormente, el método de Beveridge-Nelson supone que $\{y_t\}$ es un *ARIMA* ($p, 1, q$) y que el componente tendencial es una trayectoria aleatoria con impulso (*drift*). El método también asume que la correlación entre el componente estacionario y el permanente es igual a uno, con el fin de calcular los coeficientes del proceso *ARMA* (p, q). Todo esto resta precisión a los resultados, en caso de que dichos supuestos no se cumplan en la realidad. La aproximación del proceso *ARMA* (p, q) con un *AR* (k), reduce también la precisión de los resultados. A pesar de estas limitaciones, el método de Beveridge-Nelson parece lograr mejores resultados que el método de las primeras diferencias. Este último método parece funcionar muy bien para la serie del PIB, mas no para el resto de los sectores. Con esto, parte de la asimetría recogida en las pruebas es debida a la asimetría transmitida a través del componente no estacionario.

Antes de discutir los resultados, discutiré brevemente los inconvenientes de las pruebas de sesgo y de Markov. El método de Markov se basa en el supuesto cuestionable de que la matriz de probabilidades de transición es constante en el tiempo, mientras que en la literatura reciente se sugiere que la matriz de probabilidades de transición varía en el tiempo (Diebold y Rudebusch, 1992). Las pruebas de sesgo son más sencillas y tienen la ventaja de discriminar entre dos tipos de asimetrías. Sin embargo, el método del error estándar mediante el método de Newey West no está libre de cierta arbitrariedad.

Para los contrastes de profundidad y duración los métodos para eliminar el componente tendencial fueron la descomposición de Beveridge-Nelson y el método de las primeras diferencias respectivamente. Para las pruebas de Markov fueron utilizados

ambos métodos para filtrar la data. Los resultados arrojados por el test de Markov no asoman evidencia alguna de asimetrías en ninguno de los sectores, contrario a los resultados encontrados en trabajos anteriores. La hipótesis nula $\lambda_{00} = \lambda_{11}$ (simetría en cuanto a las probabilidades de encontrarse en una recesión y en una expansión) sólo pudo ser rechazada con un nivel de significancia $\alpha = 0.1$ con la data de ingreso nacional filtrada mediante el método de Beveridge-Nelson. Algunos de estos resultados no son consistentes con las pruebas basadas en el coeficiente de sesgo. Según este contraste, hay evidencia de asimetrías en profundidad en las series de ingreso nacional agregado y en los sectores de minería, construcción, transporte y servicios públicos. La presencia de asimetrías en duración, sólo fue encontrada en las series de transporte y servicios públicos. El sector manufacturero no reportó muestras de asimetrías con ninguna de las pruebas. La presencia de asimetrías, sin embargo, puede ser explicada por el hecho de que el filtro de Beveridge-Nelson no eliminó por completo el componente no estacionario de las series. Dado que el indicador $\{D_t\}$ utilizado en las pruebas de Markov probablemente convierte las series filtradas mediante el método de Beveridge-Nelson en procesos estacionarios, el hecho de encontrar mayor evidencia de asimetrías mediante la prueba del coeficiente de sesgo que mediante la prueba de Markov, no resulta del todo sorprendente.

Una manera de explicar estos resultados, opuestos a los resultados de estudios previos, radica en el hecho de que en este trabajo se utilizaron datos más confiables. En estudios anteriores se utilizaron observaciones previas a 1965, y dichas observaciones eran interpoladas para la frecuencia trimestral, lo cual pudo haber influenciado en parte los resultados. A diferencia de Sichel (1993), quien encuentra asimetrías en los ciclos de producción industrial, en este trabajo la hipótesis de simetría en las series de producción industrial no pudo ser rechazada. Sin embargo, se encontraron muestras de asimetría en los ciclos de ingreso nacional agregado, tanto con la prueba de Markov como con la prueba del coeficiente de sesgo, apuntando hacia la presencia de asimetrías por profundidad. De nuevo, dichos resultados pueden ser consecuencia de los métodos para eliminar el componente tendencial de las series no estacionarias ⁷.

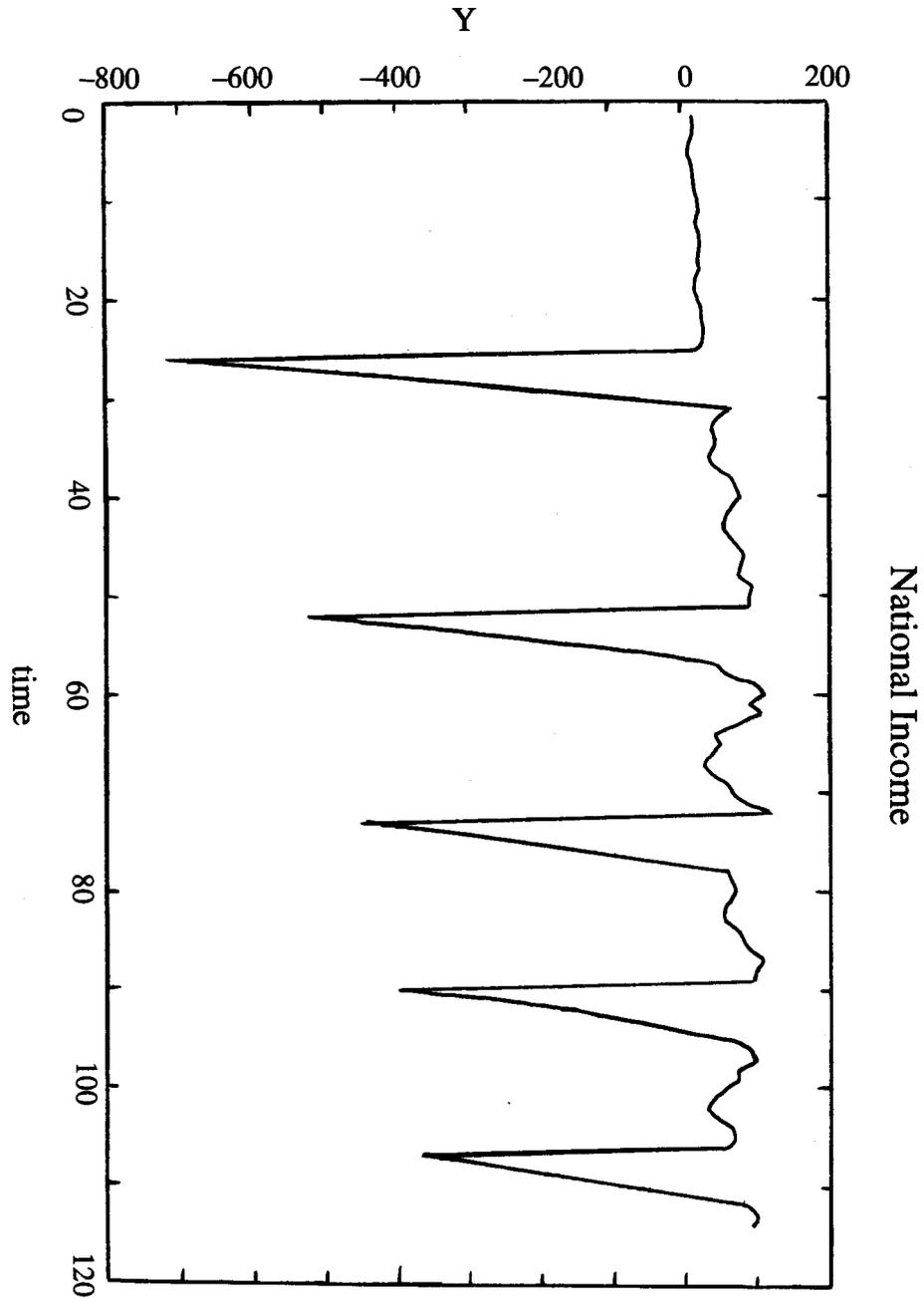
A pesar de que las pruebas del coeficiente de sesgo y de Markov no arrojaron resultados uniformes en cuanto a la presencia de asimetrías en diferentes sectores de producción, resulta paradójico el hecho de que sólo la producción agregada parece estar sujeta a ciclos asimétricos, según ambas pruebas. Esta interrogante queda abierta para futuras investigaciones en este campo.

Aun cuando la falta de resultados robustos debilita las conclusiones que puedan derivarse de este tipo de investigaciones, la conducta de los ciclos de negocios no deja de ser un tópico interesante para la investigación. En este sentido, futuras investigaciones deben orientarse hacia el mejoramiento de los métodos para contrastar la presencia de asimetrías en los ciclos de negocios.

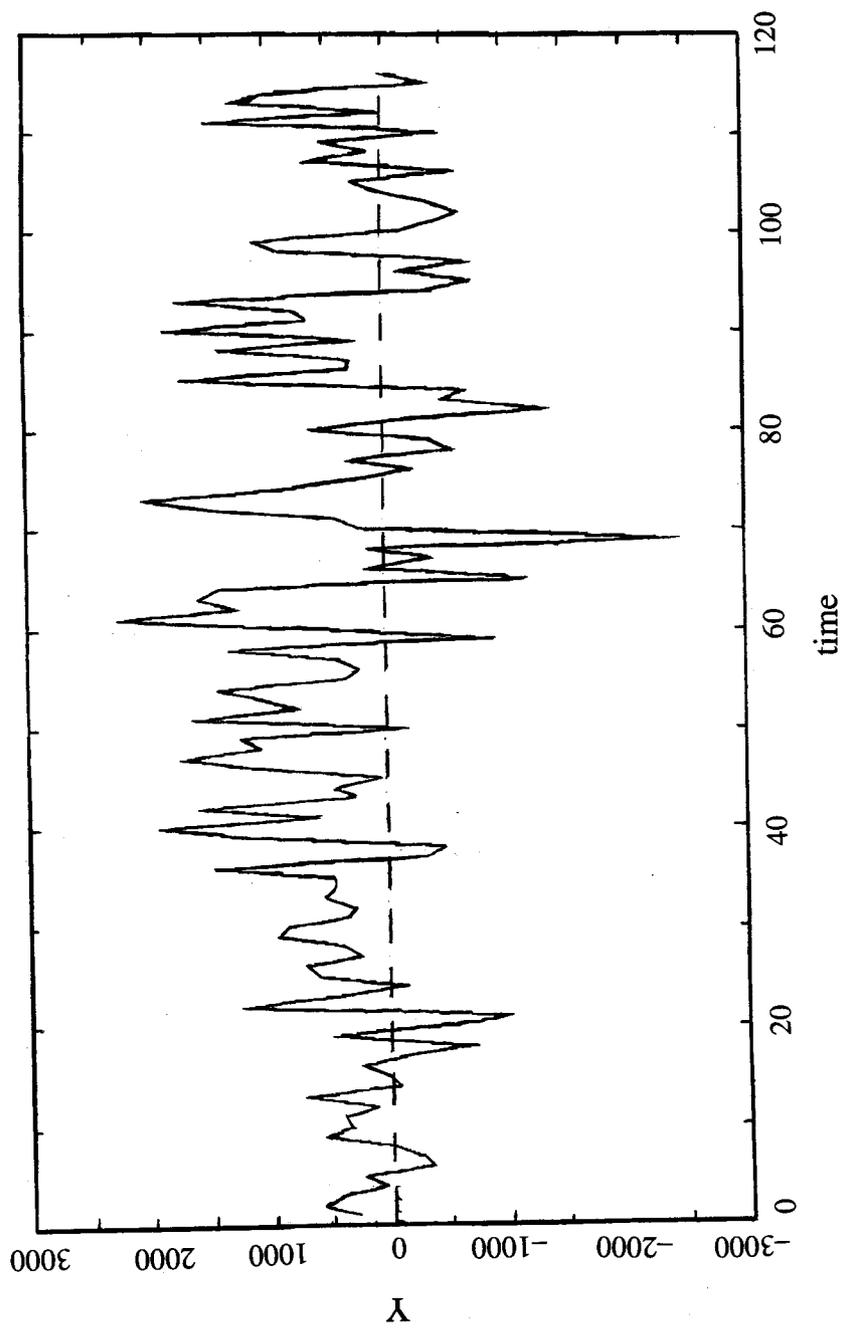
⁷ Algunas de las series filtradas mediante el filtro de Beveridge Nelson posiblemente sean I (2) en lugar de I (1), pero todas fueron tomadas como ARIMA (p, 1, q).

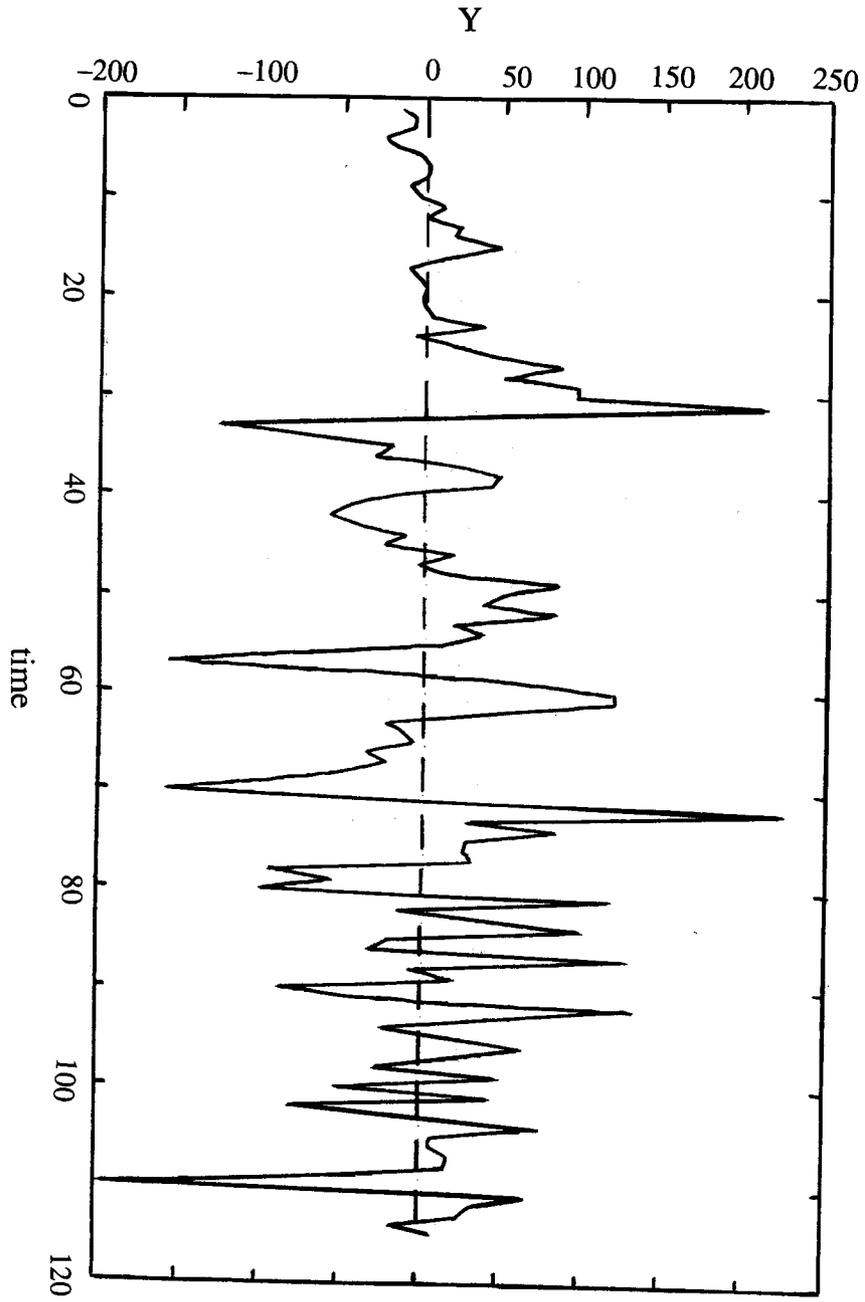
Referencia

- BALL, L. Y MANKIW, G. (1994), "Asymmetric price adjustment and economic fluctuations", *The Economic Journal* (104), 247-261.
- DE LONG, B. Y SUMMERS, L. (1986), "Are Business Cycles Symmetrical?", En *American Business Cycle: Continuity and Change*, University of Chicago Press, pp. 166-79.
- DIEBOLD, F, Y RUDEBUSCH, G. (1992), "Measuring Business Cycles: A modern perspective", *NBER Working Paper* (4643).
- ENDERS, W (1995), *Applied Econometrics Time Series*, John Wiley and Sons, Inc., New York.
- ENGLUND, P., Y SVENSSON, L. (1992), "Swedish Business Cycles: 1961-1988", *Journal of Monetary Economics*, 343-371.
- HAMILTON, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- MILLER, S. (1988), "The Beveridge Nelson Decomposition of economic time series", *Journal of Monetary Economics* (21), 141-162.
- MITTKIN, S. (1994), «Asymmetries in Business Cycles: Econometric Techniques and Empirical Evidence». En *Business Cycles: Theory and Methods*, Kluwer Academic Publishers, 331-368.
- NEFTCI, S. (1984) "Are economic time series asymmetric over business cycles?", *Journal of Political Economy* (16), 479-502.
- OHLEN, S. Y WESTLUND, A. (1991), "On testing for symmetry in business cycles", *Empirical Economics* (16).
- SICHEL, D. (1989), "Are business cycles asymmetric? A correction", *Journal of Political Economy* (19), 1255-1260.
- SICHEL, D. (1993), «Business Cycle Asymmetry: A deeper look», *Economic Inquiry* (31), 224-236.

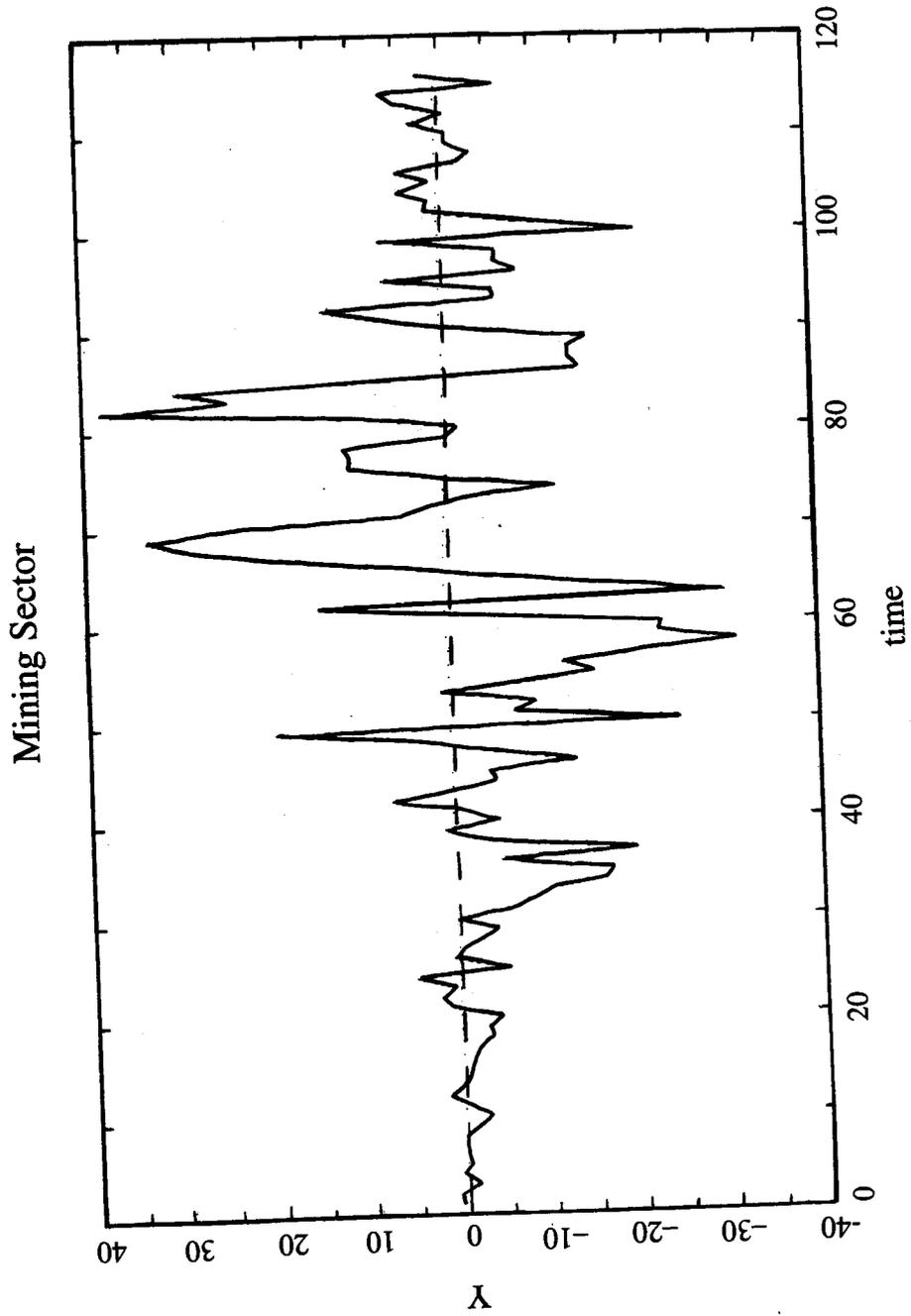


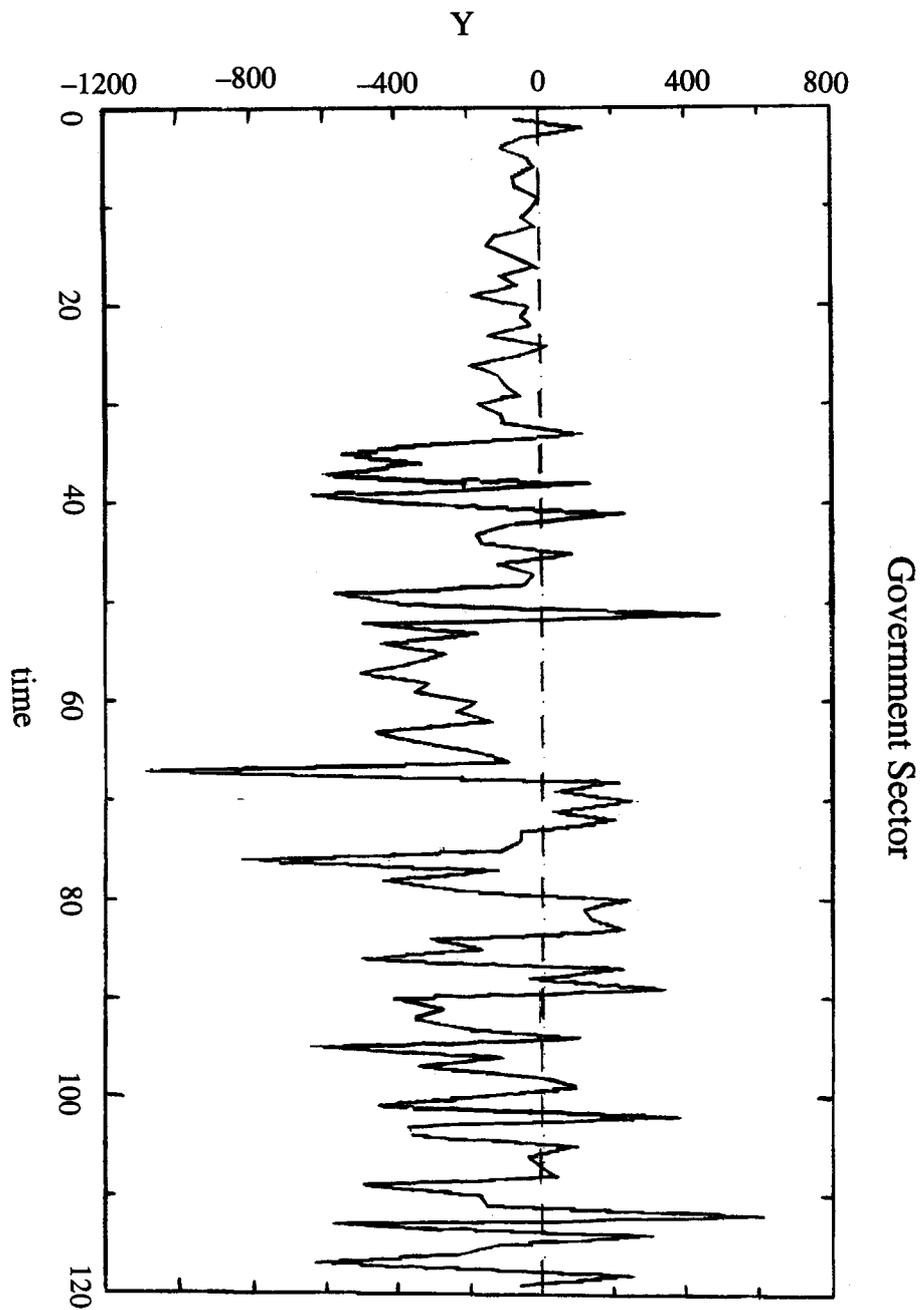
Manufacturing Sector



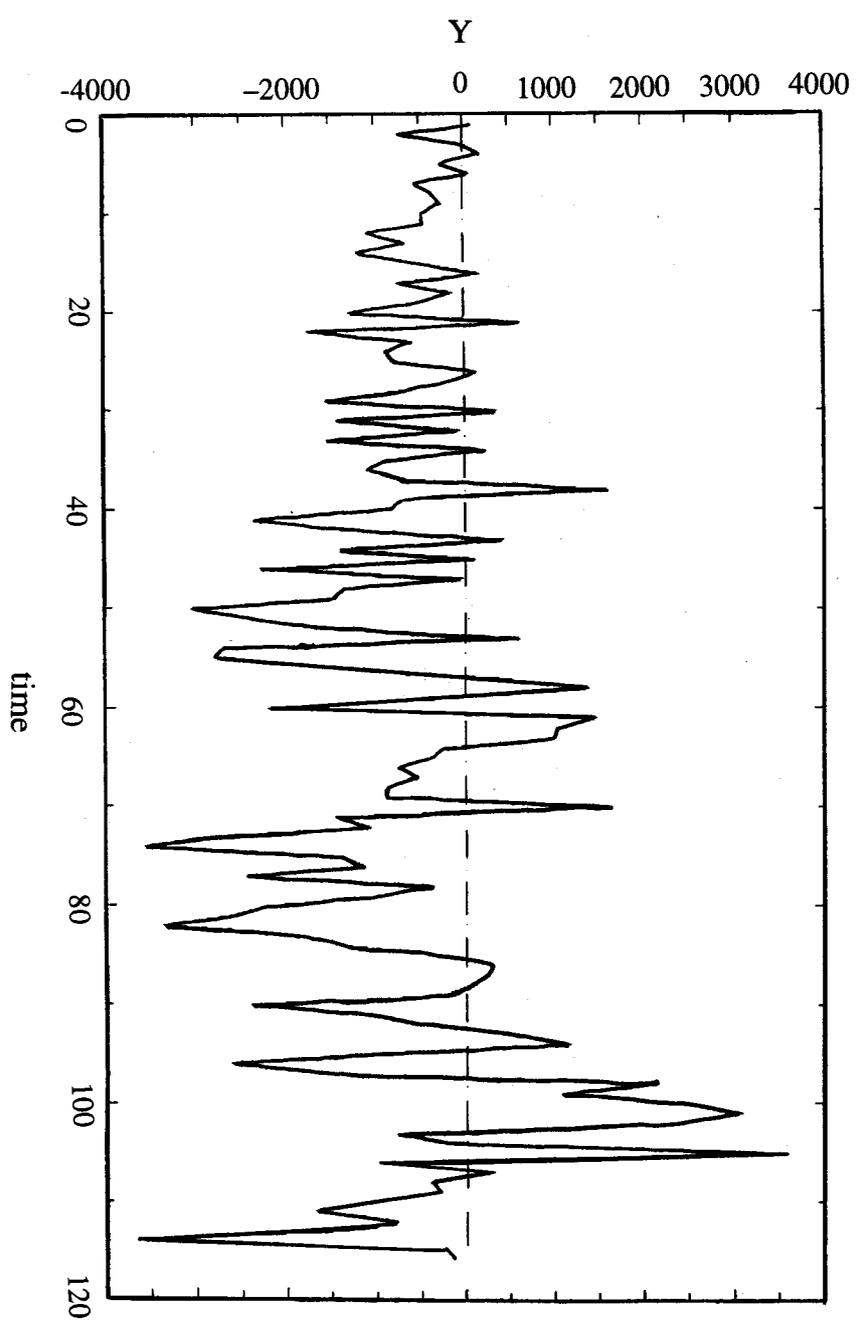


Agriculture Sector





Construction Sector



Transportación and Public Utilities

