



Cronología de los ciclos económicos en el Perú: 1992 a 2016

DIEGO WINKELRIED*

Al aplicar avances recientes de la metodología “fechar luego agregar” a una base de datos de 145 indicadores mensuales de actividad económica peruana, este estudio encuentra seis fases contractivas en el periodo de 1992 a 2016, con una duración acumulada de entre 75 y 80 meses (el 25 por ciento de un total de 300 meses), y cinco fases expansivas, con una duración acumulada de entre 220 y 225 meses (el 75 por ciento). Se propone, además, un índice de difusión que marca claramente el inicio y fin de cada una de estas fases.

Palabras Clave : Ciclos económicos, puntos de giro, sincronización, Perú.

Clasificación JEL : C14, C22, C33, E32.

Un insumo de suma importancia en la investigación macroeconómica, tanto teórica como empírica, son las “fechas de recesiones” que usualmente aparecen como áreas sombreadas en gráficos sobre la evolución de diversos indicadores económicos. Estas fechas ayudan a los investigadores a centrarse en los episodios más relevantes que deben ser explicados o racionalizados por sus modelos teóricos, o predichos por sus modelos econométricos. Asimismo, el estudio del comportamiento de varios indicadores en torno a estos eventos provee de información histórica útil para los hacedores de política.

Estas fechas son típicamente el resultado de la decisión colegiada de un comité de fechado, basada en una compleja iteración entre el análisis cuantitativo multivariado de indicadores económicos y fuertes elementos cualitativos sobre el comportamiento de la economía y de su posición en el ciclo. El NBER (www.nber.org/cycles.html) es famosamente conocido por ser el ente encargado del fechado en los EEUU, mientras que CEPR (cepr.org/content/euro-area-business-cycle-dating-committee) desempeña esta labor para los países de la zona euro. Otras instituciones como The Conference Board (www.conference-board.org/data/bci.cfm) y ECRI (www.businesscycle.com) proveen también fechados para países de Asia, Oceanía y Latinoamérica (Brasil y México).

* Profesor asociado y jefe del Departamento Académico de Finanzas, Universidad del Pacífico, Av. Salaverry 2020, Lima 11, Perú (e-mail: winkelried_dm@up.edu.pe).

Deseo agradecer a Carlos Barrera por las estimulantes discusiones que despertaron mi interés en el tema de este artículo, así como a Bruno Seminario y a Marco Terrones por compartir su erudición conmigo en el proceso de esta investigación. Destaco, además, la notable labor de Bruno Escobar como asistente de esta investigación, y la invaluable ayuda de Donita Rodríguez y Miguel Ángel Saldarriaga en la recolección de datos. Los comentarios y sugerencias de Javier Torres y otros colegas del Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico y del Banco Central de Reserva del Perú permitieron esclarecer y mejorar la presentación de este trabajo. Las opiniones vertidas acá, así como cualquier posible error, son de mi entera responsabilidad y no representan, necesariamente, las de las personas o instituciones mencionadas.

A pesar de su importancia, determinar una cronología similar para el caso peruano no ha sido aparentemente un tema de mayor interés. Así, el primer objetivo de este estudio es ofrecer una primera propuesta de tal cronología de ciclos económicos. Para tal fin, exploramos los avances metodológicos de una creciente literatura de enfoques cuantitativos, básicamente algorítmicos y no paramétricos, capaces de reproducir las conclusiones de los comités de fechado. En particular, implementamos las propuestas de [Harding y Pagan \(2002, 2006\)](#) y [Stock y Watson \(2010, 2014\)](#) sobre una base de datos de 145 indicadores mensuales de actividad económica (producción, empleo, comercio internacional, agregados monetarios, cuentas fiscales, expectativas, entre otros), que abarcan los 25 años entre 1992 y 2016.

La cronología de ciclos económicos marca las fases de un ciclo de referencia de la actividad económica peruana. Un segundo objetivo es estudiar cómo se asocian los indicadores económicos individuales con este ciclo de referencia, con el propósito de dar los primeros pasos para el diseño un índice compuesto coincidente de actividad económica.

Antes de proseguir, conviene aclarar a qué nos referimos con “ciclo económico”, pues en investigación macroeconómica este término, dependiendo del contexto, se ha venido usando indistintamente para describir fenómenos relativamente asociados, pero inherentemente distintos (véase [Harding y Pagan, 2005](#)). En especial, es cada vez más común el uso de “ciclo” como sinónimo del componente transitorio de una serie de tiempo económica o en alusión al desvío de un indicador respecto a una tendencia de mediano o largo plazo. Sin embargo, la noción tradicional de ciclo, resumida por ejemplo en [Moore \(1983\)](#) o en [Zarnowitz \(1996\)](#) y la que de hecho da origen a las prácticas de fechado descritas, parte de la premisa de que la evolución de un indicador económico se caracteriza por presentar fases expansivas seguidas de fases contractivas, quizá de manera periódica, o “cíclica”, pero no de forma regular. Es por ello que la identificación de puntos de giro (*turning points*) en los niveles de los indicadores económicos es crucial, ya que una fase expansiva es la transición desde una sima (*trough*, un punto bajo) hasta un pico (*peak*, un punto alto), mientras que una fase contractiva describe el paso de un pico a una sima. En términos simples, luego, un ciclo no es más que la alternancia entre fases expansivas y contractivas.

Asimismo, es también necesario aclarar la noción de “ciclo de referencia”. El enfoque parte de la idea de que en cada momento del tiempo los diversos indicadores económicos experimentan distintas fases de su ciclo. No obstante, existen episodios en donde los ciclos de una gran cantidad de estos indicadores parecieran sincronizarse, formándose un agrupamiento (*cluster*) o mostrando “conformidad”. La identificación de estos episodios da origen a la idea de un “ciclo agregado” en donde la “actividad económica” o el “estado de la economía”, que por definición no es observable, entra en fase expansiva o contractiva. El ciclo de referencia es, en consecuencia, la alternancia de fases en el estado de la economía, manifestada en el comovimiento de una gran cantidad de indicadores que recogen, posiblemente, distintas dimensiones de “actividad”. Esta concepción del ciclo de referencia es coherente con el método de “fechar luego agregar”, donde primero se analiza la evolución de los puntos de giro de indicadores individuales, para luego obtener una inferencia sobre los puntos de giro agregados del estado de la economía. De acuerdo con [Harding y Pagan \(2006\)](#), este método es el que recoge mejor la noción tradicional de ciclo económico y el que describe de manera más cercana el accionar de los comités de fechado.

El enfoque más usual en la investigación macroeconómica es, sin embargo, el de “agregar luego fechar”. En el caso peruano, los estudios de [Escobal y Torres \(2002\)](#), [Morón y otros \(2002\)](#), [Ochoa y Lladó \(2003\)](#) y, recientemente, [Pérez Forero y otros \(2017\)](#) se basan en este principio. Acá algunos indicadores económicos son agregados en un indicador compuesto y son los puntos de giro de éste los que definirían al ciclo de referencia. Es usual, además, comparar la evolución de este indicador con la del PBI, que es el indicador compuesto más popular. El supuesto detrás de esta práctica es que el estado de la economía no observable puede aproximarse por el ciclo del indicador compuesto o, incluso, que el ciclo del PBI es en sí mismo una buena *proxy* de la noción más amplia de actividad económica.

Si bien una comparación rigurosa entre ambos métodos escapa al alcance de esta investigación, resulta elocuente notar que las bondades de las cronologías de las fases de los índices compuestos del método “agregar luego fechar” son siempre evaluadas al compararlas con las fases establecidas por los comités bajo una lógica similar a la de “fechar luego agregar” (véase, por ejemplo, [Stock y Watson, 2014](#)). En este sentido, el consenso pareciera ser que el enfoque “agregar luego fechar” sería adecuado toda vez que alcance las mismas conclusiones que un análisis de “fechar luego agregar”.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 1 se discuten aspectos metodológicos para la determinación del ciclo de referencia, así como la clasificación de las series individuales de acuerdo a cuán cercana es su dinámica respecto a este agregado. La sección 2 describe la base de datos utilizada en la exploración empírica. La sección 3 presenta los resultados. Se encuentran durante el periodo de 1992 a 2016 seis fases contractivas con una duración acumulada de entre 75 y 80 meses (el 25% de la muestra), y cinco fases expansivas, con una duración acumulada de entre 220 y 225 meses (el 75% de la muestra). Además, de los 145 indicadores que componen la base de datos, 70 se asocian de manera estadísticamente significativa con el ciclo de referencia, lo que permite calcular un índice coincidente que marca con claridad cada una de estas fases. Finalmente, las principales conclusiones así como la agenda de investigación futura se resumen en la sección 4.

1 METODOLOGÍA

A continuación se describe la metodología empleada que consiste en una secuencia de procedimientos aplicados a un panel de datos para determinar el ciclo de referencia y su asociación con los indicadores individuales. En primer lugar, se explora la dimensión temporal del panel, determinando los puntos de giro de las series individuales que lo componen. Aquí se siguen prácticas de fechado ya establecidas, iniciadas en [Bry y Boschan \(1971\)](#) e implementadas en trabajos emblemáticos como [Layton y Moore \(1989\)](#). Luego, se explora la dimensión transversal con el propósito de estudiar si cada momento del tiempo puede ser clasificado como un punto de giro agregado. Los métodos involucrados siguen las propuestas de [Harding y Pagan \(2006\)](#) y [Stock y Watson \(2010, 2014\)](#). Finalmente, se concluye con un análisis estadístico de asociación o *concordancia* de las series individuales respecto al ciclo de referencia, siguiendo a [Harding y Pagan \(2002\)](#) y [Artis y otros \(2004\)](#).

1.1 PUNTOS DE GIRO

La identificación de los puntos de giro de una serie de tiempo precisa la aplicación de un algoritmo capaz de localizar sus máximos y mínimos locales. El algoritmo de [Bry y Boschan \(1971\)](#) es indiscutiblemente la opción más utilizada en la literatura.¹ A saber, el momento t es considerado un pico en la serie y_t si ocurre que $y_t - y_{t-k} > 0$ junto con $y_t - y_{t+k} > 0$ para $k = 1, 2, \dots, K_P$, mientras que es considerado una sima si $y_t - y_{t-k} < 0$ junto con $y_t - y_{t+k} < 0$ para $k = 1, 2, \dots, K_S$. Así, un pico es el máximo local encontrado en una ventana de ancho $2K_P$, mientras que una sima es el mínimo local de una ventana de ancho $2K_S$. La calibración estándar es $K_P = K_S = 8$ meses, de modo que un pico, o una sima, se distancia del próximo pico, o sima, por lo menos en 15 meses.

El algoritmo considera, además, dos reglas adicionales. La primera es que la duración mínima de una contracción, el periodo entre un pico y una sima, sea de 5 meses, mientras que la duración mínima de una expansión, el periodo entre una sima y un pico, sea de 9 meses. De ser aplicable, los puntos de giro

¹ El algoritmo está diseñado para series mensuales. [Harding y Pagan \(2002\)](#) proponen una versión trimestral capaz de reproducir con bastante precisión los puntos de giro producidos por el comité NBER.

son rezagados o adelantados hasta que estas duraciones mínimas sean cumplidas. La segunda regla es la alternancia: un pico debe ser seguido necesariamente de una sima, que a su vez precede al próximo pico, y así sucesivamente. Cuando, por ejemplo, un pico es seguido de otro pico, se descarta el menor de ambos para asegurar la alternancia.

Los primeros pasos del algoritmo de Bry y Boschan (1971) se encargan de tratar la serie, removiendo sus valores extremos (*outliers*) y suavizándola, para luego aplicar las reglas de fechado mencionadas. Ello es así porque se asume que la serie y_t es la versión desestacionalizada del indicador de interés. Es sabido, sin embargo, que las series desestacionalizadas mensuales pueden ser sumamente ruidosas, lo que dificulta la identificación de puntos de giro. En este estudio optamos por utilizar al denominado componente tendencia-ciclo (*trend-cycle*), que es una versión suavizada, libre de ruido, de la serie desestacionalizada. Así, los primeros pasos del algoritmo resultan redundantes y son ignorados.

Al respecto, existen varios métodos de desestacionalización que producen tanto a la versión desestacionalizada como al componente tendencia-ciclo. Los más populares son los métodos de la familia X-11 o extensiones como X12-ARIMA (véase Findley y otros, 1998) y la dupla TRAMO-SEATS (véase Gómez y Maravall, 1996). De acuerdo con Gómez y Maravall (2000), el método TRAMO-SEATS se basa en una descomposición “óptima” de la serie de tiempo en varios componentes no observables de modo tal que el filtro (es decir, el promedio móvil centrado) aplicado para obtener el componente tendencia-ciclo está “hecho a la medida” y, por tanto, cambia de serie en serie. Por el contrario, el filtro de la familia X-11 es el mismo para todas las series. Ghysels (1997) sostiene que a pesar de la “optimalidad” del enfoque TRAMO-SEATS, el hecho de que el filtro sea tan personalizado le resta atractivo en el contexto de estudios multivariados, donde es preferible aplicar las mismas reglas de filtrado. Es por este motivo que utilizamos el filtro X-11 en este estudio.²

Al ser un promedio móvil de dos lados, los valores del componente tendencia-ciclo hacia el final de la muestra, al igual que los de la versión desestacionalizada, están sujetos a revisiones. Ello ocurre porque el estimado “final” de este componente en el periodo t depende de $\{y_{t+1}, y_{t+2}, \dots\}$ que, al no estar disponibles en el momento t , son implícitamente reemplazados por proyecciones. Está documentado, por ejemplo en Dagum y Laniel (1987) o en Gómez y Maravall (2000), que inicialmente estas revisiones pueden ser considerables, pero decaen rápidamente conforme se cuenta con mayor información. En particular, las revisiones alcanzan niveles inconsecuentes una vez que se agregan aproximadamente seis meses de información futura. Como se discutirá, el periodo de nuestro análisis finaliza en diciembre de 2016, pero la base de datos contiene información hasta casi finales de 2017, por lo que se espera que los estimados del componente tendencia-ciclo no varíen significativamente en el futuro. Más aún, bajo las reglas de fechado descritas, las mayores revisiones ocurren *antes* de que un punto de giro pueda ser identificado.

1.2 AGREGACIÓN

Considere una base de datos de n variables binarias tal que $D_{it} = 1$ cuando la serie i reporta un punto de giro en el periodo t y $D_{it} = 0$ de otro modo, para $i = 1, 2, \dots, n$. Estas variables binarias, por supuesto, son el resultado de aplicar el algoritmo de fechado descrito en la sección 1.1. En adelante, nos referimos como “punto de giro” indistintamente a un pico o a una sima, manteniendo la salvedad de que los métodos descritos se aplican por separado para cada uno de estos puntos.

² Este filtro es la convolución de una serie de operaciones que desestacionalizan la serie, más una aplicación del denominado *filtro de Henderson* a la serie desestacionalizada para obtener el componente tendencia-ciclo. Si bien existen reglas automáticas para determinar el número de términos del filtro de Henderson, en nuestra aplicación empírica utilizamos un filtro homogéneo de 23 términos (11 rezagos y 11 adelantos) para todos los indicadores. Esta elección da un componente tendencia-ciclo suave que recoge los movimientos de mediano y largo plazo de interés. Véase Ladiray y Quenneville (2001).

Considere un intervalo de tiempo $(t^*, t^* + m)$ en donde ocurre un punto de giro agregado en el momento τ . Este intervalo puede pensarse como el soporte de una función de probabilidad poblacional de puntos de giro $f(t)$, donde $t \in (t^*, t^* + m)$. El estimador del punto de giro del ciclo de referencia es la moda de esta función de distribución, que es el momento en donde el punto de giro ocurre con mayor probabilidad. Un primer ataque a la determinación de este punto de giro es aproximar $f(t)$ a través de un histograma: se define la frecuencia relativa como $B_t = \sum_{i=1}^n D_{it}/n$ para todo $t \in (t^*, t^* + m)$, tal que el gráfico de (t, B_t) es el mencionado histograma. No obstante, B_t es un estimador ruidoso de $f(t)$ por lo que [Stock y Watson \(2010\)](#) sugieren utilizar el estimador kernel de esta densidad que, con un ancho de banda h , es igual a:

$$\hat{f}(t) = \frac{1}{mh} \sum_{i=t^*}^{t^*+m} K\left(\frac{t - B_i}{h}\right), \quad \text{donde} \quad K(u) = \frac{15}{16}(1 - u^2)^2 \mathbf{1}(u^2 < 1).$$

La elección de la función $K(\cdot)$, *quartic kernel*, es la misma que en [Stock y Watson \(2014\)](#). Se adopta, asimismo, un ancho de banda similar de $h = 6$ meses. La moda, luego, se estima como $\hat{\tau} = \operatorname{argmax}_{t \in (t^*, t^* + m)} \{\hat{f}(t)\}$. Este estimador es asintóticamente normal con las siguientes propiedades:

$$\hat{\tau} \underset{d}{\sim} N\left(\tau, \frac{1}{mh^3} \frac{f(\tau)}{f''(\tau)^2} \int K'(z)^2 dz\right).$$

Para estimar la varianza asintótica de $\hat{\tau}$, se tiene que $\int K'(z)^2 dz = 2.1429$ mientras que $f(\tau)$ y $f''(\tau)$ son estimados consistentemente, respectivamente, por $\hat{f}(\hat{\tau})$ y por:

$$\hat{f}''(\hat{\tau}) = \frac{1}{mh^3} \sum_{i=t^*}^{t^*+m} K''\left(\frac{\hat{\tau} - B_i}{h}\right), \quad \text{donde} \quad K''(u) = \frac{15}{4}(3u^2 - 1)\mathbf{1}(u^2 < 1).$$

El intervalo $(t^*, t^* + m)$ donde ocurre el punto de giro agregado no se conoce en la práctica y debe ser determinado. Una primera aproximación sería explorar la evolución de las frecuencias relativas, (t, B_t) para $t = 1, 2, \dots, T$, e identificar máximos locales. Nuevamente, la volatilidad de B_t limita los alcances de este enfoque. Alternativamente, [Harding y Pagan \(2006\)](#) proponen el siguiente algoritmo no paramétrico:

- Suponga que para la variable i se encuentra K_i puntos de giro en las fechas $\{t_{i1}, t_{i2}, \dots, t_{iK_i}\}$.
- Para un periodo dado t se define la variable:

$$d_{it} = \min_{j=1, \dots, K_i} \{|t - t_{ij}|\},$$

donde d_{it} mide, en meses, la distancia entre el momento t y el momento en donde la serie i reporta su punto de giro más cercano. Claramente, $d_{it} = 0$ si el periodo t es un punto de giro de esta serie.

- La distancia d_{it} se calcula para todo $i = 1, 2, \dots, n$, formando una sección transversal $(d_{1t}, d_{2t}, \dots, d_{nt})$ con las distancias entre el momento t y el punto de giro más cercano reportado por cada serie.
- Defina una serie de tiempo $d_t = G(d_{1t}, d_{2t}, \dots, d_{nt})$ para $t = 1, 2, \dots, T$, donde G es una función que transforma las n distancias individuales en una única distancia agregada. [Harding y Pagan \(2006\)](#) sugieren utilizar la mediana transversal o percentiles cercanos a la mediana.
- La evolución temporal de d_t , en particular la ocurrencia de mínimos locales, indica los periodos en donde es más probable que ocurra el punto de giro agregado.
- Los mínimos locales en d_t son estimadores preliminares de τ , $\hat{\tau}_{HP}$, y pueden utilizarse para determinar t^* y m , por ejemplo, como $t^* = \hat{\tau}_{HP} - \delta$ y $m = 2\delta$ para una elección, en meses, de la “vecindad” δ .

Más allá de los refinamientos estadísticos del enfoque de [Stock y Watson \(2014\)](#), una ventaja sobre la propuesta de [Harding y Pagan \(2006\)](#) es que pueden calcularse estimados de la varianza del punto de giro y, por lo tanto, intervalos de confianza. Además, la metodología se extiende naturalmente para incorporar un *ajuste por el rezago medio* en los puntos de giro de las series individuales. Un indicador adelantado típicamente producirá puntos de giro algunos meses antes que la moda, mientras que uno rezagado lo hará después. Esquemáticamente, para un indicador i que produce un punto de giro en la vecindad de τ se tiene que $t_i = \tau + k_i + \epsilon_i$, donde ϵ_i es un ruido y k_i es el rezago medio; es decir, un desvío sistemático de las fechas de ocurrencia de los puntos de giro del indicador i con respecto al punto de giro agregado. Por definición, $\sum_{r=1}^m k_r = 0$, lo que permite estimar k_i . Luego, un estimador del punto de giro ajustado por este rezago medio es $\tilde{t}_i = t_i - k_i$. La moda ajustada, $\tilde{\tau}$, es simplemente la moda calculada como antes pero utilizando estos datos corregidos.

1.3 CONCORDANCIA

Una vez determinado el ciclo de referencia, es de interés desarrollar una métrica que permita determinar cómo el comportamiento de un indicador de actividad específico se asocia con este estado no observable. En particular, el ciclo de referencia típicamente será menos ruidoso que los ciclos individuales que lo componen. Además, es usual que las series individuales reporten un número distinto de puntos de giros que el ciclo de referencia, e incluso estos puntos de giros podrían ocurrir en momentos distintos si es que los indicadores son adelantados o rezagados. Ante tal complejidad, [Harding y Pagan \(2002\)](#) proponen una medida de sincronización denominada *concordancia* que ha sido la adoptada en la literatura como la métrica de asociación más conveniente.

La atención se traslada de los puntos de giro a las fases que estos puntos marcan. Para ello, defina E_{it} como una variable binaria tal que $E_{it} = 1$ cuando la serie i se encuentra en fase expansiva y $E_{it} = 0$ cuando se encuentra en fase contractiva. Si $D_{it}^S = 1$ cuando ocurre una sima en el periodo t para la serie i ($D_{it}^S = 0$ de otro modo) y $D_{it}^P = 1$ cuando ocurre un pico en el periodo t para la serie i ($D_{it}^P = 0$ de otro modo), se verifica que $E_{it} = E_{i,t-1} + D_{it}^S - D_{it}^P$ para $t = 1, 2, \dots, T$, donde $E_{i0} = 1$ si el primer punto de giro de la serie i es un pico y $E_{i0} = 0$ si es una sima. Análogamente, defina E_{Rt} tal que $E_{Rt} = 1$ cuando el ciclo de referencia se encuentra en fase expansiva y $E_{Rt} = 0$ cuando se encuentra en fase contractiva.

La concordancia entre la serie i y el ciclo de referencia es la contraparte muestral de la fracción de tiempo en que la serie i y el ciclo de referencia se encuentran en la misma fase; es decir, de $\Pr(E_{it} = E_{Rt})$:

$$C_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [E_{it}E_{Rt} + (1 - E_{it})(1 - E_{Rt})] .$$

Este estadístico es igual a 1 cuando la serie i y el ciclo de referencia sincronizan perfectamente (es decir, siempre se encuentran en la misma fase), y es igual a cero cuando la serie i se encuentra exactamente en la fase opuesta al ciclo de referencia. Cuando E_{it} y E_{Rt} son variables independientes se tiene que $\mathbb{E}(C_i) = 2\mathbb{E}(E_{it})\mathbb{E}(E_{Rt}) + 1 - \mathbb{E}(E_{it}) - \mathbb{E}(E_{Rt})$ que, en general, es un valor desconocido.

Si bien es cierto que el estadístico E_{it} permite ordenar a las series de acuerdo con su asociación con el ciclo de referencia, el hecho de que su media sea desconocida (aunque puede ser estimada fácilmente) dificulta la inferencia que pueda realizarse con esta concordancia. En particular, que E_{it} y E_{Rt} sean variables aleatorias independientes constituye una hipótesis de interés, ya que el rechazo a esta hipótesis implica que la serie i sincroniza *significativamente* con el ciclo de referencia. En otros términos, que la serie i guarda una concordancia significativa con el ciclo de referencia.

Para el contraste de esta hipótesis, [Artis y otros \(2004\)](#) proponen utilizar la prueba “ t ”:

$$\theta = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (E_{it} - \bar{E}_i)(E_{Rt} - \bar{E}_R)}{\sqrt{\frac{1}{T} \left\{ g_i(0)g_R(0) + 2 \sum_{k=1}^q \left(1 - \frac{k}{q+1}\right) g_i(k)g_R(k) \right\}}}$$

donde:

$$g_i(k) = \frac{1}{T-k} \sum_{t=k+1}^T (E_{it} - \bar{E}_i)(E_{i,t-k} - \bar{E}_i).$$

El numerador de θ , donde \bar{E}_i es el promedio muestral de E_{it} , tiene media cero bajo la hipótesis de independencia, ya que es proporcional a $C_i - \bar{C}_i$, donde \bar{C}_i es un estimador consistente de $\mathbb{E}(C_i)$ bajo esta hipótesis. El denominador de θ es un estimador consistente de la desviación estándar del numerador bajo la hipótesis de independencia, y q es un parámetro de truncamiento que satisface $q \rightarrow \infty$ pero $q/T^{1/4} \rightarrow 0$ conforme $T \rightarrow \infty$. Note que este estimador de la varianza de $C_i - \mathbb{E}(C_i)$ considera explícitamente que tanto E_{it} y E_{Rt} son variables autocorrelacionadas, ya que la estadía en una fase del ciclo es claramente un fenómeno persistente, e incorpora correcciones no paramétricas del tipo HAC para atender esta dependencia. Por construcción, bajo independencia θ se distribuye asintóticamente como una variable normal estándar. La hipótesis de independencia se rechaza cuando $|\theta| > z_{\text{crit}}$, donde z_{crit} es el percentil relevante de la función de distribución normal estándar.³

2 DATOS

La base de datos contiene 145 variables mensuales estrechamente relacionadas con la actividad económica, con varios niveles de desagregación. Estas variables son indicadores directos de producción, de empleo, de comercio internacional y de transporte; indicadores indirectos de actividad en la forma de agregados monetarios, variables financieras y cuentas fiscales; y, finalmente, reportes de encuestas que recojen la percepción de los agentes sobre el estado de la economía. Toda la información utilizada es pública, siendo la principal fuente la Nota Semanal (NS) del BCRP, aunque también se utilizan otras fuentes, detalladas más adelante.

El periodo de análisis abarca los 25 años que se inician en 1992 y terminan en 2016; es decir, 300 observaciones mensuales.⁴ Sin embargo, no siempre se cuenta con información para todas las variables durante todo este periodo. Hasta el año 1994, el 65 por ciento de indicadores reportan datos, cifra que se incrementa rápidamente a 85 por ciento en 1995, a 95 por ciento en 1998 y al 100 por ciento en 2002.

³ [Harding y Pagan \(2006\)](#) notan que la hipótesis de independencia puede ser reinterpretada como $H_0 : \phi = 0$ en la regresión $E_{Rt} = a + \phi E_{it} + u_t$, para $t = 1, 2, \dots, T$. Nótese que bajo H_0 , el error de regresión es igual a $u_t = E_{Rt} - a$ y, por tanto, se encuentra autocorrelacionado. Por ello, el estadístico relevante es la prueba de significación de ϕ calculada utilizando un estimador del tipo HAC, robusto a la presencia de heterocedasticidad y correlación serial. Denotamos a este estadístico como θ_{HP} , y es fácil verificar que también se distribuye asintóticamente como una variable normal estándar bajo H_0 . Si bien es cierto que ambos contrastes son asintóticamente equivalentes, es probable que el de [Artis y otros \(2004\)](#) tenga un mejor desempeño en muestras finitas. Aunque no existe en la literatura una comparación formal entre ambas propuestas, las ganancias de θ vendrían porque el estimador de la varianza de la concordancia bajo H_0 , es menos ruidoso que el que utiliza θ_{HP} .

⁴ En general, se cuenta con algunas observaciones previas a enero de 1992 y posteriores a diciembre 2016, pero son exclusivamente utilizadas para el suavizamiento de las series.

Las variables en la base de datos se clasifican de acuerdo con las siguientes 10 categorías:

1. **Valor Agregado Bruto (8 series).** Estas son las series con las que se calcula mensualmente el “PBI sectorial”, y son reportadas en el Cuadro 63 de la NS. La base de datos incluye los índices agropecuario, pesca, minería e hidrocarburos, construcción, electricidad y agua, comercio y manufactura no primaria. Además, se construye un *índice de producción industrial*, siguiendo prácticas internacionales, como un promedio ponderado de los índices de manufactura primaria y no primaria (51%), minería e hidrocarburos (44%) y electricidad y agua (5%). Los pesos provienen del valor agregado bruto del año base, 2007.
2. **Producción manufacturera (58 series).** Índices de producción manufacturera por rama de actividad, reportados en el Cuadro 68 de la NS. De estos índices, 6 corresponden a ramas de procesamiento de recursos primarios y 43 corresponden a ramas de la manufactura no primaria. Los últimos pueden, a su vez, agregarse en 9 categorías industriales.
3. **Empleo (16 series).** Índices de empleo urbano agregados y por industrias (servicios, comercio y manufactura), para empresas de más de 10 trabajadores, empresas de entre 11 y 49 trabajadores y empresas de más de 50 trabajadores. Se incluyen, además, índices de empleo similares para Lima Metropolitana, que solo consideran empresas de más de 100 trabajadores. La información proviene del Cuadro 71 de la NS.
4. **Exportaciones (13 series).** Exportaciones por grupos de productos, según lo reportado en el Cuadro 54 de la NS. 4 grupos son de productos tradicionales, mientras que 8 corresponden a productos no tradicionales.
En este grupo se incluye además las series de términos de intercambio (Cuadro 60 de la NS) y el índice de producción industrial de EE.UU. (FRED, serie IPB50001N).
5. **Importaciones (9 series).** Importaciones según destino económico. Además de la cifra total, se consideran importaciones de bienes de consumo (2 series), de insumos (2 series) y de bienes de capital (4 series). La información proviene del Cuadro 75 de la NS.
6. **Agregados monetarios (10 series).** Distintos conceptos de liquidez y crédito, 7 de ellos en soles y 3 en dólares, provenientes de los Cuadros 1, 3 y 5 de la NS.
7. **Cuentas fiscales (8 series).** Ingresos (6 series) y gastos (2 series) del gobierno central, extraídos de los Cuadros 74 y 76 de la NS.
8. **Mercado financiero (7 series).** Índices de precios y capitalización de la BVL (3 series, Cuadro 38 de la NS), aportes y valor del fondo del sistema privado de pensiones (2 series, Cuadro 39), y agregados generales de ahorro en soles y en dólares (Anexo 3B de la NS).
9. **Encuestas (4 series).** La primera serie de este grupo es una *proxy* del crecimiento esperado por lo agentes económicos para los siguientes 12 meses. El BCRP recoge, mes a mes, los pronósticos de crecimiento de profesionales del sector financiero y de académicos para el final del año corriente (menos de 12 meses) y para el año siguiente (más de 12 meses). Siguiendo a Winkelried (2013), el crecimiento esperado se obtiene a través de interpolaciones de estos pronósticos: si $m_t = 1, 2, \dots, 12$ es el mes de la encuesta registrada en el período t , Z_t^0 el pronóstico de crecimiento para el año corriente y Z_t^1 el pronóstico para el año siguiente, el crecimiento esperado se mide como $Z_t^e = [(13 - m_t)Z_t^0 + (m_t - 1)Z_t^1] / 12$. La medida Z_t^e se encuentra siempre entre Z_t^0 y Z_t^1 . A inicios del año (en enero) $m_t = 1$ y, por tanto, $Z_t^e = Z_t^0$. Para el resto de meses, de los 12 meses que acumulan

crecimiento $13 - m_t$ corresponden al año corriente (a una tasa mensual implícita de $Z_t^0/12$) y el resto a la proyección del año siguiente (a una tasa mensual implícita de $Z_t^1/12$).

En segundo lugar, el BCRP reporta mensualmente un índice de confianza empresarial sobre la evolución esperada de la economía durante los próximos 3 meses, a partir de encuestas realizadas a empresas. Este índice se denomina *balance statistic* (BS_t) y se calcula como la diferencia entre la frecuencia de respuestas optimistas (“mejor”) y pesimistas (“peor”), más 50. Sus propiedades como método de cuantificación de información cualitativa han sido estudiadas en Pesaran y Weale (2006, sección 3), quienes muestran que, bajo condiciones generales, $BS_t \approx C_1 \times (\text{Predicción de } Z_t) + C_2$, donde C_1 y C_2 son constantes desconocidas y Z_t es la variable que los agentes tienen en mente cuando reportan “mejor”, “igual” o “peor”. Es decir, la información cualitativa en BS_t es, a la larga, proporcional a la información detrás de una predicción cuantitativa de Z_t . Si, como se argumenta en Winkelried (2013), Z_t representa el *crecimiento de la economía*, se calcula un indicador acumulando los valores de BS_t menos 55, que es cercano al promedio histórico de esta variable.

Finalmente, el Instituto Apoyo publica también índices de confianza pero de hogares en la forma de dos *balance statistics*. El primero contrasta el porcentaje de encuestados que considera que su situación familiar es “mejor” que la experimentada 12 meses atrás con el porcentaje que considera que la situación familiar es “peor”. El segundo es similar pero considerando una expectativa de la situación familiar para los próximos 12 meses. Schuldt (2004) estudia a profundidad el comportamiento de estas series y su relación con la evolución de la economía y provee los resultados de estas encuestas durante la década de 1990.

10. **Otros indicadores de actividad (8 series).** Finalmente, se incluyen los siguientes indicadores más desagregados: despachos locales de cemento, ventas de barras de construcción, producción de electricidad (2 series) e índices de flujo vehicular (4 series). En este caso, la fuente de información es el Sistema de Series Nacionales y el boletín de Flujo Vehicular por Unidades de Peaje del Instituto Nacional de Estadística e Informática.

Los índices de valor agregado bruto, la producción manufacturera, el empleo, otros indicadores de actividad y los términos de intercambio son, por construcción, expresados en unidades reales. Por su parte, las variables nominales en soles (agregados monetarios y fiscales, así como agregados financieros), son expresadas en términos reales tras dividir por el IPC de Lima Metropolitana (disponible en el Cuadro 49 de la NS); mientras que las series nominales en dólares (importaciones, exportaciones, y algunos agregados monetarios y financieros) primero son expresadas en soles, utilizando el tipo de cambio nominal promedio (disponible en el Cuadro 44 de la NS), y luego son deflactadas por el IPC de Lima Metropolitana.

3 RESULTADOS

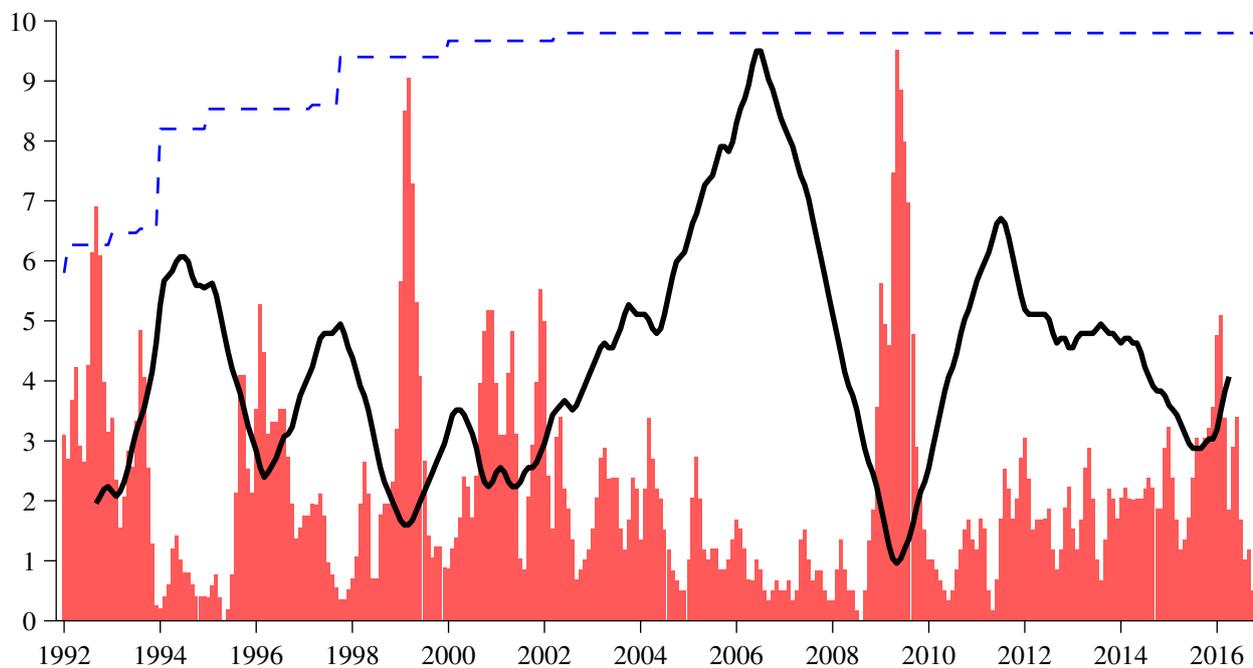
Los resultados son abundantes y solo se reportan aquellos directamente relacionados con la caracterización del ciclo de referencia y sus fases. Los resultados sobre puntos de giro individuales y otros resultados intermedios pueden ser solicitados al autor.

3.1 ESTIMACIÓN PRELIMINAR DEL CICLO DE REFERENCIA

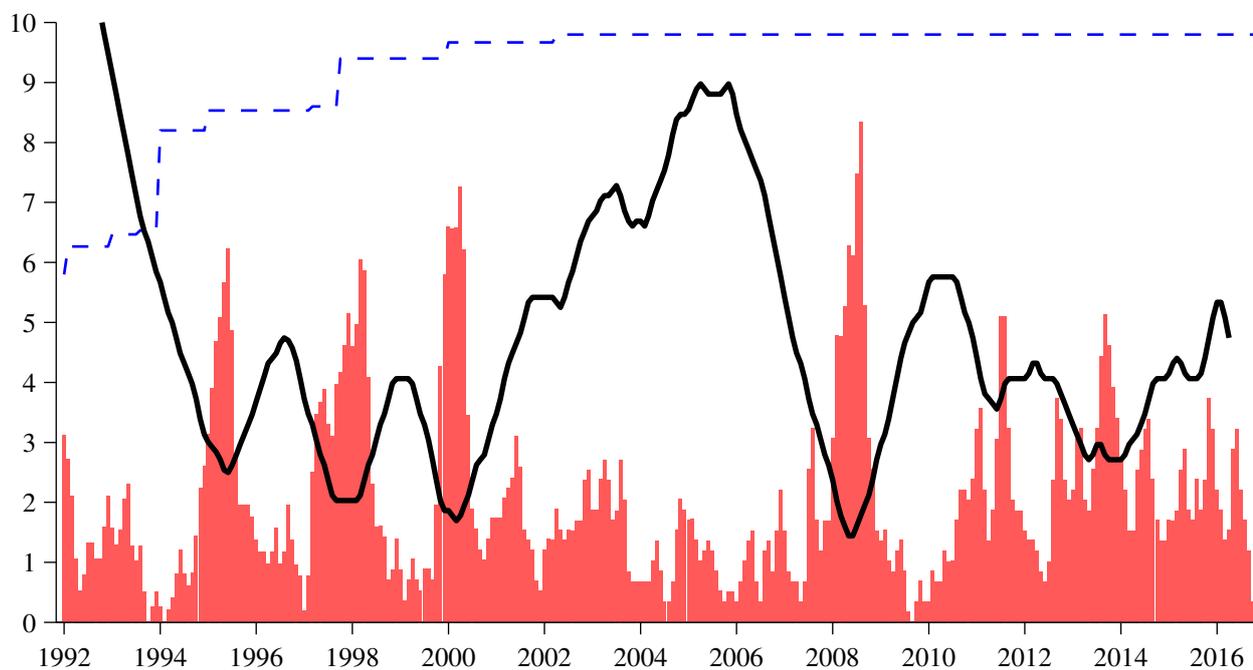
El Gráfico 1 (p. 64) muestra las frecuencias relativas, B_t , así como las distancias del método de Harding y Pagan (2006), d_t , para la determinación preliminar de simas y picos agregados. Con ello es posible determinar, aunque preliminarmente, las fechas de 11 puntos de giro agregados: 6 simas y 5 picos.

GRÁFICO 1. Determinación preliminar de los puntos de giro agregados

(a) Simas



(b) Picos



NOTAS: Las barras muestran la frecuencia relativa (en porcentajes) de puntos de giros que ocurre en cada momento t . Las líneas sólidas corresponden a las distancias d_t propuestas por [Harding y Pagan \(2006\)](#), multiplicadas por una constante. Los mínimos locales de d_t junto con máximos locales en las frecuencias relativas indican la ocurrencia de un punto de giro agregado. La línea discontinua muestra el porcentaje de series (dividido entre 10) con información disponible en el período t .

El primer punto de giro es una sima que ocurre en la segunda mitad de 1992, y estaría marcando el inicio de un periodo de recuperación de la actividad económica tras la aplicación de un conjunto de reformas estructurales a inicios de la década de 1990. La fase expansiva, un periodo de rebote y de “sobrecalentamiento de la economía”, culmina tres años después, a mediados de 1995, donde se identifica el segundo punto de giro, un pico. Se inicia una fase contractiva, de aproximadamente un año de duración, finalizada por el tercer punto de giro, una sima durante 1996.

El cuarto punto de giro es un pico en 1998, tras una fase expansiva de aproximadamente dos años. Este pico se asocia con el inicio de la recesión experimentada en el país como consecuencia de la crisis rusa y brasileña, así como del Fenómeno del Niño en ese año. La sima que da fin a esta contracción, el quinto punto de giro, ocurre claramente en 1999. Llama la atención la alta frecuencia de simas individuales concentradas en torno a este episodio. La economía entra en un periodo de recuperación de corta duración, de aproximadamente un año, ya que luego, hacia inicios de 2000, se reporta un claro pico, el sexto punto de giro. Este pico da origen a la contracción de la economía experimentada al comienzo de la década de 2000, en un contexto de inestabilidad política y un entorno internacional desfavorable.

Esta contracción habría durado también cerca de un año. La frecuente ocurrencia de simas en los indicadores individuales durante el año 2001 sugieren que el séptimo punto de giro, una sima, se ubica por esas fechas. Esta da inicio a un prologando periodo de expansión, de aproximadamente 7 años. El pico que finaliza esta fase, el octavo punto de giro, es bastante claro, ocurre hacia mediados de 2008, y se asocia con el estallido de la crisis financiera internacional. Los efectos inmediatos de esta crisis sobre la economía peruana habrían culminado un año después con el noveno punto de giro, una sima muy claramente identificada hacia mediados de 2009. Se inicia, luego, otro periodo de prolongada expansión, esta vez de cerca de 4 años.

El décimo punto de giro es un pico ocurrido entre 2013 y 2014, aunque es notable la dispersión de los indicadores individuales en este episodio. La frecuencia relativa de picos hacia fines de 2013 es cercana al 5 por ciento, mucho menor a las frecuencias del orden de 8 por ciento asociadas con el pico previo de 2008. El último punto de giro es una sima ocurrida hacia fines de 2015, dando fin a un periodo de contracción de aproximadamente 2 años, el episodio contractivo de mayor duración de nuestra muestra.

3.2 ESTIMACIÓN FINAL DEL CICLO DE REFERENCIA

El Cuadro 1 (p. 66) presenta los puntos de giros estimados como las modas de las distribuciones transversales de puntos de giros individuales. En términos generales, la máxima diferencia reportada con los puntos de giro identificados *a la Harding y Pagan (2006)* es de 2 meses (en el pico de 1998 y en las simas de 2000 y 2015). En general, estas diferencias no son significativas ya que el punto de giro preliminar se encuentra contenido en el intervalo de la confianza de la moda transversal. Ocurre algo similar cuando las modas son calculadas tras ajustar por el rezago medio de las series individuales. Los puntos de giro ajustados coinciden con los no ajustados o se diferencian en tan solo un mes, con excepción del pico de 2013 cuya diferencia es de 2 meses, aunque no es estadísticamente significativa.

Los intervalos de confianza de las modas estimadas son razonablemente estrechos e indican que esta se ubicaría, como mucho, a tres meses de las fechas reportadas en el Cuadro 1. La notable excepción ocurre en la sima de 1996, donde este intervalo tiene un ancho de casi el doble que los otros intervalos, aunque ello deja de ocurrir en la versión ajustada de este punto de giro.

El resto del Cuadro 1 reporta cuán concentradas son las modas estimadas con respecto a la distribución transversal de puntos de giro, así como la duración de cada fase del ciclo de referencia. No debería sorprender el que las modas estimadas tras ajustar las series por sus rezagos medios se muestren, en

CUADRO 1. Estimación de los puntos de giro agregados

		(a) Estimación de la de moda					(b) Concentración de la moda			(c) Duraciones	
	$\hat{\tau}_s$	$1.96\sigma_s$	Δ_s^{HP}	Δ_{i_s}	$\tilde{\Delta}_s$	$1.96\tilde{\sigma}_s$	n_s/n	$f(\hat{\tau}_s)$	$f(\tilde{\tau}_s)$	$S \rightarrow P$	$P \rightarrow S$
<i>S</i>	09/1992	2.9	0	2.0	0	0.9	0.50	6.0	7.9	32	
<i>P</i>	05/1995	1.5	-1	-0.1	-1	2.0	0.52	7.5	6.6		11
<i>S</i>	04/1996	4.8	0	0.3	1	2.0	0.55	5.8	7.2	21	
<i>P</i>	01/1998	1.9	2	-0.9	0	1.2	0.69	6.3	7.1		14
<i>S</i>	03/1999	0.9	0	-0.2	0	0.8	0.72	7.9	8.9	11	
<i>P</i>	02/2000	0.9	0	1.1	-1	1.0	0.69	8.3	8.1		10
<i>S</i>	12/2000	2.3	-2	2.4	-1	2.1	0.76	4.8	5.6	90	
<i>P</i>	06/2008	1.2	1	-0.5	0	1.1	0.78	7.7	8.6		12
<i>S</i>	06/2009	1.2	0	-0.5	1	0.8	0.81	8.8	10.3	51	
<i>P</i>	09/2013	1.3	1	-0.1	2	2.2	0.70	5.1	5.1		27
<i>S</i>	12/2015	2.6	2	-1.6	-1	1.5	0.59	5.1	5.2		

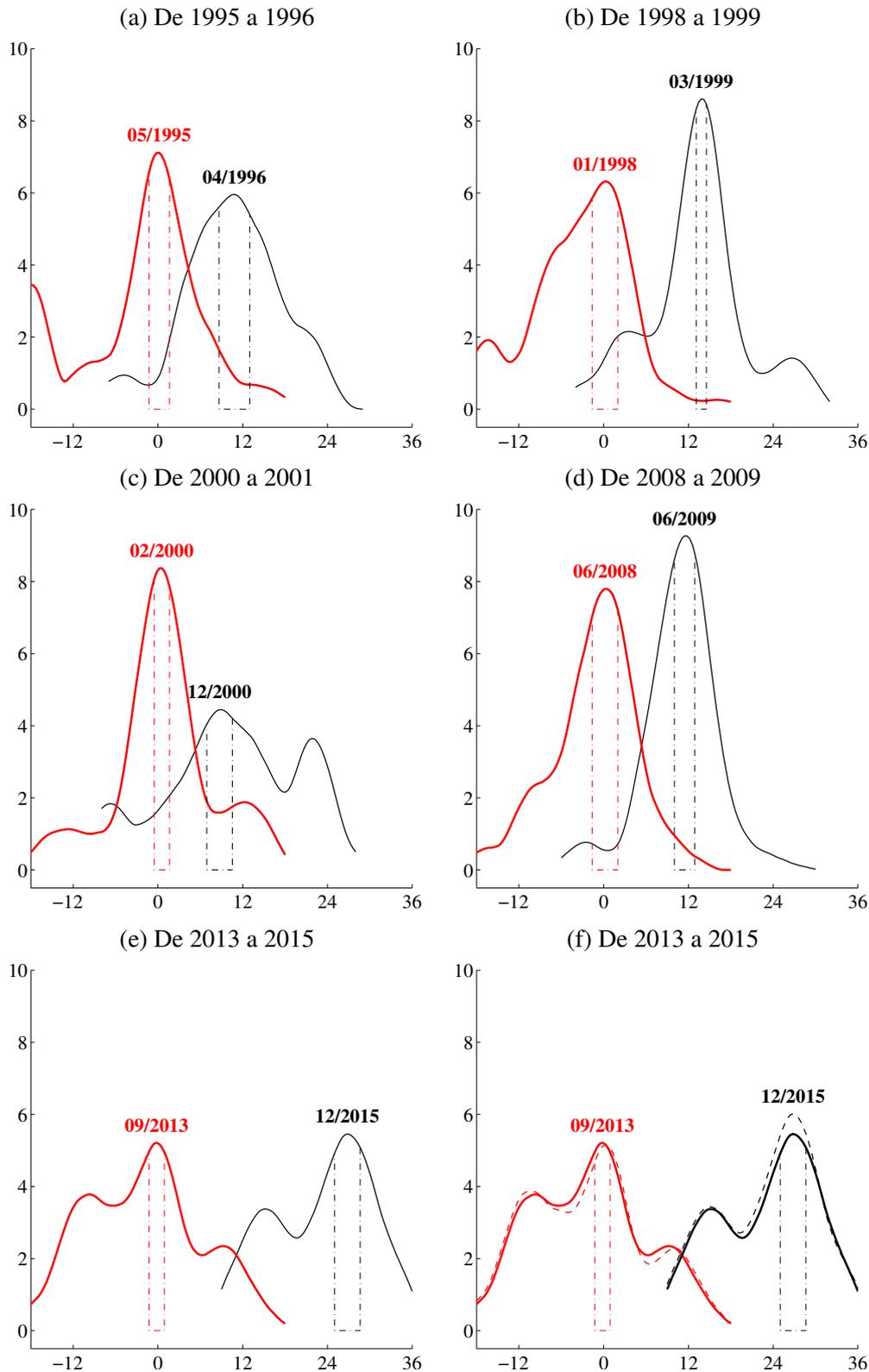
NOTAS: *S* denota una sima, *P* denota un pico. En el panel (a), $\hat{\tau}_s$ es la moda estimada según el método de Stock y Watson (2014), mientras que $1.96\sigma_s$ es el número de meses que ha de quitarse y agregarse a $\hat{\tau}_s$ para formar el intervalo de 95% de confianza de τ_s ; Δ_s^{HP} es la diferencia entre el punto de giro preliminar a la Harding y Pagan (2006) y el final, a la Stock y Watson (2014); Δ_{i_s} es el rezago medio de los indicadores individuales en torno a la moda, mientras que $\tilde{\Delta}_s$ es la diferencia entre \hat{D}_s y la moda estimada tras corregir las series por su rezago medio, $\tilde{\tau}_s$. En el panel (b), n_s/n es la proporción de series que reportan un punto de giro en la vecindad de la moda \hat{D}_s ; $f(\hat{\tau}_s)$ es el punto máximo de la densidad estimada, mientras que $f(\tilde{\tau}_s)$ es la densidad máxima de la moda tras corregir las series por su rezago medio. Finalmente, en el panel (c) se muestra el número de meses que dura cada expansión, $S \rightarrow P$, y cada contracción, $P \rightarrow S$.

general, más concentradas que las modas estimadas con los datos no ajustados. Las diferencias, no obstante, no son importantes por lo que en adelante detallamos los resultados base, sin ajuste de los datos. Estos resultados se aprecian mejor en el Gráfico 2 (p. 67) que muestra las densidades estimadas de los picos y simas que definen, respectivamente, el inicio y fin de las 5 fases contractivas iniciadas y terminadas durante el periodo de análisis (se excluye la primera fase contractiva pues el pico que la origina ocurre antes de 1992). En el gráfico se muestra, además, los intervalos de confianza de las modas.

El comportamiento de la primera fase contractiva, panel (a) de 1995 a 1996, es comparable con el de la tercera fase contractiva, panel (c) de 2000 a 2001. Una gran frecuencia de series individuales generan picos en torno a las fechas agregadas, dando origen a la contracción. Las densidades de las simas que culminan la contracción son más dispersas, sugiriendo una recuperación más bien gradual de los indicadores individuales. En el caso de la sima de 2001, incluso, puede identificarse una segunda moda, aunque de menor magnitud, en el año 2002. Por su parte, las contracciones asociadas con las crisis internacionales, panel (b) de 1998 a 1999 y panel (d) de 2008 a 2009, tienen como característica común que producen modas bastante concentradas, sobre todo en las simas que dan fin a las fases contractivas.

La concentración de las modas es relevante porque, a pesar de la corta duración de algunos de los episodios determinados por estos puntos de giro, estos pueden ser claramente identificados como nuevos y no como continuaciones de episodios previos. Por ejemplo, una narrativa usual es que, producto de una serie de eventos desfavorables, la economía peruana entró en una larga fase contractiva en 1998 que culminó en 2001; no obstante, esta interpretación se invalida al notar que el inusualmente breve periodo expansivo de menos de un año entre 1999 y 2000 es claramente separable de la dinámica previa.

Comparada con eventos anteriores, la última fase contractiva, panel (e) de 2013 a 2015, es distinta, sobre todo porque el comportamiento de los indicadores individuales se ha tornado más disperso. Las densidades involucradas se encuentran menos concentradas en torno a la moda; incluso, la densidad de

GRÁFICO 2. Densidades estimadas de los puntos de giro agregados durante contracciones

NOTAS: Cada panel muestra, primero, la función de densidad estimada en torno al pico que da origen a la contracción, centrada en su moda en el momento 0, con un soporte de 18 meses antes y después de la moda. Luego se presenta la función de densidad estimada en torno a la cima que termina la contracción, con un soporte total también de 36 meses. Las líneas punteadas verticales marcan el intervalo de 95% confianza de la moda estimada. En el panel (f), las densidades con líneas discontinuas son estimadas únicamente para los indicadores con información completa desde 1992.

simas centrada en 2015 presenta una segunda moda de menor tamaño y relevancia en 2014. El resultado final es que esta fase contractiva es la de mayor duración, de más de 24 meses en contraste con, por ejemplo, los 14 meses del episodio de 1998 a 1999.

Surgen dos posibles explicaciones. La primera es que la economía peruana haya experimentado un cambio estructural en el comportamiento de sus indicadores de actividad individuales y su relación con el ciclo de referencia. A pesar de su importancia, indagar más en este importante análisis escapa al alcance de este estudio.

La segunda es más artificial. Recuérdese que aproximadamente el 10 por ciento de las series en la base de datos solo reportan información desde inicios de la década de 2000. Así, la información de estas series ha sido utilizada para determinar los últimos puntos de giro, pero ha sido ignorada para la determinación de los puntos de giro anteriores, sobre todo durante la década de 1990. De esta forma, podría suponerse que los indicadores “nuevos” que completan la base de datos recogen un comportamiento sistemáticamente distinto al de los indicadores “viejos” con los que se dispone información completa. Para descartar esta conjetura, en el panel (f) del Gráfico 2 se muestran las densidades calculadas con todos los indicadores de la base de datos (líneas continuas) en comparación con densidades que utilizan únicamente información de los indicadores con información completa (líneas discontinuas). Es claro que no existe ninguna diferencia cualitativa importante entre ambos conjuntos de información, lo que confirma que la dinámica de la última fase contractiva se asocia con temas mucho más fundamentales que la mera selección de indicadores individuales de actividad.

3.3 CONCORDANCIA

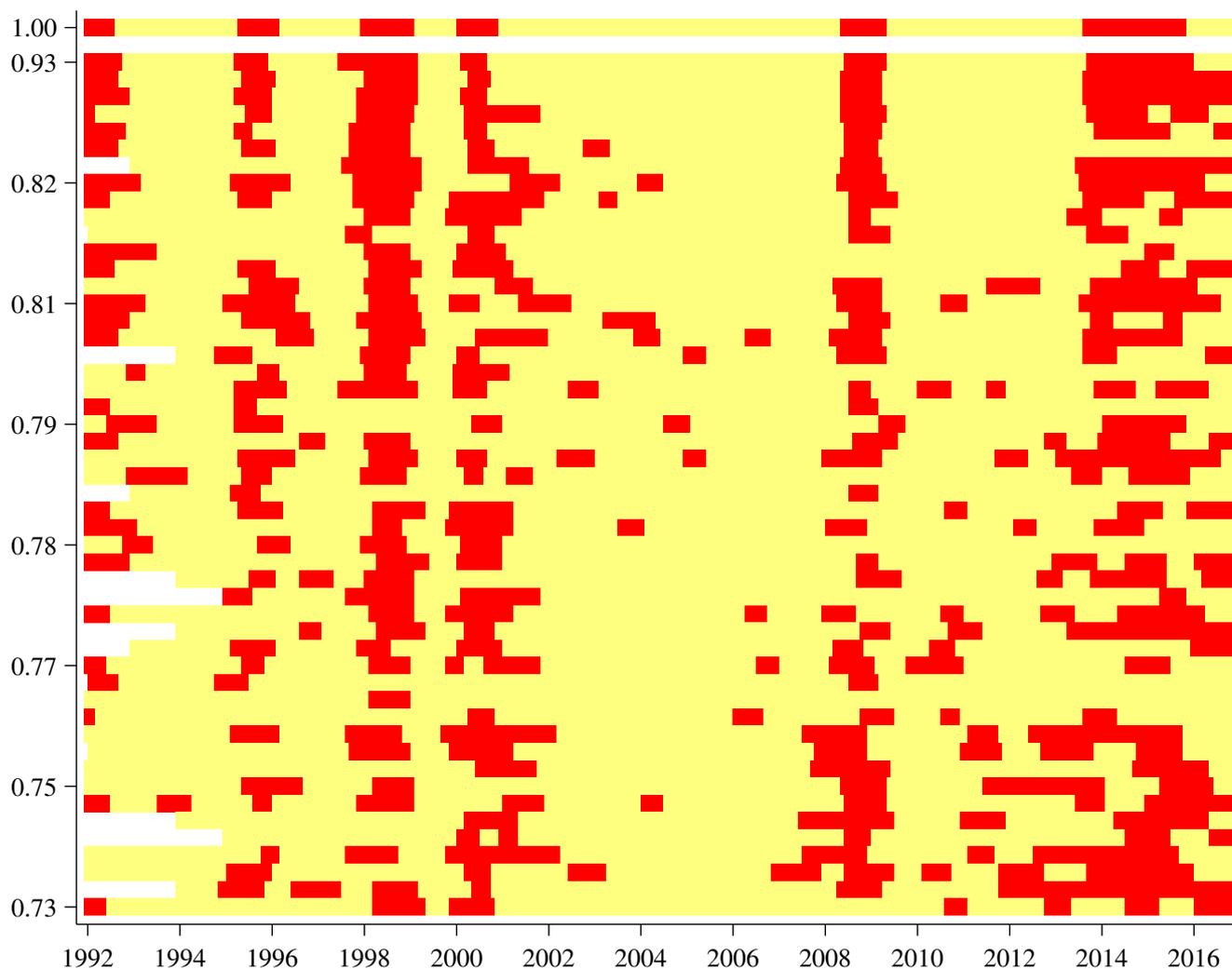
Como una manera alternativa de presentar los resultados, el Gráfico 3 (p. 69) muestra un mapa de calor que marca las expansiones (color claro) y contracciones (color oscuro) del ciclo de referencia (ubicado a la altura de 1.00). El Gráfico presenta también las fases de los 50 indicadores individuales que presentaron la mayor concordancia con el ciclo de referencia, ordenados por el valor del estadístico C_i . Así, no debe sorprender que la ocurrencia de fases contractivas en los indicadores de mayor concordancia coincida de una manera más clara con las fases contractivas del ciclo de referencia, y que esta asociación se vaya debilitando conforme va cayendo el valor de C_i .

El Gráfico 3 ilustra varias conclusiones de interés. Primero, el ciclo de referencia es un reflejo de lo ocurrido por la mayoría de series individuales y no necesariamente lo ocurrido con series específicas. Por ejemplo, muchos indicadores mostraron breves episodios de contracción durante la fase expansiva de 2001 a 2008. Puede concluirse lo mismo durante el periodo de 2010 a 2013. Segundo, se confirma que los puntos de giro previamente identificados, en efecto, marcan el inicio de distintas fases. Ello es particularmente cierto durante la década de 1990, caracterizada por ciclos volátiles con fases expansivas (de 1996 a 1998 y de 1999 a 2000) y contractivas (de 1995 a 1996 y de 1998 a 1999) de corta duración.

Tercero, se aprecia nuevamente el incremento de la dispersión de fases en torno a la última contracción. Ello por la ocurrencia de contracciones individuales durante la expansión agregada de 2009 a 2013, así como por la ocurrencia de expansiones durante la posterior contracción agregada de fines de 2013 a fines 2015. Incluso la sima agregada de fines de 2015 no se registra en un buen conjunto de indicadores individuales que permanecen en fase contractiva hasta el final de la muestra.

Es importante enfatizar que la elección de la moda como medida representativa de la ocurrencia del punto de giro agregado brinda robustez al análisis y a los resultados. La moda de una distribución no es sensible a *outliers* o a la exclusión de un número limitado de observaciones. Por ello, las características del ciclo de referencia previamente documentado se mantienen inalteradas ante variaciones en la base

GRÁFICO 3. Mapa de calor



NOTAS: Los recuadros de color claro son periodos en fase expansiva, mientras que los de color oscuro indican periodos en fase contractiva. Sobre el valor 1.00 se presentan los resultados del ciclo de referencia. Luego, los resultados de los 50 indicadores individuales con mayor concordancia (significativa). Los indicadores son ordenados descendemente de acuerdo con el valor de su concordancia (de 0.93 a 0.73), que se muestra en el eje vertical.

de datos, en especial ante la exclusión de grupos de indicadores individuales, aunque estos sean de alta concordancia. De hecho, con el ánimo de marcar una distancia respecto a la investigación previa, el PBI no forma parte de la base de datos, pero los resultados obtenidos tras incluir este indicador son virtualmente los mismos.

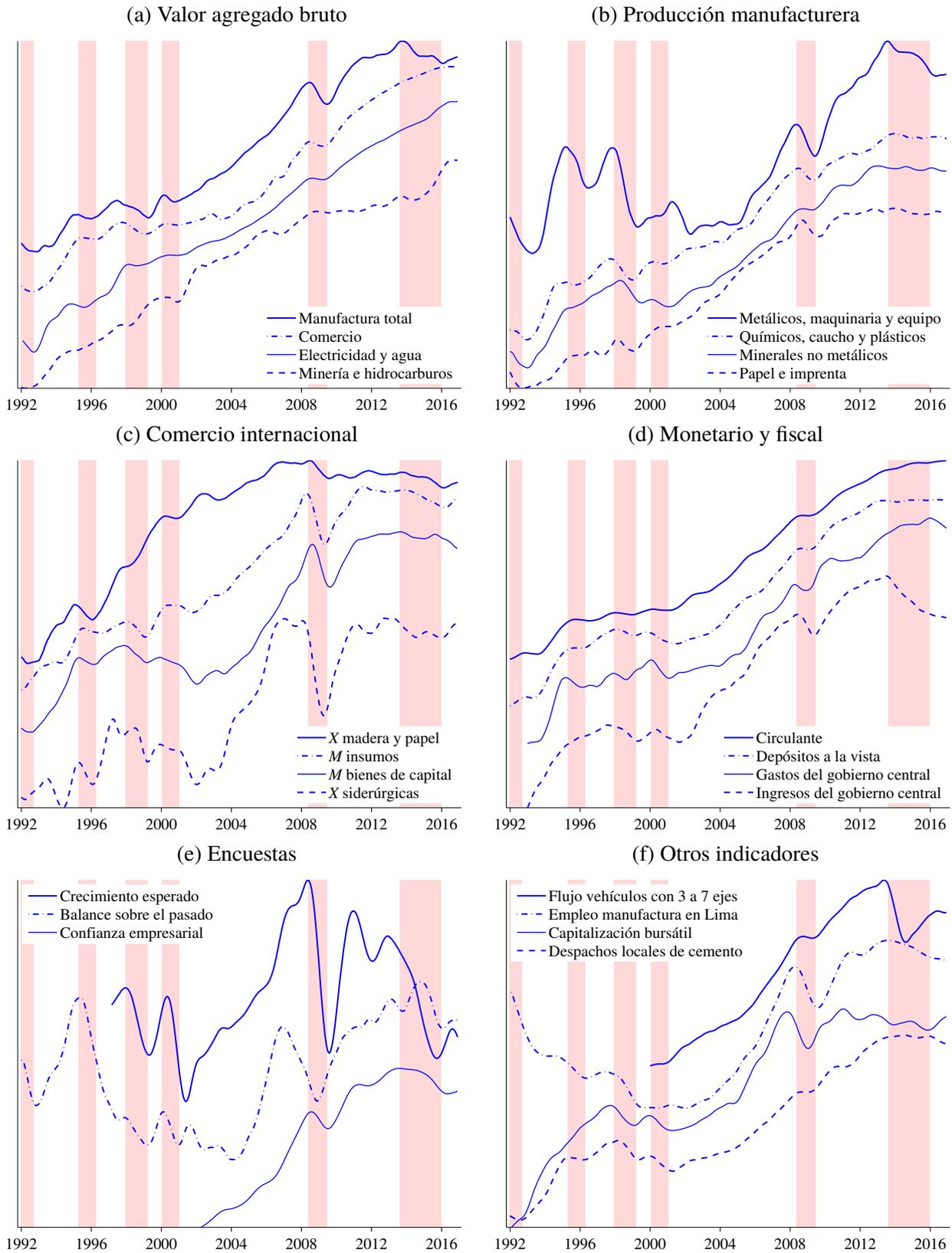
De los 145 indicadores que componen la base de datos, 70 resultaron tener una asociación significativa, al 5% de confianza, con el ciclo de referencia, de acuerdo con la prueba θ de Artis y otros (2004). El Cuadro 2 (p. 70) presenta la lista de estos indicadores, ordenados por concordancia, mientras que el Gráfico 4 (p. 71) muestra la evolución de una selección de estos indicadores con concordancia significativa. Es bueno mencionar que se encuentran indicadores con asociación significativa para todas y cada una de las categorías consideradas en la sección 2, lo que ilustra claramente que el ciclo de referencia representa, en efecto, una noción amplia de “actividad económica”.

CUADRO 2. Indicadores individuales según concordancia con el ciclo de referencia

	C	θ		C	θ
1. Manufactura total	0.93	5.56	50. Madera y muebles	0.73	2.98
2. Expectativas empresariales	0.92	3.83	51. Otros productos textiles	0.73	2.84
3. Importaciones totales	0.88	4.76	52. Muebles	0.72	2.06
4. Productos químicos, caucho y plásticos	0.87	4.57	53. Términos de intercambio	0.72	3.34
5. VAB Comercio	0.85	4.17	54. Productos alimenticios diversos	0.71	2.41
6. Flujo de vehículos pesados con 3 a 7 ejes	0.83	2.51	55. Importaciones de equipo de transporte	0.71	2.57
7. Productos metálicos, maquinaria y equipo	0.83	4.17	56. Textil, cuero y calzado	0.70	2.72
8. Ingresos corrientes del gobierno central	0.82	3.49	57. Balance sobre el pasado	0.70	2.61
9. Índice de producción industrial	0.82	3.53	58. Fibras artificiales	0.70	2.82
10. Importaciones de bienes de capital	0.81	4.01	59. Exportaciones siderúrgicas	0.70	2.67
11. Depósitos a la vista	0.81	3.36	60. Cerveza y malta	0.69	2.26
12. Material de transporte	0.81	4.21	61. Empleo manufactura en Lima	0.69	2.95
13. Liquidez en soles	0.81	3.11	62. Exportaciones textiles	0.68	2.24
14. Importaciones de consumo duradero	0.81	3.52	63. Exportaciones de pesca no tradicionales	0.68	2.20
15. Despachos locales de cemento	0.81	3.34	64. Crédito sobre liquidez en soles	0.66	2.23
16. Importaciones de insumos	0.80	3.45	65. Papel y cartón	0.65	2.45
17. Explosivos, esencias naturales y químicas	0.80	3.22	66. Maquinaria eléctrica	0.65	2.16
18. Crecimiento esperado	0.80	3.55	67. Madera	0.65	2.74
19. Pinturas, barnices y lacas	0.79	3.71	68. Hilados, tejidos y acabados	0.64	2.16
20. Productos minerales no metálicos diversos	0.79	3.67	69. Manufacturas diversas	0.63	2.27
21. Producción de energía eléctrica	0.79	3.18	70. Empleo manufactura, 10 a 49 trabajadores	0.62	2.44
22. Caucho	0.79	3.85	71. Ahorro en soles	0.77	1.96
23. Servicios industriales	0.79	3.20	72. Importaciones de capital industrial	0.72	1.94
24. Industria de papel e imprenta	0.79	3.18	73. Exportaciones de petróleo y gas	0.68	1.90
25. Dinero	0.79	2.73	74. Producción industrial de EEUU	0.75	1.87
26. Alimentos para animales	0.78	2.95	75. Plásticos	0.73	1.84
27. Actividades de impresión	0.78	3.08	76. Empleo urbano, más de 50 trabajadores	0.75	1.82
28. VAB Construcción	0.78	3.07	77. Exportaciones agroindustriales	0.75	1.81
29. Envases de papel y cartón	0.78	3.02	78. Productos farmacéuticos y medicamentos	0.62	1.81
30. Minerales no metálicos	0.78	2.99	79. Recaudación del impuesto a la renta	0.70	1.79
31. Circulante	0.78	2.49	80. Impuesto a la renta de personas jurídicas	0.70	1.79
32. Recaudación del IGV interno	0.77	2.46	81. Empleo en Lima	0.73	1.71
33. Materiales para la construcción	0.77	2.94	82. Empleo comercio, 10 o más trabajadores	0.72	1.62
34. Ventas de barras de construcción	0.77	3.08	83. Conservas y productos congelados de pescado	0.62	1.59
35. VAB Minería e hidrocarburos	0.77	2.52	84. Exportaciones mineras	0.68	1.58
36. Cuasidinero	0.77	2.12	85. Plaguicidas y abonos compuestos	0.62	1.52
37. Gastos no financieros del gobierno central	0.77	2.38	86. Flujo de vehículos pesados	0.74	1.45
38. Industria del hierro y acero	0.76	3.05	87. Sustancias químicas básicas	0.68	1.44
39. Empleo manufactura, más de 50 trabajadores	0.76	3.34	88. Productos cárnicos	0.74	1.38
40. Índice general de la BVL	0.75	3.14	89. Gastos de capital del gobierno central	0.66	1.34
41. Importaciones de insumos industriales	0.75	2.48	90. Productos lácteos	0.69	1.31
42. Capitalización bursátil	0.75	2.54	91. Conservas de alimentos y bebidas alcohólicas	0.68	1.29
43. Impuesto a la renta de personas naturales	0.75	2.05	92. Productos de tocador y limpieza	0.66	1.29
44. Productos metálicos	0.75	2.96	93. Importaciones de materiales de construcción	0.60	1.24
45. Tejidos y artículos de punto	0.74	2.10	94. Empleo comercio en Lima	0.72	1.22
46. Exportaciones de madera y papel	0.74	2.78	95. Exportaciones agrícolas	0.57	1.18
47. Índice selectivo de la BVL	0.74	2.73	96. Empleo servicios en Lima	0.71	1.15
48. Prendas de vestir	0.74	2.91	97. Empleo servicios, más de 50 trabajadores	0.73	1.15
49. Cemento	0.74	2.09	98. Futuro será mejor	0.61	1.15

NOTAS: Los primeros 70 indicadores presentan una concordancia estadísticamente significativa al 5% de confianza, $\theta > 1.96$, y están ordenados descendemente por el valor de C. El resto de indicadores están ordenados descendemente por el valor de θ .

GRÁFICO 4. Selección de indicadores de concordancia significativa con el ciclo de referencia



NOTAS: Trayectorias del componente tendencia-ciclo de los logaritmos de los indicadores individuales. Las áreas sombreadas marcan las fases de contracción del ciclo de referencia.

3.4 ÍNDICE DE DIFUSIÓN

Las inferencias sobre el ciclo de referencia pueden entenderse como un problema de extracción de señales, donde aquellos indicadores con concordancia significativa forman parte de la señal relevante, mientras que los otros incrementan el ruido del problema. Esta interpretación es particularmente útil para el diseño de un *índice de difusión*. Este es un indicador coincidente de actividad económica definido simplemente como el porcentaje de series que en el periodo t se encuentran en fase expansiva. A saber:

$$\mathcal{D}_t = \frac{100}{n} \sum_{i=1}^n E_{it}.$$

El índice \mathcal{D}_t usualmente se interpreta como una medida de la dispersión de la tendencia de la actividad económica. Durante fases expansivas, \mathcal{D}_t adopta valores elevados, mientras que \mathcal{D}_t reporta cifras reducidas durante contracciones. Más aún y por construcción, los puntos de inflexión en el índice de difusión anteceden los puntos de giro agregados. Concretamente, los picos agregados son precedidos de máximos locales en el índice de difusión, que ocurren aproximadamente en el momento medio de una expansión, mientras que las simas agregadas son precedidas de mínimos locales en \mathcal{D}_t , que ocurren cerca del periodo medio de una expansión.

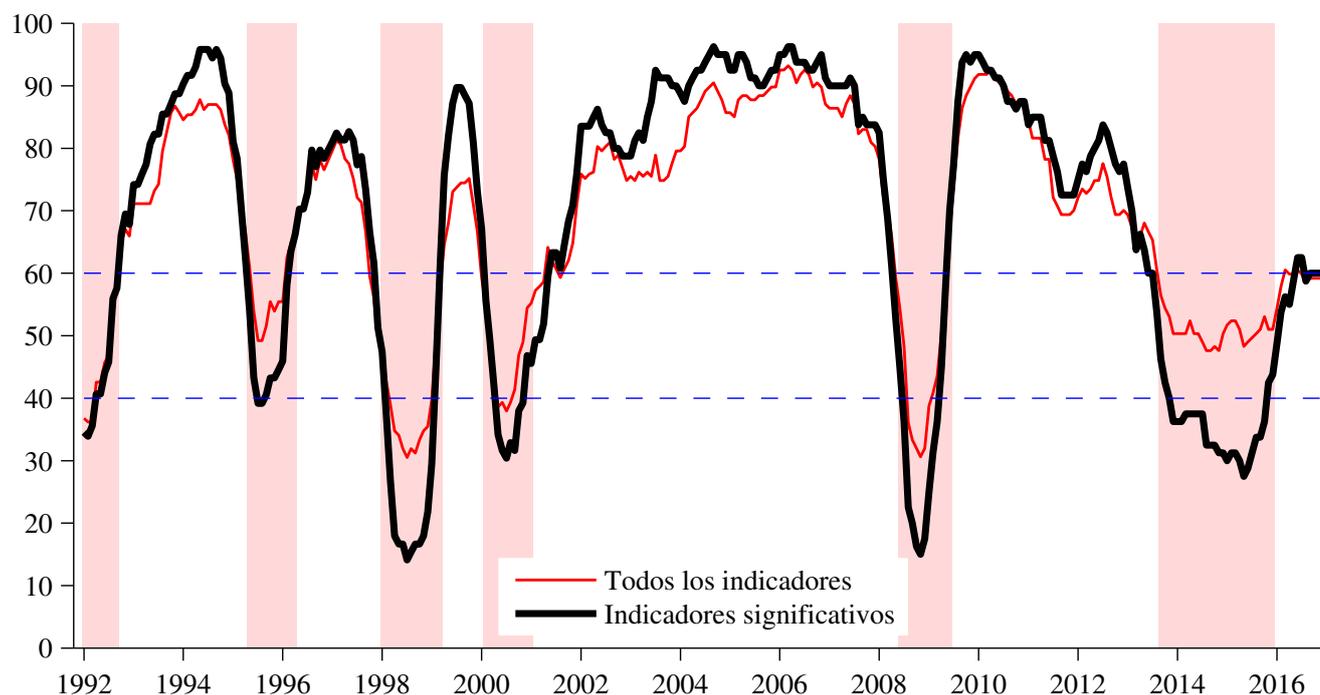
El Gráfico 5 (p. 73) presenta la evolución de dos índices de difusión. El primero (la línea delgada) utiliza los 145 indicadores disponibles, mientras que el segundo (la línea gruesa) promedia únicamente los 70 indicadores cuyas concordancias resultaron ser estadísticamente significativas (véase el Cuadro 2). El valor de referencia del índice de difusión es 50, de modo que $\mathcal{D}_t < 50$ durante contracciones. Este comportamiento es ciertamente el observado en ambos índices, aunque en el caso del primer índice se consigue una señal débil, $\mathcal{D}_t \approx 50$ durante la última contracción.

La señal asociada con el segundo índice es visiblemente superior a la del primero, y este indicador refinado marca claramente las fases del ciclo de referencia. En particular, el inicio de todas las fases contractivas identificadas se asocian con una transición rápida del índice de difusión de valores superiores a 60 (cómodamente por encima de 50) a valores cercanos y usualmente inferiores a 40 (razonablemente inferior a 50); durante la contracción, el índice de difusión tiende a mantenerse en valores menores que 40. Asimismo, las fases expansivas comienzan con un paso rápido de valores menores que 40 a valores superiores a 60; el índice adopta valores superiores a 60 mientras esta fase dura.

El Gráfico 5 deja en claro que la cronología establecida y el comportamiento del índice de difusión son dos caras de una misma moneda. El índice de difusión es, de hecho, un estimador crudo de la probabilidad de encontrarse en expansión o contracción, que son las fases del ciclo de referencia que los puntos de giro agregados delimitan. No obstante, en principio el cálculo del índice de difusión no requiere determinar estos puntos de giro. En nuestro análisis, la determinación de los puntos de giros agregados permitieron establecer el ordenamiento de concordancia que luego sería usado para refinar al índice, pero no para calcularlo.

Por ello, en la práctica el declarar el final de una fase contractiva ocurre varios meses después de que la fase concluyó. Por ejemplo, el comité del NBER declaró una sima ocurrida en Junio de 2009 recién a finales de setiembre de 2010 (www.nber.org/cycles/sept2010.html). En cambio, el índice de difusión tiene el valor práctico de que puede ser utilizando para el monitoreo del estado de la economía en tiempo real, ya que su comportamiento estaría indicando si una economía en contracción estaría comenzando a dar primero las señales de recuperación y luego las señales de expansión.

GRÁFICO 5. Índices de difusión



NOTAS: La línea delgada es el índice de difusión que involucra a las 145 series de la base de datos; la línea gruesa, el índice de difusión que incluye únicamente 70 indicadores de concordancia significativa. Las áreas sombreadas marcan las fases de contracción del ciclo de referencia.

4 DISCUSIÓN Y COMENTARIOS FINALES

El primer objetivo de este estudio ha sido establecer una cronología de los ciclos económicos en el Perú en los últimos 25 años, con la mayor cantidad de información pública disponible. Para ello, se implementó metodologías diseñadas para reproducir las conclusiones alcanzadas por los comités de fecho sobre el estado de otras economías.

La cronología propuesta da una caracterización de las fases de la actividad económica peruana que, en líneas generales, corresponde a la narrativa histórica sobre el desempeño de la economía peruana desde inicios de la década de 1990. Así, una conclusión de importancia es que los ciclos en la década de 1990 son típicamente más volátiles y de menor duración que los ciclos registrados durante las décadas de 2000 y 2010. Por su parte, llama particularmente la atención el comportamiento disperso de los indicadores económicos en torno a la última fase contractiva identificada, de 2013 a 2015, que resulta ser, en meses, la de mayor duración. Entender mejor este cambio y sus consecuencias resulta ser una pregunta de interés para investigaciones futuras.

Estos resultados sobreviven varias pruebas de robustez no reportadas (pero que pueden ser solicitadas al autor). Los resultados no son sensibles a la exclusión de indicadores económicos. Por ejemplo, si la base de datos se restringiera únicamente a aquellos indicadores con información desde inicios de la década de 1990, los puntos de giros agregados seguirían cayendo dentro de los intervalos de confianza reportados en el Cuadro 1 (véase, por ejemplo, el panel (f) del Gráfico 2). Ocurre lo mismo si el análisis solo incluyera indicadores de concordancia significativa. Asimismo, las fechas de los puntos de giro agregados no cambian, o lo hacen de manera muy marginal, ante distintas elecciones de la función kernel $K(\cdot)$, o distintas calibraciones del ancho de banda h , de entre 4 y 8 meses. En este último punto sería interesante

CUADRO 3. *El ciclo de referencia y los sectores económicos*

Fase	↑	↓	↑	↓	↑	↓	↑	↓	↑	↓
Año inicio	1992	1995	1996	1998	1999	2000	2000	2008	2009	2013
Año fin	1995	1996	1998	1999	2000	2000	2008	2009	2013	2015
Duración (meses)	32	11	21	14	11	10	90	12	51	27
Manufactura no primaria	8.7	-1.9	5.5	-10.2	7.4	-0.7	5.3	-10.6	5.8	-2.6
Comercio	9.0	-0.8	4.7	-5.2	5.7	-0.5	4.3	-2.1	6.3	3.5
Construcción	16.0	-5.6	8.7	-10.1	-0.6	-17.7	6.5	2.4	7.7	-1.9
Minería e hidrocarburos	7.5	5.6	5.5	10.0	5.5	-3.2	4.9	0.9	2.3	5.9
PBI	7.9	2.5	2.4	9.1	7.5	-0.0	4.0	-0.6	2.6	2.8

NOTAS: Las cifras son las tasas de crecimiento promedio anualizadas de los índices de valor agregado bruto sectoriales agregados durante las distintas fases del ciclo económico.

indagar si estas calibraciones son cercanas a la determinación de anchos de banda (es decir, el grado de suavizamiento de las densidades estimadas) “óptimos”, o si este ancho de banda “optimizado” habría también cambiado a lo largo de la muestra.

Una posible crítica es que los 145 indicadores económicos considerados reciben exactamente el mismo peso, la misma importancia, en nuestro análisis. Ello sesgaría la medición del ciclo de referencia hacia los sectores con mayor representación en nuestra base de datos, ya que la importancia de los diversos sectores económicos que agregan a la “actividad económica” sería determinada por la disponibilidad de información, mas no por su importancia real en la economía peruana. Por ejemplo, la base de datos incluye mucho más indicadores – tanto de producción, empleo y comercio internacional – del sector manufacturero que de otros sectores de la economía.

Una breve exploración sobre este punto se muestra en el Cuadro 3, donde se presentan las tasas de crecimientos de índices de valor agregado bruto agregado sectoriales durante las fases del ciclo de referencia. Los índices sectoriales han sido ordenados por concordancia. Por ello, no debería sorprender que el índice de VAB de manufactura no primaria caiga en todas las fases contractivas y se incremente durante todas las fases expansivas. El índice de VAB de comercio muestra también alta concordancia, aunque permanece expandiéndose durante la fase contractiva de 2013 a 2015. Por su parte, el índice de VAB de construcción presenta dos disasociaciones con el ciclo de referencia: cae durante la fase expansiva de 1999 a 2000 y crece durante la contracción de 2008 a 2009. Finalmente, el VAB de minería e hidrocarburos únicamente se contrae durante una fase contractiva del ciclo agregado.

Estas cifras sugieren que, si bien hay preponderancia del sector manufacturero, el ciclo de referencia se asocia significativamente también con otros sectores económicos de importancia. Ello es así no solo por la inclusión directa de indicadores de actividad de estos sectores en la base de datos – por ejemplo, despachos locales de cemento – sino por la inclusión también de indicadores indirectos de actividad económica que capturarían dinámicas agregadas más allá de la manufacturera – por ejemplo, recaudación tributaria o agregados monetarios.

No obstante, algunos sectores, notablemente el de servicios, estarían fuertemente subrepresentados en nuestro análisis. Ello podría ser parte de la explicación de por qué el PBI, que no ha sido incluido en la base de datos, resulta ser un indicador de concordancia, aunque significativa, media y no alta ($C = 0.76$ y $\theta = 2.58$): de haber sido incluido en el Cuadro 2, el PBI ocuparía el puesto 40. El análisis podría ser extendido con estas consideraciones de representatividad sectorial fácilmente, ya que el tratamiento de [Stock y Watson \(2014\)](#) incluye la posibilidad de asignar pesos a los indicadores económicos individuales.

La cronología presentada no está libre de controversias. Llama en especial la atención el breve periodo de expansión durante 1999. Como se mencionó, tanto la cima que marca el inicio de la expansión a inicios de 1999 como el pico que marca su fin a inicios de 2000 son claramente identificados en los datos. Ello sería el resultado de fuertes “rebotes estadísticos” en varios de los indicadores económicos, como sugiere el comportamiento de los índices VAB de manufactura no primaria o de comercio presentados en el Cuadro 3. Obedeciendo a esta evidencia, se ha insistido en dividir al periodo de 1998 a 2001 en tres fases: contracción, corta expansión y nueva contracción. No obstante, para muchos expertos el año 1999 es recordado como un año de estancamiento, no de recuperación, por lo que posiblemente, a pesar de los rebotes mencionados, sientan que una mejor caracterización de ese periodo es el de una única y prolongada contracción de cerca de tres años de duración (una dinámica similar a la del VAB de construcción del Cuadro 3). Son justamente estos dilemas entre los cambios cuantitativos de los datos y la percepción más cualitativa sobre el estado de la economía los que dan un valor fundamental a los comités de fechado. Este estudio ha intentado imitar a dicho comité, pero no reemplazarlo.

El segundo objetivo planteado ha sido el de explorar el diseño inicial de un índice coincidente de actividad económica. Consideramos que el índice de difusión propuesto podría ser de utilidad para el caso peruano. Como se mencionó, si bien es cierto que este índice marca las fases del ciclo de referencia de forma clara, su cálculo es finalmente independiente de nuestro conocimiento sobre los puntos de giro agregados. Ello permite que el índice de difusión provea señales sobre el estado de la economía mucho antes de estar en la capacidad de declarar el fin de una fase en el ciclo de referencia. No obstante, en tiempo real este índice estaría sujeto a revisiones ya que los datos sobre los que se basa son suavizados. Cómo las revisiones de los indicadores individuales afectan las revisiones del índice de difusión y sobre todo sus propiedades en tiempo real para guiarnos en el monitoreo de la actividad económica son preguntas que forman parte de una agenda de investigación futura.

REFERENCIAS

- Artis, M., M. Marcellino y T. Proietti (2004), “Dating business cycles: A methodological contribution with an application to the euro area”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66(4), 537-565.
- Bry, G. y C. Boschan (1971), *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, NBER / UMI.
- Dagum, E. B. y N. Laniel (1987), “Revisions of trend-cycle estimators of moving average seasonal adjustment methods”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 5(2), 177-189.
- Escobal, J. y J. Torres (2002), “Un sistema de indicadores líderes del nivel de actividad para la economía peruana”, Grupo de Análisis para el Desarrollo, Documento de trabajo 39.
- Findley, D.F., B. C. Monsell, W. R. Bell, M. C. Otto y B. C. Chen (1998), “New capabilities and methods of the X-12-ARIMA seasonal-adjustment program”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(2), 127-152.
- Ghysels, E. (1997), “Seasonal adjustment and other data transformations”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(4), 410-418.
- Gómez, V. y A. Maravall (1996), “Programs TRAMO (Time series Regression with ARIMA noise, Missing values, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in ARIMA Time Series): Instructions for the User”, Research Department, Banco de España, Working Paper 9628.
- Gómez, V. y A. Maravall (2000), “Seasonal adjustment and signal extraction in economic time series”, en Peña, D., G. C. Tiao y R. S. Tsay (eds.), *A Course in Time Series Analysis*, ch. 8, 202-247, Wiley.

- Harding, D. y A. Pagan (2002), “Dissecting the cycle: A methodological investigation”, *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365-381.
- Harding, D. y A. Pagan (2005), “A suggested framework for classifying the modes of cycle research”, *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 151-159.
- Harding, D. y A. Pagan (2006), “Synchronization of cycles”, *Journal of Econometrics*, 132(1), 59-79.
- Ladiray, D. y B. Quenneville (2001), *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*, Lecture Notes in Statistics 158, Springer.
- Layton, A. P. y G. H. Moore (1989), “Leading indicators for the service sector”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(3), 379-386.
- Moore, G. H. (1989), *Business Cycles, Inflation, and Forecasting*, 2da edición, NBER Studies in Business Cycles 24, Ballinger.
- Morón, E., C. Casas y E. Carranza (2002), “Indicadores líderes para la economía peruana”, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico, Documento de trabajo 49.
- Ochoa, E. y J. Lladó (2003), “Modelos de indicadores líderes de actividad económica para el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 10.
- Pérez Forero, F., O. Ghurra Aguilar y R. Grandez Vargas (2017), “Un indicador líder de actividad real para el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de trabajo 2017-01.
- Pesaran, M. H. y M. Weale (2006), “Survey expectations”, en Graham, E., C. W. J. Granger y A. Timmermann (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, Elsevier, vol 1, cap. 14, 715-776.
- Schuldt, J. (2004), *Bonanza Macroeconómica y Malestar Microeconómico: Apuntes para el Estudio del Caso Peruano, 1988-2004*, Lima: Fondo Editorial de la Universidad del Pacífico.
- Stock, J. H. y M. W. Watson (2010), “Indicators for dating business cycles: Cross-history selection and comparisons”, *American Economic Review*, A 100(2), 16-19.
- Stock, J. H. y M. W. Watson (2014), “Estimating turning points using large data sets”, *Journal of Econometrics*, 178(P2), 368-381.
- Winkelried, D. (2013), “Modelo de Proyección Trimestral del BCRP: Actualización y novedades”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 26, 9-60.
- Zarnowitz, V. (1996), *Business Cycles: Theory, History, Indicators, and Forecasting*, NBER Studies in Business Cycles 27, University of Chicago Press.