BANCO CENTRAL DE COSTA RICA

DOCUMENTOS DE TRABAJO

N.º 01|2025

Crecimiento en riesgo en Costa Rica: una perspectiva desde una economía pequeña y abierta.

David Ching Vindas

Carlos Segura-Rodriguez

Fotografía de portada: “Presentes”, conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

Crecimiento en riesgo en Costa Rica: una perspectiva desde una economía pequeña y abierta.

David Ching Vindas[†] Carlos Segura-Rodriguez[‡]

Las ideas expresadas en este documento son del autor y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

Resumen

Este trabajo presenta una nueva estimación de un Índice de Condiciones Financieras (ICF) y, con base en Adrian, Boyarchenko y Giannone (2019), el primer análisis de crecimiento en riesgo (Growth-at-Risk) para la economía costarricense. El ICF se construye con la metodología de factores dinámicos a partir de 1996. Se utiliza la propuesta de Stock y Watson (2002) para incluir variables para las que se tiene información para años posteriores. El ICF replica de manera apropiada los episodios recientes de condiciones financieras restrictivas y laxas. En el análisis de crecimiento en riesgo, se incluyó el impacto de los términos de intercambio para captar riesgos internacionales relevantes para una economía pequeña y abierta como Costa Rica. Los resultados indican que, a un trimestre y a cuatro trimestres, tanto las condiciones financieras restrictivas como la mejora en los términos de intercambio tienen un efecto negativo y estadísticamente significativo para el percentil 5, pero no para los demás percentiles ni en el nivel promedio. Esto subraya la importancia de evaluar cómo las condiciones financieras y los términos de intercambio influyen en los riesgos para el crecimiento económico futuro.

Palabras clave: Crecimiento en riesgo, condiciones financieras, términos de intercambio.

Clasificación JEL: C21, C38, E44, F43.

[†]Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. chingvd@bccr.fi.cr.
[‡]Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. segurarc@bccr.fi.cr.

Growt-at-risk in Costa Rica: an open and small economy perspective

David Ching Vindas[†] Carlos Segura-Rodriguez[‡]

The ideas expressed in this paper are those of the author and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

Summary

This paper presents a new estimation of a Financial Conditions Index (FCI) and, following Adrian et al. (2019), the first growth-at-risk analysis for the Costa Rican economy. The FCI is constructed using the dynamic factor model technique since 1996. For those variables that are reported after this date, we use Stock y Watson (2002) proposal to fill for the missing values. The FCI effectively captures recent episodes of restrictive and lax financial conditions. The growth-at-risk analysis incorporates the impact of terms of trade to account for international risks relevant to a small, open economy like Costa Rica. The results show that, at one and four quarters ahead, both restrictive financial conditions and improvements in terms of trade have a negative and statistically significant effect on the 5th percentile of growth, but not on other percentiles or on the expected value. This underscores the importance of assessing how financial conditions and terms of trade influence risks to future economic growth.

Key words: Growth-at-risk, financial conditions, terms of trade.

JEL Codes: C53, E23, E27, E32, E44.

[†]Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. chingvd@bccr.fi.cr.
[‡]Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. segurarc@bccr.fi.cr.

1. Introducción

La relación entre las condiciones financieras y la economía real ha sido un tema ampliamente explorado en la literatura económica. Particularmente, posterior a la crisis internacional de 2008-2009, quedó claro que las tensiones en los mercados financieros podían generar impactos significativos en el sector real. Esto ha vuelto imperativo desarrollar indicadores claros que permitan determinar el estado de las condiciones financieras y comprender más a fondo la relación entre tensión financiera y crecimiento real de la economía. El presente documento se centra en estas dos dimensiones.

En el pasado, el enfoque común para determinar la relación entre las tensiones financieras y la economía era realizar análisis basados en promedios observados. Sin embargo, estos estudios suelen ocultar las dinámicas que ocurren en escenarios extremos. Estudios recientes, como los de Adrian et al. (2019), evidencian que las condiciones financieras restrictivas tienen un impacto más pronunciado en los momentos de bajo crecimiento, lo que refuerza la importancia de evaluar los riesgos asociados a las condiciones financieras.

En particular, la metodología conocida como ”crecimiento en riesgo” (Growth-at-Risk) se ha propuesto como una herramienta clave para proyectar el impacto de las condiciones financieras en los escenarios de bajo crecimiento económico. Estas proyecciones permiten a los responsables de política económica anticipar y mitigar los efectos adversos de un entorno financiero restrictivo. En este sentido, Adrian et al. (2019) propusieron utilizar regresiones cuantílicas para estimar cómo las condiciones financieras afectan distintos percentiles de la distribución del crecimiento económico esperado. Con el uso de técnicas paramétricas o no paramétricas, dichas estimaciones permiten obtener una proyección completa de la distribución de probabilidades del crecimiento económico futuro.

En este contexto, el presente trabajo tiene dos objetivos principales; el primero es proponer una nueva metodología para el ICF publicado por el Banco Central de Costa Rica (BCCR) que fue desarrollada por Álvarez (2016). Para generar este nuevo indicador se incluyen variables financieras que no estaban disponibles en ese momento y explora el uso de factores dinámicos en lugar del Análisis de Componentes Principales para la construcción del índice.

El segundo objetivo es desarrollar el primer análisis de crecimiento en riesgo para Costa Rica. Esta estimación busca identificar cómo las condiciones financieras han influido en el

crecimiento económico en el pasado y, al mismo tiempo, proporcionar una herramienta que permita anticipar posibles desaceleraciones derivadas de un entorno financiero restrictivo.

Una contribución clave de este trabajo es incorporar en el análisis del crecimiento en riesgo el efecto de la coyuntura internacional en el entorno local, un aspecto fundamental para una economía pequeña y abierta como la costarricense. En particular, se incluye en las regresiones cuantílicas la variable de los términos de intercambio, definidos como la relación entre los precios de exportación y los precios de importación. Desde un punto de vista teórico, una mejora en los términos de intercambio debería tener un impacto positivo en la producción local, al aumentar los ingresos por exportaciones en comparación con los costos de importación.

Los resultados muestran que la utilización de nuevas series de tiempo financieras y la aplicación de factores dinámicos generan un ICF que difiere sustancialmente del que se genera a partir de la metodología de Álvarez (2016). Además, se observa que, en promedio, ni las condiciones financieras ni los términos de intercambio tienen un efecto significativo sobre el crecimiento futuro de la economía.

Sin embargo, las regresiones cuantílicas revelan que el impacto de estas variables difiere según la posición en la distribución del crecimiento económico esperado. Para el percentil 5, que representa tasas de crecimiento bajas, condiciones financieras restrictivas o cambios favorables en los términos de intercambio tienen un efecto negativo en el crecimiento proyectado para el trimestre siguiente. Por el contrario, en el percentil 95, ambos factores tienen un efecto positivo, lo que refleja la naturaleza asimétrica de su impacto. Aunque la dependencia del efecto de las condiciones financieras según el punto de la distribución ha sido ampliamente estudiada, el hallazgo de un comportamiento similar para los términos de intercambio es una contribución novedosa de este estudio.

Hasta donde tienen conocimiento los autores, no existen estudios previos que hayan aplicado la metodología de crecimiento en riesgo al contexto costarricense. En América Latina, sí se han realizado varios estudios sobre esta temática. Por ejemplo, Landaberry, Lluberas y Vidal (2021) analiza el caso de Uruguay, Chicana y Nivin (2021) el de Perú y Busch, Sánchez-Martínez, Rodríguez-Martínez, Montañez-Enríquez y Martínez-Jaramillo (2022) estudian diversas economías de la región. Cabe destacar que la construcción de los índices de condiciones financieras en estos trabajos y el enfoque del análisis y la selección de varabiles cambia en función de los objetivos de cada investigación.

El presente documento se organiza de la siguiente manera. La próxima sección describe las variables financieras utilizadas para construir el ICF y el tratamiento aplicado antes de la estimación del factor. La sección 3 detalla los métodos de estimación utilizados para los factores, tanto estáticos como dinámicos. Las secciones 4 y 5 presentan los principales resultados: la primera sección muestra el ICF estimado mediante la metodología de factores dinámicos, y la segunda analiza el impacto de las condiciones financieras y los términos de intercambio en la distribución de probabilidad del crecimiento económico futuro. Finalmente, la sección 6 expone las principales conclusiones del estudio.

2. Datos

El mayor reto cuando se busca resumir las condiciones financieras de la economía en un solo índicador es determinar cuales variables se deben tomar en cuenta en su elaboración. Para la presente investigación se realizó un exhaustivo proceso de selección y tratamiento de datos en el cual se consideraron 45 series con frecuencia mensual. Todas las series que se analizaron, se espera $a\ priori$, que estén asociados a las condiciones financieras del país.

Los indicadores fueron seleccionados según su disponibilidad y su relación teórica con el sistema financiero. Entre las variables que se incluyeron se encuentran diversas tasas de interés, indicadores generales del sistema financiero, agregados monetarios y crediticios, así como indicadores bancarios e internacionales.

Una vez seleccionadas, las variables se desestacionalizaron y se sometieron a las pruebas Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron para determinar si tenían raíz unitaria. Aquellas series con raíz unitaria se transformaron con el uso de métodos de diferencias simples y diferencias logarítmicas a un mes y a un año, y nuevamente se realizaron las pruebas Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron para asegurar que las nuevas series fueran estacionarias.

Para identificar las variables relevantes se realizaron pruebas de causalidad de Granger entre cada una de las variables mencionadas anteriormente (su transformación estacionaria) y la tasa de variación interanual del Índice Mensual de Actividad Económica. El análisis se realizó desde 1992, o a partir del periodo en que la serie financiera se encuentre disponible. Para la construcción del índice de condiciones financieras se utilizan aquellos indicadores para los que, a un nivel de significancia estadística de 5 %, se puede concluir que causan en el sentido

de Granger al IMAE. Las variables que se utilizan se detallan en el cuadro 3 del anexo A.

3. Estimación con factores estáticos y dinámicos

En la literatura, los dos métodos más usuales para estimar los Índices de Condiciones Financieras (ICF) son el método de Análisis de Componentes Principales (que es una forma de estimar los acá llamados factores estáticos) y el modelo de factores dinámicos. En esta sección, se describen ambos métodos y se argumenta por qué en este estudio se toma como indicador base del ICF la estimación que se obtiene a partir de la segunda técnica. Además, se explica el procedimiento que se utiliza para estimar los factores a partir de un panel no balanceado.

La estimación de factores (o variables latentes) permite resumir la información contenida en un conjunto amplio de variables, en este caso financieras, en unos pocos factores no observables, que se supone determinan el movimiento de las variables observables (véase Stock y Watson (2016)). En este sentido, en la literatura se ha utilizado la estimación del primer factor para resumir en un solo índice las condiciones financieras prevalecientes en la economía.

Para realizar esta aproximación, muchos estudios han utilizado la estimación de **factores estáticos** a partir del uso del Análisis de Componentes Principales. Entre dichos estudios se encuentran Cabrera-Rodríguez, Hurtado-Guarín, Morales y Rojas-Bohórquez (2014), Álvarez (2016) y Landaberry et al. (2021). La idea detrás de esta metodología es suponer que existe un vector de factores F_t que afecta de manera lineal el movimiento de un conjunto de variables X_t de dimensión $N \times T$ y dicha relación se resume en una matriz de coeficientes Λ de dimensión $N \times 1$ que se le conoce como carga factorial. Así, el modelo se puede especificar como

$$X_t = \Lambda F_t' + e_t, \tag{1}$$

donde e_t es un vector de errores de medición.

El Análisis de Componentes Principales impone algunas condiciones de identificación de este modelo.[1] Primero, se supone que las columnas de la matriz Λ son ortonormales y que la covarianza de F_t es diagonal. Para estimar F_t y Λ se minimizan los errores cuadráticos de la ecuación 1 restringido a que se cumplan estas condiciones de identificación.

[1] Este modelo no se encuentra identificado, ya que si se multiplica la matriz Λ por una constante s y F_t por el inverso multiplicativo $1/s$, la ecuación a estimar no se ve afectada.

Al denotar por $\hat{\Sigma}_X$ la varianza muestral de las variables observadas, X_t, la solución de dicho problema es que la carga factorial estimada $\hat{\Lambda}$ corresponde al vector propio de $\hat{\Sigma}_X$ asociado al mayor valor propio, y que el vector de factores estimado corresponde a $\hat{F}_t = N^{-1}\hat{\Lambda}' X_t$. Además, bajo algunos supuestos estándar sobre los errores y si F_t se toma como un parámetro, este es el mejor estimador lineal insesgado de la ecuación 1.

Así, el modelo de factores estáticos solo explota las covarianzas cruzadas entre variables, y no utiliza en la estimación el hecho de que las series de tiempo pueden presentar autocorrelación. Esto llevó a que en la literatura se desarrollara el modelo de **factores dinámicos**; técnica que se ha convertido en la más utilizada para estimar Índices de Condiciones Financieras.[2]

El modelo de factores dinámicos explota la autocorrelación en las variables al introducir una ecuación que modela la persistencia que se podría presentar en el factor. El modelo de **factores dinámicos** corresponde a

$$X_t = \lambda(L) f_t + \epsilon_t \tag{2}$$

$$f_t = \alpha(L) f_{t-1} + \eta_t \tag{3}$$

donde f_t representa el vector de q factores dinámicos, y $\lambda(L)$ y $\alpha(L)$ son matrices polinomiales de rezagos de dimensiones $N \times q$ y $q \times q$, respectivamente. Además, η_t es un vector de dimensión $q \times 1$ de errores en la dinámica de los factores. En el modelo se supone que este último vector de errores no tiene ninguna correlación contemporánea, atrasada o adelantada con el vector de errores ϵ_t.

La estimación de factores dinámicos requiere la estimación del modelo de estado-espacio descrito por las ecuaciones 2 y 3. La estimación directa de la función de verosimilitud de dicho modelo es compleja, por lo que se utiliza el método propuesto por Doz, Giannone y Reichlin (2011) que se implementa en R con el uso del paquete DFMs (véase Krantz (2023)).[3] La propuesta de estimación utiliza un algoritmo EM (en inglés $Expectation\text{-}Maximization\ algorithm$) que se inicia con la estimación de componentes principales, y en cada iteración, dados los factores, se estiman los parámetros (los coeficientes λ y α y las covarianzas de ϵ_t y η_t) con el uso de regresiones de mínimos cuadrados y, dados los parámetros, se actualizan los factores

[2] Brave y Butters (2012) y Caldara, Cascaldi-Garcia, Cuba-Borda y Loria (2021) utilizan métodos basados en modelos de factores dinámicos para obtener Índices de Condiciones Financieras, y Adrian et al. (2019); Adrian, Grinberg, Liang, Malik y Yu (2022) utilizan el Índice desarrollado por Brave y Butters (2012) para sus estimaciones de crecimiento en riesgo.

[3] En esta estimación se impone que f_t es de dimensión uno, que el número de rezagos del polinomio α es 1 y que el error η_t no presenta autocorrelación de ningún orden.

con la aplicación del suavizamiento de Kalman.

Estos métodos de estimación de factores implícitamente suponen que la matriz X_t es balanceada, en el sentido de que todas las variables se encuentran disponibles para el mismo periodo. Sin embargo, en nuestra base de datos contamos con variables que se encuentran disponibles a partir de diferentes momentos del tiempo (en algunos casos inician hasta el 2016). Al mismo tiempo, para poder realizar la estimación de crecimiento en riesgo es necesario contar con una muestra lo más larga posible. Por esta razón, se implementa el algoritmo EM propuesto por Stock y Watson (2002) para incluir todas las series en la estimación de los factores.

El mismo algoritmo se utiliza independientemente del método de estimación de factores (estáticos o dinámicos) y consiste de dos etapas. En la primera etapa, se parte de una estimación del factor $\hat{\lambda}F$ y de las cargas factoriales λ. Si no se observa el valor de la variable i para el periodo t, el valor se reemplaza por $\hat{X}_{it} = \hat{\lambda}_i \hat{F}_t$, es decir, por el valor que debía tener la variable dada la estimación de los factores. En la segunda etapa, dada la matriz estimada de variables observadas, $\hat{X}$, se utiliza el método de estimación de factores para obtener una nueva estimación del factor y de las cargas factoriales. Este proceso se repite hasta que la diferencia entre las cargas factoriales estimadas en dos iteraciones consecutivas es suficientemente pequeña.[4]

4. Índice de condiciones financieras

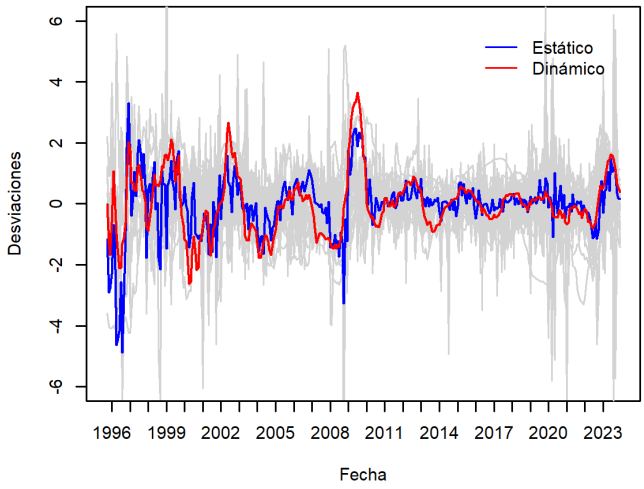
En esta sección se presenta el resultado que se obtiene al aplicar las metodologías de factores para obtener un Índice de Condiciones Financieras (ICF). Como se mencionó anteriormente, se consideran un total de 45 series de tiempo y se eligen las 24 series para las que existe evidencia de que causan en el sentido de Granger al IMAE para construir el ICF.

En primer lugar, en el gráfico 1 se presenta el ICF que se obtiene al utilizar tanto la técnica de factores estáticos como dinámicos. En el gráfico se presentan, en valores estandarizados, en gris cada una de las variables que se utiliza para construir los factores, en azul el factor

[4] El valor inicial del factor y de las cargas factoriales necesarios para implementar el algoritmo es distinto para cada método. Para la estimación de factores estáticos se utilizan las cargas factoriales estimadas por Componentes Principales al utilizar la muestra de todas variables a partir de 2016. El valor inicial del factor después del 2016 proviene de la misma estimación, y para años anteriores se utiliza la estimación del factor a partir del análisis de Componentes Principales para muestras cada vez más grandes hasta alcanzar la muestra completa que inicia en 1995. Para la estimación de factores dinámicos, el algoritmo se inicia con la estimación final del factor estático que se obtiene luego de reemplazar los valores perdidos.

estático y en rojo el factor dinámico. En la mayoría de los períodos el comportamiento de los factores sigue la trayectoria del comportamiento de las variables observadas.

Gráfico 1. Estimación con factor estático y dinámico del ICF



Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR.

El gráfico permite obtener algunas conclusiones. En primer lugar, el factor dinámico es más persistente y su volatilidad es más suavizada. Esto tiene la ventaja de que permite conocer con mayor certeza qué tan restrictivas son en realidad las condiciones financieras sin ser tan sensibles al movimiento de las variables observables. En segundo lugar, es evidente la mayor volatilidad de ambos factores para el inicio de la muestra. Esto se debe tanto a la mayor volatilidad de algunas de las variables para las que existe información para ese periodo (lo que refleja la incertidumbre existente) como a que no existe información para un grupo importante de las variables que se utilizan.

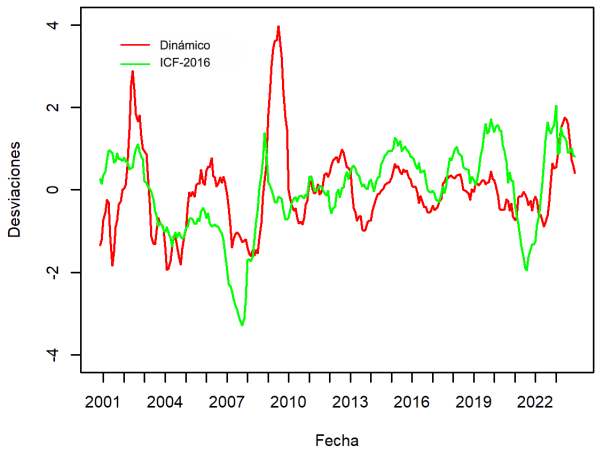
En tercer lugar, y quizás el punto más importante, el ICF con el factor dinámico refleja con bastante certeza los periodos recientes en los que las condiciones financieras han sido restrictivas o laxas. Durante la crisis financiera de 2008-2009 se alcanza el punto más restrictivo del Índice, con un aumento muy rápido que inicia en octubre de 2008; precisamente el mes después de la quiebra de $Lehman\ Brothers$.

Además, destaca el incremento del Índice durante el último ciclo restrictivo de política monetaria, tanto a nivel local como internacional. Luego, de que las condiciones financieras fueran bastante laxas entre 2020 e inicios de 2022, consecuencia de las medidas expansivas de política monetaria y financiera para contrarrestar los efectos adversos provocados por la pandemia, el ICF inicia un rápido ascenso a finales de 2022 con valor máximo en junio de 2023.

Finalmente, destacan las condiciones financieras relativamente restrictivas que se identifican para el periodo entre finales de 2017 y 2019. En este periodo, en Costa Rica existió alta incertidumbre económica por el alto déficit fiscal del gobierno y el rápido aumento de la deuda pública. Esto llevó a que se discutiera una reforma fiscal que se aprobó en diciembre de 2018 y entró en vigor de manera parcial a inicios de 2019, sin que los agentes económicos tuvieran certeza de los efectos de dicha reforma.

Como se mencionó en la introducción, este no es el primer ICF que se construye para Costa Rica. De hecho, en la actualidad el BCCR publica en su página web el ICF que se obtiene al utilizar la metodología propuesta por Álvarez (2016). El gráfico 2 permite contrastar el comportamiento del ICF bajo la metodología desarrollada en 2016 (llamado ICF-2016) con respecto al que se obtiene a partir de la metodología de factores dinámicos propuesta en este estudio.

Gráfico 2. Estimación con factor dinámico e ICF actual



Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR.

En el gráfico se presenta en rojo el valor estandarizado del factor dinámico y en verde el valor estandarizado del ICF con la metodología de Álvarez (2016). En algunos momentos el comportamiento es similar, pero en otros difiere de manera sustancial. Por ejemplo, durante la crisis financiera de 2008-2009 ambos prácticamente coinciden en el momento en que las condiciones financieras se volvieron restrictivas, pero con la metodología de Álvarez (2016) las condiciones financieras retornan rápidamente a valores cercanos al promedio histórico, mientras que con el factor dinámico las condiciones se vuelven aún más restrictivas durante los siguientes meses y retornan a esos niveles cercanos al promedio histórico mucho después.

5. Crecimiento en riesgo

Uno de los usos más frecuentes que se ha hecho en la literatura de los índices de condiciones financieras (véase, por ejemplo, Adrian et al. (2019) y Adrian et al. (2022)) es la estimación del crecimiento en riesgo (en inglés, Growth-at-Risk (GaR)). La idea es encontrar la tasa de crecimiento y para la cuál se espera que el valor efectivamente observado h periodos hacia adelante sea menor solo un $\alpha\,\%$ de las veces, es decir, y satisface

$$Pr(y_{t+h} \leq y \mid \Omega_t) = \alpha, \tag{4}$$

donde Ω_t representa el conjunto de información disponible en el periodo t.

Para esto, en la literatura se utilizan regresiones cuantílicas en las que se pronostica el valor esperado de la tasa de crecimiento del PIB h trimestres hacia adelante en función del último valor observado del PIB y de las condiciones financieras, por lo que se estima una regresión de la forma:

$$y_{t+h} = f(y_t, ICF_t).$$

El crecimiento en riesgo estimado es el valor estimado de la regresión para un cuantil α, que normalmente se fija en $5\,\%$. Esta regresión corresponde a encontrar el vector β que soluciona el problema

$$\arg\min_{\beta_\alpha} \sum_{t=1}^{T-h} \left(\alpha \mathbb{1}(y_{t+h} \geq x_t\beta_\alpha)|y_{t+h} - x_t\beta_\alpha| + (1-\alpha)\mathbb{1}(y_{t+h} < x_t\beta_\alpha)|y_{t+h} - x_t\beta_\alpha|\right), \tag{5}$$

donde x_t representa el vector de variables observadas en el periodo t y $\mathbb{1}$ corresponde a la función indicatriz que es igual a 1 si la condición en paréntesis se cumple y cero en otro caso. Note que hay dos diferencias esenciales con respecto a la regresión convencional por mínimos cuadrados ordinarios. Primero, los errores se ponderan de forma disímil si se encuentran por encima (ponderador α) o por debajo (ponderador $1-\alpha$) del valor estimado dado el vector β_α. Segundo, en lugar de la suma de cuadrados, se utiliza la suma del valor absoluto de los errores.

En la literatura, el uso de los índices de condiciones financieras refleja el hecho de que se espera que si estas se vuelven más restrictivas, el crecimiento esperado de la economía se reduzca. Sin embargo, lo que se ha observado empíricamente (véase Adrian et al. (2019, 2022); Busch et al. (2022)) es que dicho efecto tiende a ser más fuerte en la cola inferior de

la distribución de probabailidad de crecimiento esperado y de ahí el hecho de enfocarse en el percentil 5.

A diferencia de estudios anteriores, en este trabajo se decidió incluir variables adicionales que podrían generar incertidumbre sobre el crecimiento futuro en una economía pequeña y abierta, como la costarricense. En este sentido, después del análisis de múltiples variables, se encontró que, similar a las condiciones financieras, los términos de intercambio podrían tener efectos disímiles en diferentes segmentos de la distribución del crecimiento esperado.

Para el caso de Costa Rica, que depende de la importación de petróleo y otras materias primas, esta variable es muy relevante, ya que refleja primordialmente el cambio en el precio de dichos insumos. Así, una mejora en los términos de intercambio (reducción relativa de los precios de los bienes importados) se espera que genere un incremento en la tasa de crecimiento del consumo privado y, por tanto, del PIB. Sin embargo, esa mejora en los términos de intercambio podría estar relacionada con un debilitamiento de las perspectivas de crecimiento internacionales, lo que podría reducir la demanda externa y, por tanto, la producción. Así, sin información adicional, una mejora en los términos de intercambio podría generar mayor incertidumbre sobre la evolución futura de la actividad económica.

5.1. Variable a pronosticar

La variable que se desea pronosticar es la tasa de crecimiento del PIB. Esta variable se publica de manera trimestral por parte del Banco Central de Costa Rica. Sin embargo, aún la serie desestacionalizada que se encuentra disponible muestra bastante volatilidad, por lo que se decide utilizar la tasa de crecimiento del PIB acumulado durante los últimos cuatro trimestres.

Por otro lado, las restricciones a la movilidad durante la pandemia provocada por el COVID-19 tuvieron un efecto sobre la actividad económica sin precedentes en la historia de Costa Rica. En este período se observaron tasas de crecimiento de la economía muy negativas durante el segundo y tercer trimestre del 2020 y tasas de crecimiento inusualmente altas, por el llamado efecto rebote, durante algunos trimestres del 2021.

Este comportamiento, que estuvo poco relacionado con las condiciones financieras o los términos de intercambio, podría propiciar sesgos en los coeficientes de la regresión cuantílica.

Por tanto, antes de estimar estas regresiones se realiza un ajuste del PIB observado que trata de emular qué hubiera sucedido en la economía si no hubiera ocurrido la pandemia.[5] El procedimiento, que se inspira en el ajuste realizado por Holston, Laubach y Williams (2023), se ejecuta de la siguiente forma:

1. Para cada trimestre entre el primero de 2020 y el primero de 2022 se crea una variable dicotómica que toma el valor de uno solo en ese trimestre. Denote por D_t la matriz que se obtiene al agregar en columnas estas nueve variables dicotómicas.

2. Se estima la brecha del producto, $\hat{y}_t$, y la tendencia $\bar{y}_t$ con el filtro de Hodrick-Prescott. La brecha se utiliza para calcular, por mínimos cuadrados, la regresión no lineal

$$\hat{y}_t - \beta D_t' = \alpha_1(\hat{y}_{t-1} - \beta D_{t-1}') + \alpha_2(\hat{y}_{t-2} - \beta D_{t-2}'). \tag{6}$$

3. A partir de los coeficientes estimados, $\hat{\beta}$, se crea una brecha de producto simulada como $\dot{\hat{y}}_t = \hat{y}_t - \hat{\beta} D_t'$ y un producto simulado $\dot{y}_t = \bar{y}_t + \dot{\hat{y}}_t$.

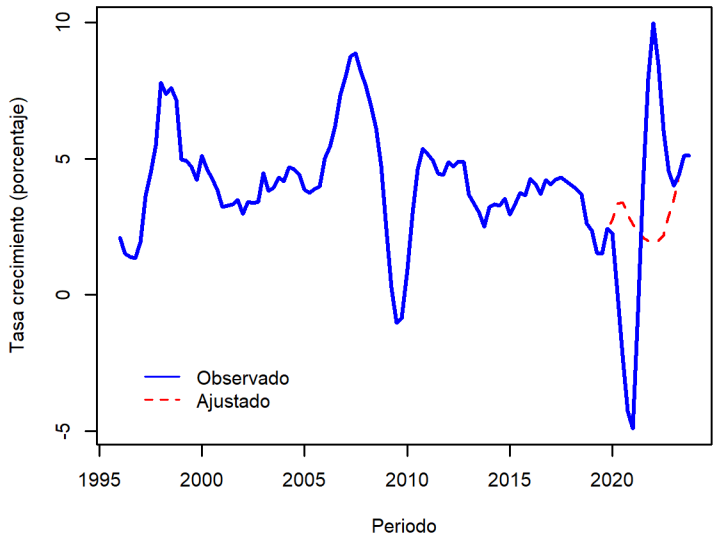
4. Los pasos 2 y 3 se repiten hasta que la diferencia entre el producto simulado en una iteración y la anterior es menor al criterio de convergencia.

Intuitivamente, el procedimiento pronostica cuál hubiera sido la brecha del producto observada durante el periodo de la pandemia con base en la información histórica y, a partir de dicha brecha, crea una serie del PIB que hubiera sido coherente con dicho comportamiento.

El gráfico 3 presenta el ajuste que se realiza a la tasa de crecimiento del PIB anual acumulado. El resultado es congruente con las tasas de crecimiento promedio históricas en Costa Rica y emula el ciclo económico que se hubiera esperado observar. En particular, para el año 2020 se estima que la economía hubiera seguido el proceso de aceleración que se había observado desde mediados de 2019 y es bastante cercano a la evolución esperada por parte del Banco Central a inicios del 2020 (tasa de crecimiento ajustada para 2020 de 2,95 % versus la estimación de 2,5 % del BCCR (2020) en su Programa Macroeconómico).

[5] En las regresiones que se presentan luego se realiza el ejercicio de robustez de utilizar los datos hasta el 2019 y se muestra que el ajuste del PIB no tiene un efecto importante en los resultados.

Gráfico 3. Valor ajustado del PIB, 1996-2023



Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR.

5.2. Principales resultados

En esta sección se presentan los resultados de las regresiones cuantilícas, que se realizaron con el uso del paquete $quantreg$ en el software R (véase Koenker, Portnoy, Ng, Zeileis, Grosjean y Ripley (2018)). Los resultados para el pronóstico un trimestre hacia adelante ($h = 1$) se presentan en el cuadro 1. La primera columna muestra la regresión principal de este estudio, en la que se incluyen todas las observaciones disponibles, se utiliza el factor dinámico para estimar el índice de condiciones financieras y se incluye como variable explicativa los términos de intercambio. Las otras columnas presentan resultados de robustez utilizando diferentes versiones del ICF y especificaciones del modelo.

Los resultados para las condiciones financieras coinciden con los hallazgos previos en la literatura: el efecto es casi nulo y, al menos, no es significativo cuando se utiliza una regresión por mínimos cuadrados ordinarios para estimar el efecto. Solo se vuelve negativo y estadísticamente significativo para el percentil 5. De hecho, en línea con la literatura, el signo del efecto de condiciones financieras más restrictivas se vuelve positivo para los otros percentiles.

La contribución de este trabajo radica en mostrar que los efectos de los términos de intercambio siguen una dinámica similar a la de las condiciones financieras. Mientras que el efecto es muy pequeño y no estadísticamente significativo para la estimación por mínimos cuadrados, el efecto es 18 veces más grande y significativamente negativo desde un punto de vista esta-

Cuadro 1. Estimación regresiones cuantílicas $h = 1$

	Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
MCO	ICF	-0.006	-0.019	-0.008	-0.060*	-0.017
	TI	-0.004	-0.010		-0.015	-0.019
P_5	ICF	-0.090*	-0.045	-0.137***	-0.015	-0.045
	TI	-0.072***	-0.091**		-0.104***	-0.101***
P_{50}	ICF	0.012	-0.000	0.023	-0.037	0.093
	TI	0.021	0.027		0.014	-0.004
P_{95}	ICF	0.039	-0.014	-0.028	-0.107**	-0.290*
	TI	0.055	0.030		0.044	0.006
ICF		Dinámico	Dinámico	Dinámico	Estático	ICF-2016
Muestra		1996-2023	1996-2019	1996-2023	1996-2023	2001-2023

Fuente: Estimación propia.
Notas: Errores estándar a partir de la función núcleo del estimador tipo *sándwich* propuesta por Powell (1991).
*** indica significancia estadística al 1 %, ** significancia al 5 % y * significancia al 10 %.

dístico para el percentil 5. Al igual que con las condiciones financieras, el coeficiente asociado a los términos de intercambio es positivo para los percentiles 50 y 95, y su magnitud es particularmente grande en este último caso. Este efecto disímil para diferentes percentiles podría deberse a la distinta naturaleza de los choques en los términos de intercambio.

En primer lugar, una mejora en los términos de intercambio (reducción relativa de los precios de bienes importados) podría estar relacionada con una menor demanda externa como consecuencia de una desaceleración de la economía mundial. En este caso, desde el punto de vista costarricense, se reduciría la demanda por bienes exportables, lo que esperaría que desacelere la producción local. Este efecto podría ser el que se refleja en la estimación de la cola izquierda de la distribución.

En segundo lugar, la misma mejora de los términos de intercambio podría reflejar un choque positivo en la oferta de materias primas. En ese caso, no hay un efecto negativo vía demanda, y más bien, debido a los menores precios de los bienes importados, se podría observar un aumento del consumo local y del crecimiento económico, lo que se refleja en el efecto positivo estimado para el percentil 95.

La segunda columna muestra los resultados de la regresión con datos hasta 2019. Los coeficientes estimados son numéricamente similares a los de la primera columna; sin embargo, el

coeficiente asociado a las condiciones financieras para el percentil 5 no es estadísticamente significativo. La tercera columna presenta los resultados de la regresión cuando no se incluye como variable explicativa los términos de intercambio. Los coeficientes asociados al índice de condiciones financieras son similares a los de la primera columna, pero el coeficiente para el percentil 5 muestra un mayor nivel de significancia. Así, el efecto de los términos de intercambio es, al menos en parte, independiente del efecto de las condiciones financieras, lo que refuerza la necesidad de incluir esta variable en las estimaciones de crecimiento en riesgo.

Las columnas 4 y 5 muestran los resultados de las regresiones con dos variantes del ICF: una obtenida mediante el análisis de Componentes Principales (columna 4) y otra basada en la metodología de Álvarez (2016) (columna 5). En la mayoría de los casos, el efecto negativo de condiciones financieras restrictivas en el percentil 5 es menor al que se obtiene al utilizar el factor dinámico. Más importante aún, el efecto es negativo y muy significativo para el percentil 95, lo que contradice lo que se ha encontrado en la literatura, que señala que el efecto negativo de condiciones financieras más restrictivas es más fuerte para los percentiles más bajos de la distribución.

Cuadro 2. Estimación regresiones cuantílicas para $h = 4$

	Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
MCO	ICF	0.180**	0.158*	0.170**	-0.280***	-0.536**
	TI	-0.015	0.007		-0.033	0.007
P_5	ICF	-0.124	-0.102	-0.113	-0.426***	0.400
	TI	-0.019	-0.054		-0.155***	-0.107
P_{50}	ICF	0,091	0.075	0.089	-0.137	-0.311
	TI	0.009	0.022		0.017	0.020
P_{95}	ICF	0.628***	0.731**	0.622***	-0.169**	-1.164***
	TI	-0.043	-0.168*		0.019	-0.085
ICF		Dinámico	Dinámico	Dinámico	Estático	ICF-2016
Muestra		1996-2023	1996-2019	1996-2023	1996-2023	2001-2023

Fuente: Estimación propia.

Notas: Errores estándar a partir de la función núcleo del estimador tipo *sándwich* propuesta por Powell (1991).
*** indica significancia estadística al 1 %, ** significancia al 5 % y * significancia al 10 %.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de la estimación para cuatro trimestres hacia adelante. En general, la interpretación de la columna (1) difiere poco respecto al caso de la

estimación para un trimestre hacia adelante. En el caso de las condiciones financieras, el coeficiente de mínimos cuadrados ordinarios es significativo, pero positivo, lo que contradice la intuición de que condiciones financieras más restrictivas deberían tener efectos negativos sobre la actividad económica. Al centrarse en las regresiones cuantílicas, se obtiene que el efecto es negativo (con una alta magnitud, pero no estadísticamente significativo) para el percentil 5, lo que concuerda con la literatura previa. Este coeficiente se vuelve positivo para el percentil 50 y es aún mayor y estadísticamente significativo en el percentil 95.

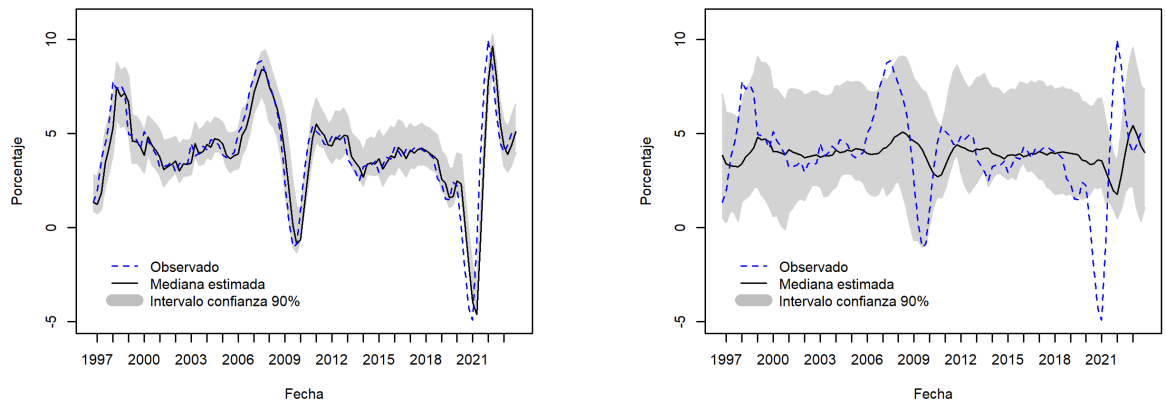
En cuanto a los términos de intercambio, los resultados en la columna (1) son menos claros: la magnitud de los coeficientes para todos los percentiles es menor y el coeficiente para el percentil 95 es ahora negativo. Esto sugiere que, si bien una mejora en los términos de intercambio puede incrementar la tasa de crecimiento en el corto plazo cuando la economía está en auge, su efecto desaparece con el tiempo.

Además, los coeficientes en las columnas (1), (2) y (3) son de un orden similar, lo que muestra la robustez de los resultados. Al mismo tiempo, al igual que en el caso $h = 1$, los coeficientes en las columnas (4) y (5) son atípicos al compararlos con la literatura previa, lo que evidencia que los ICF utilizados en estas estimaciones no son adecuados.

El gráfico 4 presenta la estimación dentro de muestra del pronóstico para un trimestre y cuatro trimestres hacia adelante. En el gráfico se presenta en negro la mediana, el valor observado en azul y el área gris corresponde al intervalo entre la estimación para el percentil 5 y 95. El límite inferior de este intervalo es lo que se conoce en la literatura como crecimiento en riesgo al 5 %.

Gráfico 4. Valor estimado y observado del crecimiento del PIB.

(a) Pronóstico para $h = 1$ **(b)** Pronóstico para $h = 4$



Fuente: Estimación propia.

Del gráfico se pueden extraer cuatro observaciones importantes. Primero, como era de esperar, el ancho de la banda gris (la incertidumbre) es mayor cuando $h = 4$ que cuando $h = 1$. Segundo, la mediana no siempre se encuentra en el centro de la banda gris, lo que permite incorporar cualquier asimetría que exista en el proceso estadístico que describe la tasa de crecimiento de la economía. Tercero, el nivel de incertidumbre no es constante a lo largo del tiempo. En términos prácticos, esto es importante porque las decisiones de política podrían tener diferentes efectos dependiendo del nivel de incertidumbre presente en la economía. Por último, la estimación es bastante robusta, ya que solo en unos pocos períodos, adicionales a los afectados por la pandemia, las tasas de crecimiento observadas no se encuentran dentro del intervalo de confianza.

5.3. Efecto de las condiciones financieras y los términos de intercambio

En la sección anterior se presentaron los resultados de las regresiones cuantílicas y el ajuste dentro de muestra de estas regresiones. En esta sección, se van a discutir las distribuciones de probabilidad de los pronósticos, para algunos trimestres específicos, que se obtienen para tres especificaciones de estas regresiones. En la primera se incluye solo el rezago de la tasa de crecimiento del PIB, en la segunda se incluye el índice de condiciones financieras y en la última se agrega, además, los términos de intercambio.

Para obtener las distribuciones de los pronósticos se utiliza el procedimiento propuesto por Adrian et al. (2019). Estos autores sugieren estimar el crecimiento esperado para los percentiles 5, 25, 75 y 95, y encontrar la densidad de la distribución t-student con sesgo (desarrollada por Azzalini y Capitanio (2003)) que mejor aproxima dichos percentiles.

Formalmente, la distribución t-student sesgada depende de cuatro parámetros: la ubicación μ, la escala σ (análogo a la desviación estándar), el grosor de las colas ν y la forma α (que aproxima el sesgo). La densidad de esta distribución está dada por

$$f(y;\mu,\sigma,\nu,\alpha) = \frac{2}{\sigma} t\left(\frac{y-\mu}{\sigma};\nu\right) T\left(\alpha\frac{y-\mu}{\sigma}\sqrt{\frac{\nu+1}{\nu+\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)}};\nu+1\right). \tag{7}$$

donde t y T corresponden a la densidad y la función de distribución acumulada de una distribución t-Student. Se cumple que si $\alpha = 0$ y $\nu = \infty$, la distribución es normal con media μ y desviación estándar σ, si $\alpha = 0$, la distribución se convierte en una distribución t-Student

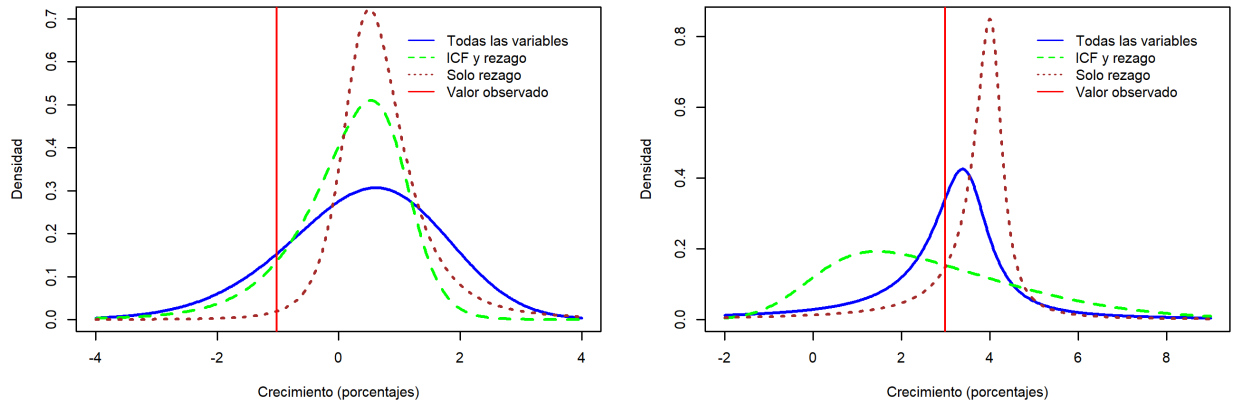
convencional y si $\nu \longrightarrow \infty$, la distribución converge a una distribución normal sesgada.

Por tanto, lo que se hace es elegir el valor del vector $(\mu, \sigma, \nu, \alpha)$ que minimiza la diferencia cuadrática entre los percentiles de la distribución t-student sesgada con dichos parámetros y los percentiles de crecimiento sesgado que se estiman a partir de las regresiones cuantílicas. Para mayor detalle, véase Adrian et al. (2019).

En el gráfico 5 se presenta el pronóstico de crecimiento para uno y cuatro trimestres hacia adelante con la información disponible al segundo trimestre de 2009. En ese momento, la economía costarricense enfrentaba los efectos negativos provocados por la crisis financiera global de 2008. La tasa de crecimiento de la economía durante el último año se acercaba a cero, las condiciones financieras eran restrictivas, aunque moviéndose hacia condiciones más laxas, y los términos de intercambio habían mejorado como consecuencia de la disminución de la demanda de materias primas a nivel global.

Gráfico 5. Pronósticos de crecimiento con información al segundo trimestre de 2009.

(a) Pronóstico para $h = 1$ **(b)** Pronóstico para $h = 4$



Fuente: Estimación propia.

En ese contexto, incluir solo el rezago de la tasa de crecimiento en el pronóstico genera una distribución muy concentrada alrededor de los valores centrales, que tiende a sobrestimar el valor que efectivamente se observó uno o cuatro trimestres después. En el pronóstico a un trimestre hacia adelante (gráfico 5a), los valores centrales de la distribución prácticamente no cambian cuando se incluyen el índice de condiciones financieras y los términos de intercambio, pero el nivel de incertidumbre aumenta considerablemente. En este caso, al incluir los términos de intercambio, la distribución presenta colas más gruesas. Según la estimación, la probabilidad de que la tasa de crecimiento resultara menor o igual al $-1\,\%$ observado era prácticamente cero en la estimación que considera solo el rezago, mientras que era mayor al

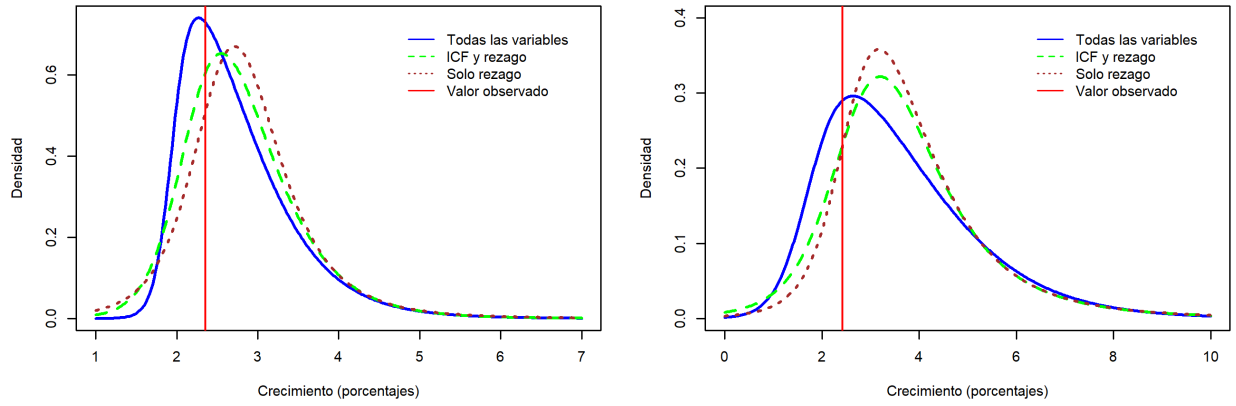
$10\,\%$ para las otras dos estimaciones.

En el caso del pronóstico a cuatro trimestres hacia adelante, las distribuciones son marcadamente diferentes dependiendo de las variables que se consideren (gráfico 5b). Si solo se considera el rezago de la tasa de crecimiento, la distribución se concentra alrededor de un valor cercano al $4\,\%$, lo que sobrestima el valor finalmente observado. Una vez que se incluyen las condiciones financieras, que eran muy restrictivas, la distribución se mueve considerablemente hacia la izquierda y presenta una cola derecha muy larga. Finalmente, la mejora en los términos de intercambio genera un efecto compensador que hace que la distribución se mueva hacia tasas de crecimiento mayores y se vuelva un poco más concentrada. El valor observado de la tasa de crecimiento se ubica más cerca de los valores centrales de esta última distribución.

En el gráfico 6 se presentan los pronósticos de crecimiento uno y cuatro trimestres hacia adelante con la información observada al cuarto trimestre de 2018. En ese momento, la economía de Costa Rica enfrentaba un alto nivel de incertidumbre debido a que el déficit fiscal y la deuda del gobierno habían alcanzado niveles (6 % y 51,8 % del PIB, respectivamente) que no se consideraban sostenibles en el tiempo y no había claridad de si una reforma fiscal que se estaba discutiendo en el Congreso se iba a aprobar. Esto se manifiesta en un aumento del ICF y, en consecuencia, se observó una menor tasa de crecimiento de la economía.

Gráfico 6. Pronósticos de crecimiento con información al cuarto trimestre de 2018.

(a) Pronóstico para $h = 1$ **(b)** Pronóstico para $h = 4$



Fuente: Estimación propia.

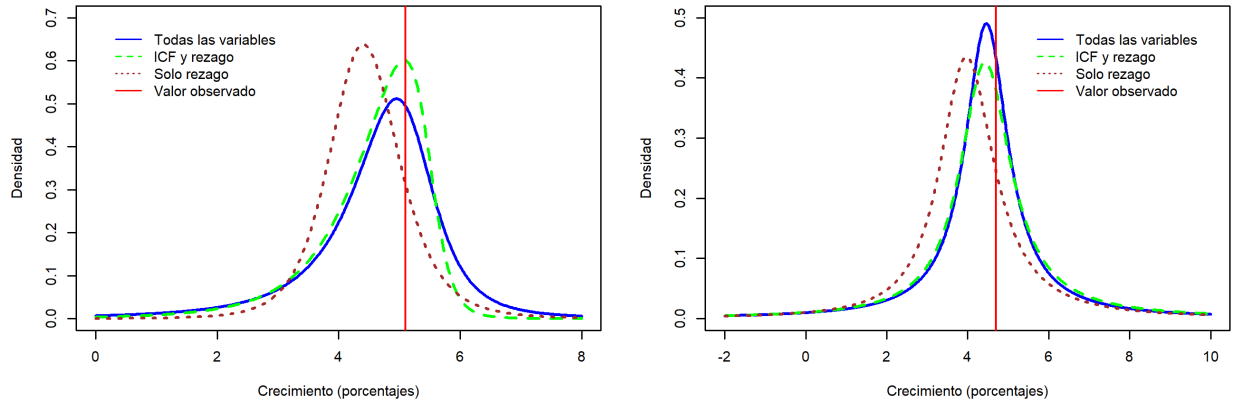
Tanto la estimación a un trimestre hacia adelante como la de cuatro trimestres hacia adelante muestran que el incluir las condiciones financieras en la estimación mueve la distribución ligeramente hacia la izquierda, e incorporar los términos de intercambio (que estaban presen-

tando una desmejora) refuerza el movimiento. Para ambos horizontes de pronóstico, el valor observado se encuentra más cercano a los valores centrales de la distribución del pronóstico que incluye el efecto de ambas variables.

En el gráfico 7 se muestran las distribuciones de probabilidad del pronóstico de crecimiento con información observada al segundo trimestre de 2023. Este es el trimestre en que el índice de condiciones financieras alcanza el valor más alto desde la crisis financiera de 2009, en parte debido a la posición restrictiva que había asumido el Banco Central de Costa Rica para controlar el aumento en la inflación observado a partir de finales de 2021.

Gráfico 7. Pronósticos de crecimiento con información al segundo trimestre de 2023.

(a) Pronóstico para $h = 1$ **(b)** Pronóstico para $h = 4$



Fuente: Estimación propia.

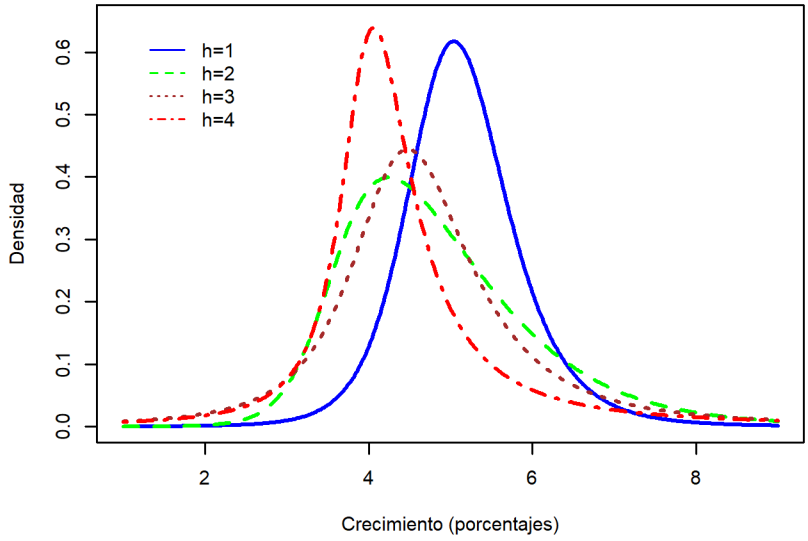
Para los pronósticos a un trimestre hacia adelante, el valor observado se encuentra bastante cercano a los valores centrales de las distribuciones de crecimiento cuando se incorpora el efecto del ICF y los términos de intercambio (gráfico 7a). En este gráfico se puede apreciar que, aunque los valores centrales de la distribución de pronóstico con solo un rezago se ubicaban por debajo de los de las otras dos distribuciones, la masa de probabilidad que se ubicaba en las colas era mucho mayor para estas dos últimas. Esto se debe a la incertidumbre generada por las condiciones financieras restrictivas y una mejora en los términos de intercambio observada durante dicho período.

Por su parte, en la estimación del crecimiento cuatro trimestres hacia adelante, que se presenta en el gráfico 7b, se observa un comportamiento similar. En este caso, las colas de la distribución con solo el rezago también son más delgadas, pues el valor del percentil 5 de la distribución con solo el rezago era 1,20 %, mientras que el percentil 5 de la distribución con todas las variables era 0,30 %.

Así, el análisis de las distribuciones del pronóstico de crecimiento para estos trimestres específicos resalta la importancia de considerar en la estimación tanto el comportamiento de las condiciones financieras como el de los términos de intercambio. Mientras que la relevancia de la primera variable es ampliamente conocida en la literatura, uno de los principales aportes de este estudio es evidenciar la importancia de que, en economías pequeñas y abiertas, se incluyan en el análisis variables que reflejen la incertidumbre heredada de las condiciones económicas internacionales.

Finalmente, en el gráfico 8 se presentan las proyecciones de crecimiento para 2024 con base en los datos disponibles al cuarto trimestre de 2023. La estimación señalaba una disminución progresiva en las tasas de crecimiento del PIB, lo que efectivamente se observó. De acuerdo con los datos del BCCR disponibles a marzo de 2025, la tasa de crecimiento interanual del PIB acumulado al primer trimestre de 2024 fue $4,88\,\%$, al segundo trimestre fue $4,78\,\%$, al tercer trimestre fue $4,38\,\%$ y al cuarto trimestre fue $4,32\,\%$. Note que todas estas tasas se encuentran bastante cerca de los puntos en los que se maximiza la densidad.

Gráfico 8. Pronósticos de crecimiento con información al cuarto trimestre de 2023.



Fuente: Estimación propia.

6. Conclusión

En este trabajo se desarrolla una actualización del Índice de Condiciones Financieras para Costa Rica y se introduce una primera estimación del crecimiento en riesgo. Estas dos herramientas se han señalado en la literatura como fundamentales para entender la relación que

existe entre las condiciones financieras y la actividad real en las economías.

El principal aporte metodológico a la literatura en crecimiento en riesgo es introducir los términos de intercambio como una de las variables que podrían explicar el riesgo de bajo crecimiento futuro en una economía pequeña y abierta como la costarricense. En este sentido, se obtiene un resultado contraintuitivo: una mejora en los términos de intercambio (aumento de los precios de los bienes exportados con respecto a los importados) hace más probable que el crecimiento de la economía sea tanto excepcionalmente bajo como excepcionalmente alto.

Esto, en principio, va en contra de lo esperado, ya que si el precio relativo de las exportaciones aumenta, se espera un incremento del ingreso disponible para la economía doméstica y, por tanto, una aceleración de la demanda interna. Sin embargo, en el caso de Costa Rica, un país importador de petróleo, el movimiento de los términos de intercambio está muy influido por el precio del crudo. Así, una mejora en los términos de intercambio podría estar relacionada con una caída de los precios del petróleo, que podría reflejar una menor actividad económica mundial. Si este fuera el caso, esto repercutiría en una menor demanda externa por productos costarricenses, con lo que disminuiría la tasa de crecimiento de la economía local.

Hasta donde los autores tienen conocimiento, este efecto sobre el crecimiento en riesgo de los términos de intercambio es novel. El resultado recalca la necesidad de que en economías pequeñas y abiertas se considere el efecto que las variables externas tienen sobre el comportamiento de toda la distribución de probabilidad de crecimiento esperado. Un resultado similar se obtiene para las condiciones financieras, donde condiciones restrictivas tienen un mayor efecto negativo sobre los percentiles más bajos de la distribución, en línea con los resultados de Adrian et al. (2019, 2022).

Este trabajo ha mostrado la relevancia del análisis de crecimiento en riesgo para estudiar el comportamiento futuro de la actividad real en la economía costarricense. Con esto se provee al Banco Central de Costa Rica de una herramienta útil para la toma de decisiones, que incorpora las condiciones financieras y la coyuntura internacional en las proyecciones del crecimiento de la economía costarricense y de esa forma complementa los modelos actualmente disponibles.

Referencias

Adrian, T., Boyarchenko, N., y Giannone, D. (2019). Vulnerable growth. *American Economic Review*, *109*(4), 1263–1289.

Adrian, T., Grinberg, F., Liang, N., Malik, S., y Yu, J. (2022). The term structure of growth-at-risk. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *14*(3), 283–323.

Álvarez, C. (2016). Índice de condiciones financieras para Costa Rica. *DT-09-2016. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica*.

Azzalini, A. y Capitanio, A. (2003). Distributions generated by perturbation of symmetry with emphasis on a multivariate skew t-distribution. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, *65*(2), 367–389.

BCCR (2020). Programa Macroeconómico 2020-2021.

Brave, S. y Butters, R. A. (2012). Diagnosing the Financial System: Financial Conditions and Financial Stress. *International Journal of Central Banking*, *8*(2), 191–239.

Busch, M. O., Sánchez-Martínez, J. M., Rodríguez-Martínez, A., Montañez-Enríquez, R., y Martínez-Jaramillo, S. (2022). Growth at risk: Methodology and applications in an open-source platform. *Latin American Journal of Central Banking*, *3*(3), 100068.

Cabrera-Rodríguez, W. A., Hurtado-Guarín, J. L., Morales, M., y Rojas-Bohórquez, J. S. (2014). A composite indicator of systemic stress (CISS) for Colombia. *Borradores de Economía; No. 826*.

Caldara, D., Cascaldi-Garcia, D., Cuba-Borda, P., y Loria, F. (2021). Understanding growth-at-risk: A Markov switching approach. *Available at SSRN 3992793*.

Chicana, D. y Nivin, R. (2021). Evaluating Growth-at-Risk as a tool for monitoring macro-financial risks in the Peruvian economy. Technical report, Graduate Institute of International and Development Studies Working Paper.

Doz, C., Giannone, D., y Reichlin, L. (2011). A two-step estimator for large approximate dynamic factor models based on Kalman filtering. *Journal of Econometrics*, *164*(1), 188–205.

Holston, K., Laubach, T., y Williams, J. C. (2023). Measuring the Natural Rate of Interest after COVID-19. *FRB of New York Staff Report*, (1063).

Koenker, R., Portnoy, S., Ng, P. T., Zeileis, A., Grosjean, P., y Ripley, B. D. (2018). Package 'quantreg'. *Reference manual available at R-CRAN: https://cran. rproject. org/web/packages/quantreg/quantreg. pdf*.

Krantz, S. (2023). Introduction to dfms. *dim (BM14_M)*, *1*(357), 92.

Landaberry, M., Lluberas, R., y Vidal, M. (2021). Una aplicación de la metodología Growth at Risk a Uruguay. Technical report, Banco Central del Uruguay.

Powell, J. (1991). *Estimation of monotonic regression models under quantile restrictions*. Cambridge U. Press.

Stock, J. y Watson, M. (2016). Dynamic factor models, factor-augmented vector autoregressions, and structural vector autoregressions in macroeconomics. In *Handbook of macroeconomics*, volumen 2 (pp. 415–525). Elsevier.

Stock, J. H. y Watson, M. W. (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, *20*(2), 147–162.

A. Descripción de variables

Cuadro 3. Lista de de variables

Grupo de variables	Variables
Cantidades (agregados)	Medio Circulante
	Deuda interna bonificada del Banco Central
	Deuda interna bonificada del Gobierno Central
Indicadores Financieros	Apalancamiento del sistema financiero
	Liquidez del sector financiero
	Premio por invertir en colones
	Riqueza del sistema financiero
	Rendimiento del sistema financiero
Tasas de interés	Tasa de política monetaria
	Margen de intermediación financiera bancos privados
	Margen de intermediación financiera bancos públicos
	Tasa de interés en dólares en el mercado de dinero
	Tasa activa promedio en sistema financiero, préstamos en dólares
	Tasa préstamos de consumo de bancos privados en colones
	Tasa de interés de préstamos de vivienda de bancos estatales en colones
	Tasa pasiva negociada de bancos privados en dólares
	Tasa pasiva negociada de bancos privados en colones
	Tasa de interés interbancaria a 12 meses en dólares
	Tasa de interés interbancaria a 12 meses en colones
	Tasa de interés interbancaria a 6 meses en colones
	Tasa básica pasiva
Precios	Inflación esperada (utilizada para deflactar)
Factores Globales	Índice VIX
	EMBI de Latinoamérica
	EMBI Global