



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

David Ching Vindas

Departamento de Investigación Económica
Banco Central de Costa Rica

chingvd@bccr.fi.cr

Carlos Segura-Rodriguez

Departamento de Investigación Económica
Banco Central de Costa Rica

segurarc@bccr.fi.cr

Recibido: 9 de julio del 2025

Publicado: 29 de enero de 2026

Resumen

Este estudio presenta la primera estimación de crecimiento en riesgo (*Growth-at-risk*) para Costa Rica. Siguiendo a Adrian, Boyarchenko y Giannone (2019), se emplean regresiones cuantílicas con un nuevo índice de condiciones financieras, los términos de intercambio y el crecimiento de Estados Unidos como variables independientes, con lo que se incorpora el efecto de la coyuntura internacional sobre el riesgo en una economía pequeña y abierta. Aunque ninguna variable afecta significativamente la mediana del crecimiento, condiciones financieras más restrictivas y mejoras en los términos de intercambio tienen impactos negativos y significativos en los percentiles 5 y 95, y 5, respectivamente. Tanto las condiciones financieras como las variables externas influyen en la distribución de probabilidad del crecimiento en ciertos períodos, en ocasiones con efectos contrapuestos. Los resultados destacan la relevancia de considerar factores externos en la estimación del crecimiento en riesgo en economías pequeñas y abiertas como la costarricense.

Palabras clave: Crecimiento en riesgo, condiciones financieras, coyuntura externa.

Clasificación JEL: C21, C38, E44, F43.



Growth at Risk in Costa Rica: A Perspective from a Small and Open Economy

David Ching Vindas
Economic Reserach Department
Central Banco of Costa Rica
chingvd@bccr.fi.cr

Carlos Segura-Rodriguez
Economic Reserach Department
Central Banco of Costa Rica
segurarc@bccr.fi.cr

Received: July 9th, 2025

Published: 29 de enero de 2026

Resumen

This study presents the first Growth-at-Risk estimate for Costa Rica. Following Adrian, Boyarchenko y Giannone (2019), quantile regressions are employed using a new financial conditions index, terms of trade, and U.S. growth as independent variables, thereby incorporating the effect of international conditions on risk in a small and open economy. Although none of the variables significantly affect the median of growth, tighter financial conditions and improvements in terms of trade have negative and significant impacts on the 5th and 95th percentiles, and the 5th percentile, respectively. Both financial conditions and external variables influence the probability distribution of growth in certain periods, sometimes with opposing effects. The results highlight the relevance of considering external factors in estimating Growth-at-Risk in small and open economies such as Costa Rica's.

Keywords: Growth-at-Risk, Financial Conditions.

JEL Classification: C21, C38, E44, F43.

1 Introducción

La relación entre las condiciones financieras y la economía real ha sido un tema ampliamente estudiado en la literatura económica. En particular, tras la crisis financiera global de 2008-2009, se evidenció que las tensiones en los mercados financieros pueden generar impactos significativos en la actividad económica. Sin embargo, los estudios que se centran en el análisis de valores promedios presentan ciertas limitaciones. Según Adrian, Boyarchenko y Giannone (2019), si bien algunas variables económicas predicen el crecimiento del PIB en la mediana, los riesgos de crecimiento bajo son mejor predichos por las condiciones financieras. En un trabajo posterior, Adrian et al. (2022) demuestran que, para 11 economías desarrolladas, las distribuciones condicionales dependientes de las condiciones financieras tienen un impacto mayor en el percentil 5 de la distribución en comparación con la mediana. Es decir, condiciones financieras más restrictivas aumentan la probabilidad de observar tasas de crecimiento muy bajas en el futuro, aun cuando dichas condiciones no afectan el valor esperado del crecimiento.

Al mismo tiempo, desde el trabajo seminal de Mendoza (1991), quien demostró que los choques en los términos de intercambio explican una parte significativa de las fluctuaciones en la producción de las economías pequeñas y abiertas, existe el consenso en la literatura de que los factores externos, y en el caso de América Latina, el comportamiento de la economía de Estados Unidos, ayuda a explicar la volatilidad de la producción en economías con estas características.

Así, nuestro objetivo en este estudio es analizar si las condiciones financieras y la coyuntura externa ayudan a explicar momentos de bajo crecimiento en la economía de Costa Rica. En particular, buscamos identificar si la incorporación de factores externos mejora la capacidad predictiva del modelo de crecimiento en riesgo (*Growth-at-Risk*) en esta economía pequeña y abierta, con respecto al enfoque tradicional que incorpora solo las condiciones financieras.

Con este objetivo, utilizamos la metodología propuesta por Adrian, Boyarchenko y Giannone (2019) que permite evaluar el crecimiento económico en escenarios adversos. En este caso, consideramos tanto el efecto de las condiciones financieras como de los términos de intercambio¹ y el

¹ Los términos de intercambio corresponden a la proporción entre los precios de exportación y los precios de importación. Esta variable está altamente correlacionada con los precios del petróleo, por lo que no es posible incluir ambas de manera simultánea. También se evaluó incluir como variable explicativa el tipo de cambio, pero los resultados eran poco significativos

crecimiento de la economía de Estados Unidos en el crecimiento de Costa Rica.²

Esta metodología procede en dos etapas. En la primera, estimamos regresiones cuantílicas que permiten identificar el efecto diferenciado que tienen las variables independientes en diferentes puntos de la distribución del crecimiento. En la segunda, utilizamos técnicas paramétricas para obtener, a partir de los resultados de las regresiones cuantílicas, estimaciones de la distribución de probabilidad del crecimiento económico esperado.

El principal resultado del estudio es que el impacto de las variables varía según el punto de la distribución de probabilidad del crecimiento económico esperado que se analice. En primer lugar, las condiciones financieras tienen un efecto negativo y estadísticamente significativo cuando se estima el promedio con el uso de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y en el percentil 5 y 95, pero no en la mediana. En segundo lugar, los términos de intercambio solo tienen un efecto estadísticamente significativo en el percentil 5, en el que una mejora en los términos de intercambio reduce la tasa de crecimiento futura. Finalmente, una mayor tasa de crecimiento en Estados Unidos tiene un efecto positivo sobre la tasa de crecimiento local en todos los puntos de la distribución analizados, pero dicho efecto es estadísticamente significativo solo cuando se estima el efecto en el valor promedio.

En estos resultados resalta el hecho de que una mejora en los términos de intercambio tiene efectos negativos sobre la tasa de crecimiento de la economía en escenarios adversos. Este resultado es contraintuitivo, ya que desde un punto de vista teórico, se esperaría que una mejora en los términos de intercambio tuviera un impacto positivo en la producción local: al aumentar el precio relativo de las exportaciones, el ingreso real se incrementa, lo que genera un auge en el consumo y la producción (Mendoza, 1991).

Sin embargo, Costa Rica es importador de petróleo y otros insumos, por lo que los términos de intercambio están inversamente relacionados con los precios de estas materias primas. Estos precios tienden a caer en momentos en que los inversionistas prevén un menor crecimiento internacional. Así, si estos precios tienen información sobre el crecimiento futuro, independiente de la tasa de crecimiento

tanto desde un punto de vista económico como estadístico.

²Agradecemos la sugerencia de un revisor de incluir la tasa de crecimiento de Estados Unidos con el objetivo de evitar el sesgo de variable omitida en la interpretación del efecto de los términos de intercambio. Se elige esta variable debido a que Estados Unidos representa el destino de cerca del 50% de las exportaciones de bienes de Costa Rica y un porcentaje aún mayor de los flujos de inversión directa y turismo.

de los Estados Unidos, una mejora de los términos de intercambio significaría una reducción en la demanda externa esperada. Así, en una economía como la costarricense, en la que las exportaciones representan aproximadamente un tercio de la producción, una mejora de los términos de intercambio podría generar una reducción en la tasa de crecimiento de la economía.

Adicionalmente, presentamos, para algunos trimestres de interés particular, las distribuciones de probabilidad de crecimiento esperadas a uno y cuatro trimestres hacia adelante, a partir de distintas especificaciones del modelo. Los resultados muestran que la inclusión de las condiciones financieras y la coyuntura internacional modifica sustancialmente la distribución de crecimiento esperada. El efecto de ambos factores podría implicar movimientos de las distribuciones de crecimiento esperado en direcciones opuestas; por ejemplo, que condiciones financieras más laxas propicien mayores tasas de crecimiento, mientras que una reducción en la tasa de crecimiento de Estados Unidos propicie menores tasas de crecimiento local. Esto subraya la importancia de incorporar tanto las condiciones financieras como factores externos en la estimación del crecimiento en riesgo de economías pequeñas y abiertas como la costarricense.

Es importante destacar que en este estudio estimamos por primera vez el crecimiento en riesgo en el contexto costarricense. En el caso de América Latina se han realizado diversas investigaciones en esta línea. Por ejemplo, Landaberry, Lluberas y Vidal (2021) analizan el caso de Uruguay, Chicana y Nivin (2021) estudian Perú, y Busch et al. (2022) examinan distintas economías de la región.

El resto del documento lo estructuramos de la siguiente manera. En la próxima sección, describimos las variables utilizadas y el tratamiento que les aplicamos antes de la estimación de crecimiento en riesgo. En la sección 3, detallamos el uso de regresiones cuantílicas y la metodología para obtener distribuciones de probabilidad del crecimiento esperado. Por su parte, en la sección 4 presentamos los principales hallazgos del estudio, y finalmente, en la sección 5, exponemos las conclusiones del análisis.

2 Datos

En este estudio utilizamos datos financieros y reales de la economía costarricense, junto con variables externas, para el período entre 1995 y 2024.

La estimación del crecimiento en riesgo se realiza con datos trimestrales, y se utiliza como variable dependiente la tasa de crecimiento del PIB acumulado en los últimos cuatro trimestres.³ Las variables explicativas incluyen el promedio trimestral de un índice mensual de condiciones financieras (que resume el comportamiento de múltiples indicadores locales y externos), la variación interanual de los términos de intercambio, y la tasa de crecimiento interanual del PIB acumulado de Estados Unidos.

Las series del PIB y los términos de intercambio costarricenses provienen del Banco Central de Costa Rica (BCCR), mientras que el índice de condiciones financieras es de elaboración propia, y el PIB estadounidense se construye a partir del *Federal Reserve Economic Data (FRED)* de la Reserva Federal de San Luis.

Una característica de estos datos es que, debido a las restricciones de movilidad durante la pandemia de COVID-19, en las variables del PIB se registran caídas históricas en 2020 y altos niveles de crecimiento en 2021. Dado que estos movimientos no responden a las variables explicativas del modelo, podrían introducir sesgos en la estimación. Por ello, ajustamos el PIB observado para simular su evolución en ausencia de la pandemia.⁴ 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

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

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

³Utilizamos la variación interanual del PIB acumulado para mitigar la alta volatilidad de la serie trimestral del PIB, incluso en su versión desestacionalizada.

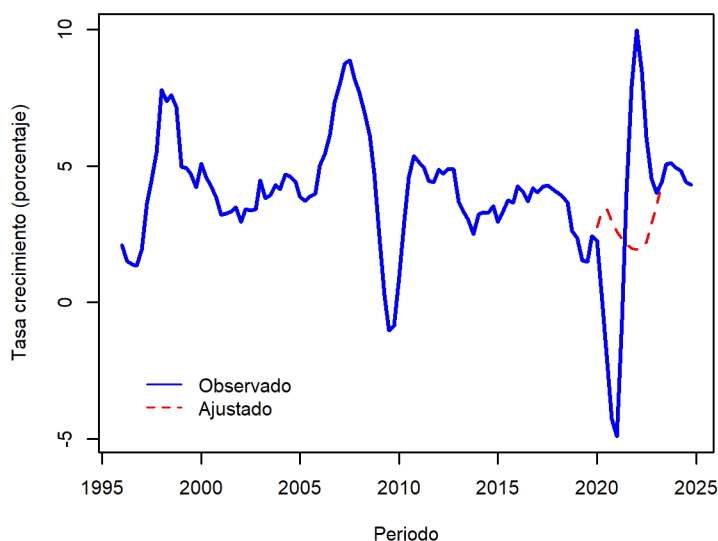
⁴En las regresiones que se presentan luego se realiza el ejercicio de robustez de utilizar los datos hasta el 2019, y se concluye que el ajuste del PIB no tiene un efecto importante en los resultados. Este ajuste se realiza tanto para el PIB de Costa Rica como para el de Estados Unidos.

- Los pasos 2 y 3 se repiten hasta que la diferencia absoluta máxima entre la brecha del producto simulado en una iteración y en la anterior sea menor a $1e - 3$.

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.

La Figura 1 ilustra el ajuste aplicado a la tasa de crecimiento anual acumulada del PIB, el cual refleja un ciclo económico coherente con las tendencias históricas. En particular, estimamos que en 2020 la economía habría mantenido el proceso de aceleración observado desde 2019, con una tasa ajustada de 2,94%, cercana a la proyección del BCCR (2,5%) en su Programa Macroeconómico publicado a inicios de ese año.⁵

Figura 1: Valor ajustado del PIB, 1996-2024



Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR.

Finalmente, aunque el BCCR publica un Índice de Condiciones Financieras (ICF), optamos por construir uno nuevo por dos razones: (i) la disponibilidad de nuevas series financieras desde la publicación de Álvarez (2016), y (ii) la preferencia metodológica en la literatura de *Growth-at-Risk* por índices contruidos mediante modelos de factores dinámicos, en lugar de análisis de componentes principales. La metodología para la construcción de este índice, de frecuencia mensual, se presenta de forma detallada en el Anexo.

⁵El mismo ajuste se realiza para la tasa de crecimiento de los Estados Unidos.

3 Crecimiento en riesgo

Adrian, Boyarchenko y Giannone (2019) propusieron la estimación del crecimiento en riesgo (en inglés, *Growth-at-Risk (GaR)*) como una herramienta para analizar cómo las condiciones financieras afectan distintos puntos de la distribución de probabilidad del crecimiento económico futuro. El objetivo es identificar la tasa de crecimiento y para la cual se espera que el valor observado h periodos hacia adelante sea menor únicamente en un $\alpha\%$ de las ocasiones. Es decir, y satisface

$$Pr(y_{t+h} \leq y \mid \Omega_t) = \alpha, \quad (2)$$

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

Este enfoque ha sido replicado en múltiples estudios posteriores (véase, por ejemplo, Adrian et al. (2022); Busch et al. (2022); Landaberry, Lluberas y Vidal (2021); Chicana y Nivin (2021)), los cuáles se han centrado en el impacto de las condiciones financieras sobre el crecimiento futuro. Aunque es esperable que un endurecimiento de dichas condiciones reduzca el crecimiento esperado, los coeficientes estimados suelen ser pequeños y no significativos en análisis basados en promedios. Sin embargo, se ha encontrado que dicho efecto es más fuerte y significativo en la cola inferior de la distribución, con especial énfasis en el percentil 5, cuyo valor se ha denominado en la literatura como *crecimiento en riesgo*.

Para estimar el *crecimiento en riesgo* y otros puntos de la distribución del crecimiento esperado, se han empleado regresiones cuantílicas, que pronostican el valor esperado de la tasa de crecimiento del PIB h trimestres adelante en función del último valor observado del PIB y de las condiciones financieras. En este estudio se incorporan, además, los términos de intercambio y la tasa de crecimiento de Estados Unidos como variables explicativas, dado que estas variables son relevantes para una economía pequeña y abierta que depende de la importación de petróleo y otras materias primas, y de la demanda externa por sus bienes exportables. La regresión estimada tiene la forma:

$$y_{t+h} = f(y_t, ICF_t, TI_t, y_t^{EEUU}). \quad (3)$$

La estimación de la regresión cuantílica asociada al percentil α corresponde al vector β que soluciona

el siguiente problema

$$\arg \min_{\beta_\alpha} \sum_{t=1}^{T-h} (\alpha \mathbb{1}(y_{t+h} \geq x_t \beta_\alpha) |y_{t+h} - x_t \beta_\alpha| + (1 - \alpha) \mathbb{1}(y_{t+h} < x_t \beta_\alpha) |y_{t+h} - x_t \beta_\alpha|), \quad (4)$$

donde x_t representa el vector de variables independientes en el periodo t y $\mathbb{1}$ es la función indicatriz, que toma el valor de 1 si la condición en paréntesis se cumple y 0 en caso contrario.

Esta estimación difiere de una regresión convencional por mínimos cuadrados ordinarios en dos aspectos clave: (i) los errores se ponderan de forma distinta según si se encuentran por encima (α) o por debajo ($1 - \alpha$) del valor estimado, y (ii) se minimiza la suma del valor absoluto de los errores, en lugar de la suma de los errores al cuadrado.

A partir de los coeficientes estimados, es posible calcular el valor esperado del crecimiento para cualquier percentil α . Asimismo, se pueden emplear técnicas paramétricas o no paramétricas para estimar la distribución de probabilidad del crecimiento futuro. En este artículo se adopta el método propuesto por Adrian, Boyarchenko y Giannone (2019), que consiste en estimar el crecimiento esperado para los percentiles 5, 25, 75 y 95, y ajustar la distribución t-Student sesgada, desarrollada por Azzalini y Capitanio (2003), que mejor aproxime dichos valores.

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 determina el grado de sesgo). Su densidad está dada por

$$f(y; \mu, \sigma, \nu, \alpha) = \frac{2}{\sigma} t\left(\frac{y - \mu}{\sigma}; \nu\right) T\left(\alpha \frac{y - \mu}{\sigma} \sqrt{\frac{\nu + 1}{\nu + \left(\frac{y - \mu}{\sigma}\right)^2}}; \nu + 1\right), \quad (5)$$

donde t y T corresponden a la densidad y la función de distribución acumulada de una distribución t-Student, respectivamente. 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 $\nu \rightarrow \infty$, la distribución converge a una normal sesgada.

El procedimiento consiste en seleccionar los valores del vector $(\mu, \sigma, \nu, \alpha)$ que minimicen la diferencia cuadrática entre los percentiles de la distribución t-Student sesgada y los percentiles de crecimiento estimados mediante regresiones cuantílicas.⁶

En la siguiente sección presentamos los resultados de las regresiones cuantílicas y la estimación de la distribución de probabilidad del crecimiento para algunos trimestres específicos en los que las condiciones financieras o las variables externas mostraron un comportamiento de interés.

4 Resultados

Los resultados del pronóstico a un trimestre hacia adelante ($h = 1$) se presentan en el cuadro 1.⁷ La primera columna muestra la regresión principal de este estudio, en la que se incluyen todas las observaciones disponibles y se incluyen como variables explicativas, además del ICF, los términos de intercambio y la tasa de crecimiento de Estados Unidos. Las otras columnas presentan resultados de robustez con diferentes especificaciones del modelo y periodos de estimación.

Cuadro 1: Estimación regresiones cuantílicas $h = 1$

	Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
MCO	<i>ICF</i>	-0.17***	-0.20***	-0.20***	-0.17***	-0.16***
	<i>TI</i>	-0.01	-0.01	-0.02	-0.01	
	<i>Y^{EEUU}</i>	0.09*	0.11*	0.20***		
P_5	<i>ICF</i>	-0.17***	-0.19***	-0.20***	-0.16***	-0.19***
	<i>TI</i>	-0.04**	-0.04	0.05	-0.07***	
	<i>Y^{EEUU}</i>	0.11	0.06	0.13		
P_{50}	<i>ICF</i>	-0.08	-0.16**	-0.18**	-0.06	-0.08
	<i>TI</i>	0.02	0.01	-0.01	0.02	
	<i>Y^{EEUU}</i>	0.05	0.19*	0.17		
P_{95}	<i>ICF</i>	-0.20***	-0.19***	-0.27***	-0.16***	-0.18***
	<i>TI</i>	-0.01	0.03	-0.08***	0.02	
	<i>Y^{EEUU}</i>	0.10	0.04	0.49***		
Ajuste PIB		Sí	Sí	No	Sí	Sí
Muestra		96-24	96-19	96-24	96-24	96-24

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%, ** al 5% y * al 10%.

En cuanto a las condiciones financieras, el efecto es negativo y estadísticamente significativo

⁶Para más detalles, véase Adrian, Boyarchenko y Giannone (2019).

⁷Para la estimación de las regresiones cuantílicas se utilizó el paquete *quantreg* en el software R (véase Koenker (1999))

cuando se emplea una regresión por mínimos cuadrados ordinarios y para los percentiles 5 y 95. En estos tres casos la magnitud del coeficiente es muy similar. Mientras tanto, para el percentil 50 el coeficiente es no significativo y presenta un valor absoluto bastante menor. En otras palabras, condiciones financieras más restrictivas tienden a exacerbar tasas de crecimiento bajas en contextos adversos y, simultáneamente, reducen la probabilidad de observar tasas de crecimiento elevadas, pero no tienen un efecto importante cuando la economía se encuentra en condiciones normales.⁸

Por otra lado, una mayor tasa de crecimiento de los Estados Unidos tiene un efecto positivo sobre la tasa de crecimiento local. Este efecto es de magnitud similar para los percentiles 5, 95 y el promedio, pero solo estadísticamente significativo para el promedio. Este resultado es intuitivo y muestra la importancia de la economía estadounidense para Costa Rica, donde un aumento de un punto porcentual en la tasa de crecimiento de Estados Unidos se relaciona con un incremento aproximado de 0,10% en la tasa de crecimiento local.

Adicionalmente, los términos de intercambio tienen un efecto negativo muy reducido y no estadísticamente significativo sobre el crecimiento según la estimación por mínimos cuadrados. Sin embargo, para el percentil 5, el efecto es cuatro veces mayor y significativamente negativo desde el punto de vista estadístico. Para el percentil 50, el efecto estimado es positivo, mientras que para el percentil 95 es negativo: no obstante, en ambos casos la magnitud es pequeña y los coeficientes carecen de significancia estadística. Cabe destacar que, al excluir la tasa de crecimiento de Estados Unidos (columna 4), el efecto negativo de los términos de intercambio en el percentil 5 casi se duplica.⁹

El comportamiento heterogéneo entre percentiles respecto a los términos de intercambio constituye un hallazgo novedoso en este estudio y podría explicarse por la naturaleza distinta de los choques en dicho precio relativo. Una mejora en los términos de intercambio implica una mejora relativa de los precios de los bienes exportables, lo que, en principio, aumentaría la capacidad de compra de los agentes locales y, por ende, se esperaría un mayor consumo interno y crecimiento económico. Sin embargo, esta mejora en los términos de intercambio podría reflejar una caída en los precios de las

⁸En una versión anterior el cuadro incluía resultados para una estimación del Índice de Condiciones Financieras con el uso del análisis de componentes principales y con la metodología que utilizó Álvarez (2016). En ambos casos, los resultados de las regresiones presentan bastantes incongruencias, por lo que se eliminan del cuadro para facilitar la presentación.

⁹Los autores agradecemos a un revisor anónimo por señalar que ignorar el efecto de la tasa de crecimiento de los Estados Unidos podría generar un sesgo por variable omitida y afectar el coeficiente asociado a los términos de intercambio.

materias primas asociada a una menor expectativa de crecimiento global. Así, si los términos de intercambio tienen información adicional a la tasa de crecimiento de los Estados Unidos, una mejora en ellos podría vincularse con una menor demanda futura de bienes exportables como consecuencia de la desaceleración de la economía mundial. En este escenario, una mejora en los términos de intercambio se asociaría con una desaceleración de la producción local, lo que se refleja en la estimación del percentil 5.

El ejercicio en la segunda columna busca comprobar si el ajuste realizado en la tasa de crecimiento del PIB para controlar el efecto de la pandemia incide en los resultados. Para ello, replicamos la misma regresión con datos hasta 2019. Los resultados evidencian escasas diferencias entre las estimaciones en las columnas (1) y (2), con algunos coeficientes prácticamente de la misma magnitud, excepto por el asociado al ICF para el percentil 50 que se vuelve significativo. Así, el ajuste que realizamos parece no afectar los resultados de la regresión.

Por su parte, los resultados en la columna (3) sugieren que realizar este ajuste es relevante: debido a que la crisis originada por la pandemia ocurrió contemporáneamente en Costa Rica y Estados Unidos, el coeficiente asociado al crecimiento en Estados Unidos se duplica cuando no se realiza el ajuste en el PIB en la estimación de MCO y es casi cinco veces mayor para la del percentil 95. Esto parece afectar otros coeficientes; en particular el signo de los términos de intercambio en el percentil 5 cambia y en el percentil 95 todos los coeficientes son estadísticamente significativos cuando no se ajusta el PIB.

En la tabla 2 presentamos los resultados de la estimación para la tasa de crecimiento 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. El efecto de las condiciones financieras es de mayor magnitud y el coeficiente correspondiente a la tasa de crecimiento de Estados Unidos resulta estadísticamente significativo para el percentil 95. La principal diferencia radica en que el coeficiente asociado a los términos de intercambio para el percentil 5 es positivo, aunque no estadísticamente significativo, mientras que los coeficientes para los percentiles 50 y 95 son ahora ligeramente negativos, pero también carecen de significancia estadística. Esto sugiere que una mejora en los términos de intercambio puede generar efectos heterogéneos dependiendo del horizonte temporal considerado.

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

	Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
MCO	<i>ICF</i>	-0.26***	-0.36***	-0.26**	-0.25***	-0.26***
	<i>TI</i>	0.02	0.02	-0.03	0.01	
	<i>Y^{EEUU}</i>	0.23*	0.31**	0.15		
P_5	<i>ICF</i>	-0.48***	-0.44***	-0.37**	-0.50***	-0.50***
	<i>TI</i>	0.05	0.12**	0.11	0.00	
	<i>Y^{EEUU}</i>	0.19	0.33	0.51*		
P_{50}	<i>ICF</i>	-0.06	-0.23	-0.14	-0.07	-0.08
	<i>TI</i>	-0.00	-0.00	-0.01	0.00	
	<i>Y^{EEUU}</i>	-0.09	0.00	0.00		
P_{95}	<i>ICF</i>	-0.52***	-0.70***	-0.58***	-0.43***	-0.43***
	<i>TI</i>	-0.06	-0.01*	-0.23***	-0.02	
	<i>Y^{EEUU}</i>	0.65***	0.66***	0.60***		
Ajuste PIB		Sí	Sí	No	Sí	Sí
Muestra		96-24	96-19	96-24	96-24	96-24

Fuente: Estimación propia.

Notas: Errores estándar a partir de la función núcleo del estimador tipo *sándwich* propuesta por Powell (1991).

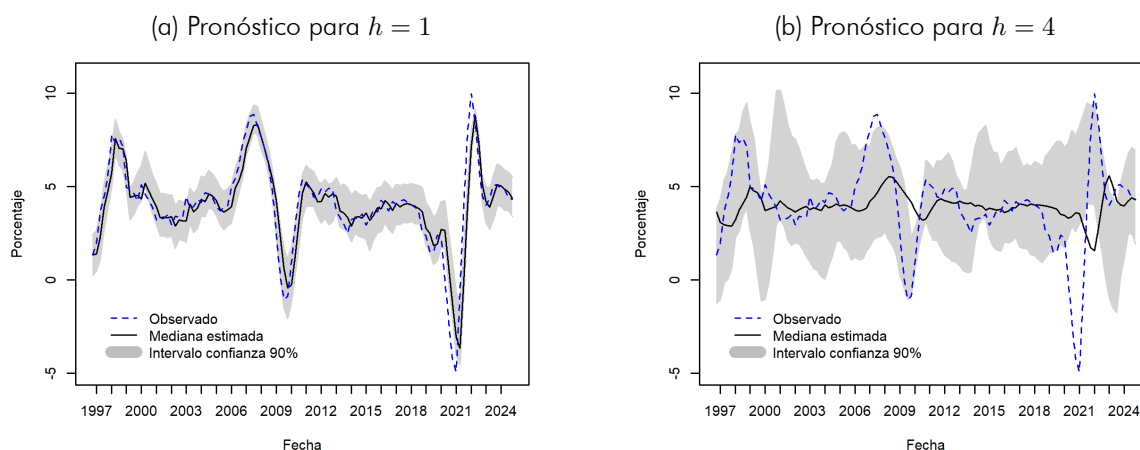
*** indica significancia estadística al 1%, ** al 5% y * al 10%.

Al igual que en el pronóstico para $h = 1$, los coeficientes en las columnas (1), (2), (4) y (5) presentan una magnitud de un orden similar, lo que evidencia la robustez de los resultados y refuerza la conclusión de que el ajuste del PIB no altera sustancialmente las estimaciones. En la columna (3), los resultados muestran que sin ajustar el PIB algunos coeficientes cambian de forma considerable. En particular, el coeficiente asociado al crecimiento del PIB de Estados Unidos es bastante más pequeño para MCO y más grande para el percentil 5. Además, el signo de los términos de intercambio para MCO se invierte y el coeficiente es bastante más negativo y estadísticamente significativo para el percentil 95.

La figura 2 presenta la estimación dentro de muestra del pronóstico para uno y cuatro trimestres hacia adelante. En dicho gráfico, la mediana se muestra en color negro, el valor observado en azul y el área gris corresponde al intervalo comprendido entre las estimaciones para los percentiles 5 y 95. El límite inferior de este intervalo se conoce en la literatura como crecimiento en riesgo al 5%.

Del gráfico se desprenden cuatro observaciones relevantes. Primero, como era previsible, el ancho de la banda gris (que refleja la incertidumbre) es mayor cuando $h = 4$ que cuando $h = 1$. Segundo, la mediana no siempre se ubica en el centro de la banda gris, lo que permite capturar posibles asimetrías en el proceso estadístico que describe la tasa de crecimiento económico. Tercero, el nivel de incertidumbre no es constante a lo largo del tiempo. Desde una perspectiva práctica, esto

Figura 2: Valor estimado y observado del crecimiento del PIB.



Fuente: Estimación propia.

Nota: $h = 1$ corresponde al pronóstico un trimestre hacia adelante y $h = 4$ al de cuatro trimestres hacia adelante.

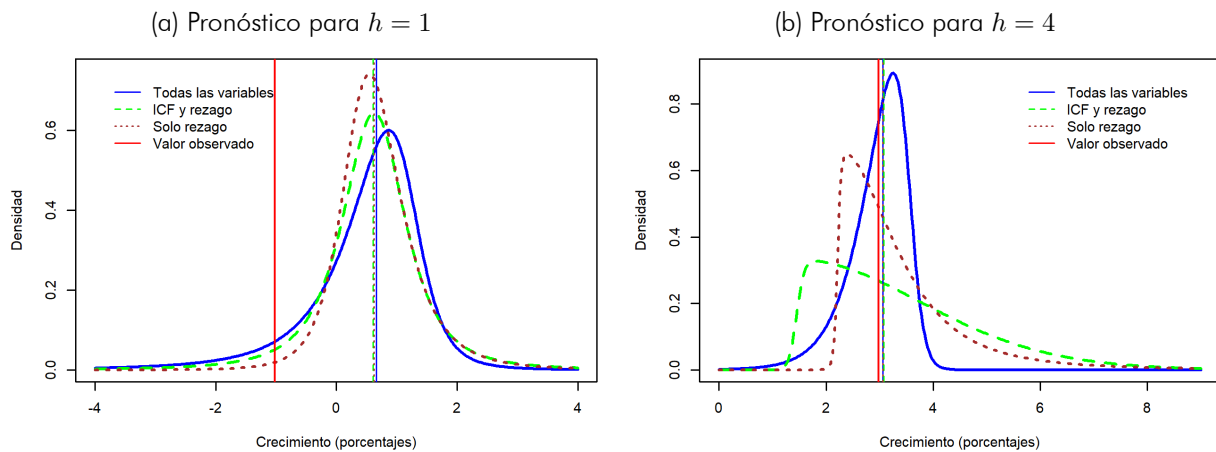
resulta importante porque las decisiones de política podrían tener efectos diferenciados según el nivel de incertidumbre presente en la economía. Finalmente, la estimación muestra un grado considerable de robustez, dado que únicamente en unos pocos períodos —además de aquellos afectados por la pandemia— las tasas de crecimiento observadas se sitúan fuera del intervalo de confianza.

A continuación, se analizan las distribuciones de probabilidad de los pronósticos para algunos trimestres específicos, obtenidas a partir de tres especificaciones de las regresiones de cuantiles, cuyas distribuciones se derivan de la estimación paramétrica presentada en la sección anterior. En la primera regresión se incluye únicamente el rezago de la tasa de crecimiento del PIB; en la segunda, se incorpora el índice de condiciones financieras; y en la tercera, se añaden los términos de intercambio y la tasa de crecimiento de Estados Unidos. El objetivo de graficar los resultados para las tres regresiones es destacar la relevancia de considerar el efecto que ejercen tanto las condiciones financieras como la coyuntura externa sobre la tasa de crecimiento futura.

En la figura 3 presentamos 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 adversos derivados de la crisis financiera global de 2008. La tasa de crecimiento durante el último año se aproximaba a cero, las condiciones financieras eran restrictivas —aunque tendían hacia una mayor laxitud—, los términos de intercambio habían mejorado como consecuencia de la disminución en la demanda global de materias primas, y la tasa de crecimiento de

Estados Unidos era negativa.

Figura 3: Pronósticos de crecimiento con información al segundo trimestre de 2009.



Fuente: Estimación propia. Notas: $h = 1$ corresponde al pronóstico un trimestre hacia adelante y $h = 4$ al de cuatro trimestres hacia adelante.

La línea azul corresponde a la estimación con la regresión que incluye todas las variables dependientes, la verde corresponde a la estimación en que se incluye el rezago de la tasa de crecimiento y el índice de condiciones financieras, y la café a la que solo incluye el rezago de la tasa de crecimiento. Las líneas verticales de los mismos colores corresponde a la mediana de cada estimación y la recta roja vertical corresponde al valor que se observa en el trimestre que se está pronosticando.

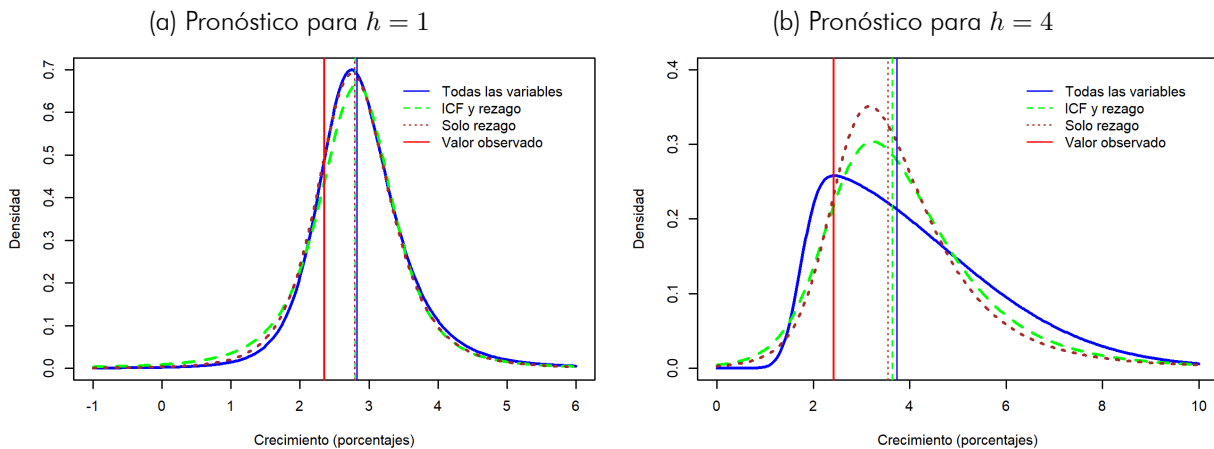
En este contexto, incluir únicamente el rezago de la tasa de crecimiento en el pronóstico genera una distribución muy concentrada alrededor de los valores centrales. En el pronóstico a un trimestre (figura 3a), la mediana es prácticamente idéntica para las tres especificaciones (representadas por las líneas punteadas verticales), pero el nivel de incertidumbre aumenta al incorporar las condiciones financieras y las variables externas. En ambos casos, las distribuciones presentan colas izquierdas más gruesas. Según la estimación, la probabilidad de que la tasa de crecimiento fuera menor o igual al -1% observado era de 1% en la estimación que considera solo el rezago, de $4,19\%$ al incluir las condiciones financieras y de $6,75\%$ cuando se incorporan tanto las condiciones financieras como las variables externas.

En el caso del pronóstico a cuatro trimestres, las distribuciones difieren marcadamente según las variables incluidas (figura 3b), aunque las medianas son prácticamente idénticas y muy cercanas a la tasa de crecimiento observada cuatro trimestres después. Si se considera únicamente el rezago de la tasa de crecimiento, la distribución presenta una cola derecha larga, con la mayor masa de probabilidad en tasas entre 2% y 4% . Al incluir las condiciones financieras —que eran muy restrictivas—, la distribución se desplaza considerablemente hacia la izquierda y muestra una cola derecha aún más pronunciada.

Finalmente, la mejora en los términos de intercambio y la tasa de crecimiento negativa de Estados Unidos reducen prácticamente a cero la probabilidad de observar tasas superiores a 4%, al tiempo que disminuyen la probabilidad de tasas inferiores a 2% en comparación con la estimación que incorpora únicamente las condiciones financieras.

En la figura 4 presentamos los pronósticos de crecimiento a uno y cuatro trimestres con la información disponible al cuarto trimestre de 2018. En ese periodo la economía costarricense enfrentaba un elevado nivel de incertidumbre, dado 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 existía claridad sobre la aprobación de la reforma fiscal que se discutía en el Congreso. Esta situación se reflejaba en un ligero aumento del ICF y una menor tasa de crecimiento interno, mientras existía un deterioro en los términos de intercambio y la tasa de crecimiento de Estados Unidos se mantenía relativamente elevada.

Figura 4: Pronósticos de crecimiento con información al cuarto trimestre de 2018.



Fuente: Estimación propia.

Notas: $h = 1$ corresponde al pronóstico un trimestre hacia adelante y $h = 4$ al de cuatro trimestres hacia adelante.

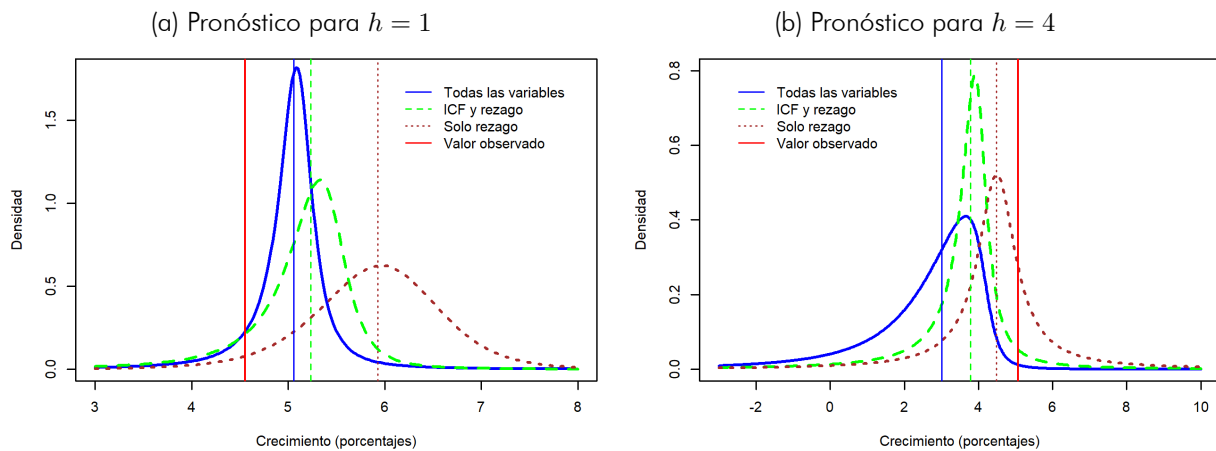
La línea azul corresponde a la estimación con la regresión que incluye todas las variables dependientes, la verde corresponde a la estimación en que se incluye el rezago de la tasa de crecimiento y el índice de condiciones financieras, y la café a la que solo incluye el rezago de la tasa de crecimiento. Las líneas verticales de los mismos colores corresponde a la mediana de cada estimación y la recta roja vertical corresponde al valor que se observa en el trimestre que se está pronosticando.

En el pronóstico a un trimestre, las tres distribuciones son muy similares, aunque resulta llamativo que la inclusión de las condiciones financieras incrementa ligeramente la cola izquierda. Sin embargo, al incorporar también las variables externas, la cola izquierda disminuye por debajo de la especificación base que considera únicamente el rezago. En el pronóstico a cuatro trimestres, las di-

ferencias entre las distribuciones son más notorias, aunque las medianas permanecen cercanas entre sí: el incluir las condiciones financieras provoca que ambas colas se tornen ligeramente más gruesas, mientras que el considerar las variables externas genera una distribución más achatada, con una cola derecha más extensa.

En la figura 5 mostramos las distribuciones de probabilidad del pronóstico de crecimiento con información observada al tercer trimestre de 2022. En ese momento, las condiciones financieras eran restrictivas, la tasa de crecimiento interna se mantenía elevada como consecuencia del rebote posterior a la pandemia, se observaba un choque negativo significativo en los términos de intercambio y la economía de Estados Unidos crecía cerca de su promedio histórico de 2%.

Figura 5: Pronósticos de crecimiento con información al tercer trimestre de 2022.



Fuente: Estimación propia.

Notas: $h = 1$ corresponde al pronóstico un trimestre hacia adelante y $h = 4$ al de cuatro trimestres hacia adelante. La línea azul corresponde a la estimación con la regresión que incluye todas las variables dependientes, la verde corresponde a la estimación en que se incluye el rezago de la tasa de crecimiento y el índice de condiciones financieras, y la café a la que solo incluye el rezago de la tasa de crecimiento. Las líneas verticales de los mismos colores corresponde a la mediana de cada estimación y la recta roja vertical corresponde al valor que se observa en el trimestre que se está pronosticando.

Para los pronósticos a un trimestre (figura 5a), las distribuciones difieren sustancialmente entre sí. Cuando se considera solo el alto valor del rezago de la tasa de crecimiento se esperan tasas de crecimiento muy elevadas, con una mediana similar a la última tasa de crecimiento observada. La inclusión de las condiciones financieras desplaza la distribución considerablemente hacia la izquierda, mientras que la incorporación de las condiciones externas reduce la probabilidad de observar tasas de crecimiento elevadas y concentra la distribución alrededor de una mediana cercana al 5%. La tasa de crecimiento observada fue de 4,55%, y tasas de crecimiento menores o iguales a ese valor presentaban

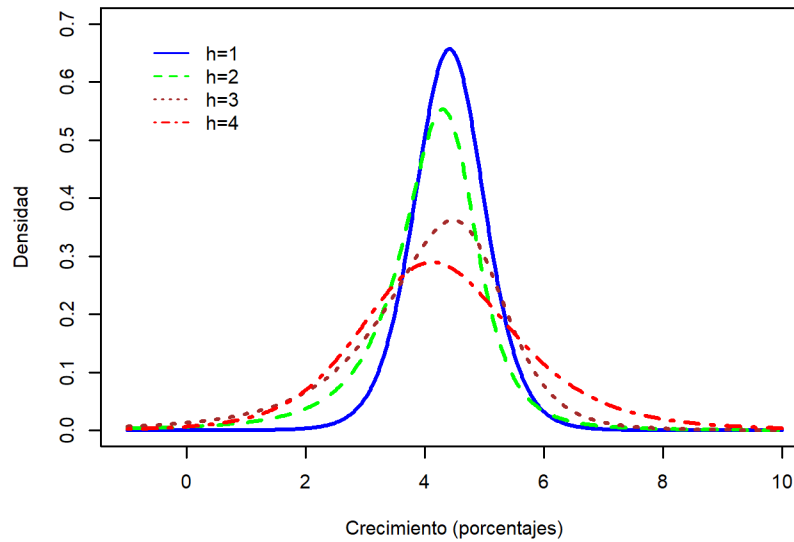
probabilidades de 3, 7%, 10, 5% y 8, 7% cuando se consideran la distribución con solo el rezago, la que incorpora las condiciones financieras y la que adicionalmente incluye el efecto de las variables externas, respectivamente.

En el pronóstico a cuatro trimestres (figura 5b), se observa un patrón similar: la inclusión de las condiciones financieras y las variables externas desplaza las distribuciones hacia la izquierda, con medianas notablemente diferentes entre las tres especificaciones. En este caso, el valor observado cuatro trimestres después resulta considerablemente superior al estimado por la distribución que incorpora todas las variables y la distribución que mejor lo acierta es la que incluye solo el rezago. Este comportamiento se explica, en parte, por la mejora en la coyuntura, caracterizada por condiciones financieras más laxas, una rápida recuperación de los términos de intercambio y un ligero aumento en la tasa de crecimiento de Estados Unidos.

Así, el análisis de las distribuciones del pronóstico de crecimiento para estos trimestres específicos resalta la importancia de considerar tanto el comportamiento de las condiciones financieras como el de las variables externas. Mientras que la relevancia de las primeras es ampliamente reconocida en la literatura, uno de los principales aportes de este estudio consiste en evidenciar que, en economías pequeñas y abiertas, resulta fundamental incorporar variables que reflejen la incertidumbre derivada de la coyuntura económica internacional.

Finalmente, en la figura 6 presentamos las proyecciones de crecimiento para 2025 con base en los datos disponibles al cuarto trimestre de 2024, en las que se incorporan tanto las condiciones financieras como las variables externas. La principal diferencia entre las distribuciones radica en el nivel de incertidumbre: a mayor horizonte de pronóstico, mayor dispersión. Asimismo, se observa una ligera reducción en la mediana de la distribución, que pasa de 4, 40% en el primer trimestre a aproximadamente 4, 20% en los tres trimestres siguientes. Este comportamiento coincide con los datos disponibles a agosto de 2025, en los que la tasa de crecimiento interanual del PIB acumulado para el primer y segundo trimestre de 2025 fue de 4, 45% y 4, 06%, respectivamente, así como con el pronóstico del Banco Central, que estima un crecimiento de 3, 80% para el cierre de 2025.

Figura 6: Pronósticos de crecimiento con información al cuarto trimestre de 2024.



Fuente: Estimación propia.

Nota: $h = 1, 2, 3$ y 4 corresponden, respectivamente, al pronóstico uno, dos, tres y cuatro trimestres hacia adelante, es decir, para el primero, segundo, tercero y cuarto trimestre de 2025.

5 Conclusión

En este estudio presentamos la primera estimación del crecimiento en riesgo para Costa Rica, una economía pequeña y abierta. El principal aporte de la investigación consiste en evidenciar que, además del efecto de las condiciones financieras, la incertidumbre generada por el comportamiento de variables externas puede constituir un factor determinante en las distribuciones esperadas del crecimiento de la actividad económica local. Este hallazgo permite comprender el papel que desempeñan, de manera conjunta, las condiciones financieras y la coyuntura externa en el riesgo de registrar tasas de crecimiento bajas.

Los resultados de la estimación indican que condiciones financieras más restrictivas tienen un impacto limitado sobre la mediana de la distribución de la tasa de crecimiento esperada, pero afectan significativamente los percentiles inferiores y superiores de la distribución. En cuanto a las variables externas, se observa que la tasa de crecimiento de Estados Unidos ejerce un efecto positivo en todos los estadísticos analizados, aunque solo resulta estadísticamente significativo para el promedio estimado mediante mínimos cuadrados ordinarios.

Respecto a los términos de intercambio, se encuentra que el único efecto significativo corres-

ponde al percentil 5 y cuando el horizonte de pronóstico es de un trimestre; en este caso, se concluye que una mejora en los términos de intercambio se asocia con una reducción de la tasa de crecimiento en contextos de bajo dinamismo económico. Este resultado podría parecer contraintuitivo, dado que, desde un punto de vista teórico, una mejora en los términos de intercambio (un aumento en el precio relativo de las exportaciones) debería implicar un incremento en el ingreso disponible y, por ende, una aceleración de la demanda interna.

Sin embargo, en el caso de Costa Rica, un país importador de petróleo, los términos de intercambio presentan una correlación inversa y elevada con el precio del crudo y otras materias primas. Así, una mejora en los términos de intercambio asociada con una caída en los precios del petróleo podría contener información adicional, más allá de la que se obtiene de la tasa de crecimiento de Estados Unidos, sobre una menor actividad económica global futura. Si este fuera el caso, la reducción en la demanda externa de productos costarricenses impactaría negativamente la tasa de crecimiento de la economía local.

Asimismo, el análisis de los pronósticos a uno y cuatro trimestres hacia adelante, a partir de diferentes especificaciones de las regresiones cuantílicas, muestra que la distribución de probabilidad del crecimiento esperado cambia sustancialmente cuando se incluyen las condiciones financieras y las variables externas, en comparación con un escenario base en el que solo se considera el rezago de la actividad económica. Además, en algunos periodos, las condiciones financieras y las variables externas tienen efectos independientes relevantes, por lo que excluir alguna de estas variables podría generar pronósticos sesgados.

Hasta donde tenemos conocimiento, este efecto de las variables externas sobre el crecimiento en riesgo no ha sido documentado previamente. Este hallazgo resalta la importancia de que, en economías pequeñas y abiertas, se considere no solo la incertidumbre derivada de las condiciones financieras, sino también la generada por la coyuntura económica internacional, con el fin de obtener una estimación más precisa del crecimiento en riesgo.

Referencias

- Adrian, Tobias, Nina Boyarchenko y Domenico Giannone (abr. de 2019). «Vulnerable growth». En: *American Economic Review* 109(4), págs. 1263-1289. ISSN: 0002-8282. DOI: [10.1257/aer.20161923](https://doi.org/10.1257/aer.20161923).
- Adrian, Tobias et al. (2022). «The term structure of growth-at-risk». En: *American Economic Journal: Macroeconomics* 14(3), págs. 283-323. ISSN: 1945-7715. DOI: [10.1257/mac.20180428](https://doi.org/10.1257/mac.20180428).
- Álvarez, C (2016). «Índice de condiciones financieras para Costa Rica». En: URL: <https://repositorioinvestigacionbCCR.fi.cr/server/api/core/bitstreams/75a9022e-c5a0-41c9-b842-b676300069ea/content>.
- Azzalini, Adelchi y Antonella Capitanio (2003). «Distributions generated by perturbation of symmetry with emphasis on a multivariate skew t-distribution». En: *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology* 65(2), págs. 367-389. DOI: [10.48550/ARXIV.0911.2342](https://doi.org/10.48550/ARXIV.0911.2342).
- Brave, Scott y R Andrew Butters (2012). «Diagnosing the Financial System: Financial Conditions and Financial Stress». En: *International Journal of Central Banking* 8(2), págs. 191-239. DOI: [None](https://doi.org/10.1215/15352965-1215). URL: <https://ideas.repec.org/a/ijc/ijcjou/y2012q2a6.html>.
- Busch, Matias Ossandon et al. (2022). «Growth at risk: Methodology and applications in an open-source platform». En: *Latin American Journal of Central Banking* 3(3), pág. 100068. ISSN: 2666-1438. DOI: [10.1016/j.latcb.2022.100068](https://doi.org/10.1016/j.latcb.2022.100068).
- Cabrera-Rodríguez, Wilmar Alexander et al. (2014). «A composite indicator of systemic stress (CISS) for Colombia». En: (11697). DOI: [None](https://doi.org/10.1215/15352965-1215). URL: <https://ideas.repec.org/p/col/000094/011697.html>.
- Caldara, Dario et al. (2021). «Understanding Growth-at-Risk: A Markov Switching Approach». En: *SSRN Electronic Journal*. ISSN: 1556-5068. DOI: [10.2139/ssrn.3992793](https://doi.org/10.2139/ssrn.3992793).
- Chicana, Diego y Rafael Nivin (2021). *Evaluating Growth-at-Risk as a tool for monitoring macro-financial risks in the Peruvian economy*. IHEID Working Papers 07-2021. Graduate Institute of International y Development Studies Working Paper. URL: <https://ideas.repec.org/p/gii/giihei/heidwp07-2021.html>.

- Doz, Catherine, Domenico Giannone y Lucrezia Reichlin (2011). «A two-step estimator for large approximate dynamic factor models based on Kalman filtering». En: *Journal of Econometrics* 164(1), págs. 188-205. ISSN: 0304-4076. DOI: [10.1016/j.jeconom.2011.02.012](https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2011.02.012).
- Holston, Kathryn, Thomas Laubach y John C. Williams (2023). «Measuring the Natural Rate of Interest after COVID-19». En: *SSRN Electronic Journal*(1063). ISSN: 1556-5068. DOI: [10.2139/ssrn.4482053](https://doi.org/10.2139/ssrn.4482053).
- Koenker, Roger (1999). *quantreg: Quantile Regression*. DOI: [10.32614/cran.package.quantreg](https://doi.org/10.32614/cran.package.quantreg).
- Krantz, Sebastian y Rytis Bagdziunas (2023). «dfms: Dynamic Factor Models». En: *CRAN: Contributed Packages* 1(357), pág. 92. DOI: [10.32614/cran.package.dfms](https://doi.org/10.32614/cran.package.dfms).
- Landaberry, María, Rodrigo Lluberas y Micaela Vidal (2021). *Una aplicación de la metodología Growth at Risk a Uruguay*. Documentos de trabajo 2021009. Banco Central del Uruguay. URL: <https://ideas.repec.org/p/bku/doctra/2021009.html>.
- Mendoza, Enrique G. (1991). «Real Business Cycles in a Small Open Economy». En: *The American Economic Review* 81(4), págs. 797-818. ISSN: 00028282. URL: <http://www.jstor.org/stable/2006643> (visitado 18-12-2025).
- Powell, James (1991). «Estimation of monotonic regression models under quantile restrictions». En: *n Nonparametric and Semiparametric Methods in Econometrics*. Ed. por J. Powell W. Barnett y G Tauchen. 8818. Cambridge U. Press. URL: <https://ideas.repec.org/p/att/wimass/8818.html>.
- Stock, James H y Mark W Watson (2002). «Macroeconomic forecasting using diffusion indexes». En: *Journal of Business and Economic Statistics* 20(2), págs. 147-162. ISSN: 1537-2707. DOI: [10.1198/073500102317351921](https://doi.org/10.1198/073500102317351921).
- Stock, James H y Mark W Watson (2016). *Dynamic Factor Models, Factor-Augmented Vector Autoregressions, and Structural Vector Autoregressions in Macroeconomics*. DOI: [10.1016/bs.hesmac.2016.04.002](https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.04.002). URL: <https://ideas.repec.org/h/eee/macchp/v2-415.html>.

Anexos

Índice de Condiciones Financieras

Para crear el Índice de Condiciones Financieras (ICF) se realizó un proceso exhaustivo de recolección de datos a partir del cuál se pudieron recopilar 45 series financieras con frecuencia mensual. Estos indicadores fueron seleccionados según su disponibilidad y su relación 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.

Todas las variables se desestacionalizaron y se utilizaron las transformaciones adecuadas (diferencias simples y logarítmicas, mensuales y anuales) para asegurar que las variables sean estacionarias.¹⁰ Para la construcción del ICF 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 a la tasa de variación interanual del Índice Mensual de Actividad Económica.¹¹ Las variables que se seleccionaron con este procedimiento se detallan en el cuadro A1.

Cuadro A1: Lista de de variables

Grupo de variables	VARIABLES
Cantidades (agregados)	Medio Circulante
	Riqueza financiera
	Deuda interna bonificada del Banco Central
	Deuda interna bonificada del Gobierno Central
Factores Globales	Índice VIX
	EMBI de Latinoamérica
	EMBI Global

¹⁰Para esto se utilizaron las pruebas Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron.

¹¹Para las pruebas de causalidad de Granger se utilizaron datos desde 1992, o el primer periodo en que la serie financiera se encuentre disponible, y hasta el 2024.

Cuadro A1: Lista de de variables

Grupo de variables	Variables
Indicadores Bancarios	Apalancamiento del sistema financiero
	Liquidez del sector financiero
	Premio por invertir en colones
	Rendimiento del sistema financiero
	Margen de intermediación financiera bancos privados
	Margen de intermediación financiera bancos públicos
Tasas de interés	Tasa de política monetaria
	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 tasas de interés)

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 factores estáticos) y el modelo de factores dinámicos. En ambos casos, el objetivo es 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 el caso de las condiciones financieras, se acostumbra utilizar un único índice que corresponde al primer factor.

Muchos estudios construyen este índice a partir del uso del Análisis de Componentes Principales (Cabrera-Rodríguez et al., 2014; Álvarez, 2016; Landaberry, Lluberas y Vidal, 2021). Esta metodología corresponde al uso de factores estáticos, en la que se supone 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

$$X_t = \Lambda F_t' + e_t, \quad (6)$$

donde e_t es un vector de errores de medición.

El Análisis de Componentes Principales impone algunas condiciones de identificación de este modelo.¹² 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 6 restringidos a que se cumplan estas condiciones de identificación.

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 estándares sobre los errores y si F_t se toma como un parámetro, este es el mejor estimador lineal insesgado de la ecuación 6.

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.¹³

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 di-**

¹²Este 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 no se ve afectada.

¹³Brave y Butters (2012) y Caldara et al. (2021) utilizan métodos basados en modelos de factores dinámicos para obtener Índices de Condiciones Financieras, y Adrian, Boyarchenko y Giannone (2019) y Adrian et al. (2022) utilizan el índice desarrollado por Brave y Butters (2012) para sus estimaciones de crecimiento en riesgo.

námicos corresponde a

$$X_t = \lambda(L)f_t + \epsilon_t \quad (7)$$

$$f_t = \alpha(L)f_{t-1} + \eta_t \quad (8)$$

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 7 y 8. Sin embargo, la maximización 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 y Bagdziunas (2023)).^{14,15}

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, las variables relevantes para este estudio se encuentran disponibles a partir de diferentes momentos del tiempo (algunas están disponibles desde 1992 y en otros casos solo a partir del 2016). Al mismo tiempo, para poder estimar el 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 proceso 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{F} y de las cargas factoriales $\hat{\lambda}$. 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

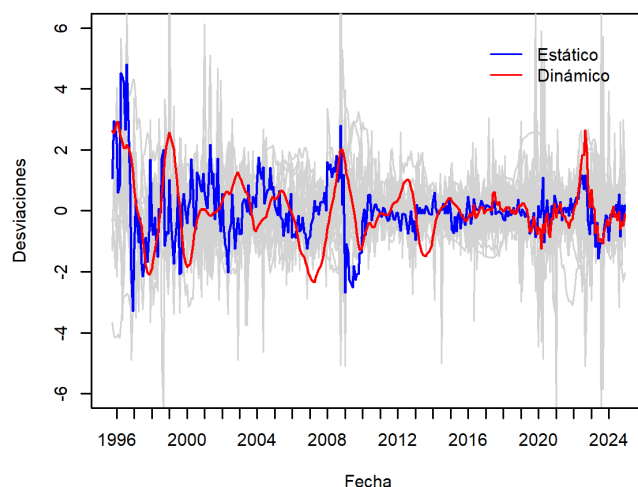
¹⁴En esta estimación se impone que f_t es de dimensión uno, que el número de rezagos del polinomio α es 1 y que el error η_t no presenta autocorrelación de ningún orden.

¹⁵El método propuesto por Doz, Giannone y Reichlin (2011) utiliza un algoritmo EM (en inglés *Expectation-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 con la aplicación del suavizamiento de Kalman.

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.¹⁶

El gráfico A1 presenta la estimación del ICF que se obtiene al utilizar tanto la técnica de factores estáticos como la de factores dinámicos. En el gráfico se presentan, en términos estandarizados, en gris el valor de cada una de las variables que se utiliza para construir los factores, en azul el factor 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.

Figura A1: 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 a un movimiento puntual de las variables observables. En segundo lugar, es evidente la mayor volatilidad de ambos factores durante el inicio de la muestra. Esto se debe tanto a la mayor volatilidad de algunas de

¹⁶El 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 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. El criterio de convergencia es que la raíz de la diferencia cuadrada media entre dos vectores λ de cargas factoriales sea menor a $1e - 10$.

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 julio de 2008 y se acelera en setiembre de ese año; precisamente el mes de la quiebra de *Lehman Brothers*. Durante ese episodio el índice alcanza su valor máximo en junio de 2009 y luego se reduce gradualmente.

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, como 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 y alcanza su punto máximo en abril de 2023.

Finalmente, destacan las condiciones financieras ligeramente restrictivas que se identifican para algunos meses del 2017, 2018 y todo el 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.