

Construcción de un Indicador de Actividad Económica Real: Un Enfoque a Nivel Regional del Perú*

Alva Da Silva, Fritz Gian Pier

XLI Encuentro de Economistas, BCRP

* Las opiniones expresadas en este estudio corresponden al autor y no deben ser atribuidas al BCRP.

- Motivación
- Objetivos
- Literatura relacionada
- Metodología
- Resultados
- Conclusiones

- ¿Por qué desarrollar un indicador de actividad económica real?
- ¿El indicador de actividad económica se debe interpretar como un sinónimo del Indicador de Actividad Productiva Departamental (IAPD)?
- ¿Por qué realizar *nowcasting*?

- Desarrollar un indicador que otorgue señales sobre en qué estado se encuentra la economía de cada departamento del país.
- Proporcionar información macroeconómica con actualización a tiempo real.

- Aruoba y Saricaya (2013). “A real economic activity indicator for turkey”.
- Gil, Leiva-Leon, Pérez y Urtasun (2019). “An application of dynamic factor models to nowcast regional activity in Spain”.
- Alva & López (2022). “Desarrollo de un Indicador de Actividad Económica Regional y Pronósticos del Valor Agregado Bruto: El Caso de Loreto”.

1. Modelo de Factor Dinámico Bayesiano

- Siguiendo a Stock y Watson (1988), se asume que sólo existe un factor común que busca resumir el estado economía.
- Considerando a Mariano y Murasawa (2003), se utilizará información de series de tiempo en distintas frecuencias (mensual y trimestral).
- A cada serie se aplicará el filtro X12-ARIMA.
- Partamos definiendo al IAPD:

$$Y_t = \left(\frac{Y_t^* + Y_{t-1}^* + Y_{t-2}^*}{3} \right) \quad \longrightarrow \quad Y_t = (Y_t^* Y_{t-1}^* Y_{t-2}^*)^{1/3}$$

$$\ln(Y_t) = \frac{1}{3} (\ln(Y_t^*) + \ln(Y_{t-1}^*) + \ln(Y_{t-2}^*))$$

- Donde y_t e y_t^* son estacionarias, y para el caso del presente estudio realizaremos esta transformación de estacionariedad mediante diferencias interanuales, es decir, $y_{t-i} = \ln(Y_{t-i}) - \ln(Y_{t-1-i})$ e $y_{t-i}^* = \ln(Y_{t-i}^*) - \ln(Y_{t-1-i}^*)$, donde $i = \{0,1,2\}$,

$$y_t = \frac{1}{3}y_t^* + \frac{1}{3}y_{t-1}^* + \frac{1}{3}y_{t-2}^*$$

- Así, se puede proponer de manera tentativa el siguiente modelo espacio – estado:

$$\begin{aligned}y_t^* &= \beta_0^{y^*} + \beta_1^{y^*} f_t + \mu_t^{y^*} \\pbi_t &= \beta_0^{pbi} + \beta_1^{pbi} f_t + \mu_t^{pbi} \\e_t &= \beta_0^e + \beta_1^e f_t + \mu_t^e \\gp_t &= \beta_1^{gp} + \beta_1^{gp} f_t + \mu_t^{gp} \\cd_t &= \beta_1^{cd} + \beta_1^{cd} f_t + \mu_t^{cd}\end{aligned}$$

Ecuaciones de
medida

$$\begin{aligned}f_t &= \rho_1^f f_{t-1} + \rho_1^f f_{t-2} + \varepsilon_t^f \\ \mu_t^j &= \delta_1^j \mu_{t-1}^j + \varepsilon_t^j, \quad \forall j \in \{y^*, pbi, e, gp, cd\}\end{aligned}$$

Ecuaciones de
transición

- Sin embargo, el modelo anterior no es estimable dado que y_t^* no se observa, sin embargo con un poco de álgebra se tiene lo siguiente,

$$\left. \begin{aligned} y_t &= \beta_0^y + \beta_1^y \left(\frac{1}{3} f_t + \frac{1}{3} f_{t-1} + \frac{1}{3} f_{t-2} \right) + \frac{1}{3} \mu_t^y + \frac{1}{3} \mu_{t-1}^y + \frac{1}{3} \mu_{t-2}^y \\ pbi_t &= \beta_0^{pbi} + \beta_1^{pbi} f_t + \mu_t^{pbi} \\ e_t &= \beta_0^e + \beta_1^e f_t + \mu_t^e \\ gp_t &= \beta_1^{gp} + \beta_1^{gp} f_t + \mu_t^{gp} \\ cd_t &= \beta_1^{cd} + \beta_1^{cd} f_t + \mu_t^{cd} \end{aligned} \right\} \text{Ecuaciones de medida}$$
$$\left. \begin{aligned} f_t &= \rho_1^f f_{t-1} + \rho_2^f f_{t-2} + \varepsilon_t^f \\ \mu_t^j &= \delta_1^j \mu_{t-1}^j + \varepsilon_t^j, \quad \forall j \in \{y, pbi, e, gp, cd\} \end{aligned} \right\} \text{Ecuaciones de transición}$$

- Dado que se hará uso de inferencia bayesiana, se proponen las siguientes distribuciones prior:

$$\beta_0^j \sim \text{Beta}(\alpha = f(\mu_0, \sigma_0^2), \beta = g(\mu_0, \sigma_0^2)) \quad \forall j = \{y, pbi, e, gp, cd\}$$

$$\beta_1^j \sim \text{Beta}(\alpha = f(\mu_1, \sigma_1^2), \beta = g(\mu_1, \sigma_1^2)) \quad \forall j = \{y, pbi, e, gp, cd\}$$

$$\rho_1^f \sim \text{Beta}(\alpha = f(\mu_{\rho 1}, \sigma_{\rho 1}^2), \beta = g(\mu_{\rho 1}, \sigma_{\rho 1}^2))$$

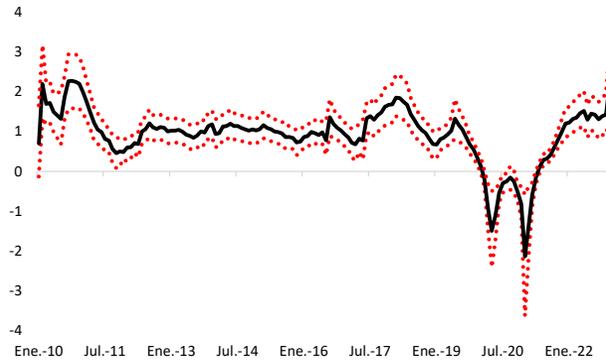
$$\rho_2^f \sim \text{Beta}(\alpha = f(\mu_{\rho 2}, \sigma_{\rho 2}^2), \beta = g(\mu_{\rho 2}, \sigma_{\rho 2}^2))$$

$$\varepsilon_t^j \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad \forall j = \{f, y, pbi, e, gp, cd\}$$

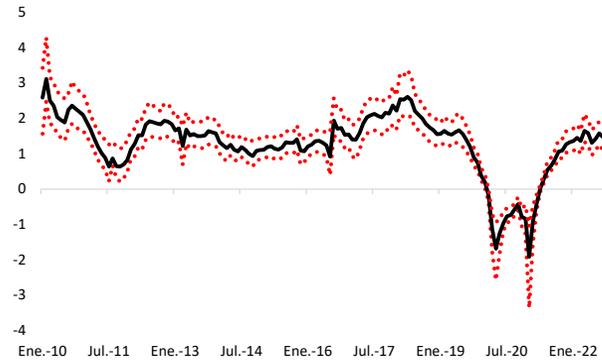
$$\sigma_\varepsilon \sim IG_{deg}(0.01)$$

- Donde $\mu_0, \mu_1, \mu_{\rho 1}, \mu_{\rho 2}, \sigma_0, \sigma_1, \sigma_{\rho 1}$ y $\sigma_{\rho 2}$ son iguales a 0.1, 0.5, 0.7, 0.2, 0.05, 0.15, 0.15 y 0.08. Las funciones $f(\cdot)$ y $g(\cdot)$ son las genéricas derivadas de la distribución Beta.

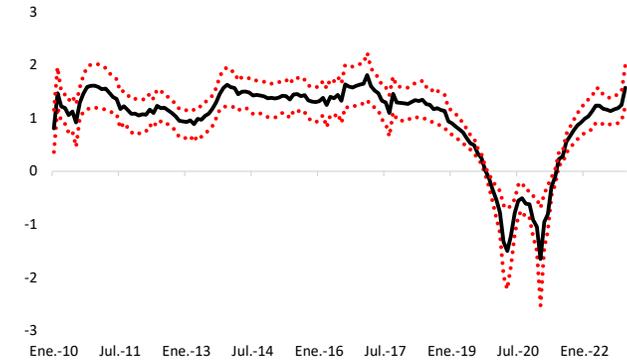
- Los datos consideran información tanto por el lado de oferta como de demanda.



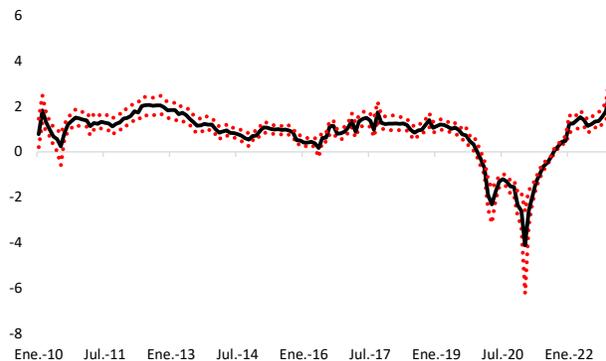
Loreto



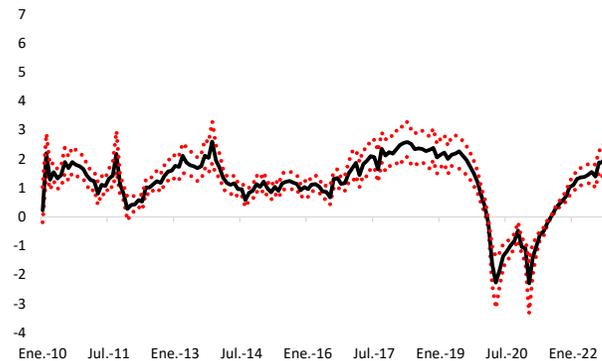
San Martín



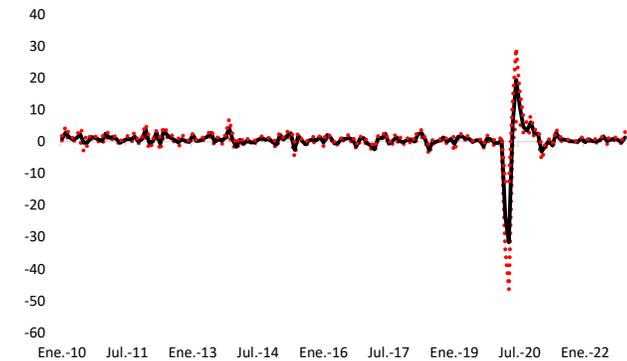
Ucayali



Piura



Cajamarca

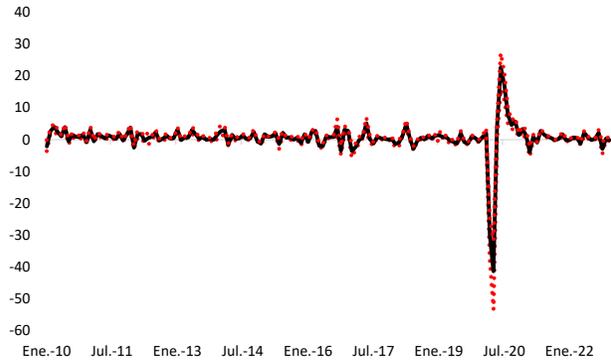


La Libertad

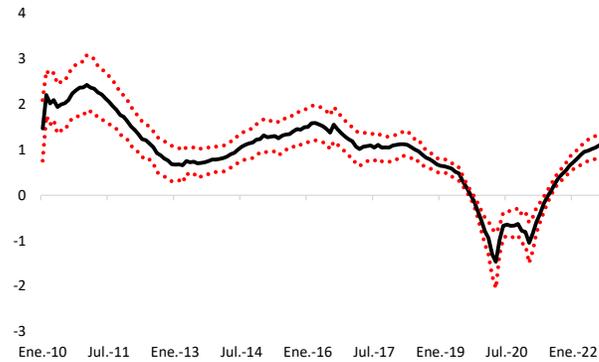
Nivel de credibilidad al 90% ...

Fuente: INEI, MEF, OSINERGMIN, SBS y BCRP.

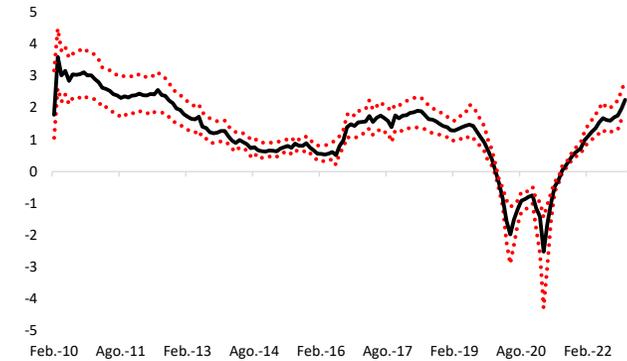
- Entre las economías más estables se encuentran Lima y La Libertad.



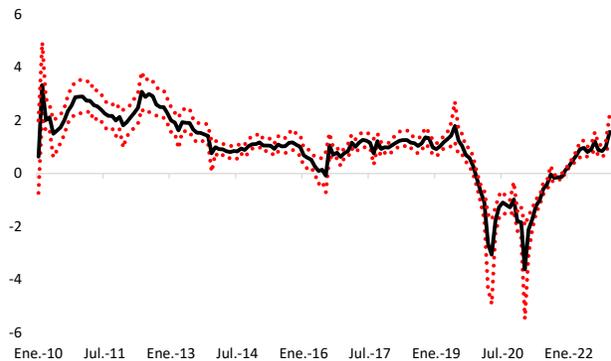
Lima



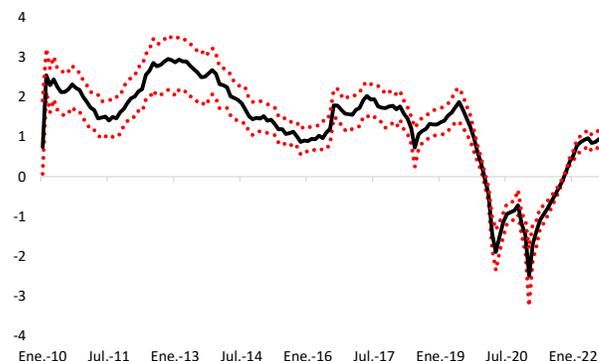
Pasco



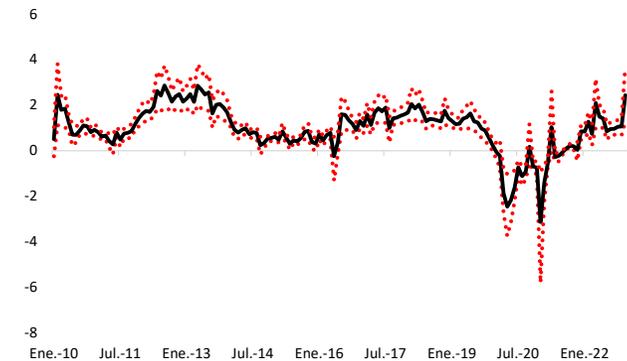
Junín



Arequipa



Cusco



Puno

Nivel de credibilidad al 90% ***

Fuente: INEI, MEF, OSINERGMIN, SBS y BCRP.

- El IAER otorga información valiosa sobre el estado de la economía a nivel regional en el corto plazo.
- Los resultados del IAER pueden ser de gran utilidad para los ‘policy makers’, empresarios y población.
- El IAER puede actualizarse en tiempo real según el input de datos.
- El IAER permite calcular un indicador de recesión según un criterio de persistencia.