

**Banco Central de Reserva del Perú
XXX Encuentro de Economistas**

Dinámica inflacionaria regional y metas de inflación en Perú

Diego Winkelried

Departamento de Modelos Macroeconómicos (BCRP)

José Enrique Gutierrez

Superintendencia de Banca y Seguros (SBS)

Octubre 2012

Contenido

1 Motivación

2 Vistazo a los datos

3 Metodología

4 Resultados

5 Comentarios finales

Motivación: ¿Cambio de meta?

- BCRP ha venido anunciado metas de inflación desde 1994.
- El indicador de inflación monitoreado ha sido la variación del IPC de Lima Metropolitana.
- Inflación nacional: indicador alternativo.
- Experiencias en América Latina:
 - Colombia: IPC de 13 ciudades de 1989 hasta 2008 y de 24 ciudades desde 2009.
 - México: IPC de 35 ciudades hasta febrero de 1995 y de 46 ciudades desde marzo 1995.
 - Chile: hasta 2009, IPC de Santiago de Chile. A partir de 2010, IPC nacional.
- Dos preguntas de política relevantes:
 - ¿Cuáles han sido las implicancias para la inflación nacional de haber monitoreado la inflación en Lima?
 - Si se cambiara el indicador meta, ¿se alteraría el diseño y efectividad de la política monetaria en Perú?



Motivación: Paridad de poder de compra

- Para responder a las preguntas planteadas es necesario cuantificar cuán importante la inflación de Lima en determinar las inflaciones regionales.
- Marco conceptual: Teoría de la paridad de poder de compra (PPC):
 - *Absoluta:*
Sin fricciones, precios en dos ciudades del mismo país deben converger a un mismo nivel.

Para Perú, Monge and Winkelried (2009) encuentran convergencia absoluta en el 75% de pares de ciudades. Costos de transporte (por geografía adversa e infraestructura de comunicaciones algo precaria) limitan la convergencia.
 - *Relativa:*
Inflaciones regionales convergen a una tasa de equilibrio. Esta noción es más útil desde el punto de vista de análisis de política monetaria.
- ¿Cuál es la dinámica de las inflaciones regionales en el Perú?
¿Se cumple la PPC relativa?
¿Cuán rápido es el ajuste hacia el equilibrio?

Contenido

1 Motivación

2 Vistazo a los datos

3 Metodología

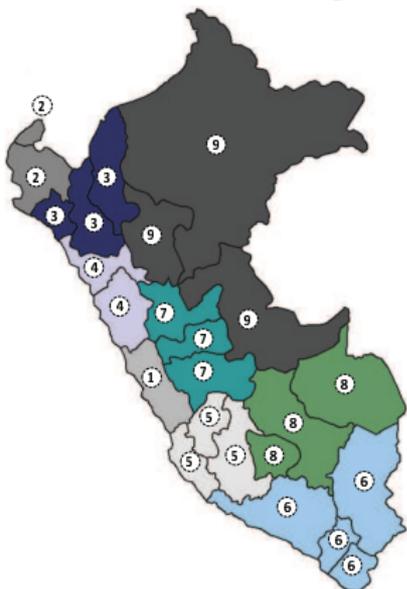
4 Resultados

5 Comentarios finales

Regiones económicas

- Datos de INEI para 25 ciudades, desde 1996 hasta 2011 (\approx 190 observaciones mensuales).
- Clasificación en $n = 9$ regiones económicas de acuerdo con Gonzales de Olarte (2003).

Regiones económicas en Perú



- 1 Lima (66.02)
- 2 Piura, Tumbes (2.57)
- 3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas (3.83)
- 4 La Libertad, Ancash (7.25)
- 5 Ica, Ayacucho, Huancavelica (2.21)
- 6 Arequipa, Moquegua, Tacna, Puno (7.57)
- 7 Junín, Pasco, Huánuco (3.07)
- 8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios (3.55)
- 9 Loreto, San Martín, Ucayali (3.93)

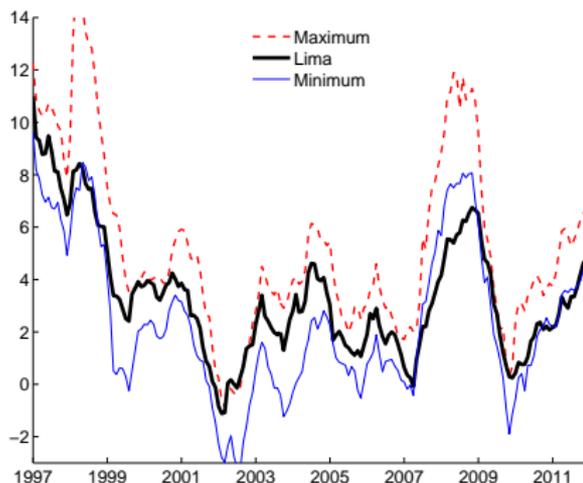
Nota: Cifras en paréntesis son las ponderaciones que cada región recibe en componer la inflación nacional, según INEI.

Un vistazo a los datos

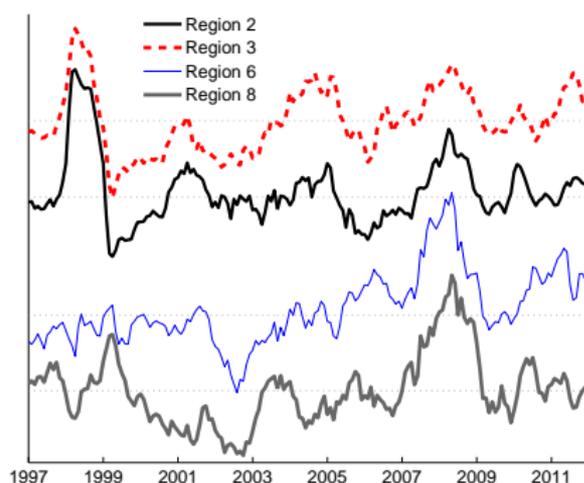
- Tendencia común es clara, con excepción de algunos episodios.
- Desvíos importantes: 1998 (El Niño) y 2007/2008 (*commodities boom*). Ubicación jugaría un rol en el comportamiento de las inflaciones regionales.

Inflaciones regionales (últimos 12 meses), 1997 - 2011

(a) Lima, máximo y mínimo



(b) Desvíos de la inflación nacional



Notas: (a) Inflación en Lima y máxima y mínima de las 8 regiones restantes. (b) Se han sumado constantes. La escala vertical para cada serie varía de -2.5 a 4.5 ; las líneas punteadas corresponden a los valores de cero.

Contenido

1 Motivación

2 Vistazo a los datos

3 Metodología

4 Resultados

5 Comentarios finales

Metodología

- VAR de inflaciones regionales con restricciones.
- Contrastes de hipótesis robustos a la posible no estacionariedad de los datos.
- Restricciones:
 - Hipótesis de agregación:
 - Restringe retroalimentación y promueve parsimonia.
 - Relacionado con método Global VAR (GVAR) de Pesaran y otros (2004).
 - Dos enfoques de agregación: geográfica y económica.
 - Hipótesis de homogeneidad de largo plazo:
 - Cumplimiento de la PPC relativa.
 - Análisis de tendencias comunes a la Gonzalo and Granger (1995).
- Identificación de choques relevantes (por ejemplo, en Lima) *a la* Gonzalo and Ng (2001).

Metodología: Hipótesis de agregación

- Modelo VAR(p):

$$\mathbf{y}_t = \sum_{r=1}^p \mathbf{A}_r \mathbf{y}_{t-r} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (1)$$

donde \mathbf{y}_t es un vector $n \times 1$ de variables endógenas (el i -ésimo elemento es la inflación de la región i en el período t), \mathbf{A}_r ($r = 1, 2, \dots, p$) son matrices de coeficientes y $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ es un vector de innovaciones *iid*.

- La i -ésima ecuación del VAR *sin restricciones* (1) es

$$y_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r) y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p \sum_{j \neq i}^n a_{ij}(r) y_{j,t-r} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

donde $y_{i,t}$ es el i -ésimo elemento de \mathbf{y}_t , $\varepsilon_{i,t}$ es el i -ésimo elemento de $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, y $a_{ij}(r)$ denota el (i, j) -ésimo elemento de \mathbf{A}_r .

- Proliferación de parámetros: n^2 coeficientes por estimar para cada rezago adicional.

Metodología: Hipótesis de agregación

- Considere un agregado compuesto por las $(n - 1)$ variables en y_t fuera de $y_{i,t}$,

$$x_{i,t} = \sum_{j=1}^n w_{ij}y_{j,t} \quad \text{where} \quad \sum_{j=1}^n w_{ij} = 1 \quad \text{and} \quad w_{ii} = 0. \quad (3)$$

Los pesos w_{ij} son *predeterminados*.

- Modelo restringido:

$$y_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r)y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p c_i(r)x_{i,t-r} + e_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r)y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p \sum_{j \neq i}^n c_i(r)w_{ij}y_{j,t-r} + e_{i,t}. \quad (4)$$

- Hipótesis de agregación: si $a_{ij}(r) = c_i(r)w_{ij}$, el modelo restringido (4) es equivalente al modelo sin restricciones (2). Estas igualdades implican un total de $p(n - 2)$ restricciones,

$$a_{ij}(r) - \frac{w_{ij}}{w_{ik}}a_{ik}(r) = 0 \quad \text{for} \quad j \neq k, k \neq i \quad \text{and} \quad r = 1, 2, \dots, p. \quad (5)$$

- Bajo (5), una vez que se controla por $x_{i,t}$, sus componentes $y_{j,t}$ no presentan poder predictivo sobre $y_{i,t}$.
- Parsimonia: si $p = 5$ y $n = 9$ tenemos $pn = 45$ coeficientes en el modelo sin restringir, y $2p = 10$ coeficientes en el restringido, un total de $p(n - 2) = 35$ restricciones *por ecuación*.

Metodología: Homogeneidad de largo plazo

- El modelo restringido

$$y_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r)y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p c_i(r)x_{i,t-r} + \varepsilon_{i,t}, \quad (6)$$

es una ecuación autoregresiva de rezagos distribuidos (ARDL) con multiplicador total:

$$\text{LRM}_i = \left(\sum_{r=1}^p c_i(r) \right) \left(1 - \sum_{r=1}^p a_{ii}(r) \right)^{-1}.$$

- Modelo de corrección de errores:

$$\Delta y_{i,t} = -\gamma_i(y_{i,t-1} - x_{i,t-1}) + \sum_{r=1}^{p-1} \pi_i^y(r)\Delta y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^{p-1} \pi_i^x(r)\Delta x_{i,t-r} + \theta_i x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (7)$$

donde $\theta_i = \gamma_i(\text{LRM}_i - 1)$.

- Hipótesis de homogeneidad (PPC relativa): $H_0 : \text{LRM}_i = 1 \rightarrow H_0 : \theta_i = 0$.
- Coefficiente de velocidad de ajuste:
 - $\gamma_i > 0$: Mecanismo de corrección de errores. Cuanto mayor γ_i , más rápido el ajuste.
 - $\gamma_i = 0$: $y_{i,t}$ no responde a desequilibrio (*long-run forcing*).

Metodología: VECM

- Bajo las hipótesis de agregación y de homogeneidad de largo plazo, el VAR se escribe como

$$\Delta y_t = -\Pi y_{t-1} + \pi_1 \Delta y_{t-2} + \dots + \pi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t. \quad (8)$$

- Teorema de representación de Granger: n variables y h tendencias estocásticas implican

$$\text{rango}(\Pi) = n - h = \text{número de relaciones de cointegración}.$$

- Π se puede escribir como

$$\Pi = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \gamma_2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_3 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \gamma_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -w_{12} & -w_{13} & \cdots & -w_{1n} \\ -w_{21} & 1 & -w_{23} & \cdots & -w_{2n} \\ -w_{31} & -w_{32} & 1 & \cdots & -w_{3n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -w_{n1} & -w_{n2} & -w_{n3} & \cdots & 1 \end{bmatrix}. \quad (9)$$

Se puede demostrar que $\text{rango}(\Pi) = n - 1$, es decir $h = 1$.

- Este resultado es una implicancia lógica de $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_n = 0$.
 Cada $y_{i,t} - x_{i,t}$ es estacionario y como esto ocurre para todo i , se deduce que $y_{i,t} - y_{j,t}$ es también estacionario. Aquí están las $n - 1$ relaciones de cointegración ($i \neq j$) por lo que el sistema es dominado por una *única tendencia estocástica*.

Metodología: Identificación de la tendencia

- Suponga que $\gamma_1 = 0$ y que $\gamma_i > 0$ para $i = 2, \dots, n$. Luego,

$$\mathbf{\Pi} = \mathbf{\Gamma B} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \gamma_2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \gamma_3 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \gamma_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -w_{21} & 1 & -w_{23} & \cdots & -w_{2n} \\ -w_{31} & -w_{32} & 1 & \cdots & -w_{3n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -w_{n1} & -w_{n2} & -w_{n3} & \cdots & 1 \end{bmatrix}. \quad (10)$$

- Gonzalo and Ng (2001): Choques permanentes (los h choques que generan las tendencias) $\mathbf{u}_{P,t}$ y choques transitorios (los $n - h$ que generan las relaciones de cointegración) $\mathbf{u}_{T,t}$:

$$\mathbf{u}_{P,t} = \mathbf{\Gamma^*} \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad \text{y} \quad \mathbf{u}_{T,t} = \mathbf{B}' \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (11)$$

donde $\mathbf{\Gamma^*}$ una matriz de $h \times n$ tal que $\mathbf{\Gamma^*} \mathbf{\Gamma} = \mathbf{0}$.

- Dado que $h = 1$ es fácil notar que $\mathbf{\Gamma^*} = (1, 0, \dots, 0)$. El choque permanente es

$$u_{P,t} = \mathbf{\Gamma^*} \boldsymbol{\varepsilon}_t = \varepsilon_{1,t}. \quad (12)$$

Dado que $\gamma_1 = 0$, $y_{1,t}$ sólo se ve afectado por el choque permanente (no responde a choques transitorios). Es decir $y_{1,t}$ es la *tendencia del sistema* (Gonzalo and Granger, 1995).

Contenido

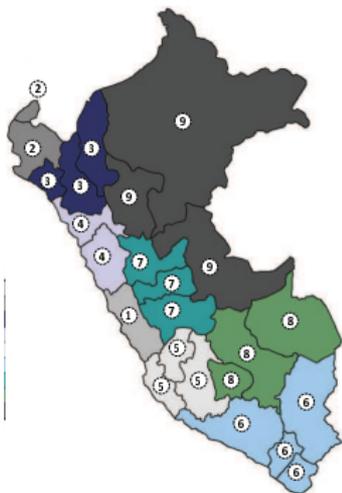
- 1 Motivación
- 2 Vistazo a los datos
- 3 Metodología
- 4 Resultados**
- 5 Comentarios finales

Resultados: Esquemas de agregación (1)

Agregación geográfica: Mayor importancia cuanto más cercanas se encuentran las regiones.

$$\tilde{W}_{ij} = \begin{cases} 0 & \text{si } i = j, \\ 0 < a & \text{si las regiones } j \text{ e } i \text{ son contiguas,} \\ 0 \leq b < a & \text{si la región } j \text{ se ubica a una region de distancia de } i, \\ 0 \leq c < b & \text{de otro modo (} i \text{ y } j \text{ son separadas por más de dos regiones).} \end{cases}$$

Se usa $a = 1$, $b = 0.5$ y $c = 0$ (los resultados no son sensibles a esta elección).



$$\tilde{W} = \begin{bmatrix} 0 & c & b & a & a & b & a & b & b \\ c & 0 & a & b & c & c & c & c & b \\ b & a & 0 & a & c & c & b & c & a \\ a & b & a & 0 & b & c & a & b & a \\ a & c & c & b & 0 & a & a & a & b \\ b & c & c & c & a & 0 & b & a & b \\ a & c & b & a & a & b & 0 & a & a \\ b & c & c & b & a & a & a & 0 & a \\ b & b & a & a & b & b & a & a & 0 \end{bmatrix}.$$

Resultados: Esquemas de agregación (2)

Agregación económica: Influencia determinada por participación de región en el gasto nacional.

Si Y_t denota la inflación nacional y α_i es el peso de la región i en la agregación:

$$Y_t = \sum_{j=1}^n \alpha_j y_{j,t} = \alpha_i y_{i,t} + \sum_{j \neq i}^n \alpha_j y_{j,t} = \alpha_i y_{i,t} + (1 - \alpha_i) x_{i,t} .$$

Luego,

$$x_{i,t} = \frac{1}{1 - \alpha_i} \sum_{j \neq i}^n \alpha_j y_{j,t} ,$$

por lo que

$$w_{ij} = \frac{\alpha_j}{1 - \alpha_i} .$$

Pesos asimétricos: $w_{ij} < w_{ji}$ si y sólo si $\alpha_i > \alpha_j$.

Resultados: Hipótesis de agregación

- Evidencia concluyente a favor de la hipótesis de agregación.
- Hipótesis no se rechazan a niveles exigentes de significación en ningún caso.

Constrastes de agregación

	<i>Agregación geográfica</i>		<i>Agregación económica</i>	
	Estadístico χ^2	<i>p</i> -value	Estadístico χ^2	<i>p</i> -value
1 Lima	31.654	0.630	32.295	0.599
2 Piura, Tumbes	35.446	0.447	38.924	0.297
3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas	27.838	0.800	31.513	0.637
4 La Libertad, Ancash	28.050	0.792	30.108	0.703
5 Ica, Ayacucho, Huancavelica	39.261	0.285	39.527	0.275
6 Arequipa, Moquegua, Tacna, Puno	28.221	0.785	31.129	0.656
7 Junín, Pasco, Huánuco	29.078	0.749	26.446	0.850
8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios	37.764	0.344	36.229	0.411
9 Loreto, San Martín, Ucayali	35.291	0.454	38.136	0.329

Notas: Pruebas de Wald (asintóticamente χ^2) para distintos esquemas de agregación. El número de rezagos utilizado fue $p = 5$, el mínimo valor que permitió encontrar residuos no autocorrelacionados en todas las ecuaciones, tanto para los modelos restringidos como para los irrestrictos. En todas las pruebas, el número de grados de libertad es $p(n - 2) = 35$.

Resultados: Hipótesis de homogeneidad (1)

Agregación geográfica

- Evidencia a favor de la hipótesis de homogeneidad (PPC relativa).
- Ajustes son rápidos. Inflación de Lima es *long-run forcing*.

Estimaciones: Agregación geográfica

	Breusch–Godfrey LM test	γ_i	θ_i	γ_i ($\theta_i = 0$)	γ_i ($\theta_i = 0$)
1 Lima	0.074 (0.929)	0.548 (0.122)	0.274 (0.109)	0.399 (0.084)	–
2 Piura, Tumbes	2.036 (0.134)	1.128 (0.014)	0.194 (0.449)	1.056 (0.015)	1.059 (0.016)
3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas	0.474 (0.623)	0.769 (0.011)	0.224 (0.107)	0.743 (0.010)	0.787 (0.005)
4 La Libertad, Ancash	0.038 (0.963)	0.855 (0.034)	0.148 (0.545)	0.755 (0.028)	0.763 (0.022)
5 Ica, Ayacucho, Huancavelica	0.177 (0.838)	0.800 (0.058)	0.255 (0.108)	0.718 (0.041)	0.729 (0.032)
6 Arequipa, Moquegua, Tacna, Puno	1.478 (0.231)	0.997 (0.007)	0.197 (0.311)	0.982 (0.003)	1.000 (0.003)
7 Junín, Pasco, Huánuco	1.044 (0.354)	0.681 (0.023)	0.165 (0.211)	0.645 (0.020)	0.647 (0.025)
8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios	2.046 (0.133)	0.692 (0.016)	0.057 (0.778)	0.635 (0.015)	0.625 (0.018)
9 Loreto, San Martín, Ucayali	3.390 (0.076)	0.806 (0.001)	0.245 (0.216)	0.704 (0.002)	0.647 (0.004)

Notas: Estimados SUR. La prueba de Breusch–Godfrey es asintóticamente distribuida como una variable χ^2 con un grado de libertad, bajo la hipótesis nula de que los errores de regresión no presentan autocorrelación de primer orden. Las cifras en paréntesis son *p* – values. En el caso de coeficientes estimados, los *p* – values son de la hipótesis de que el coeficiente en cuestión es igual a cero.

Resultados: Hipótesis de homogeneidad (2)

Agregación económica

- Evidencia a favor de la hipótesis de homogeneidad (PPC relativa).
- Ajustes son rápidos. Inflación de Lima es *long-run forcing*.

Estimaciones: Agregación económica

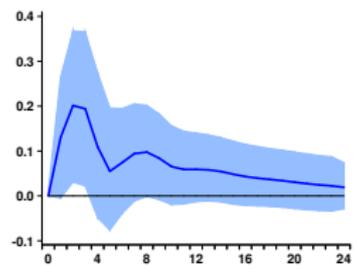
	Breusch–Godfrey LM test	γ_i	θ_i	γ_i ($\theta_i = 0$)	γ_i ($\theta_i = 0$)
1 Lima	0.084 (0.920)	0.125 (0.696)	0.178 (0.210)	0.071 (0.756)	–
2 Piura, Tumbes	1.318 (0.271)	1.044 (0.022)	0.043 (0.885)	0.969 (0.008)	0.960 (0.006)
3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas	0.238 (0.788)	0.900 (0.008)	0.099 (0.607)	0.890 (0.004)	0.873 (0.005)
4 La Libertad, Ancash	0.121 (0.886)	0.873 (0.008)	0.037 (0.876)	0.800 (0.005)	0.793 (0.005)
5 Ica, Ayacucho, Huancavelica	2.157 (0.119)	0.969 (0.008)	0.153 (0.382)	0.985 (0.002)	0.968 (0.002)
6 Arequipa, Moquegua, Tacna, Puno	1.242 (0.292)	0.848 (0.003)	0.112 (0.601)	0.842 (0.001)	0.834 (0.001)
7 Junín, Pasco, Huánuco	0.551 (0.577)	0.873 (0.001)	0.084 (0.510)	0.878 (0.000)	0.866 (0.000)
8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios	1.351 (0.262)	0.787 (0.002)	0.021 (0.913)	0.750 (0.000)	0.749 (0.000)
9 Loreto, San Martín, Ucayali	1.707 (0.185)	0.806 (0.013)	0.166 (0.330)	0.790 (0.007)	0.787 (0.006)

Notas: Estimados SUR. La prueba de Breusch–Godfrey es asintóticamente distribuida como una variable χ^2 con un grado de libertad, bajo la hipótesis nula de que los errores de regresión no presentan autocorrelación de primer orden. Las cifras en paréntesis son *p* – values. En el caso de coeficientes estimados, los *p* – values son de la hipótesis de que el coeficiente en cuestión es igual a cero.

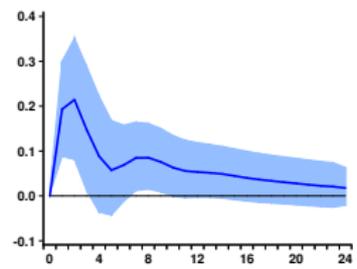
Resultados: Choque en Lima

Respuesta de las inflaciones relativas a Lima ante un choque en Lima (agregación geográfica)

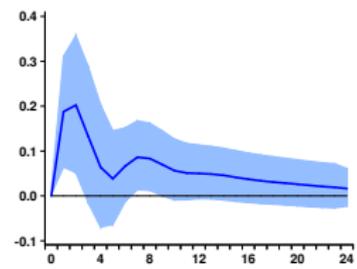
2 Piura, Tumbes



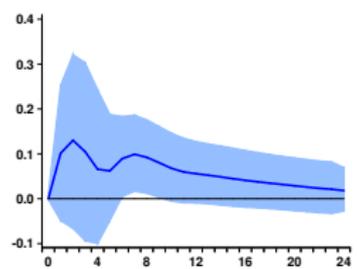
3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas



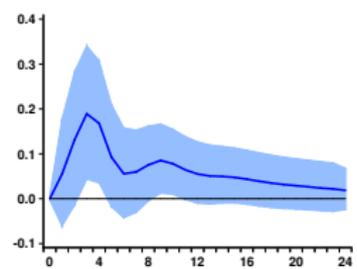
4 La Libertad, Ancash



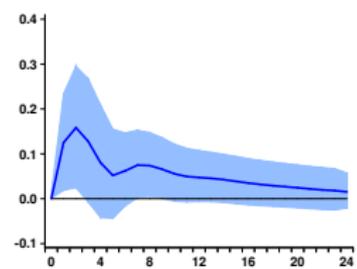
8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios



9 Loreto, San Martín, Ucayali



Promedio

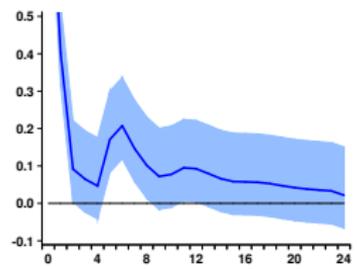


Notas: Respuesta de $y_{i,t} - y_{1,t}$ en porcentajes anualizados a un choque en Lima, identificado como el choque permanente siguiendo a Gonzalo and Ng (2001). El eje horizontal representa el número de meses transcurridos después del choque. Las áreas sombreadas representan intervalos *bootstrap* al 90% confianza.

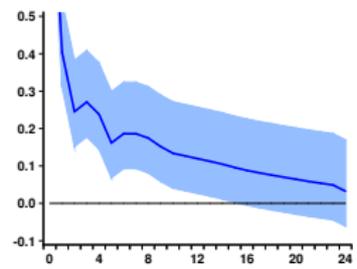
Resultados: Choques regionales

Respuesta de las inflaciones relativas a Lima ante choques regionales (agregación geográfica)

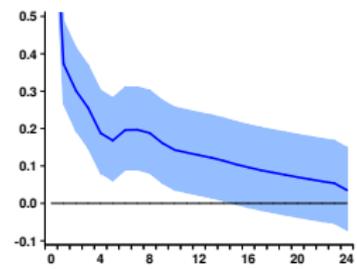
2 Piura, Tumbes



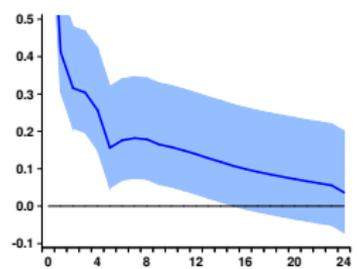
3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas



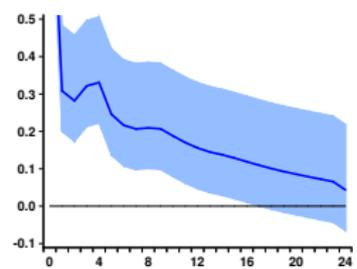
4 La Libertad, Ancash



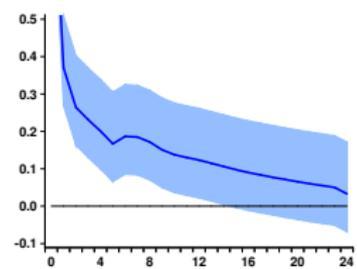
8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios



9 Loreto, San Martín, Ucayali



Promedio



Notas: Respuesta de $y_{i,t} - y_{1,t}$ en porcentajes anualizados a un choque en la región i tal que $y_{i,0} - y_{1,0} = 1$, identificados como choques transitorios siguiendo a Gonzalo and Ng (2001). El eje horizontal representa el número de meses transcurridos después del choque. Las áreas sombreadas representan intervalos *bootstrap* al 90% confianza.

Resultados: Propagación rápida de choques

- Choque en Lima se transmite rápidamente al resto de regiones.
 - Transmisión dura menos de un año.
 - Máximo desvío ≈ 0.3 por ciento en alrededor de 2 ó 3 meses.
- Choques regionales generan desvíos de magnitud moderada que se corrigen rápidamente.
 - Tres meses después del choque inicial de 1 por ciento, el desvío máximo ≈ 0.30 por ciento.
 - Desvíos son estadísticamente significativos como máximo entre un año y un año y medio.
- Rezago de política monetaria \approx entre uno y dos años (Rossini and Vega, 2008).
- Dado los mecanismos de corrección de desequilibrios presentes en los datos, la inflación en Lima se puede entender como una versión “sin ruido” de la inflación nacional.

Resultados: La importancia de Lima (1)

- El choque en Lima es *muy* importante bajo agregación geográfica.
- Contribuye con al menos 69.1 por ciento de la varianza (no condicional) del error de predicción (región 8) hasta 83.7 por ciento (región 7).
- La contribución a la inflación promedio es de 89.7 *por ciento*.

Contribución del choque en Lima a la varianza del error de predicción (agregación geográfica)

	$h = 0$	$h = 1$	$h = 6$	$h = 12$	$h = 18$	$h = 24$	$h \rightarrow \infty$
2 Piura, Tumbes	51.8	55.5	60.3	65.9	70.3	73.7	77.2
3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas	56.5	63.2	68.8	73.9	77.6	80.6	83.3
4 La Libertad, Ancash	49.3	57.3	64.3	70.6	75.1	78.4	80.9
5 Ica, Ayacucho, Huancavelica	56.5	61.8	67.8	74.0	78.2	81.3	83.3
6 Arequipa, Moquegua, Tacna, Puno	44.4	50.0	57.9	66.4	72.0	76.0	78.2
7 Junín, Pasco, Huánuco	53.7	56.7	66.3	73.9	78.8	82.2	83.7
8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios	18.2	25.1	39.9	53.2	61.2	66.8	69.1
9 Loreto, San Martín, Ucayali	40.0	47.3	60.3	68.7	74.1	77.9	80.1
Promedio	76.1	76.3	79.0	82.7	85.5	87.6	89.7

Notas: Las cifras son el porcentaje de la varianza del error de predicción atribuible al choque en Lima, para varios horizontes de proyección h . El caso $h \rightarrow \infty$ corresponde a la contribución a la varianza no condicional de los errores de predicción.

Resultados: La importancia de Lima (2)

- El choque en Lima es *incluso más* importante bajo agregación económica.
- Contribuye con al menos 74.6 por ciento de la varianza (no condicional) del error de predicción (región 8) hasta 91.4 por ciento (región 7).
- La contribución a la inflación promedio es de *95.3 por ciento*.

Contribución del choque en Lima a la varianza del error de predicción (agregación económica)

	$h = 0$	$h = 1$	$h = 6$	$h = 12$	$h = 18$	$h = 24$	$h \rightarrow \infty$
2 Piura, Tumbes	50.5	57.3	64.4	71.4	76.1	79.4	81.2
3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas	56.4	66.2	74.8	81.1	84.8	87.3	88.3
4 La Libertad, Ancash	49.7	59.3	68.3	75.7	80.3	83.3	84.6
5 Ica, Ayacucho, Huancavelica	58.5	68.4	77.1	83.3	86.8	89.1	89.8
6 Arequipa, Moquegua, Tacna, Puno	46.2	53.8	65.1	73.6	78.9	82.3	83.6
7 Junín, Pasco, Huánuco	58.2	62.7	77.6	84.9	88.7	91.0	91.4
8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios	21.0	28.0	46.0	59.5	67.6	73.0	74.6
9 Loreto, San Martín, Ucayali	41.3	50.8	67.7	77.0	82.2	85.4	86.5
Average	78.2	82.2	88.0	91.8	93.7	94.9	95.3

Notas: Las cifras son el porcentaje de la varianza del error de predicción atribuible al choque en Lima, para varios horizontes de proyección h . El caso $h \rightarrow \infty$ corresponde a la contribución a la varianza no condicional de los errores de predicción.

Contenido

1 Motivación

2 Vistazo a los datos

3 Metodología

4 Resultados

5 Comentarios finales

Comentarios finales

- VAR de inflaciones regionales → VECM con una sola tendencia estocástica. Más aún, se tiene evidencia de que la inflación de Lima contiene información *exclusiva* sobre esta tendencia estocástica (*long-run forcing*).
- ¿Cuáles han sido las implicancias para la inflación nacional de haber monitoreado la inflación en Lima?
 - Desequilibrios son de magnitud moderada y ajustes de desequilibrios son rápidos en el resto de regiones. La inflación de Lima es un *attractor*.
 - Al monitorear la inflación de Lima, el BCRP ha promovido la estabilidad de la inflación nacional.
- Si el indicador meta cambiara, ¿alterará el diseño y efectividad de la política monetaria?
 - En el mediano plazo, Lima seguirá siendo relevante en la economía nacional. El mercado seguirá entendiendo a la inflación nacional como una versión ruidosa de la inflación de Lima.
 - Si el cambio no debilita los mecanismos de transmisión de choques regionales, se puede concluir que tampoco afectará ni el rezago ni la efectividad de la política monetaria.
- *Agenda:*
 - Convergencia rápida puede deberse a la influencia del componente alimenticio en las canastas de los IPCs en provincias (Monge and Winkelried, 2009). Usar IPCs regionales “armonizados” (mismos pesos) o IPCs regionales subyacentes.
 - Evidencia del comportamiento de precios a nivel microeconómico.

Referencias (más en el documento)

- Gonzales de Olarte, E. (2003), *Regiones Integradas: Ley de Incentivos para la Integración y Conformación de Regiones. Lineamientos Económicos y Políticos*, Lima: Fondo Editorial del Congreso del Perú.
- Gonzalo, J. and C. W. J. Granger (1995), “Estimation of common long-memory components in cointegrated systems”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(1), 27-35.
- Gonzalo, J. and S. Ng (2001), “A systematic framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(10), 1527-1546.
- Monge, A. and D. Winkelried (2009), “PPC y convergencia de precios: Un análisis para las ciudades del Perú”, Banco de la República, *Ensayos de Política Económica*, 27(58), 56-105.
- Pesaran, M. H., T. Schuermann and S. M. Weiner (2004), “Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(2), 129-162.
- Rossini, R. and M. Vega (2008), “The monetary policy transmission mechanism under financial dollarisation: The case of Peru 1996 - 2006”, in Bank for International Settlements (ed.), *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, Bank for International Settlements, 35, 395-412.