

¿Responden los precios igual ante depreciaciones que ante apreciaciones?

XXXI Encuentro de Economistas del BCRP

Fernando Pérez Forero Marco Vega

BCRP

October 28th, 2013

Índice

- 1 Motivación
- 2 El modelo
- 3 Un método más flexible
- 4 Aspectos teóricos de la asimetría en la fijación de precios
- 5 Conclusiones

Motivación

- El Pass-through del tipo de cambio (PTTC) siempre es un tema relevante \Rightarrow evidencia de un efecto significativo en economías con tipo de cambio flexible.
- **¿Responden los precios igual ante depreciaciones que ante apreciaciones?**
- La evidencia de un PTTC decreciente se basa principalmente en episodios de apreciación persistente, con eventuales períodos de depreciación.
 - ▶ Estudios previos: Winkelried (2003), Miller (2003), Maertens Odría et al. (2012), Winkelried (2013), entre otros.

Nuestro trabajo

- Primer trabajo que explora la presencia de asimetría en el PTTC, estableciendo la diferencia entre períodos de depreciación y apreciación de la moneda local.
- Funciones de Impulso Respuesta (FIR) via SVARs para cada episodio:
 - 1 FIRs no lineales (Literatura de precios de petróleo): Hamilton (2010) y Kilian and Vigfusson (2011).
 - 2 TVP-SVAR: Cogley and Sargent (2005), Primiceri (2005), Canova and Gambetti (2009), Canova and Pérez Forero (2012), Baumeister and Benati (2012), entre otros.
- Peru \Rightarrow la respuesta es **no** \Rightarrow precios reaccionan más fuerte durante depreciaciones \Rightarrow resultado relevante para el diseño de la Política Monetaria (MEI).
- Establecemos un paralelo entre nuestros resultados y los modelos existentes.

Índice

- 1 Motivación
- 2 El modelo**
- 3 Un método más flexible
- 4 Aspectos teóricos de la asimetría en la fijación de precios
- 5 Conclusiones

Modelo VAR:

- Vector $\mathbf{Y}_t = [\Delta RER_t, \Delta GDP_t, \Delta ER_t, \pi_t^{WM}, \pi_t^{WD}, \pi_t^{CPI}]'$ \Rightarrow tasas anuales.
- VAR no lineal (Hamilton (2010)):

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{c} + \Phi_1^F \mathbf{F}(\mathbf{Y}_{t-1}) + \Phi_2^F \mathbf{F}(\mathbf{Y}_{t-2}) + \dots + \Phi_p^F \mathbf{F}(\mathbf{Y}_{t-p}) + \mathbf{E}_t^* \quad (1)$$

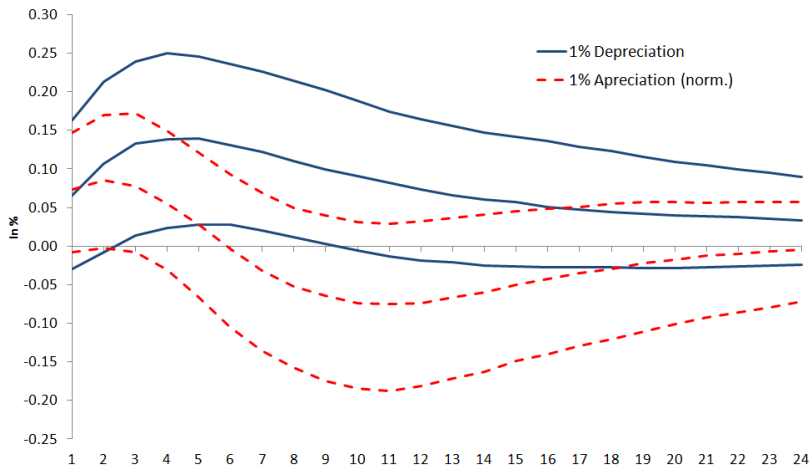
con

$$\mathbf{F}(\mathbf{Y}_t) = \begin{cases} \mathbf{Y}_t, & \text{si } \Delta ER_t > 0 \\ \mathbf{Y}_t^* & \text{c.o.c.} \end{cases} \quad (2)$$

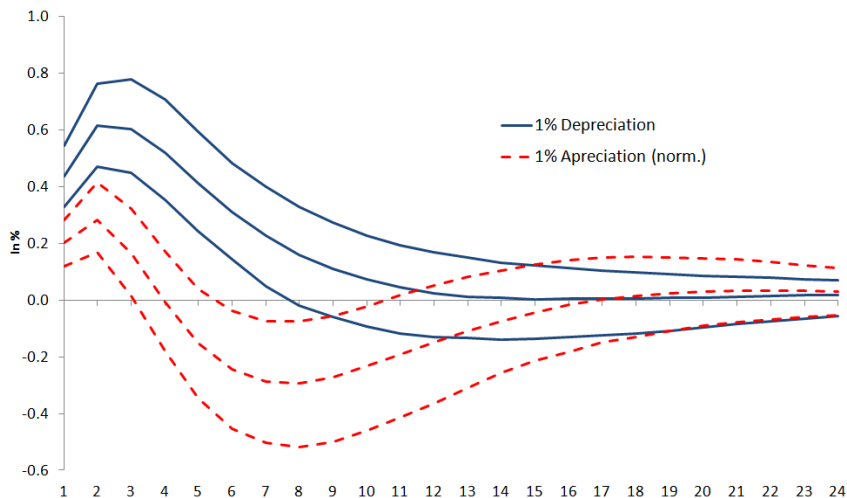
donde \mathbf{Y}_t^* tiene $\Delta ER_t = 0$ y mantiene el resto de elementos de \mathbf{Y}_t inalterados.

- Estimación: MCO.
- FIRs: Proyecciones condicionadas \Rightarrow Kilian and Vigfusson (2011).

Respuesta de la inflación del IPC



Respuesta de la inflación del IPMI



Índice

- 1 Motivación
- 2 El modelo
- 3 Un método más flexible**
- 4 Aspectos teóricos de la asimetría en la fijación de precios
- 5 Conclusiones

- Modelo TVP-SVAR(p) (Canova and Pérez Forero (2012)):

$$\mathbf{Y}_t = X_t' B_t + A(\alpha_t)^{-1} \Sigma_t \mathbf{U}_t \quad (3)$$

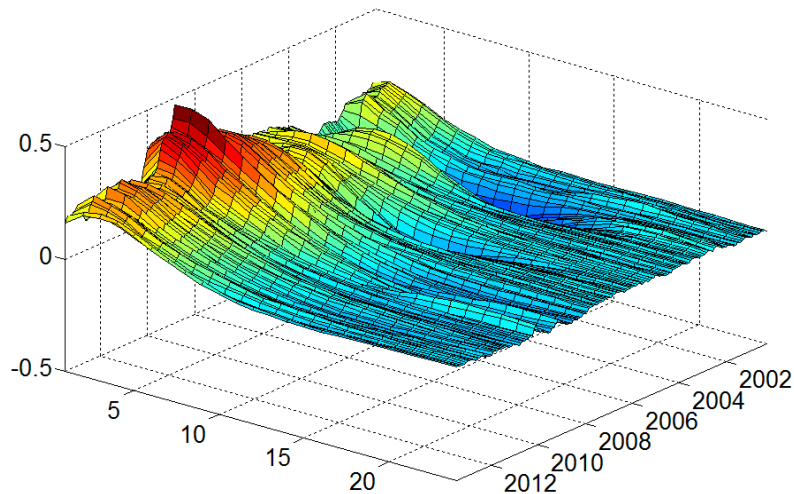
$$B_t = B_{t-1} + v_t \quad (4)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t \quad (5)$$

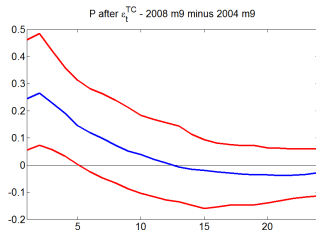
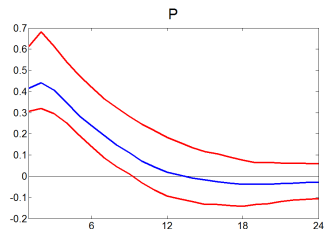
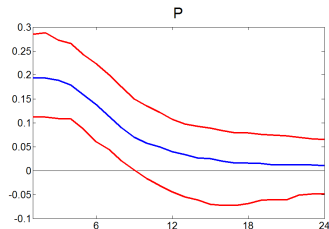
$$\log(\sigma_t) = \log(\sigma_{t-1}) + \eta_t \quad (6)$$

$$V = \text{Var} \left(\begin{bmatrix} \mathbf{U}_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (7)$$

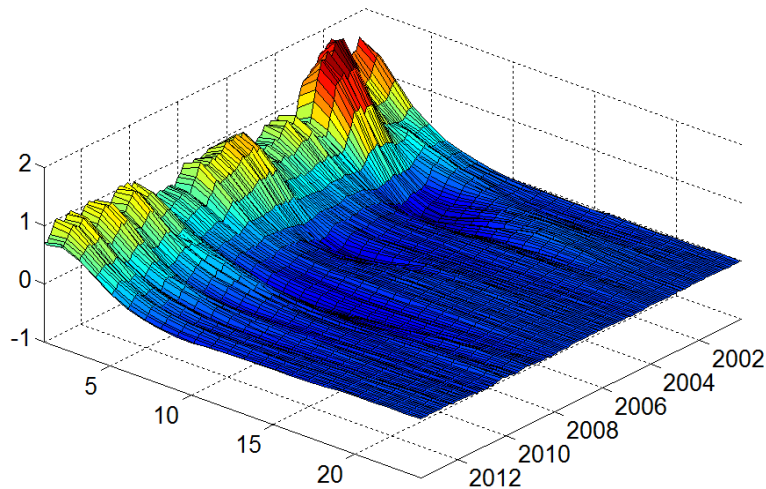
Respuesta mediana de la inflación de IPC



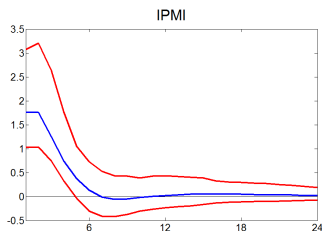
Respuesta de la inflación de IPC



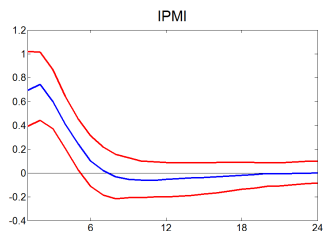
Respuesta mediana de la inflación de IPMI



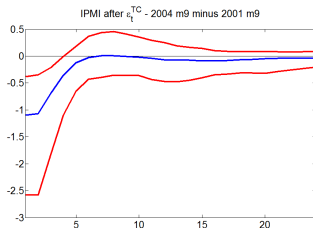
Respuesta de la inflación de IPMI



2001:09



2004:09



Índice

- 1 Motivación
- 2 El modelo
- 3 Un método más flexible
- 4 Aspectos teóricos de la asimetría en la fijación de precios**
- 5 Conclusiones

Modelo de Ball y Mankiw (1994)

- Los precios se fijan en períodos pares \Rightarrow si se quiere cambiar el precio durante uno impar, es necesario pagar un costo de menú.
- Punto crucial \Rightarrow precios óptimos varían con la tasa de inflación $\pi > 0$.
 - ▶ Choque negativo \Rightarrow compensado por $\pi > 0$.
 - ▶ Choque positivo \Rightarrow el efecto en precios es mayor.
- Esta asimetría desaparece cuando $\pi = 0$.
- El tamaño del choque también importa \Rightarrow choque negativo es compensado sólo si es pequeño.

Modelo de Pollard and Coughlin (2003)

- Exploran el PTTC en las firmas importadoras de bienes de consumo via canal de costos.
- Cambio en costos \Rightarrow efecto en márgenes \Rightarrow fijación de precios.
- Las firmas utilizan insumos domésticos e importados.
- Choque de tipo de cambio afectará los márgenes dependiendo de:
 - ▶ La elasticidad de precios de factores frente al tipo de cambio.
 - ▶ La elasticidad de los márgenes frente a los precios.
- Punto crucial: las firmas se enfrentan a la complementariedad estratégica \Rightarrow la participación de mercado importa.
- PTTC incompleto también por la sustitutabilidad entre insumos domésticos e importados.
- En general, existen varias razones por las que el PTTC puede ser asimétrico, lo que va en línea con nuestros resultados empíricos.

Conclusiones

- ¿Responden los precios igual ante depreciaciones que ante apreciaciones?
- Evidencia agregada a favor del '**no**' utilizando métodos estadísticos ⇒ precios reaccionan más fuerte durante depreciaciones y este efecto es más persistente.
- Resultado relevante para el diseño de la Política Monetaria, en un contexto de Metas Explícitas de Inflación (MEI).
- Futura agenda de investigación:
 - 1 Explorar otras economías pequeñas y abiertas.
 - 2 Construir un modelo teórico que explique no sólo el impacto, sino también la propagación.

Data

Data is taken from the website of the Central Reserve Bank of Peru (BCRP) and from the National Institute of Statistics (INEI) for the period of January 1992 to June 2013. All variables were expressed in year-to-year percent changes. These variables are:

- RER_t : Real Exchange Rate.
- GDP_t : Gross Domestic Product Index (1994=100).
- ER_t : Nominal Exchange Rate (S/. per US\$).
- WMP_t : Wholesale Prices of Imported Goods (1994=100).
- WDP_t : Wholesale Prices of Domestic Goods (1994=100).
- CPI_t : Consumer Price Index (2009=100).

▶ Back

Computation of Non-linear IRFs I

Kilian and Vigfusson (2011) suggest the use of conditional forecasts for a given horizon through a bootstrap procedure. We describe our loop below for the interested readers.

0. Recover the residuals of the model and subtract the mean

$$\hat{\mathbf{E}}^* = \left\{ \hat{\mathbf{E}}_t^* - (1/T) \sum_{t=1}^T \left(\hat{\mathbf{E}}_t^* \right) \right\}_{t=1}^T.$$

1. Set the numbers N , L and M , the horizon h and the size of the shock δ .
2. For each $n = 1, \dots, N$ do
 - a. Draw $\tilde{\mathbf{E}}^* = \left\{ \tilde{\mathbf{E}}_t^* \right\}_{t=1}^T$ as random draws with replacement from $\hat{\mathbf{E}}^*$.
 - b. Simulate $\tilde{\mathbf{Y}}$ using $\tilde{\mathbf{E}}^*$ and equation (1).
 - c. Estimate the model using the new data $\tilde{\mathbf{Y}}$ and get the Cholesky decomposition matrix $\tilde{\mathbf{P}}$.

Computation of Non-linear IRFs II

- d. For each $m = 1, \dots, M$ do
- i. Draw \mathbf{U}_{1,T^*} from $N(0, I)$ and create \mathbf{U}_{2,T^*} such that the third component is δ and the others are equal to \mathbf{U}_{1,T^*} .
 - ii. For each $l = 1, \dots, L$ do
 - *. Draw $r \sim U(1, T)$ and take $T^* = \text{round}(r)$.
 - ** . Compute recursive forecasts for h periods starting from $\tilde{\mathbf{Y}}_{T^*}$. Use $\tilde{\mathbf{E}}_{1,T^*}^* = \tilde{\mathbf{P}}\mathbf{U}_{1,T^*}$, $\tilde{\mathbf{E}}_{2,T^*}^* = \tilde{\mathbf{P}}\mathbf{U}_{2,T^*}$ and equation (1). Call them
$$\tilde{\mathbf{Y}}_1^l = \left\{ \tilde{\mathbf{Y}}_{1,t}^l \right\}_{t=T^*+1}^{T^*+h} \quad \text{and}$$
$$\tilde{\mathbf{Y}}_2^l = \left\{ \tilde{\mathbf{Y}}_{2,t}^l \right\}_{t=T^*+1}^{T^*+h}.$$

Computation of Non-linear IRFs III

iii. Take the averages $\tilde{\mathbf{Y}}_1^m = \sum_{l=1}^L \tilde{\mathbf{Y}}_1^l$ and $\tilde{\mathbf{Y}}_2^m = \sum_{l=1}^L \tilde{\mathbf{Y}}_2^l$.

e. Take the averages $\tilde{\mathbf{Y}}_1^n = \sum_{m=1}^M \tilde{\mathbf{Y}}_1^m$ and $\tilde{\mathbf{Y}}_2^n = \sum_{m=1}^M \tilde{\mathbf{Y}}_2^m$.

f. Compute the difference $IRF_n = \tilde{\mathbf{Y}}_1^n - \tilde{\mathbf{Y}}_2^n$.

3. Collect all $IRF = \{IRF_n\}_{n=1}^N$ and compute percentiles.

▶ Back

Sampling procedure I

We have to sample parameter blocks $(B^T, \alpha^T, \sigma^T, s^T, V)$ and we do it sequentially using the logic of Gibbs Sampling. The block s^T is an auxiliary one used as an intermediate step for sampling σ^T . Finally, the sampling algorithm is as follows:

- 1 Set an initial value for $(B_0^T, \alpha_0^T, \sigma_0^T, s_0^T, V_0)$ and set $i = 1$.
- 2 Draw reduced-form coefficients B_i^T from $p(B_i^T | \alpha_{i-1}^T, \sigma_{i-1}^T, s_{i-1}^T, V_{i-1}) \cdot I_B(B_i^T)$.
- 3 Draw structural parameters α_i^T from $p(\alpha_i^T | B_i^T, \sigma_{i-1}^T, s_{i-1}^T, V_{i-1})$.
- 4 Draw volatilities σ_i^T from $p(\sigma_i^T | B_i^T, \alpha_i^T, s_{i-1}^T, V_{i-1})$.
- 5 Draw the indicator s_i^T from $p(s_i^T | B_i^T, \alpha_i^T, \sigma_i^T, V_{i-1})$.
- 6 Draw hyperparameters V_i from $p(V_i | \alpha_i^T, y_i^T, \sigma_i^T, s_i^T)$.
- 7 Set $B_i^T, \alpha_i^T, \sigma_i^T, s_i^T, V_i$ as the initial value for the next iteration. If $i < N$, set $i = i + 1$ and go back to 2, otherwise stop.

Sampling procedure II

The indicator function $I_B(\cdot)$ truncates the posterior distribution of B^T for draws that violate stationarity for $t = 1, \dots, T$. We perform $N = 150,000$ draws discarding the first 100,000 and store one every 100 draws for the last 50,000 to reduce serial correlation across draws. See details Canova and Pérez Forero (2012).

▶ Back

Priors I

The Priors of the VAR are shown in Table 1 and they are chosen to be conjugated. As a result the posterior distribution will be Normal and Inverted-Wishart for each corresponding case. As it is standard in the literature, the posterior of B^T is truncated to insure stationarity of impulse responses. The latter procedure is captured by the indicator function $I_B(\cdot)$. The prior for initial states is calibrated using the first $\tau = 84$ observations (1993:M1 - 1999:M12) as a training sample. Thus, we estimate $(\bar{\mathbf{B}}, \bar{\mathbf{V}}\mathbf{B})$ via OLS and $(\bar{\boldsymbol{\alpha}}', \bar{\boldsymbol{\sigma}}')'$ via Maximum Likelihood.

Moreover, following Canova and Pérez Forero (2012) we set $k_Q^2 = 0.5 * 1 \times 10^{-4}$, $k_W^2 = 1 \times 10^{-4}$, $k_S^2 = 1 \times 10^{-3}$ and lag length is set to $p = 2$.

Priors II

Table: Priors

$B_0 \sim N(\bar{\mathbf{B}}, 4 \cdot \mathbf{V}\mathbf{B})$	$Q \sim IW(k_Q^2 \cdot \mathbf{V}\mathbf{B}, 1 + \dim B)$
$\alpha_0 \sim N(\bar{\alpha}, I_{\dim \alpha})$	$S \sim IW\left(\begin{matrix} k_S^2 \cdot I_{\dim \alpha}, \\ 1 + \dim \alpha \end{matrix}\right)$
$\log(\sigma_0) \sim N(\log(\bar{\sigma}), I_M)$	$W_i \sim IG(k_W^2, 1/2), i = 1, \dots, M$

Furthermore, we use the mean and the variance of the priors of B_0 , α_0 , $\log(\sigma_0)$ to initialize the Kalman Filter at each iteration.

▶ Back

References I

- Baumeister, C. and L. Benati (2012). Unconventional monetary policy and the great recession - estimating the impact of a compression in the yield spread at the zero lower bound. Forthcoming in the International Journal of Central Banking.
- Canova, F. and L. Gambetti (2009). Structural changes in the US economy: Is there a role for monetary policy? *Journal of Economic Dynamics and Control* 33, 477–490.
- Canova, F. and F. J. Pérez Forero (2012). Estimating overidentified, nonrecursive, time-varying coefficients structural vars. Economics Working Papers 1321, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra.
- Cogley, T. and T. J. Sargent (2005). Drifts and volatilities: Monetary policies and outcomes in the post WWII u.s. *Review of Economic Dynamics* 8(2), 262–302.

References II

- Hamilton, J. D. (2010). Nonlinearities and the macroeconomic effects of oil prices. NBER Working Paper 16186.
- Kilian, L. and R. J. Vigfusson (2011). Are the responses of the u.s. economy asymmetric in energy price increases and decreases? *Quantitative Economics* 2, 419–453.
- Maertens Odría, L. R., P. Castillo, and G. Rodríguez (2012). Does the exchange rate pass-through into prices change when inflation targeting is adopted? the peruvian case study between 1994 and 2007. *Journal of Macroeconomics* 34, 1154–1166.
- Miller, S. (2003). Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995-2002. *Revista de Estudios Económicos* 10.
- Primiceri, G. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *Review of Economic Studies* 72, 821–852.
- Winkelried, D. (2003). ¿Es asimétrico el pass - through en el Perú?: Un análisis agregado. *Revista de Estudios Económicos* 10.

References III

Winkelried, D. (2013). Exchange rate pass-through and inflation targeting in peru. *Empirical Economics*.