

Integración Fraccional y Outliers Aditivos

Gabriel Rodríguez

Banco Central de Reserva del Perú

Diciembre 2007

Contenido

- Introducción
- Procesos Integrados Fraccionales
- Detección de Outliers
- Experimento Monte Carlo
- Resultados
- Conclusiones

1 Introducción

- Procesos TS, DS y Fraccionales [$I(0)$, $I(1)$, $I(d)$].
- Efectos de Outliers sobre modelos ARMA (Cheng y Liu, 1993).
- Efectos de Outliers sobre tests de raíz unitaria (Franses y Haldrup, 1994; Vogelsang, 1999; Perron y Rodríguez, 2003).
- Métodos de estimación: MCO (Geweke, Porter-Hudak, GPH, 1983), MV (Sowell, 1992).

2 Modelos de Memoria Larga (Integrados Fraccionales)

- Características:
 - Correlograma muy persistente
 - Función de autocorrelación no sumable
 - Infinito espectro a la frecuencia cero
- Modelo fraccional integrado ruido blanco ($y_t = Y_t - \mu$)

$$(1 - L)^d y_t = \epsilon_t$$

El modelo es estacionario y tiene una representación promedios móviles infinita si $|d| < 0.5$.

- Modelo fraccional integrado autoregresivo promedios móviles ARFIMA(p,d,q):

$$(1 - L)^d [y_t - \phi_1 y_{t-1} - \dots - \phi_p y_{t-p}] = \epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \epsilon_{t-q}.$$

- Asuma $(1 - L)^d y_t = u_t$ donde u_t es un proceso linear estacionario con función de densidad espectral dada por $f_u(\lambda)$. $f_u(\lambda)$ es finita y continua en el intervalo $[-\pi, \pi]$. El método de GPH (1983) consiste en estimar el parámetro d de la siguiente regresión

$$\log[f_y(\omega_j)] = \log f_u(0) - d \log[4 \sin^2(\omega_j/2)] + \log f_u(\omega_j)/f_u(0).$$

- Utilizando ordenadas espectrales $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_m$, el parámetro d puede ser estimado utilizando el periodograma de y_t , es decir $I_y(\omega_j)$:

$$\log I_y(\omega_j) = a - d \log[4 \sin^2(\omega_j/2)] + v_j$$

donde $j = 1, 2, \dots, n$ y $v_j = \log f_u(\omega_j)/f_u(0)$ y $v_j \sim i.i.d. (0, \pi^2/6)$.

- Asumiendo que $n = g(T)$, donde $g(T)$ es tal que $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T) = \infty$, $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T)/T = 0$ y $\lim_{T \rightarrow \infty} \log(T)^2/g(T) = 0$, tenemos que el estimador MCO de d

$$\frac{\hat{d} - d}{\text{var}(\hat{d})^{1/2}} \Rightarrow N(0, 1).$$

- En las estimaciones: $n = g(T) = T^{1/2}$

3 Detección de Outliers

- Detección de outliers en modelos ARMA (Cheng y Liu, 1993).
- Detección de outliers y raíz unitaria (Franses y Haldrup, 1994; Vogelsang, 1999; Perron y Rodríguez, 2003).
- Procedimiento de Vogelsang (1999): estadístico τ .
- Procedimiento de Perron y Rodríguez (2003) I: estadístico τ_c .
- Procedimiento de Perron y Rodríguez (2003) II: estadístico τ_d .

4 Experimento Monte Carlo

- Diseño del experimento similar a Vogelsang (1999) y Perron y Rodríguez (2003).
- Proceso generador de datos

$$y_t = n_t + \sum_{i=1}^m \delta_i D(T_{ao,i})_t + u_t,$$

$$(1 - L)^d u_t = v_t,$$

– $v_t \sim i.i.d. N(0, 1)$,

– $D(T_{ao,i})_t = 1$ si $t = T_{ao,i}$ y 0 de otro modo,

- δ_i es el tamaño del outlier,
 - n_t son los componentes determinísticos. Consideramos sólo un intercepto.
-
- Tres casos para δ_i :
 - $\delta_i = 0$ para $i = 1, 2, 3, 4$
 - $\delta_1 = 10$, $\delta_i = 5$ para $i = 2, 3, 4$
 - $\delta_i = 10$ para $i = 1, 2, 3, 4$
-
- Evaluación de los resultados: Sesgo del estimador \hat{d} , MSE del estimador \hat{d} , tamaño (nivel) del estadístico $t_{\hat{d}}$.

5 Resultados

- Cuando hay outliers (sin corregir):
 - La media está distorsionada por la presencia de outliers. Más grande el tamaño del outlier, más grande la distorsión.
 - El sesgo y el MSE aumentan a medida que el tamaño de los outliers aumenta.
 - El estadístico $t_{\hat{d}}$ presenta severas distorsiones de nivel.

- Cuando se corrige por la presencia de outliers:
 - La media de \hat{d} es próxima al verdadero valor de d . Excepto para $d > 0.5$.
 - El sesgo y el MSE de \hat{d} son reducidos y estables salvo para $d > 0.5$.
 - El nivel del estadístico $t_{\hat{d}}$ es cercano al nivel nominal excepto para valores de d próximos a la unidad.

Table 1. Media del parámetro \hat{d} , $T = 100$

| d | $\delta_1 = 0.0, \delta_2 = 0.0,$ $\delta_3 = 0.0, \delta_4 = 0.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 5.0,$ $\delta_3 = 5.0, \delta_4 = 5.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 10.0,$ $\delta_3 = 10.0, \delta_4 = 10.0$ |
|------------|---|--|---|
| $d = 0.00$ | 0.008 | -0.017 | -0.026 |
| $d = 0.24$ | 0.249 | 0.123 | 0.080 |
| $d = 0.48$ | 0.496 | 0.29 | 0.221 |
| $d = 0.72$ | 0.752 | 0.483 | 0.398 |
| $d = 0.96$ | 0.979 | 0.712 | 0.629 |

Table 2. Sesgo del parámetro \hat{d} , $T = 100$

| d | $\delta_1 = 0.0, \delta_2 = 0.0,$ $\delta_3 = 0.0, \delta_4 = 0.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 5.0,$ $\delta_3 = 5.0, \delta_4 = 5.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 10.0,$ $\delta_3 = 10.0, \delta_4 = 10.0$ |
|------------|---|--|---|
| $d = 0.00$ | 0.008 | -0.017 | -0.026 |
| $d = 0.24$ | 0.009 | -0.117 | -0.160 |
| $d = 0.48$ | 0.016 | -0.19 | -0.259 |
| $d = 0.72$ | 0.032 | -0.237 | -0.322 |
| $d = 0.96$ | 0.019 | -0.248 | -0.331 |

Table 3. MSE del parámetro \hat{d} , $T = 100$

| d | $\delta_1 = 0.0, \delta_2 = 0.0,$ $\delta_3 = 0.0, \delta_4 = 0.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 5.0,$ $\delta_3 = 5.0, \delta_4 = 5.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 10.0,$ $\delta_3 = 10.0, \delta_4 = 10.0$ |
|------------|---|--|---|
| $d = 0.00$ | 0.014 | 0.012 | 0.011 |
| $d = 0.24$ | 0.014 | 0.026 | 0.037 |
| $d = 0.48$ | 0.015 | 0.049 | 0.079 |
| $d = 0.72$ | 0.016 | 0.071 | 0.119 |
| $d = 0.96$ | 0.012 | 0.087 | 0.147 |

Table 4. Nivel de $t_{\hat{d}}, T = 100$

| d | $\delta_1 = 0.0, \delta_2 = 0.0,$ $\delta_3 = 0.0, \delta_4 = 0.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 5.0,$ $\delta_3 = 5.0, \delta_4 = 5.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 10.0,$ $\delta_3 = 10.0, \delta_4 = 10.0$ |
|------------|---|--|---|
| $d = 0.00$ | 0.054 | 0.028 | 0.019 |
| $d = 0.24$ | 0.056 | 0.131 | 0.174 |
| $d = 0.48$ | 0.060 | 0.306 | 0.498 |
| $d = 0.72$ | 0.075 | 0.488 | 0.726 |
| $d = 0.96$ | 0.054 | 0.600 | 0.734 |

Table 5. Media del parámetro \hat{d} utilizando τ_d , $T = 100$

| d | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 5.0,$ $\delta_3 = 5.0, \delta_4 = 5.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 10.0,$ $\delta_3 = 10.0, \delta_4 = 10.0$ |
|------------|--|---|
| $d = 0.24$ | 0.238 | 0.239 |
| $d = 0.48$ | 0.465 | 0.467 |
| $d = 0.72$ | 0.651 | 0.651 |
| $d = 0.96$ | 0.721 | 0.721 |

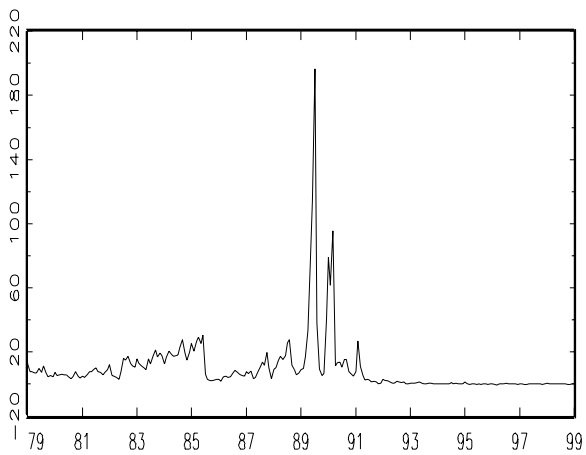
Table 6. MSE del parámetro \hat{d} utilizando τ_d , $T = 100$

| d | $\delta_1 = 0.0, \delta_2 = 0.0,$ $\delta_3 = 0.0, \delta_4 = 0.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 5.0,$ $\delta_3 = 5.0, \delta_4 = 5.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 10.0,$ $\delta_3 = 10.0, \delta_4 = 10.0$ |
|------------|---|--|---|
| $d = 0.24$ | 0.017 | 0.014 | 0.014 |
| $d = 0.48$ | 0.016 | 0.014 | 0.014 |
| $d = 0.72$ | 0.015 | 0.019 | 0.019 |
| $d = 0.96$ | 0.022 | 0.076 | 0.076 |

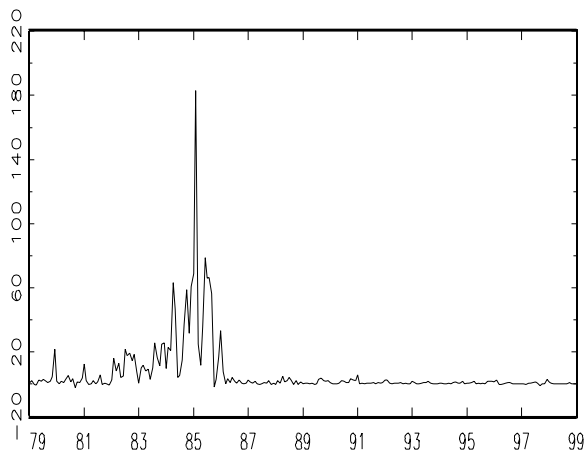
Table 7. Nivel de $t_{\hat{d}}$ utilizando τ_d , $T = 100$

| d | $\delta_1 = 0.0, \delta_2 = 0.0,$ $\delta_3 = 0.0, \delta_4 = 0.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 5.0,$ $\delta_3 = 5.0, \delta_4 = 5.0$ | $\delta_1 = 10.0, \delta_2 = 10.0,$ $\delta_3 = 10.0, \delta_4 = 10.0$ |
|------------|---|--|---|
| $d = 0.00$ | 0.055 | 0.062 | 0.057 |
| $d = 0.24$ | 0.056 | 0.059 | 0.058 |
| $d = 0.48$ | 0.060 | 0.061 | 0.059 |
| $d = 0.72$ | 0.074 | 0.105 | 0.106 |
| $d = 0.96$ | 0.058 | 0.585 | 0.585 |

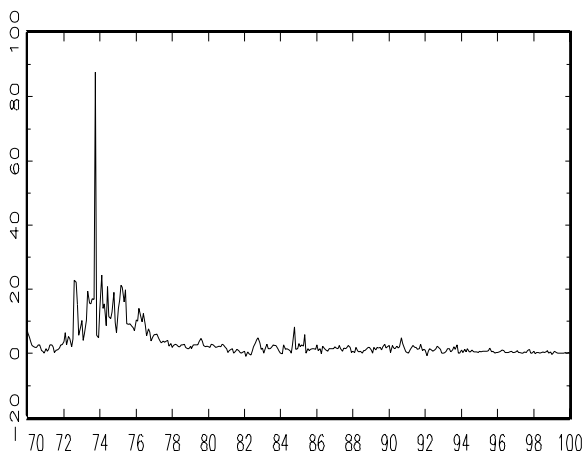
Argentina
(1979:01-1999:03)



Bolivia
(1979:01-2000:05)



Chile
(1970:01-2000:05)



Peru
(1979:01-2000:05)

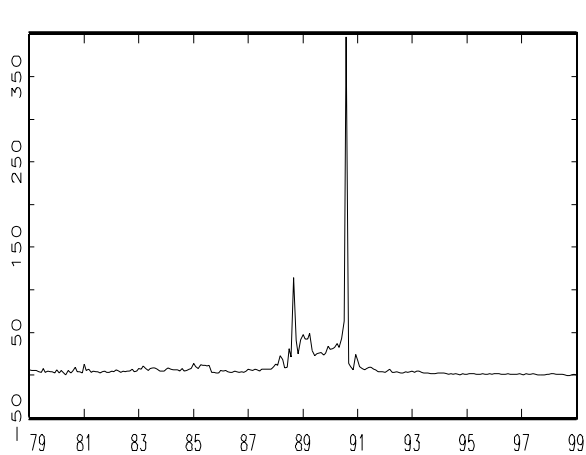


Table 8. Inflación en América Latina (Series Mensuales)

| País | Estimación sin detectar outliers | | Estimación detectando outliers | |
|-----------|----------------------------------|---------------|--------------------------------|---------------|
| | \hat{d} | $t_{\hat{d}}$ | \hat{d} | $t_{\hat{d}}$ |
| Argentina | 0.614 | 11.459 | 0.736 | 11.052 |
| Bolivia | 0.468 | 9.383 | 0.301 | 5.017 |
| Chile | 0.215 | 5.379 | 0.344 | 6.577 |
| Perú | 0.201 | 8.246 | 0.477 | 12.063 |

Table 9. Inflación en América Latina (Series Trimestrales)

| País | Estimación sin detectar outliers | | Estimación detectando outliers | |
|-----------|----------------------------------|---------------|--------------------------------|---------------|
| | \hat{d} | $t_{\hat{d}}$ | \hat{d} | $t_{\hat{d}}$ |
| Argentina | 0.522 | 6.436 | 0.734 | 7.089 |
| Bolivia | 0.572 | 7.026 | 0.579 | 6.092 |
| Chile | 0.637 | 11.079 | 0.670 | 4.805 |
| Perú | 0.284 | 7.109 | 0.652 | 4.346 |
| Colombia | 0.737 | 6.100 | 0.737 | 6.100 |
| Ecuador | 0.827 | 8.385 | 0.668 | 7.353 |
| Paraguay | 0.390 | 2.599 | 0.390 | 2.599 |
| Uruguay | 0.598 | 5.639 | 0.363 | 2.718 |
| Venezuela | 0.575 | 5.902 | 0.415 | 3.502 |

6 Conclusiones

- La presencia de outliers produce severas distorsiones en la estimación del parámetro de integración fraccional (\hat{d}) y su estadístico $t_{\hat{d}}$. En particular la media, el sesgo, el MSE de \hat{d} son afectados. El estadístico $t_{\hat{d}}$ presenta severas distorsiones de nivel.
- La utilidad del estadístico τ_d para detectar outliers es confirmada.
- Utilizando el estadístico τ_d , la media, el sesgo y el MSE de \hat{d} son reducidos y estables excepto para valores de d cada vez más próximos a la unidad.
- El estadístico $t_{\hat{d}}$ muestra niveles exactos muy próximos al nivel nominal excepto para valores de d cercanos al circulo unitario.