

Capítulo 3

Procesos autorregresivos

Los procesos autorregresivos deben su nombre a la regresión y son los primeros procesos estacionarios que se estudiaron.

Proceso autorregresivo: Un proceso autorregresivo de orden p , $AR(p)$, es un proceso estocástico $(Y_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ que sigue el modelo

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \cdots + \phi_p Y_{t-p} + a_t, \quad t \in \mathbb{Z}. \quad (3.1)$$

En esta ecuación:

- $c, \phi_1, \dots, \phi_p \in \mathbb{R}$ son constantes;
- El proceso (a_t) es un ruido blanco con varianza σ^2 . Los a_t se llaman *innovaciones*, ya que representan la nueva información que aparece en cada instante.
- ¿Influye a_t en los valores posteriores del proceso Y_{t+h} , $h \geq 0$? ...
¿Y en los pasados Y_{t-h} , $h > 0$? ...
- El valor actual de la serie es una función lineal de los valores anteriores y la innovación actual. El proceso se puede expresar como una función lineal de todas las innovaciones anteriores.
- ¿Depende Y_t de los valores pasados anteriores a Y_{t-p} ? ...

3.1. Proceso autorregresivo de primer orden: AR(1)

Modelo: Un proceso AR(1) está generado por

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + a_t, \quad |\phi_1| < 1. \quad (3.2)$$

Solución general: Sustituir la ecuación para $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k}$ sucesivamente en Y_t ,

$$\begin{aligned} Y_t &= \dots \\ &= \dots \\ &= \dots \\ &= \dots \\ &= \dots \end{aligned}$$

Suponemos que la serie está definida para todo $t \in \mathbb{Z}$. Tomando límite cuando $k \rightarrow \infty$, se obtiene

$$\begin{aligned} Y_t &= \dots \\ &= \dots \end{aligned} \quad (3.3)$$

✓ ¿Qué debe verificar ϕ_1 para que esto converja? ...

✓ ¿Depende Y_t de las innovaciones futuras? ...

Esperanza: Tomando esperanza en (3.3),

$$E(Y_t) = \dots$$

✓ ¿Cuándo es esto menor que ∞ ? ...

✓ ¿Es la serie estable en media? ...

Determinación de c : Obtener el valor de c despejando en la fórmula anterior:

$$c = \dots$$

Sustituir c en la fórmula del proceso (3.2):

$$Y_t = \dots$$

Llamar $\tilde{Y}_t = Y_t - \mu$ a la serie centrada y obtener la ecuación para \tilde{Y}_t :

$$\dots \tag{3.4}$$

✓ A partir de ahora supondremos que el proceso es estacionario.

Varianza: Elevar (3.4) al cuadrado:

$$\tilde{Y}_t^2 = \phi_1^2 \tilde{Y}_{t-1}^2 + 2\phi_1 \tilde{Y}_{t-1} a_t + a_t^2.$$

Tomar esperanzas, teniendo en cuenta que \tilde{Y}_{t-1} no depende de la innovación futura a_t :

$$\gamma_0 = \dots$$

Despejar γ_0 :

$$\gamma_0 = \dots$$

✓ ¿Cuándo es esto finito y positivo? ...

✓ ¿Es la varianza del proceso mayor o menor que σ^2 ? ...

Autocovarianzas: Multiplicar la ecuación de \tilde{Y}_t por \tilde{Y}_{t-h} :

...

y tomando esperanzas,

$$\gamma_h = \dots$$

obtenemos la ecuación en diferencias

$$\gamma_h = \phi_1 \gamma_{h-1}, \quad h \in \mathbb{N}.$$

Solución de la ecuación en diferencias:

...

Función de autocorrelación simple:

...

✓ Como $|\phi_1| < 1$, en un AR(1) las autocorrelaciones decrecen geométricamente hacia cero cuando $h \rightarrow \infty$.

Condición de estacionariedad: El AR(1) es estacionario en sentido débil si

$$|\phi_1| < 1.$$

Representación media móvil de orden infinito MA(∞): Expresamos el proceso AR(1) como suma ponderada de las innovaciones anteriores, reemplazando las ecuaciones de $\tilde{Y}_{t-1}, \dots, \tilde{Y}_{t-k}$ en \tilde{Y}_t y tomando límite cuando $k \rightarrow \infty$:

$$\begin{aligned} \tilde{Y}_t &= \dots \\ &= \dots \\ &= \dots \\ &= \dots \\ &= \dots \\ &= \dots \\ &= \dots \\ &\xrightarrow{k \rightarrow \infty} \dots \end{aligned}$$

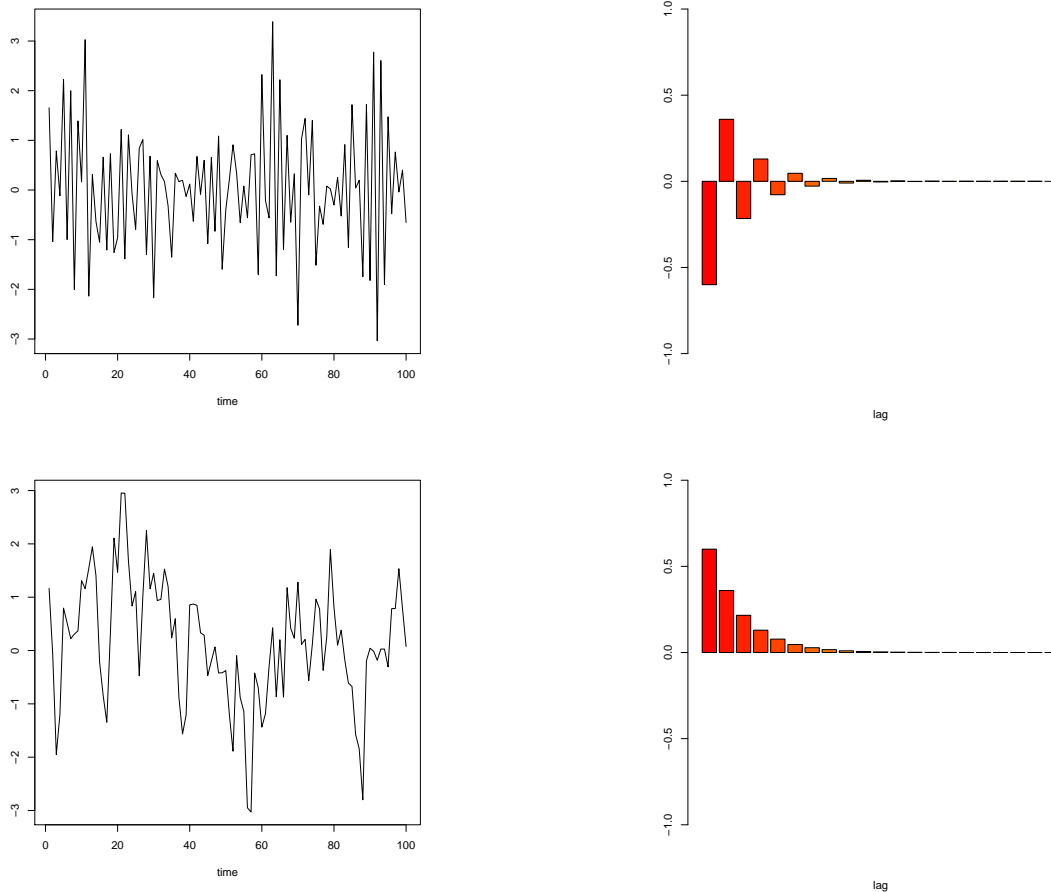
Esta representación del AR(1) es válida sólo bajo el supuesto de que $|\phi_1| < 1$; es decir, de que el proceso sea estacionario en sentido débil. Otra forma de obtener esa representación es multiplicando la ecuación del proceso por

$$(1 - \phi_1 B)^{-1} = \sum_{i=0}^{\infty} (\phi_1 B)^i.$$

✓ El proceso es una función lineal de las innovaciones anteriores, con pesos decrecientes al alejarnos en el pasado.

$$\tilde{Y}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \phi_1^i a_{t-i}.$$

Figura 3.1: Procesos AR(1): trayectorias (izq.) y fas (der.) para $\phi_1 = \mp 0,6$



Distribución marginal vs. distribución predictiva

- Distribución marginal de Y_t : Es estacionaria y su variabilidad es la suma de las variabilidades debido al desconocimiento del valor anterior, Y_{t-1} , y de la innovación a_t ,

$$E(Y_t) = \dots$$

$$Var(Y_t) = \dots$$

- Distribución predictiva (o condicionada al pasado del proceso): Esta verifica

$$E(Y_t | Y_{t-1} = y) = \dots$$

$$Var(Y_t | Y_{t-1} = y) = \dots$$

¿Es la varianza condicionada mayor o menor que la varianza marginal?

...

3.2. Proceso autorregresivo de segundo orden: AR(2)

Modelo: El proceso autorregresivo de segundo orden, o AR(2), sigue la ecuación

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + a_t, \quad t \in \mathbb{Z}. \quad (3.5)$$

Esperanza: Asumimos que el proceso es estacionario y tomamos esperanzas en la ecuación del proceso:

...

Despejando μ , obtenemos

...

¿Cuándo es la media finita? ...

Determinación de c : Despejamos c en función de μ :

...

Reemplazamos esta constante en la ecuación del proceso (3.5) y llamamos $\tilde{Y}_t = Y_t - \mu$ a las variables centradas. La ecuación del proceso en función de \tilde{Y}_t es

$$\dots \quad (3.6)$$

Escribir la ecuación del proceso AR(2) utilizando la notación del operador retardo:

$$\dots \quad (3.7)$$

Ecuación característica: Es la ecuación que se obtiene de igualar el operador a 0,

$$\dots \quad (3.8)$$

Varianza: Elevamos la expresión (3.6) al cuadrado,

...

Tomando esperanzas, obtenemos la ecuación

...

Esta expresión depende de la autocovarianza de orden 1, γ_1 .

Función de autocovarianzas: Multiplicamos (3.6) por \tilde{Y}_{t-h} ,

...

y tomamos esperanzas

...

Para $h = 1$ obtenemos

...

Reemplazamos esto en la ecuación para la varianza y despejamos γ_0 :

...

...

...

Por lo tanto, la varianza es

$$\gamma_0 = \dots$$

Para que esta varianza sea positiva, el numerador y el denominador tienen que tener el mismo signo. Esto ocurre si

$$-1 < \phi_2 < 1; \quad \phi_1 + \phi_2 < 1; \quad \phi_2 - \phi_1 < 1.$$

Función de autocorrelación: Dividiendo la función de autocovarianzas entre la varianza, se obtiene

$$\dots \tag{3.9}$$

Para $h = 1$ tenemos

...

Para $h = 2$,

...

Solución general de la recursión: Sean G_1^{-1} y G_2^{-1} las raíces de la ecuación característica. Hay tres posibilidades:

(a) G_1 y G_2 son reales y distintas: Entonces la solución general es

...

Los coeficientes A_1 y A_2 son constantes determinadas por condiciones iniciales.

¿Qué ocurre si algún $|G_i| > 1$? ...

¿Y si $|G_i| < 1, i = 1, 2$? ...

La forma de la *fas* depende de si G_1 y G_2 tienen signos iguales o distintos.

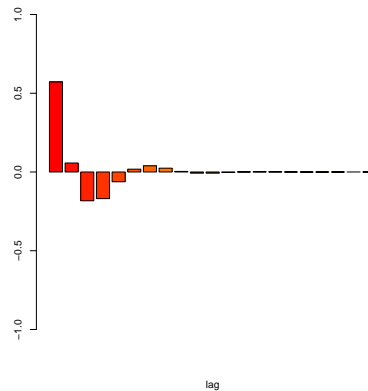
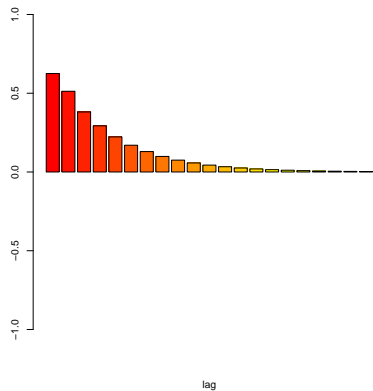
(b) G_1 y G_2 son reales e iguales: Entonces la solución general es

...

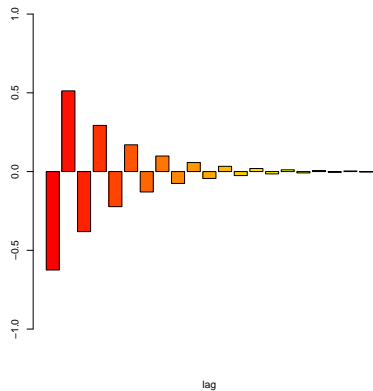
que decrece sólo si $|G_1| < 1$.

(c) G_1 y G_2 son complejos conjugados: De nuevo, si $|G_i| < 1, i = 1, 2$, entonces ρ_h decrecerá de forma sinusoidal.

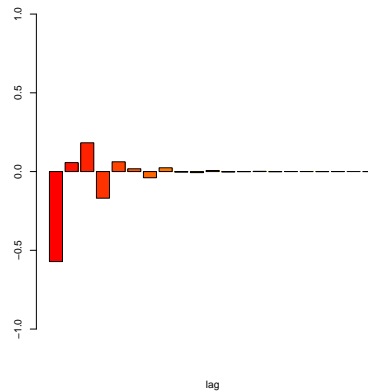
Figura 3.2: Correlogramas de procesos AR(2): raíces reales (izq.) y complejas (der.)
 Ambas raíces positivas Parte real positiva



Raíz negativa dominante y raíz positiva



Parte real negativa



Condición de estacionaridad: Una solución general del proceso se obtiene resolviendo la ecuación característica con B como incógnita. Las soluciones pueden ser reales o complejas conjugadas. Llamamos G_1^{-1} y G_2^{-1} a las soluciones. Las condiciones de estacionariedad son:

$$|G_i| < 1, \quad i = 1, 2.$$

En términos de los coeficientes del proceso, las condiciones son:

$$-1 < \phi_2 < 1; \quad \phi_1 + \phi_2 < 1; \quad \phi_2 - \phi_1 < 1.$$

Representación MA(∞) del proceso: El proceso AR(2) se puede expresar en función de las innovaciones anteriores. Par ello, consideremos el operador inverso

$$\psi(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)^{-1} = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots$$

Los coeficientes ψ_i se pueden determinar realizando el producto

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots) = 1,$$

agrupando los coeficients de cada potencia de B e igualándolos a cero,

...

...

...

...

...

Obsérvese que esta ecuación para los coeficientes ψ_h es igual a la ecuación para las autocorrelaciones.

Multiplicando la ecuación del proceso (3.7) por $\psi(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots$ obtenemos

...

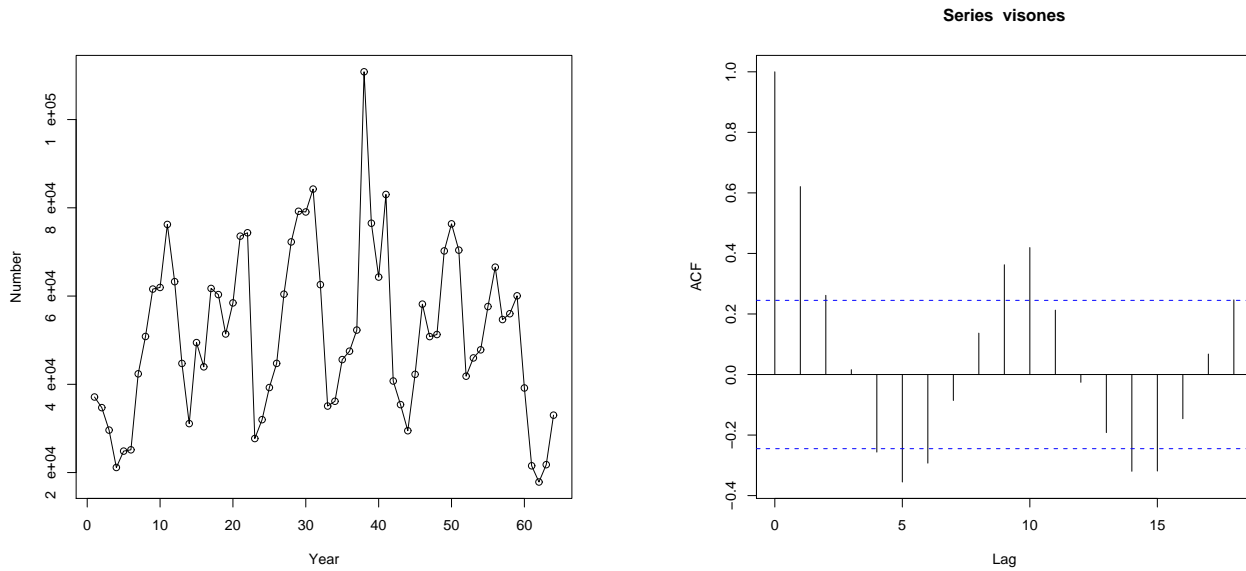
Distribución predictiva (condicionada al pasado del proceso):

$$E(Y_t | Y_{t-1} = y_{t-1}, Y_{t-2} = y_{t-2}) = \dots$$

$$Var(Y_t | Y_{t-1} = y_{t-1}, Y_{t-2} = y_{t-2}) = \dots$$

Ejemplo 34 *Visonos atrapados en Canada, 1848-1911 (no. 27). La Figura 3.3 muestra el gráfico de la serie y su correlograma. Se puede observar el comportamiento periódico de la serie en ambos gráficos.*

Figura 3.3: Número de visones y su correlograma



Ejemplo 35 Considera el proceso $AR(2)$ definido por:

$$Y_t = 10 - 0,4Y_{t-1} + 0,5Y_{t-2} + a_t$$

Comprueba que es estacionario.

3.3. Proceso autorregresivo general $AR(p)$

Modelo: El proceso autorregresivo de orden p sigue la ecuación:

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + a_t,$$

donde $c, \phi_1, \dots, \phi_p \in \mathbb{R}$ y (a_t) es un ruido blanco con varianza σ^2 .

Esperanza: Si el proceso $AR(p)$ es estacionario, tomando esperanza

...

Determinación de c : Despejamos c en función de μ :

...

Reemplazamos c en la fórmula del modelo y llamamos $\tilde{Y}_t = Y_t - \mu$ al proceso en desviaciones a su media:

$$\dots \tag{3.10}$$

En función del operador retardo, la ecuación es

$$\dots \tag{3.11}$$

o, llamando $\Phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$ al polinomio de grado p en B , la ecuación es

...

Ecuación característica: La ecuación característica del proceso es

...

Suponemos que tiene p raíces distintas y las llamamos $G_1^{-1}, \dots, G_p^{-1}$. Entonces podemos escribir

$$\Phi_p(B) = (1 - G_1 B) \cdots (1 - G_p B) = 0.$$

Varianza: Multiplicamos (3.10) por \tilde{Y}_t :

...

y tomando esperanzas obtenemos

$$Var(Y_t) = \gamma_0 = \phi_1 \gamma_1 + \dots + \phi_p \gamma_p + \sigma^2$$

Autocovarianzas: Multiplicando (3.10) por \tilde{Y}_{t-h} obtenemos

...

y tomando esperanzas, obtenemos

...

Autocorrelaciones: Dividiendo por γ_0 , obtenemos

$$\dots \tag{3.12}$$

que podemos escribir en función del operador retardo como

...

Solución general de la recursión: Sean $G_1^{-1}, \dots, G_p^{-1}$ las soluciones de la ecuación característica, suponiendo que son todas distintas. La solución general de la ecuación en diferencias para ρ_h es:

$$\rho_h = \sum_{i=1}^p A_i G_i^h.$$

Obsérvese que las autocorrelaciones decrecerán sólo si $|G_i| < 1, i = 1, \dots, p$. En este caso, si G_i es real, entonces G_i^h decrece exponencialmente con h . Si G_i es compleja, entonces G_i^h es una función sinusoidal cuya amplitud decrece exponencialmente con h . En cualquier caso, si $|G_i| < 1, i = 1, \dots, p$, entonces se verifica

$$\rho_h \rightarrow 0 \quad \text{cuando} \quad h \rightarrow \infty.$$

Condición de estacionaridad: $|G_i| < 1, i = 1, \dots, p$, análoga a la de un AR(2).

Ecuaciones de Yule-Walker: Si en la fórmula (3.12) tomamos las p primeras autocorrelaciones, es decir, tomamos $h = 1, \dots, p$, obtenemos el siguiente sistema de p ecuaciones que relaciona ρ_1, \dots, ρ_p con ϕ_1, \dots, ϕ_p :

$$\begin{aligned} \rho_1 &= \phi_1 + \phi_2 \rho_1 + \dots + \phi_p \rho_{p-1} \\ \rho_2 &= \phi_1 \rho_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p \rho_{p-2} \\ &\vdots \\ \rho_p &= \phi_1 \rho_{p-1} + \phi_2 \rho_{p-2} + \dots + \phi_p \end{aligned}$$

De este sistema podríamos despejar los coeficientes ϕ_1, \dots, ϕ_p en función de las autocorrelaciones. En forma matricial, el sistema es

$$\begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \vdots \\ \rho_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho_0 & \rho_1 & \rho_2 & \cdots & \rho_{p-1} \\ \rho_1 & \rho_0 & \rho_1 & \cdots & \rho_{p-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{p-1} & \rho_{p-2} & \rho_{p-3} & \cdots & \rho_0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \vdots \\ \phi_p \end{pmatrix} \quad (3.13)$$

$$\boldsymbol{\rho} = \mathbf{R} \times \boldsymbol{\phi}$$

Despejando $\boldsymbol{\phi}$, se obtiene $\boldsymbol{\phi} = \mathbf{R}^{-1} \boldsymbol{\rho}$.

Representación MA(∞): Multiplicando (3.11) por el operador inverso

$$\Psi(B) = \Phi_p(B)^{-1} = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots$$

obtenemos \tilde{Y}_t en función de las innovaciones hasta t ,

$$\tilde{Y}_t = \dots$$

donde el operador $\Psi(B)$ verifica

$$\Phi_p(B)\Psi(B) = 1 \Leftrightarrow (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)(1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots) = 1.$$

Los coeficientes ψ_h se pueden obtener a partir de los coeficientes ϕ_1, \dots, ϕ_p . Agrupando los coeficientes con la misma potencia de B e igualando a cero, obtenemos

...
...
...
...
...

Finalmente, para $h \geq p$,

...

3.4. La función de autocorrelación parcial

Determinar el orden p del proceso a partir de la *fas* es difícil, ya que esta función es una mezcla de decrecimientos exponenciales y sinusoidales y no tiene rasgos fácilmente identificables.

Idea clave: En un proceso AR(1), Y_{t-2} influye sobre Y_t sólo a través de Y_{t-1} , ya que

$$\tilde{Y}_t = \phi_1 \tilde{Y}_{t-1} + a_t = \phi_1(\phi_1 \tilde{Y}_{t-2} + a_{t-1}) + a_t.$$

Podemos escribir \tilde{Y}_t e \tilde{Y}_{t-2} en función de \tilde{Y}_{t-1} , de la forma

$$\begin{aligned} \tilde{Y}_t &= \phi_1 \tilde{Y}_{t-1} + a_t; \\ \tilde{Y}_{t-1} &= \phi_1 \tilde{Y}_{t-2} + a_{t-1} \Leftrightarrow \tilde{Y}_{t-2} = \frac{\tilde{Y}_{t-1} - a_{t-1}}{\phi_1}. \end{aligned}$$

Si se conoce el valor de \tilde{Y}_{t-1} , entonces \tilde{Y}_{t-2} ya no influye en Y_t . Así, si podemos eliminar el efecto de \tilde{Y}_{t-1} en ambas variables, la correlación entre las variables resultantes será cero.

Igualmente, en un AR(2), \tilde{Y}_{t-3} influye en \tilde{Y}_t solo a través de \tilde{Y}_{t-1} y de \tilde{Y}_{t-2} . Si eliminamos los efectos de estas dos variables de \tilde{Y}_{t-3} y de \tilde{Y}_t , entonces estarían incorreladas.

Coefficiente de autocorrelación parcial de orden h : Es la correlación entre observaciones separadas por h instantes después de eliminar la correlación producida por las observaciones intermedias.

Procedimiento para obtener la autocorrelación parcial:

1. Eliminar de \tilde{y}_t el efecto lineal de $\tilde{y}_{t-1}, \dots, \tilde{y}_{t-h+1}$ mediante la regresión

$$\tilde{y}_t = \beta_1 \tilde{y}_{t-1} + \dots + \beta_{h-1} \tilde{y}_{t-h+1} + u_t$$

2. Eliminar de \tilde{y}_{t-h} el efecto lineal de $\tilde{y}_{t-1}, \dots, \tilde{y}_{t-h+1}$ mediante la regresión

$$\tilde{y}_{t-h} = \gamma_1 \tilde{y}_{t-1} + \dots + \gamma_{h-1} \tilde{y}_{t-h+1} + v_t$$

3. Calcular la correlación simple entre los residuos \hat{u}_t y \hat{v}_t , ya que contienen la parte de \tilde{y}_t y \tilde{y}_{t-h} , respectivamente, no común con las observaciones intermedias.

Las tres etapas anteriores equivalen a ajustar la regresión múltiple

$$\tilde{y}_t = \alpha_{h1} \tilde{y}_{t-1} + \dots + \alpha_{h,h-1} \tilde{y}_{t-h+1} + \alpha_{hh} \tilde{y}_{t-h} + \epsilon_t$$

donde el coeficiente α_{hh} de \tilde{y}_{t-h} es el coeficiente de autocorrelación parcial de orden h .

Función de autocorrelación parcial (fap): es la representación de los coeficientes de autocorrelación parcial en función del retardo. Ajustando las regresiones

$$\begin{aligned} \tilde{y}_t &= \alpha_{11} \tilde{y}_{t-1} + \epsilon_{1t} \\ \tilde{y}_t &= \alpha_{21} \tilde{y}_{t-1} + \alpha_{22} \tilde{y}_{t-2} + \epsilon_{2t} \\ \tilde{y}_t &= \alpha_{31} \tilde{y}_{t-1} + \alpha_{32} \tilde{y}_{t-2} + \alpha_{33} \tilde{y}_{t-3} + \epsilon_{3t} \\ &\vdots \end{aligned}$$

la función de autocorrelación parcial es la secuencia $\phi_h = \alpha_{hh}$, $h \in \mathbb{N}$.

✓ En un proceso $AR(p)$ la *fap* ϕ_h verifica:

$$\phi_h \neq 0 \text{ para } h \leq p \quad \text{y} \quad \phi_h = 0, \text{ para } h > p.$$

Por tanto, graficando la *fap* en función del retardo podemos identificar el orden p de un proceso $AR(p)$.

Figura 3.4: *Fas* y *fap* para procesos AR(p)

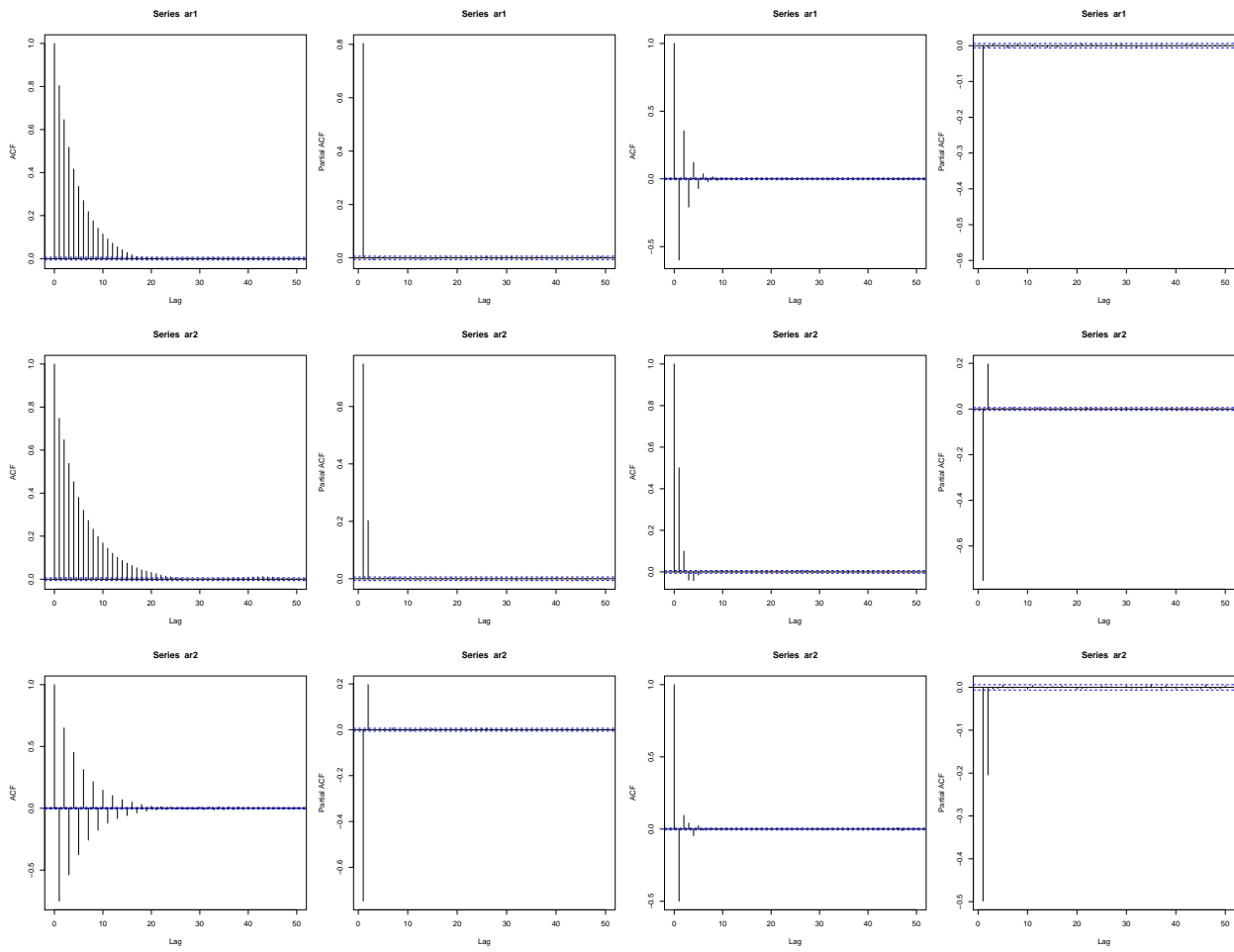


Figura 3.5: *Fas* y *fap* para la serie de los visones

