

# EPG3343 - Seminario de Estadística III

## Clase 8

Jonathan Acosta

Pontificia Universidad Católica de Chile

Segundo Semestre, 2022



- 1 Modelos para Datos de Área
  - Modelo SAR

- 1 Modelos para Datos de Área
  - Modelo SAR

- El Modelo SAR tiene la forma reducida

$$\mathbf{Y} = B\mathbf{Y} + \boldsymbol{\epsilon}$$

donde  $B = \rho\mathbf{W}$  o  $B = \alpha\widetilde{W}$

- El Modelo SAR tiene la forma reducida

$$\mathbf{Y} = B\mathbf{Y} + \boldsymbol{\epsilon}$$

donde  $B = \rho\mathbf{W}$  o  $B = \alpha\widetilde{W}$

- Este proceso se denomina proceso de error SAR.

- El Modelo SAR tiene la forma reducida

$$\mathbf{Y} = B\mathbf{Y} + \boldsymbol{\epsilon}$$

donde  $B = \rho\mathbf{W}$  o  $B = \alpha\widetilde{W}$

- Este proceso se denomina proceso de error SAR.
- En un modelo (o error) SAR se introducen habitualmente covariables de forma de regresión.

- El Modelo SAR tiene la forma reducida

$$\mathbf{Y} = B\mathbf{Y} + \boldsymbol{\epsilon}$$

donde  $B = \rho\mathbf{W}$  o  $B = \alpha\widetilde{W}$

- Este proceso se denomina proceso de error SAR.
- En un modelo (o error) SAR se introducen habitualmente covariables de forma de regresión.
- Son los residuos

$$\mathbf{u} = \mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$$

los que se modelan mediante un proceso SAR.

- Esto es, si  $\mathbf{u} \sim \text{SAR}$  entonces

$$\mathbf{u} = B\mathbf{u} + \boldsymbol{\epsilon} \quad \Rightarrow \quad \mathbf{Y} = B\mathbf{Y} + (\mathbf{I} - B)\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}$$



- Esto es, si  $\mathbf{u} \sim \text{SAR}$  entonces

$$\mathbf{u} = B\mathbf{u} + \boldsymbol{\epsilon} \quad \Rightarrow \quad \mathbf{Y} = B\mathbf{Y} + (\mathbf{I} - B)\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}$$

- En general, los errores  $\epsilon_i$ 's pueden heterocedásticos, con  $\mathbb{E}[\epsilon_i^2] = \sigma_i^2$ , pero no correlacionados, es decir,  $\mathbb{E}[\epsilon_i\epsilon_j] = 0$  para  $i \neq j$ .

- Esto es, si  $\mathbf{u} \sim \text{SAR}$  entonces

$$\mathbf{u} = B\mathbf{u} + \boldsymbol{\epsilon} \quad \Rightarrow \quad \mathbf{Y} = B\mathbf{Y} + (\mathbf{I} - B)\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}$$

- En general, los errores  $\epsilon_i$ 's pueden heterocedásticos, con  $\mathbb{E}[\epsilon_i^2] = \sigma_i^2$ , pero no correlacionados, es decir,  $\mathbb{E}[\epsilon_i\epsilon_j] = 0$  para  $i \neq j$ .
- En el caso especial de homocedasticidad los errores tienen varianza constante,  $\mathbb{E}[\epsilon_i^2] = \sigma^2$ .

- Esto es, si  $\mathbf{u} \sim \text{SAR}$  entonces

$$\mathbf{u} = B\mathbf{u} + \boldsymbol{\epsilon} \quad \Rightarrow \quad \mathbf{Y} = B\mathbf{Y} + (\mathbf{I} - B)\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}$$

- En general, los errores  $\epsilon_i$ 's pueden heterocedásticos, con  $\mathbb{E}[\epsilon_i^2] = \sigma_i^2$ , pero no correlacionados, es decir,  $\mathbb{E}[\epsilon_i\epsilon_j] = 0$  para  $i \neq j$ .
- En el caso especial de homocedasticidad los errores tienen varianza constante,  $\mathbb{E}[\epsilon_i^2] = \sigma^2$ .
- Si  $\boldsymbol{\Sigma}$  es la matriz de varianzas-covarianzas de  $\boldsymbol{\epsilon}$  entonces

$$\mathbb{V}[\mathbf{u}] = (\mathbf{I} - B)^{-1}\boldsymbol{\Sigma}(\mathbf{I} - B^\top)^{-1}$$

- Note que si  $B = \alpha \widetilde{\mathbf{W}}$  entonces  $B \neq B^\top$ , luego

$$(\mathbf{I} - \alpha \widetilde{\mathbf{W}})^{-1} \neq (\mathbf{I} - \alpha \widetilde{\mathbf{W}}^\top)^{-1}.$$

- Note que si  $B = \alpha \widetilde{\mathbf{W}}$  entonces  $B \neq B^\top$ , luego

$$(\mathbf{I} - \alpha \widetilde{\mathbf{W}})^{-1} \neq (\mathbf{I} - \alpha \widetilde{\mathbf{W}}^\top)^{-1}.$$

- Para el caso homocedástico se tiene

$$\mathbb{V}[\mathbf{u}] = \sigma^2 \left[ (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^\top (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}) \right]^{-1}$$

- Note que si  $B = \alpha \widetilde{\mathbf{W}}$  entonces  $B \neq B^\top$ , luego

$$(\mathbf{I} - \alpha \widetilde{\mathbf{W}})^{-1} \neq (\mathbf{I} - \alpha \widetilde{\mathbf{W}}^\top)^{-1}.$$

- Para el caso homocedástico se tiene

$$\mathbb{V}[\mathbf{u}] = \sigma^2 \left[ (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^\top (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}) \right]^{-1}$$

- Aplicando esta notación a la variable  $\mathbf{Y}$ , se tiene

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1}\boldsymbol{\epsilon} \quad \Leftrightarrow \quad (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{Y} = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}$$

- Note que si  $B = \alpha \widetilde{\mathbf{W}}$  entonces  $B \neq B^\top$ , luego

$$(\mathbf{I} - \alpha \widetilde{\mathbf{W}})^{-1} \neq (\mathbf{I} - \alpha \widetilde{\mathbf{W}}^\top)^{-1}.$$

- Para el caso homocedástico se tiene

$$\mathbb{V}[\mathbf{u}] = \sigma^2 \left[ (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^\top (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}) \right]^{-1}$$

- Aplicando esta notación a la variable  $\mathbf{Y}$ , se tiene

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1}\boldsymbol{\epsilon} \quad \Leftrightarrow \quad (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{Y} = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}$$

- Esto significa que el filtro espacial  $(\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})$  remueve la autocorrelación espacial, pero no la heterocedasticidad si es que sta presente.

# Modelo SAR

- Note que si se conoce el valor del parámetro autoregresivo  $\rho$ , entonces el modelo anterior se reduce a un modelo de regresión lineal simple de la forma

$$\mathbf{Y}_s = \mathbf{X}_s \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}, \quad \text{donde} \quad \mathbf{Y}_s = \mathbf{Y} - \rho \mathbf{W} \mathbf{Y} \quad \wedge \quad \mathbf{X}_s = \mathbf{X} - \rho \mathbf{W} \mathbf{X}$$



# Modelo SAR

- Note que si se conoce el valor del parámetro autoregresivo  $\rho$ , entonces el modelo anterior se reduce a un modelo de regresión lineal simple de la forma

$$\mathbf{Y}_s = \mathbf{X}_s \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}, \quad \text{donde} \quad \mathbf{Y}_s = \mathbf{Y} - \rho \mathbf{W} \mathbf{Y} \quad \wedge \quad \mathbf{X}_s = \mathbf{X} - \rho \mathbf{W} \mathbf{X}$$

- Esto proporciona la motivación para el estimador de mínimos cuadrados ponderados espacialmente.

# Modelo SAR

- Note que si se conoce el valor del parámetro autoregresivo  $\rho$ , entonces el modelo anterior se reduce a un modelo de regresión lineal simple de la forma

$$\mathbf{Y}_s = \mathbf{X}_s \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}, \quad \text{donde} \quad \mathbf{Y}_s = \mathbf{Y} - \rho \mathbf{W} \mathbf{Y} \quad \wedge \quad \mathbf{X}_s = \mathbf{X} - \rho \mathbf{W} \mathbf{X}$$

- Esto proporciona la motivación para el estimador de mínimos cuadrados ponderados espacialmente.
- La especificación del error SAR puede ser extendida incluyendo tanto variables endógenas como exógenas del siguiente modo

$$\mathbf{Y} = \mathbf{Z} \boldsymbol{\delta} + \mathbf{u}, \quad \mathbf{u} \sim \text{SAR}$$

donde la matriz  $\mathbf{Z}$  incluye ambos tipos de variables.

- Para estimar  $\beta$  o  $\delta$  se pueden utilizar varias técnicas, tales como las metodologías de mínimos cuadrados.

- Para estimar  $\beta$  o  $\delta$  se pueden utilizar varias técnicas, tales como las metodologías de mínimos cuadrados.
- Estas metodologías asumen que se tiene de un estimador consistente de  $\rho$ , denotado por  $\hat{\rho}$ .

- Para estimar  $\beta$  o  $\delta$  se pueden utilizar varias técnicas, tales como las metodologías de mínimos cuadrados.
- Estas metodologías asumen que se tiene de un estimador consistente de  $\rho$ , denotado por  $\hat{\rho}$ .
- Específicamente, OLS en el caso de  $\beta$ , mientras que 2SLS para  $\delta$ .

- Para estimar  $\beta$  o  $\delta$  se pueden utilizar varias técnicas, tales como las metodologías de mínimos cuadrados.
- Estas metodologías asumen que se tiene de un estimador consistente de  $\rho$ , denotado por  $\hat{\rho}$ .
- Específicamente, OLS en el caso de  $\beta$ , mientras que 2SLS para  $\delta$ .
- Para el caso que las covariables son exógenas, se puede utilizar **mínimos cuadrados ponderados espacialmente (SWLS)**, Anselin 1988, en este caso

$$\hat{\beta}_{SWLS} = (\mathbf{X}_s^\top \mathbf{X}_s) \mathbf{X}_s^\top \mathbf{Y}_s$$

donde  $\mathbf{X}_s$  y  $\mathbf{Y}_s$  se obtienen como antes, pero reemplazado  $\rho$  por  $\hat{\rho}$ .

- En términos de las variables originales se tiene

$$\hat{\beta} = \left[ \mathbf{X}^\top (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W})^\top (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W}) \mathbf{X} \right]^{-1} (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W})^\top (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W}) \mathbf{Y}$$

- En términos de las variables originales se tiene

$$\hat{\beta} = \left[ \mathbf{X}^\top (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W})^\top (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W}) \mathbf{X} \right]^{-1} (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W})^\top (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W}) \mathbf{Y}$$

- Por otro lado, la inferencia para el estimador de  $\beta$  esta basada en la matriz de covarianza usual.



- En términos de las variables originales se tiene

$$\hat{\beta} = \left[ \mathbf{X}^\top (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W})^\top (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W}) \mathbf{X} \right]^{-1} (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W})^\top (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W}) \mathbf{Y}$$

- Por otro lado, la inferencia para el estimador de  $\beta$  esta basada en la matriz de covarianza usual.
- En el caso homocedástico, se tiene

$$\begin{aligned} \mathbb{V}[\hat{\beta}_{SWLS}] &= \hat{\sigma}^2 \left( \mathbf{X}_s^\top \mathbf{X}_s \right)^{-1} \\ &= \hat{\sigma}^2 \left[ (\mathbf{X} - \hat{\rho} \mathbf{W} \mathbf{X})^\top (\mathbf{X} - \hat{\rho} \mathbf{W} \mathbf{X}) \right]^{-1} \end{aligned}$$

donde  $\hat{\sigma}^2$  es un estimador de la varianza de los error  $\epsilon$  (no de los errores  $\mathbf{u}$ ).

- Un estimador  $\hat{\sigma}^2$  esta basado en los residuos espacialmente filtrados,

$$\begin{aligned} \mathbf{e}_s &= \mathbf{Y}_s - \mathbf{X}_s \hat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS} \\ &= (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W})(\mathbf{y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS}) \Rightarrow \hat{\sigma}^2 = \frac{\mathbf{e}_s^\top \mathbf{e}_s}{n} \end{aligned}$$

- Un estimador  $\hat{\sigma}^2$  esta basado en los residuos espacialmente filtrados,

$$\begin{aligned} \mathbf{e}_s &= \mathbf{Y}_s - \mathbf{X}_s \hat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS} \\ &= (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W})(\mathbf{y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS}) \Rightarrow \hat{\sigma}^2 = \frac{\mathbf{e}_s^\top \mathbf{e}_s}{n} \end{aligned}$$

- Para el caso en que  $\boldsymbol{\Sigma} \neq \sigma^2 \mathbf{I}$ , se tiene que

$$\mathbb{V}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS}] = (\mathbf{X}_s^\top \mathbf{X}_s)^{-1} (\mathbf{X}_s^\top \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{X}_s) (\mathbf{X}_s^\top \mathbf{X}_s)^{-1}$$

- Un estimador  $\hat{\sigma}^2$  esta basado en los residuos espacialmente filtrados,

$$\begin{aligned} \mathbf{e}_s &= \mathbf{Y}_s - \mathbf{X}_s \hat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS} \\ &= (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W})(\mathbf{y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS}) \Rightarrow \hat{\sigma}^2 = \frac{\mathbf{e}_s^\top \mathbf{e}_s}{n} \end{aligned}$$

- Para el caso en que  $\boldsymbol{\Sigma} \neq \sigma^2 \mathbf{I}$ , se tiene que

$$\mathbb{V}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS}] = (\mathbf{X}_s^\top \mathbf{X}_s)^{-1} (\mathbf{X}_s^\top \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{X}_s) (\mathbf{X}_s^\top \mathbf{X}_s)^{-1}$$

- Un estimador consistente de  $\mathbf{X}_s^\top \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{X}_s$  es  $\frac{\mathbf{X}_s^\top \mathbf{S} \mathbf{X}_s}{n}$ ,  $\mathbf{S} = \text{diag}(e_{s,1}^2, \dots, e_{s,n}^2)$ .

- Un estimador  $\hat{\sigma}^2$  esta basado en los residuos espacialmente filtrados,

$$\begin{aligned} \mathbf{e}_s &= \mathbf{Y}_s - \mathbf{X}_s \hat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS} \\ &= (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W})(\mathbf{y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS}) \Rightarrow \hat{\sigma}^2 = \frac{\mathbf{e}_s^\top \mathbf{e}_s}{n} \end{aligned}$$

- Para el caso en que  $\boldsymbol{\Sigma} \neq \sigma^2 \mathbf{I}$ , se tiene que

$$\mathbb{V}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS}] = (\mathbf{X}_s^\top \mathbf{X}_s)^{-1} (\mathbf{X}_s^\top \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{X}_s) (\mathbf{X}_s^\top \mathbf{X}_s)^{-1}$$

- Un estimador consistente de  $\mathbf{X}_s^\top \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{X}_s$  es  $\frac{\mathbf{X}_s^\top \mathbf{S} \mathbf{X}_s}{n}$ ,  $\mathbf{S} = \text{diag}(e_{s,1}^2, \dots, e_{s,n}^2)$ .
- Finalmente, un estimador de la varianza de  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS}$  es

$$\mathbb{V}[\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{SWLS}] = (\mathbf{X}_s^\top \mathbf{X}_s)^{-1} (\mathbf{X}_s^\top \mathbf{S} \mathbf{X}_s) (\mathbf{X}_s^\top \mathbf{X}_s)^{-1}$$

- Todo lo anterior se basa en tener un estimador consistente del parámetro de autorregresivo  $\rho$ .

- Todo lo anterior se basa en tener un estimador consistente del parámetro de autorregresivo  $\rho$ .
- Una alternativa para conseguir un estimador consistente es utilizar un sistema de ecuaciones de momentos, denominado método de los momentos generalizados (GM).

- Todo lo anterior se basa en tener un estimador consistente del parámetro de autorregresivo  $\rho$ .
- Una alternativa para conseguir un estimador consistente es utilizar un sistema de ecuaciones de momentos, denominado método de los momentos generalizados (GM).
- En primer lugar los residuos son calculados a partir de un conjunto de estimaciones iniciales consistentes (pero no necesariamente eficaces) para los coeficientes del modelo.



- Todo lo anterior se basa en tener un estimador consistente del parámetro de autorregresivo  $\rho$ .
- Una alternativa para conseguir un estimador consistente es utilizar un sistema de ecuaciones de momentos, denominado método de los momentos generalizados (GM).
- En primer lugar los residuos son calculados a partir de un conjunto de estimaciones iniciales consistentes (pero no necesariamente eficaces) para los coeficientes del modelo.
- Por ejemplo, OLS o 2SLS.

- Todo lo anterior se basa en tener un estimador consistente del parámetro de autorregresivo  $\rho$ .
- Una alternativa para conseguir un estimador consistente es utilizar un sistema de ecuaciones de momentos, denominado método de los momentos generalizados (GM).
- En primer lugar los residuos son calculados a partir de un conjunto de estimaciones iniciales consistentes (pero no necesariamente eficaces) para los coeficientes del modelo.
- Por ejemplo, OLS o 2SLS.
- Se asuma, en primera instancia, que los términos de errores  $\epsilon_i$  son iid con varianza  $\sigma^2$ .

- Usando la propiedad  $tr(\mathbf{W}) = 0$  se establecen las siguientes tres condiciones de momentos:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}^\top \boldsymbol{\epsilon}] &= n\sigma^2 \\ \mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}^\top \mathbf{W}^\top \mathbf{W} \boldsymbol{\epsilon}] &= \sigma^2 tr(\mathbf{W}^\top \mathbf{W}) \\ \mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}^\top \mathbf{W}^\top \boldsymbol{\epsilon}] &= 0\end{aligned}$$

- Usando la propiedad  $tr(\mathbf{W}) = 0$  se establecen las siguientes tres condiciones de momentos:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}^\top \boldsymbol{\epsilon}] &= n\sigma^2 \\ \mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}^\top \mathbf{W}^\top \mathbf{W} \boldsymbol{\epsilon}] &= \sigma^2 tr(\mathbf{W}^\top \mathbf{W}) \\ \mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}^\top \mathbf{W}^\top \boldsymbol{\epsilon}] &= 0\end{aligned}$$

- Como  $\mathbf{u} = \rho \mathbf{W} \mathbf{u} + \boldsymbol{\epsilon}$  entonces  $\boldsymbol{\epsilon} = \mathbf{u} - \rho \mathbf{W} \mathbf{u}$ .

- Usando la propiedad  $tr(\mathbf{W}) = 0$  se establecen las siguientes tres condiciones de momentos:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}^\top \boldsymbol{\epsilon}] &= n\sigma^2 \\ \mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}^\top \mathbf{W}^\top \mathbf{W} \boldsymbol{\epsilon}] &= \sigma^2 tr(\mathbf{W}^\top \mathbf{W}) \\ \mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}^\top \mathbf{W}^\top \boldsymbol{\epsilon}] &= 0\end{aligned}$$

- Como  $\mathbf{u} = \rho \mathbf{W} \mathbf{u} + \boldsymbol{\epsilon}$  entonces  $\boldsymbol{\epsilon} = \mathbf{u} - \rho \mathbf{W} \mathbf{u}$ .
- Sustituyendo la expresión para  $\boldsymbol{\epsilon}$  en el sistema de momentos y utilizando la notación  $\mathbf{W} \hat{\mathbf{u}} = \hat{\mathbf{u}}_L$ , y  $\mathbf{W} \mathbf{W} \hat{\mathbf{u}} = \hat{\mathbf{u}}_{LL}$ .

# Modelo SAR

- Se tiene

$$\begin{pmatrix} 2\hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_L & -\hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L & n \\ 2\hat{\mathbf{u}}_{LL}^\top \hat{\mathbf{u}}_L & -\hat{\mathbf{u}}_{LL}^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} & \text{tr}(\mathbf{W}^\top \mathbf{W}) \\ (\hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} + \hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L) & -\hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \rho \\ \rho^2 \\ \sigma^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}} \\ \hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L \\ \hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_L \end{pmatrix}$$

# Modelo SAR

- Se tiene

$$\begin{pmatrix} 2\hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_L & -\hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L & n \\ 2\hat{\mathbf{u}}_{LL}^\top \hat{\mathbf{u}}_L & -\hat{\mathbf{u}}_{LL}^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} & \text{tr}(\mathbf{W}^\top \mathbf{W}) \\ (\hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} + \hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L) & -\hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \rho \\ \rho^2 \\ \sigma^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}} \\ \hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L \\ \hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_L \end{pmatrix}$$

- Este sistema puede ser resuelto para  $\rho$  y  $\sigma^2$ .

- Se tiene

$$\begin{pmatrix} 2\hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_L & -\hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L & n \\ 2\hat{\mathbf{u}}_{LL}^\top \hat{\mathbf{u}}_L & -\hat{\mathbf{u}}_{LL}^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} & \text{tr}(\mathbf{W}^\top \mathbf{W}) \\ (\hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} + \hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L) & -\hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \rho \\ \rho^2 \\ \sigma^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}} \\ \hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L \\ \hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_L \end{pmatrix}$$

- Este sistema puede ser resuelto para  $\rho$  y  $\sigma^2$ .
- La inferencia se limita a los coeficientes de regresión.



# Modelo SAR

- Se tiene

$$\begin{pmatrix} 2\hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_L & -\hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L & n \\ 2\hat{\mathbf{u}}_{LL}^\top \hat{\mathbf{u}}_L & -\hat{\mathbf{u}}_{LL}^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} & \text{tr}(\mathbf{W}^\top \mathbf{W}) \\ (\hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} + \hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L) & -\hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \rho \\ \rho^2 \\ \sigma^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}} \\ \hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L \\ \hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_L \end{pmatrix}$$

- Este sistema puede ser resuelto para  $\rho$  y  $\sigma^2$ .
- La inferencia se limita a los coeficientes de regresión.
- El método GM tiene el problema que no obtiene un estimador consistente para  $\rho$  en presencia de Heterocedasticidad.

- Se tiene

$$\begin{pmatrix} 2\hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_L & -\hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L & n \\ 2\hat{\mathbf{u}}_{LL}^\top \hat{\mathbf{u}}_L & -\hat{\mathbf{u}}_{LL}^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} & \text{tr}(\mathbf{W}^\top \mathbf{W}) \\ (\hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} + \hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L) & -\hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_{LL} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \rho \\ \rho^2 \\ \sigma^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}} \\ \hat{\mathbf{u}}_L^\top \hat{\mathbf{u}}_L \\ \hat{\mathbf{u}}^\top \hat{\mathbf{u}}_L \end{pmatrix}$$

- Este sistema puede ser resuelto para  $\rho$  y  $\sigma^2$ .
- La inferencia se limita a los coeficientes de regresión.
- El método GM tiene el problema que no obtiene un estimador consistente para  $\rho$  en presencia de Heterocedasticidad.
- El Método de Momentos Generalizados es una alternativa para corregir este problema, ver Modern Spatial Econometrics in Practice, Anselin (2014).

- Banerjee S., Carlin B., and Gelfand A. (2015) *Hierarchical Modeling and Analysis for Spatial Data*, Boca Raton: Chapman Hall/CRC.
- Cressie, N. (1993) *Statistics for Spatial Data*. New York: Wiley.
- Matheron, G., (1965) Les variables régionalisés et leur estimation. Masson, Paris.
- Shabenberger, O., Gotway, C. A. (2005) *Statistical Methods for Spatial Data Analysis*. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.

¿Alguna Consulta?