

# Metodología I

## Magíster en Ciencias Sociales

Pablo Pérez Ahumada  
Universidad de Chile  
Departamento de sociología

# **Módulo 3**

## **Regresión lineal y logística binaria**

## **EJEMPLO**

**Regresión lineal simple (un solo predictor)**

# Ejemplo

- ¿Existe una relación entre la desigual distribución de poder entre clases y el nivel de extensión de los derechos sindicales?

- **Variable dependiente:** extensión de los derechos sindicales
  - Puntaje 1 a 10; mayor puntaje mayor derecho a la sindicalización (Kucera & Sari, 2019)  
(*LR\_Overall\_Rev* en la base de datos usada acá)
- **Variable independiente:** disparidad de poder entre clases
  - Puntaje 0 a 4; mayor puntaje más desigualdad de poder (Varieties of Democracy Dataset).  
(*v2pepwrses\_osp\_Rev* en la base de datos)
- Análisis para 78 países (2017 o año más reciente disponible). Más detalles en artículo

Original Research Article



International Journal of  
Comparative Sociology  
1–18

© The Author(s) 2023  
Article reuse guidelines:

sagepub.com/journals-permissions  
DOI: 10.1177/00207152231163846  
journals.sagepub.com/home/cos



## Trade union strength, business power, and labor policy reform: The cases of Argentina and Chile in comparative perspective

Pablo Pérez Ahumada   
University of Chile, Chile

### Abstract

In this article, I explain why pro-labor reforms succeed or fail. Focusing on the cases of Argentina and Chile, I show that labor reforms are more successful in extending trade union rights when unions successfully build associational power and employers are less able to do so. Consistent with this argument, a quantitative analysis of time-series cross-sectional data from 78 countries suggests that the level of class power disparity is negatively correlated with the extension of workers' collective rights. At the end of the article, I discuss how these results have implications for the study of labor reforms and power resources.

### Keywords

Employer associations, labor reforms, labor rights, Latin America, power resources, trade unions

### Salida de R (tabla paquete *texreg*)

```
=====
                        m1
-----
(Intercept)           9.513 ***
v2pepwrses_osp_Rev    -1.783 ***

-----
R^2                    0.310
Adj. R^2               0.301
Num. obs.              78
=====
*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05; † p < 0.1
```

### Ecuación de la recta

$$\hat{Y} = a + \beta x$$

$$\hat{Y} = 9,513 - 1,783x$$

Interpretación:

### Salida de R (tabla paquete *texreg*)

```
=====
                        m1
-----
(Intercept)           9.513 ***
v2pepwrsees_osp_Rev   -1.783 ***

-----
R^2                   0.310
Adj. R^2              0.301
Num. obs.             78
=====
*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05; † p < 0.1
```

### Ecuación de la recta

$$\hat{Y} = a + \beta x$$

$$\hat{Y} = 9,513 - 1,783x$$

### Interpretación:

- Existe una **relación negativa** entre poder de clase y derechos laborales.
- Por cada unidad en que aumenta el índice de desigualdad de poder entre clases, el índice de derechos laborales disminuye en 1,8 puntos

## Resultado de R (comando *summary*)

```
Call:
lm(formula = LR_Overall_Rev ~ v2pepwrse_osp_Rev, data = LaborRights_Data2017)
```

Modelo de regresión

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-4.9384	-0.8893	0.1265	1.1800	3.4490

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	9.5126	0.4601	20.67	< 2e-16 ***
v2pepwrse_osp_Rev	-1.7832	0.3048	-5.85	1.17e-07 ***

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.676 on 76 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3105, Adjusted R-squared: 0.3014

F-statistic: 34.22 on 1 and 76 DF, p-value: 1.167e-07



## Resultado de R (comando *summary*)

```
Call:
lm(formula = LR_Overall_Rev ~ v2pepwrse_osp_Rev, data = LaborRights_Data2017)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-4.9384	-0.8893	0.1265	1.1800	3.4490

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	9.5126	0.4601	20.67	< 2e-16 ***
v2pepwrse_osp_Rev	-1.7832	0.3048	-5.85	1.17e-07 ***

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.676 on 76 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3105, Adjusted R-squared: 0.3014

F-statistic: 34.22 on 1 and 76 DF, p-value: 1.167e-07

Modelo de regresión

Descripción de los residuos

## Resultado de R (comando *summary*)

```
Call:
lm(formula = LR_Overall_Rev ~ v2pepwrse_osp_Rev, data = LaborRights_Data2017)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-4.9384	-0.8893	0.1265	1.1800	3.4490

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	9.5126	0.4601	20.67	< 2e-16 ***
v2pepwrse_osp_Rev	-1.7832	0.3048	-5.85	1.17e-07 ***

---  
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.676 on 76 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3105, Adjusted R-squared: 0.3014

F-statistic: 34.22 on 1 and 76 DF, p-value: 1.167e-07

Modelo de regresión

Descripción de los residuos

Coeficientes, error estándar, valor de prueba T, valor-p y nivel de significancia

## Resultado de R (comando *summary*)

```
Call:
lm(formula = LR_Overall_Rev ~ v2pepwrse_osp_Rev, data = LaborRights_Data2017)
```

```
Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-4.9384 -0.8893  0.1265  1.1800  3.4490
```

```
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    9.5126     0.4601   20.67  < 2e-16 ***
v2pepwrse_osp_Rev -1.7832     0.3048   -5.85 1.17e-07 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
Residual standard error: 1.676 on 76 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3105,    Adjusted R-squared:  0.3014
F-statistic: 34.22 on 1 and 76 DF,  p-value: 1.167e-07
```

Modelo de regresión

Descripción de los residuos

Coeficientes, error estándar, valor de prueba T, valor-p y nivel de significancia

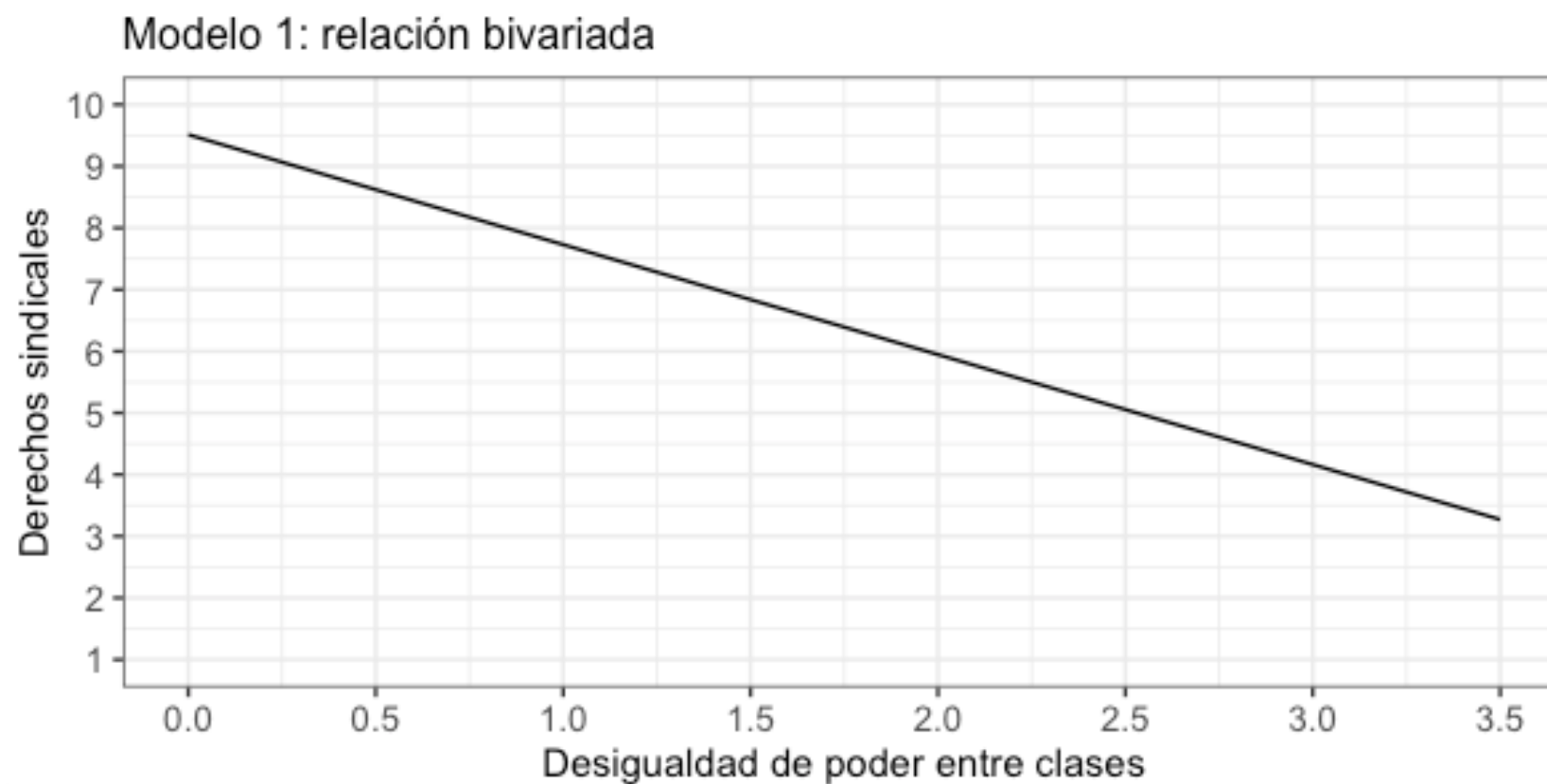
### Calidad del modelo

$R^2$  y  $R^2$  ajustado

**Prueba F:** muestra en qué medida el modelo mejora la capacidad explicativa (de la varianza de Y) en relación a un modelo *sin* predictores

- $H_0$ : ambos modelos son iguales
- $H_a$ : modelo con predictores explica más varianza que modelo nulo

Representación gráfica (paquete *ggplot2* en *R*)



# REGRESIÓN MÚLTIPLE

# Regresión múltiple / inferencia estadística

- **Idea clave:** Usar la recta recién descrita para estimar la recta de regresión “real”, definida como

$$Y = \alpha + \beta X + \varepsilon_i$$

Donde  $\varepsilon_i$ : término de error *aleatorio*

# Regresión múltiple

- Cuando se trabaja con una regresión múltiple, el modelo general que se pretende estimar es:

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_n X_n + \varepsilon_i$$

# Regresión múltiple

- Ahora el efecto de una variable  $X_1$  (expresado en el coeficiente  $\beta_1$ ) se interpreta de modo similar a una **correlación parcial**—es decir, *manteniendo controladas las otras variables del modelo* ( $X_2, X_3, X_n$ , etc.)
- Formas comunes de expresar esto:
  - El impacto de X sobre Y, *manteniendo constante el efecto de las otras variables*, es de...
  - *Ceteris paribus*, la relación entre X e Y es...
  - El efecto *neto* de X sobre Y es de...



## REGRESIÓN MÚLTIPLE: ejemplo

# Ejemplo regresión múltiple

- La relación existente entre desigual distribución de poder entre clases y nivel de extensión de los derechos sindicales, ¿se mantiene robusta al mantener otras variables relevantes?
- ¿Qué son “variables relevantes”?

# Ejemplo regresión múltiple

- La relación existente entre desigual distribución de poder entre clases y nivel de extensión de los derechos sindicales, ¿se mantiene robusta al mantener otras variables relevantes?
- ¿Qué son “variables relevantes”?
- Variables de control incluidas en este análisis
  - **Controles económicos:** PIB per cápita (*GDPpp\_log*); Inversión extranjera directa (*FDI\_inflow*)
  - **Controles políticos:** Grado de democracia (*v2x\_libdem\_InPerc*); Gobierno de Izquierda (1 =sí, 0 = no)

¿Cómo cambia el coeficiente de desigualdad de poder (*v2pepwrses\_osp\_Rev*) a medida que se van agregando controles?

	m1	m2: econ	m3: pol
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	3.053 † (1.744)	2.514 (1.784)
<i>v2pepwrses_osp_Rev</i>	-1.783 *** (0.305)	-1.111 ** (0.329)	-0.688 † (0.370)
GDPpp_log		0.584 *** (0.156)	0.431 * (0.187)
FDI_inflow		0.011 (0.010)	0.012 (0.010)
<i>v2x_libdem_InPerc</i>			0.022 † (0.011)
LeftGvt			0.481 (0.399)
R^2	0.310	0.430	0.471
Adj. R^2	0.301	0.407	0.434
Num. obs.	78	78	78

\*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$ ; †  $p < 0.1$

Ojo:  
**Gobierno de Izquierda** es una  
variable categórica

¿Cómo se interpreta esto?

	m1	m2: econ	m3: pol
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	3.053 † (1.744)	2.514 (1.784)
v2pepwrsees_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.111 ** (0.329)	-0.688 † (0.370)
GDPpp_log		0.584 *** (0.156)	0.431 * (0.187)
FDI_inflow		0.011 (0.010)	0.012 (0.010)
v2x_libdem_InPerc			0.022 † (0.011)
LeftGvt			0.481 (0.399)
R^2	0.310	0.430	0.471
Adj. R^2	0.301	0.407	0.434
Num. obs.	78	78	78

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05; † p < 0.1

Ojo:  
**Gobierno de Izquierda** es una  
variable categórica

¿Cómo se interpreta esto?

En estos casos, se debe tomar como  
referencia la *categoría omitida*

	m1	m2: econ	m3: pol
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	3.053 † (1.744)	2.514 (1.784)
v2pepwrses_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.111 ** (0.329)	-0.688 † (0.370)
GDPpp_log		0.584 *** (0.156)	0.431 * (0.187)
FDI_inflow		0.011 (0.010)	0.012 (0.010)
v2x_libdem_InPerc			0.022 † (0.011)
LeftGvt			0.481 (0.399)
R^2	0.310	0.430	0.471
Adj. R^2	0.301	0.407	0.434
Num. obs.	78	78	78

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05; † p < 0.1

En R, la categoría omitida se puede definir construyendo *variables dummy*.  
Si se incluye directamente una variable categórica (*factor*), la primera categoría será la omitida

# Ejemplo variables categóricas

**Variable dependiente:** percepción del control del proceso de trabajo

Puntaje 1 a 10o; mayor puntaje, mayor control percibido

**Variable independiente principales:**

- **Sector económico:** público / privado
- **Clase social:** 6 categorías de clase (1. directivos expertos... 6. clase trabajadora)

Article

Critical  
Sociology

## The Service Industry, Private-sector Employment and Social Class in Chile: New Developments from Labour Process Theory

**Pablo Pérez**   
Alberto Hurtado University, Chile

**Lucas Cifuentes**  
University of Valparaíso, Chile

Critical Sociology

1–19

© The Author(s) 2019

Article reuse guidelines:

sagepub.com/journals-permissions

DOI: 10.1177/0896920519842372

journals.sagepub.com/home/crs

 SAGE

### Abstract

For decades, analysts believed that the expansion of the service sector would lead to a 'middle-class' society. By the late 20th century, class analysts and labour process scholars called into question this argument. They showed that distinctions such as that between 'white-collar' and 'blue-collar' work failed to capture the dynamics of control and exploitation within production. Nevertheless, in Chile and other parts of Latin America, research still contends that the expansion of employment in private-sector service activities accelerated the consolidation of a 'new middle class'. This article challenges this idea. Drawing upon insights from neo-Marxist class analysis and labour process theory, the article compares the perceptions of control over the labour process of workers from different industries, employment sectors and class locations. Quantitative and qualitative evidence suggest that the most important conclusions of recent research are misleading.

### Keywords

Chile, employment sectors, labour process, service industry, social class, sociology, work control

**Table A.** Determinants of the perceptions of control over the labour process in Chile (unstandardized OLS regression coefficients; standard errors in parentheses).

	Model 1		Model 2	
<b>Industry (ref.: 2. manufacturing)</b>				
1. Mining and quarrying	0.667	(2.174)		
3. Electricity, gas, steam, air and water supply, sewerage, etc.; Construction	1.821	(1.707)		
4. Wholesale and retail trade; sale and repair of motor vehicles	0.698	(1.620)		
5. Transport and storage	1.742	(1.955)		
6. Accommodation and food service activities	0.645	(2.253)		
7. Information/communication; financial, insurance and real estate activities	2.978	(2.862)		
8. Professional, scientific and technical activities	8.815**	(2.941)		
9. Administrative and support service activities; public administration and defence	4.391**	(1.641)		
10. Education, human health and social work activities	4.995**	(1.902)		
11. Arts, entertainment, recreation; other services, and extraterritorial activities	3.343	(3.051)		
12. Activities of households as employers; undifferentiated goods and services-producing activities of households for own use	20.43***	(2.063)		
<b>Sector (ref.: public)</b>				
Private sector			-8.798***	(1.132)
<b>Class location (ref.: 6. working class)</b>				
1. Expert managers	42.26***	(5.775)	42.06***	(5.793)
2. Non-expert managers	35.72***	(3.431)	35.76***	(3.450)
3. Expert supervisors	19.68***	(2.846)	19.55***	(2.853)
4. Non-expert supervisors	14.64***	(1.201)	14.04***	(1.201)
5. Non-managerial experts	7.767**	(2.792)	8.329***	(2.752)
Constant	38.21***	(2.693)	49.90***	(2.614)
Observations	5,097		5,097	
Adjusted R-squared	0.152		0.140	

Notes: \*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ . To save space, sociodemographic controls (gender, age, educational level, income and work seniority) and labour condition variables (firm size, exposure to workplace harassment, type of employment and type of salary) are not reported here. The complete regression table can be obtained upon request.



**Table A.** Determinants of the perceptions of control over the labour process in Chile (unstandardized OLS regression coefficients; standard errors in parentheses).

	Model 1		Model 2	
<b>Industry (ref.: 2. manufacturing)</b>				
1. Mining and quarrying	0.667	(2.174)		
3. Electricity, gas, steam, air and water supply, sewerage, etc.; Construction	1.821	(1.707)		
4. Wholesale and retail trade; sale and repair of motor vehicles	0.698	(1.620)		
5. Transport and storage	1.742	(1.955)		
6. Accommodation and food service activities	0.645	(2.253)		
7. Information/communication; financial, insurance and real estate activities	2.978	(2.862)		
8. Professional, scientific and technical activities	8.815**	(2.941)		
9. Administrative and support service activities; public administration and defence	4.391**	(1.641)		
10. Education, human health and social work activities	4.995**	(1.902)		
11. Arts, entertainment, recreation; other services, and extraterritorial activities	3.343	(3.051)		
12. Activities of households as employers; undifferentiated goods and services-producing activities of households for own use	20.43***	(2.063)		
<b>Sector (ref.: public)</b>				
Private sector			-8.798***	(1.132)
<b>Class location (ref.: 6. working class)</b>				
1. Expert managers	42.26***	(5.775)	42.06***	(5.793)
2. Non-expert managers	35.72***	(3.431)	35.76***	(3.450)
3. Expert supervisors	19.68***	(2.846)	19.55***	(2.853)
4. Non-expert supervisors	14.64***	(1.201)	14.04***	(1.201)
5. Non-managerial experts	7.767**	(2.792)	8.329***	(2.752)
Constant	38.21***	(2.693)	49.90***	(2.614)
Observations	5,097		5,097	
Adjusted R-squared	0.152		0.140	

Notes: \*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01, \* p < 0.05. To save space, sociodemographic controls (gender, age, educational level, income and work seniority) and labour condition variables (firm size, exposure to workplace harassment, type of employment and type of salary) are not reported here. The complete regression table can be obtained upon request.

**Table A.** Determinants of the perceptions of control over the labour process in Chile (unstandardized OLS regression coefficients; standard errors in parentheses).

	Model 1		Model 2	
<b>Industry (ref.: 2. manufacturing)</b>				
1. Mining and quarrying	0.667	(2.174)		
3. Electricity, gas, steam, air and water supply, sewerage, etc.; Construction	1.821	(1.707)		
4. Wholesale and retail trade; sale and repair of motor vehicles	0.698	(1.620)		
5. Transport and storage	1.742	(1.955)		
6. Accommodation and food service activities	0.645	(2.253)		
7. Information/communication; financial, insurance and real estate activities	2.978	(2.862)		
8. Professional, scientific and technical activities	8.815**	(2.941)		
9. Administrative and support service activities; public administration and defence	4.391**	(1.641)		
10. Education, human health and social work activities	4.995**	(1.902)		
11. Arts, entertainment, recreation; other services, and extraterritorial activities	3.343	(3.051)		
12. Activities of households as employers; undifferentiated goods and services-producing activities of households for own use	20.43***	(2.063)		
<b>Sector (ref.: public)</b>				
Private sector			-8.798***	(1.132)
<b>Class location (ref.: 6. working class)</b>				
1. Expert managers	42.26***	(5.775)	42.06***	(5.793)
2. Non-expert managers	35.72***	(3.431)	35.76***	(3.450)
3. Expert supervisors	19.68***	(2.846)	19.55***	(2.853)
4. Non-expert supervisors	14.64***	(1.201)	14.04***	(1.201)
5. Non-managerial experts	7.767**	(2.792)	8.329***	(2.752)
Constant	38.21***	(2.693)	49.90***	(2.614)
Observations	5,097		5,097	
Adjusted R-squared	0.152		0.140	

Notes: \*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ . To save space, sociodemographic controls (gender, age, educational level, income and work seniority) and labour condition variables (firm size, exposure to workplace harassment, type of employment and type of salary) are not reported here. The complete regression table can be obtained upon request.

**Table A.** Determinants of the perceptions of control over the labour process in Chile (unstandardized OLS regression coefficients; standard errors in parentheses).

	Model 1		Model 2	
<b>Industry (ref.: 2. manufacturing)</b>				
1. Mining and quarrying	0.667	(2.174)		
3. Electricity, gas, steam, air and water supply, sewerage, etc.; Construction	1.821	(1.707)		
4. Wholesale and retail trade; sale and repair of motor vehicles	0.698	(1.620)		
5. Transport and storage	1.742	(1.955)		
6. Accommodation and food service activities	0.645	(2.253)		
7. Information/communication; financial, insurance and real estate activities	2.978	(2.862)		
8. Professional, scientific and technical activities	8.815**	(2.941)		
9. Administrative and support service activities; public administration and defence	4.391**	(1.641)		
10. Education, human health and social work activities	4.995**	(1.902)		
11. Arts, entertainment, recreation; other services, and extraterritorial activities	3.343	(3.051)		
12. Activities of households as employers; undifferentiated goods and services-producing activities of households for own use	20.43***	(2.063)		
<b>Sector (ref.: public)</b>				
Private sector			-8.798***	(1.132)
<b>Class location (ref.: 6. working class)</b>				
1. Expert managers	42.26***	(5.775)	42.06***	(5.793)
2. Non-expert managers	35.72***	(3.431)	35.76***	(3.450)
3. Expert supervisors	19.68***	(2.846)	19.55***	(2.853)
4. Non-expert supervisors	14.64***	(1.201)	14.04***	(1.201)
5. Non-managerial experts	7.767**	(2.792)	8.329***	(2.752)
Constant	38.21***	(2.693)	49.90***	(2.614)
Observations	5,097		5,097	
Adjusted R-squared	0.152		0.140	

Notes: \*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ . To save space, sociodemographic controls (gender, age, educational level, income and work seniority) and labour condition variables (firm size, exposure to workplace harassment, type of employment and type of salary) are not reported here. The complete regression table can be obtained upon request.

# Cálculo de puntajes predichos (efectos marginales)

- Vuelta a los modelos sobre derechos sindicales

	m1	m2: econ	m3: pol
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	3.053 † (1.744)	2.514 (1.784)
v2pepwrse_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.111 ** (0.329)	-0.688 † (0.370)
GDPpp_log		0.584 *** (0.156)	0.431 * (0.187)
FDI_inflow		0.011 (0.010)	0.012 (0.010)
v2x_libdem_InPerc			0.022 † (0.011)
LeftGvt			0.481 (0.399)
R^2	0.310	0.430	0.471
Adj. R^2	0.301	0.407	0.434
Num. obs.	78	78	78

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05; † p < 0.1

# Cálculo de puntajes predichos (efectos marginales)

- Tomando como ejemplo el modelo 3, la ecuación de la recta sería

$$Y = a + \beta_1 DesPoder + \beta_2 GDP + \beta_3 FDI + \beta_4 LibDem + \beta_5 GoblZq$$

m3: pol	
(Intercept)	2.514 (1.784)
v2pepwrse_osp_Rev	-0.688 † (0.370)
GDPpp_log	0.431 * (0.187)
FDI_inflow	0.012 (0.010)
v2x_libdem_InPerc	0.022 † (0.011)
LeftGvt	0.481 (0.399)
R^2	0.471
Adj. R^2	0.434
Num. obs.	78

# Cálculo de puntajes predichos (efectos marginales)

- Tomando como ejemplo el modelo 3, la ecuación de la recta sería

$$Y = a + \beta_1 DesPoder + \beta_2 GDP + \beta_3 FDI + \beta_4 LibDem + \beta_5 GoblZq$$

$$Y = 2,514 - 0,688 * DesPoder + 0,431 * GDP + 0,012 * FDI + 0,022 * LibDem + 0,481 * GoblZq$$

m3: pol	
(Intercept)	2.514 (1.784)
v2pepwrse_osp_Rev	-0.688 † (0.370)
GDPpp_log	0.431 * (0.187)
FDI_inflow	0.012 (0.010)
v2x_libdem_InPerc	0.022 † (0.011)
LeftGvt	0.481 (0.399)
-----	
R^2	0.471
Adj. R^2	0.434
Num. obs.	78

# Cálculo de puntajes predichos (efectos marginales)

- **Cálculo de efectos marginales:**
- Método para mostrar cuál es el “efecto promedio” de variable X sobre Y, *manteniendo controlado el efecto de todas las otras variables incluidas en el modelo*
- La base de este cálculo se encuentra en la ecuación de recta

$$Y = 2,514 - 0,688 * DesPoder + 0,431 * GDP + 0,012 * FDI + 0,022 * LibDem + 0,481 * Goblzq$$

# Cálculo de puntajes predichos (efectos marginales)

- **Cálculo de efectos marginales:**
- Método para mostrar cuál es el “efecto promedio” de variable X sobre Y, *manteniendo controlado el efecto de todas las otras variables incluidas en el modelo*
- La base de este cálculo se encuentra en la ecuación de recta

$$Y = 2,514 - 0,688 * DesPoder + 0,431 * GDP + 0,012 * FDI + 0,022 * LibDem + 0,481 * Goblzq$$



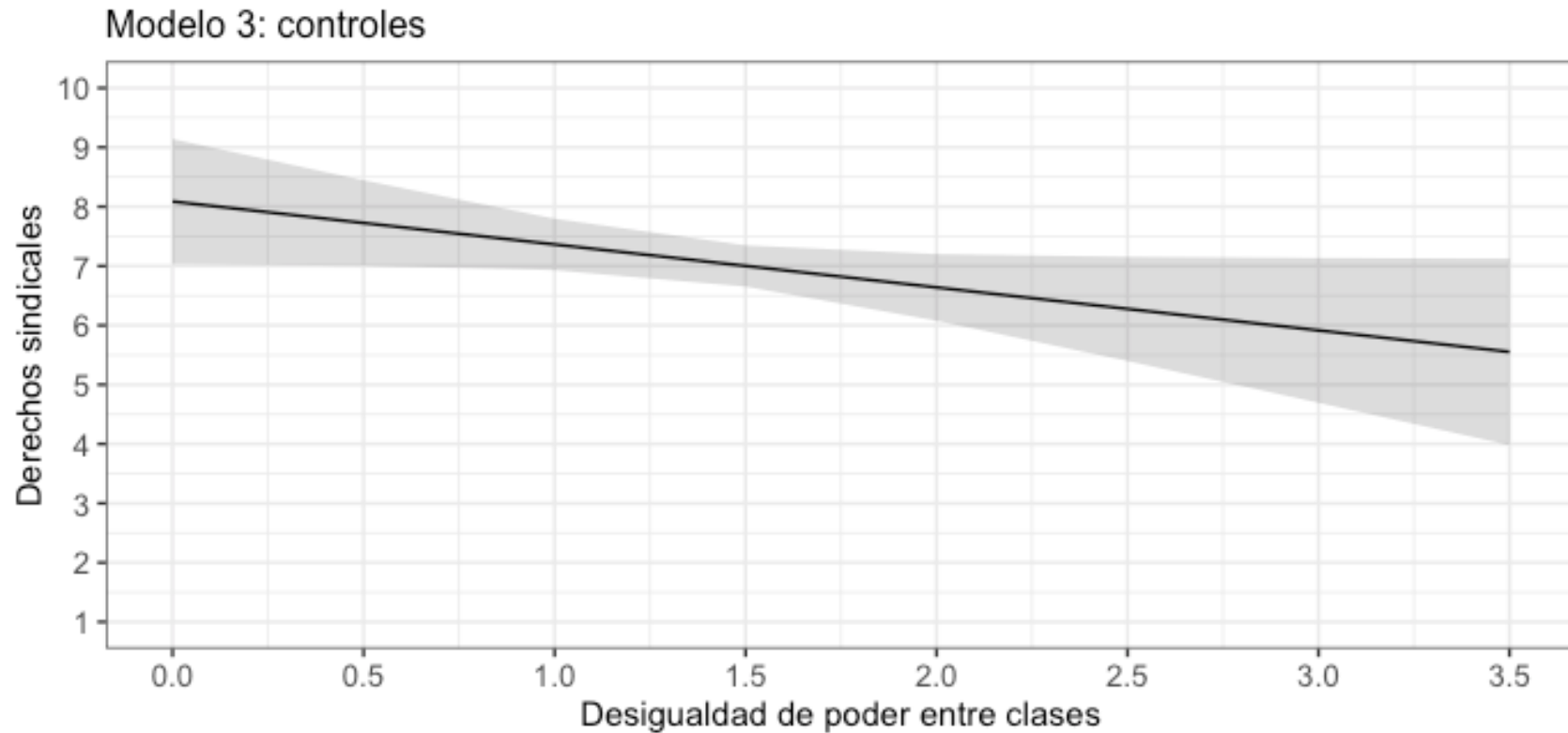
# Cálculo de puntajes predichos (efectos marginales)

- **Cálculo de efectos marginales:**
- Método para mostrar cuál es el “efecto promedio” de variable X sobre Y, *manteniendo controlado el efecto de todas las otras variables incluidas en el modelo*
- La base de este cálculo se encuentra en la ecuación de recta

$$Y = 2,514 - 0,688 * DesPoder + 0,431 * GDP + 0,012 * FDI + 0,022 * LibDem + 0,481 * Goblzq$$

Para controlar el efecto de las otras variables, ellas se dejan “fijas” en el **valor promedio** (variables de intervalo/razón) o en su **categoría de referencia** (variables categóricas).

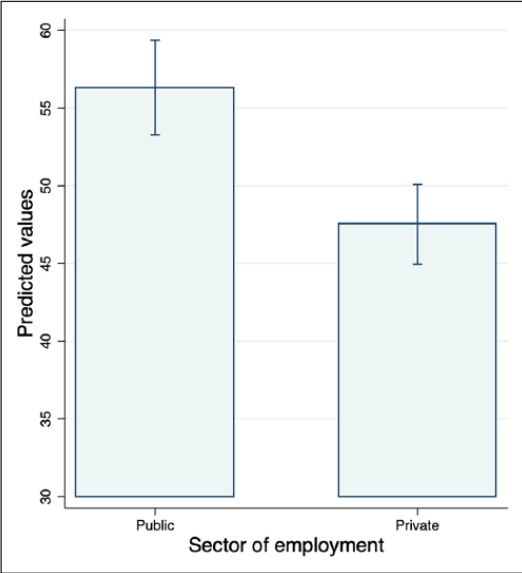
**Efecto marginal** de la desigualdad de poder entre clases sobre la extensión de derechos sindicales (paquete *ggeffects*)



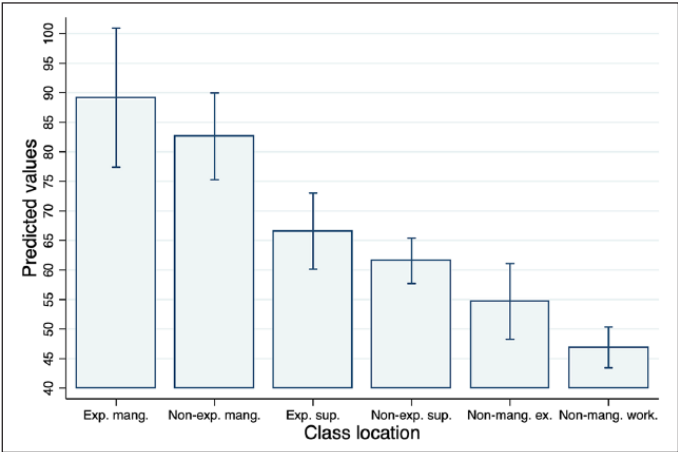
Para controlar el efecto de las otras variables, ellas se dejan “fijas” en el **valor promedio** (variables de intervalo/razón) o en su **categoría de referencia** (variables categóricas).

## **Artículo sobre clases sociales, sector económicos y percepción del control laboral**

# Artículo sobre clases sociales, sector de empleo y percepción del control laboral



**Figure 2.** Predicted values in the scale of perception of control over the labour process by sector of employment.  
Notes: Predicted values calculated on the basis of the coefficients from Model 2 (Table A, Appendix).



**Figure 3.** Predicted values in the scale of perception of control over the labour process by class location.  
Notes: Predicted values calculated on the basis of the coefficients from Model 1 (Table A, Appendix). From left to right, the class categories are: expert managers, non-expert managers, expert supervisors, non-expert supervisors, non-managerial experts, non-managerial workers.

## **REGRESIÓN MÚLTIPLE: efectos de interacción**

# Regresión múltiple: efectos de interacción

- Útil para analizar en qué medida el efecto de una variable (ej. desigualdad de poder entre clases) sobre otra (derechos sindicales) *cambia* al interactuar con otra variable (ej. existencia de gobierno de izquierda).
  - Efectos de interacción también llamados efectos de moderación
  - En este caso, gobierno de izquierda sería variable “moderadora”
- Matemáticamente: un efecto de interacción es resultado una multiplicación entre dos variables

# Regresión múltiple: efectos de interacción

- Hipótesis: la existencia de gobiernos de izquierda *disminuye* el impacto negativo que tiene la desigualdad de poder entre clases
- Se busca, por lo tanto, testear la interacción entre  
Desigualdad de poder \* gob de izquierda

## Resultados (versión simplificada)

	m1	m1.0	m1.1: inter (simple)
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	9.443 *** (0.493)	9.943 *** (0.543)
v2pepwrsees_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.767 *** (0.309)	-2.119 *** (0.349)
LeftGvt		0.177 (0.434)	-1.650 (0.999)
v2pepwrsees_osp_Rev:LeftGvt			1.417 * (0.701)
R^2	0.310	0.312	0.348
Adj. R^2	0.301	0.294	0.322
Num. obs.	78	78	78
*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05; † p < 0.1			



## Resultados (versión simplificada)

	m1	m1.0	m1.1: inter (simple)
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	9.443 *** (0.493)	9.943 *** (0.543)
v2pepwrse_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.767 *** (0.309)	-2.119 *** (0.349)
LeftGvt		0.177 (0.434)	-1.650 (0.999)
v2pepwrse_osp_Rev:LeftGvt			1.417 * (0.701)
R^2	0.310	0.312	0.348
Adj. R^2	0.301	0.294	0.322
Num. obs.	78	78	78
*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05; † p < 0.1			

El efecto de la desigualdad de poder *sí varía* según el tipo de gobierno

## Resultados (versión simplificada)

	m1	m1.0	m1.1: inter (simple)
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	9.443 *** (0.493)	9.943 *** (0.543)
v2pepwrse_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.767 *** (0.309)	-2.119 *** (0.349)
LeftGvt		0.177 (0.434)	-1.650 (0.999)
v2pepwrse_osp_Rev:LeftGvt			1.417 * (0.701)
R^2	0.310	0.312	0.348
Adj. R^2	0.301	0.294	0.322
Num. obs.	78	78	78

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05; † p < 0.1

El efecto de la desigualdad de poder *sí varía* según el tipo de gobierno

¿Cómo?

1. Países con gob de derecha (LeftGvt = 0)

2. Países con gob de izquierda (LeftGvt = 1)

## Resultados (versión simplificada)

	m1	m1.0	m1.1: inter (simple)
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	9.443 *** (0.493)	9.943 *** (0.543)
v2pepwrse_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.767 *** (0.309)	-2.119 *** (0.349)
LeftGvt		0.177 (0.434)	-1.650 (0.999)
v2pepwrse_osp_Rev:LeftGvt			1.417 * (0.701)
R^2	0.310	0.312	0.348
Adj. R^2	0.301	0.294	0.322
Num. obs.	78	78	78

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05; † p < 0.1

El efecto de la desigualdad de poder *sí varía* según el tipo de gobierno

¿Cómo?

**1. Países con gob de derecha (LeftGvt = 0)**

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 0} + 1,417 * (\text{poder} * 0)$$

## Resultados (versión simplificada)

	m1	m1.0	m1.1: inter (simple)
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	9.443 *** (0.493)	9.943 *** (0.543)
v2pepwrse_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.767 *** (0.309)	-2.119 *** (0.349)
LeftGvt		0.177 (0.434)	-1.650 (0.999)
v2pepwrse_osp_Rev:LeftGvt			1.417 * (0.701)
R^2	0.310	0.312	0.348
Adj. R^2	0.301	0.294	0.322
Num. obs.	78	78	78
*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05; † p < 0.1			

El efecto de la desigualdad de poder *sí varía* según el tipo de gobierno

¿Cómo?

### 1. Países con gob de derecha (LeftGvt = 0)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 0} + 1,417 * (\text{poder} * 0)$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{0} + 0$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder}$$

## Resultados (versión simplificada)

	m1	m1.0	m1.1: inter (simple)
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	9.443 *** (0.493)	9.943 *** (0.543)
v2pepwrse_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.767 *** (0.309)	-2.119 *** (0.349)
LeftGvt		0.177 (0.434)	-1.650 (0.999)
v2pepwrse_osp_Rev:LeftGvt			1.417 * (0.701)
R^2	0.310	0.312	0.348
Adj. R^2	0.301	0.294	0.322
Num. obs.	78	78	78

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05; † p < 0.1

El efecto de la desigualdad de poder *sí varía* según el tipo de gobierno

¿Cómo?

### 1. Países con gob de derecha (LeftGvt = 0)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 0} + 1,417 * (\text{poder} * 0)$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{0} + 0$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder}$$

### 2. Países con gob de izquierda (LeftGvt = 1)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 1} + 1,417 * (\text{poder} * 1)$$

## Resultados (versión simplificada)

	m1	m1.0	m1.1: inter (simple)
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	9.443 *** (0.493)	9.943 *** (0.543)
v2pepwrse_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.767 *** (0.309)	-2.119 *** (0.349)
LeftGvt		0.177 (0.434)	-1.650 (0.999)
v2pepwrse_osp_Rev:LeftGvt			1.417 * (0.701)
R^2	0.310	0.312	0.348
Adj. R^2	0.301	0.294	0.322
Num. obs.	78	78	78

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05; † p < 0.1

El efecto de la desigualdad de poder *sí varía* según el tipo de gobierno

¿Cómo?

### 1. Países con gob de derecha (LeftGvt = 0)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 0} + 1,417 * (\text{poder} * 0)$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - 0 + 0$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder}$$

### 2. Países con gob de izquierda (LeftGvt = 1)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 1} + 1,417 * (\text{poder} * 1)$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650} + 1,417 * \text{poder}$$

## Resultados (versión simplificada)

	m1	m1.0	m1.1: inter (simple)
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	9.443 *** (0.493)	9.943 *** (0.543)
v2pepwrse_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.767 *** (0.309)	-2.119 *** (0.349)
LeftGvt		0.177 (0.434)	-1.650 (0.999)
v2pepwrse_osp_Rev:LeftGvt			1.417 * (0.701)
R^2	0.310	0.312	0.348
Adj. R^2	0.301	0.294	0.322
Num. obs.	78	78	78

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05; † p < 0.1

El efecto de la desigualdad de poder *sí varía* según el tipo de gobierno

¿Cómo?

### 1. Países con gob de derecha (LeftGvt = 0)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 0} + 1,417 * (\text{poder} * 0)$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - 0 + 0$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder}$$

### 2. Países con gob de izquierda (LeftGvt = 1)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 1} + 1,417 * (\text{poder} * 1)$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650} + 1,417 * \text{poder}$$

$$Y = (\underline{9,943 - 1,650}) + (-2,119 * \text{poder} + 1,417 * \text{poder})$$

## Resultados (versión simplificada)

	m1	m1.0	m1.1: inter (simple)
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	9.443 *** (0.493)	9.943 *** (0.543)
v2pepwrse_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.767 *** (0.309)	-2.119 *** (0.349)
LeftGvt		0.177 (0.434)	-1.650 (0.999)
v2pepwrse_osp_Rev:LeftGvt			1.417 * (0.701)
R^2	0.310	0.312	0.348
Adj. R^2	0.301	0.294	0.322
Num. obs.	78	78	78

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05; † p < 0.1

El efecto de la desigualdad de poder *sí varía* según el tipo de gobierno

¿Cómo?

### 1. Países con gob de derecha (LeftGvt = 0)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 0} + 1,417 * (\text{poder} * 0)$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - 0 + 0$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder}$$

### 2. Países con gob de izquierda (LeftGvt = 1)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 1} + 1,417 * (\text{poder} * 1)$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650} + 1,417 * \text{poder}$$

$$Y = (\underline{9,943} - \underline{1,650}) + (-2,119 * \text{poder} + 1,417 * \text{poder})$$

$$Y = \underline{8,293} - 0,702 * \text{poder}$$



## Resultados (versión simplificada)

	m1	m1.0	m1.1: inter (simple)
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	9.443 *** (0.493)	9.943 *** (0.543)
v2pepwrse_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.767 *** (0.309)	-2.119 *** (0.349)
LeftGvt		0.177 (0.434)	-1.650 (0.999)
v2pepwrse_osp_Rev:LeftGvt			1.417 * (0.701)
R^2	0.310	0.312	0.348
Adj. R^2	0.301	0.294	0.322
Num. obs.	78	78	78

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05; † p < 0.1

El efecto de la desigualdad de poder *sí varía* según el tipo de gobierno

¿Cómo?

### 1. Países con gob de derecha (LeftGvt = 0)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 0} + 1,417 * (\text{poder} * 0)$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - 0 + 0$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder}$$

### 2. Países con gob de izquierda (LeftGvt = 1)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 1} + 1,417 * (\text{poder} * 1)$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650} + 1,417 * \text{poder}$$

$$Y = (\underline{9,943} - \underline{1,650}) + (-2,119 * \text{poder} + 1,417 * \text{poder})$$

$$Y = \underline{8,293} - 0,702 * \text{poder}$$

¿Qué pasó?

Cuando LeftGvt = 1, cambian dos cosas



## Resultados (versión simplificada)

	m1	m1.0	m1.1: inter (simple)
(Intercept)	9.513 *** (0.460)	9.443 *** (0.493)	9.943 *** (0.543)
v2pepwrse_osp_Rev	-1.783 *** (0.305)	-1.767 *** (0.309)	-2.119 *** (0.349)
LeftGvt		0.177 (0.434)	-1.650 (0.999)
v2pepwrse_osp_Rev:LeftGvt			1.417 * (0.701)
R^2	0.310	0.312	0.348
Adj. R^2	0.301	0.294	0.322
Num. obs.	78	78	78

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05; † p < 0.1

El efecto de la desigualdad de poder *sí varía* según el tipo de gobierno

¿Cómo?

### 1. Países con gob de derecha (LeftGvt = 0)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 0} + 1,417 * (\text{poder} * 0)$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - 0 + 0$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder}$$

### 2. Países con gob de izquierda (LeftGvt = 1)

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650 * 1} + 1,417 * (\text{poder} * 1)$$

$$Y = \underline{9,943} - 2,119 * \text{poder} - \underline{1,650} + 1,417 * \text{poder}$$

$$Y = (\underline{9,943 - 1,650}) + (-2,119 * \text{poder} + 1,417 * \text{poder})$$

$$Y = \underline{8,293} - 0,702 * \text{poder}$$

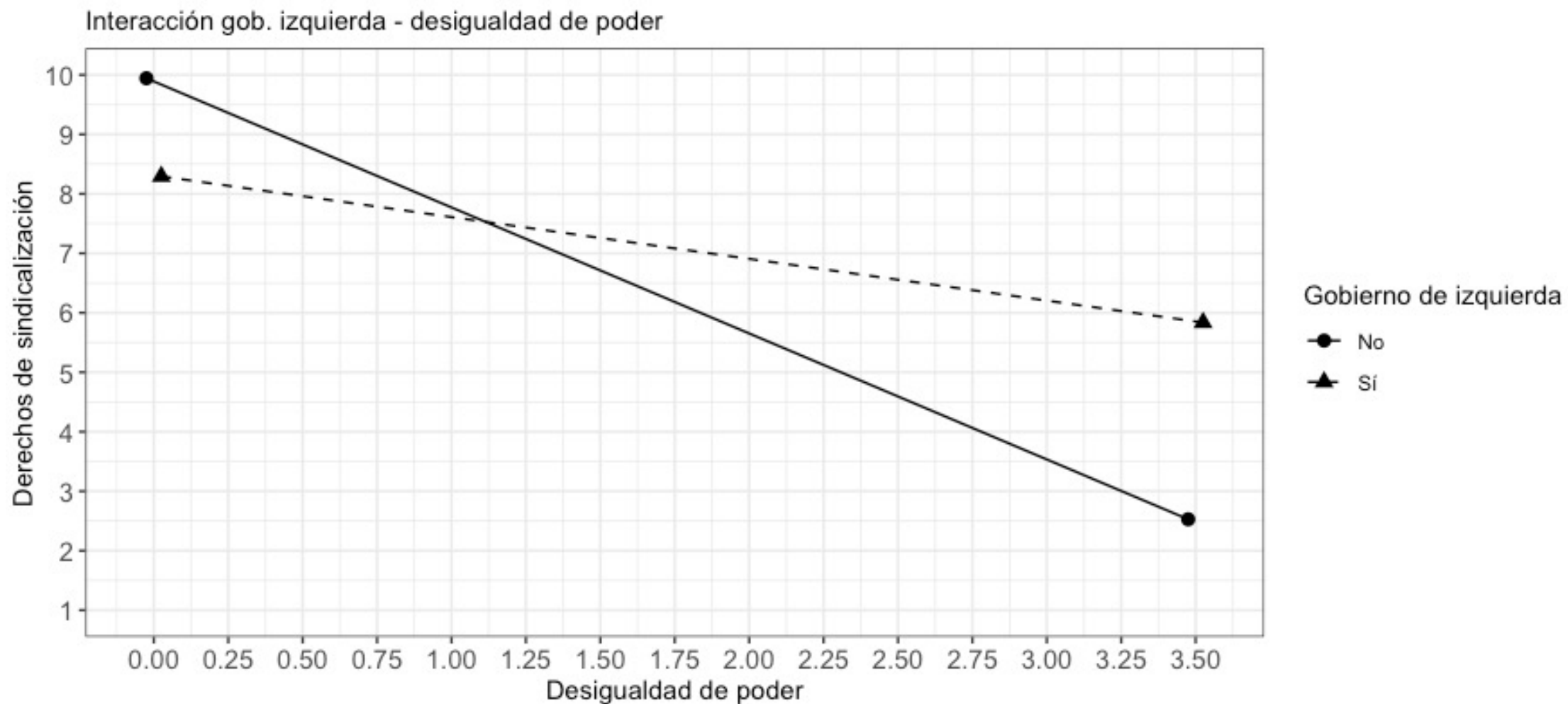
## ¿Qué pasó?

Cuando LeftGvt = 1, cambian dos cosas

1. el intercepto
2. El efecto de desigualdad de poder (pendiente)



## Representación gráfica del efecto de interacción (efectos marginales, paquete *ggeffects*)

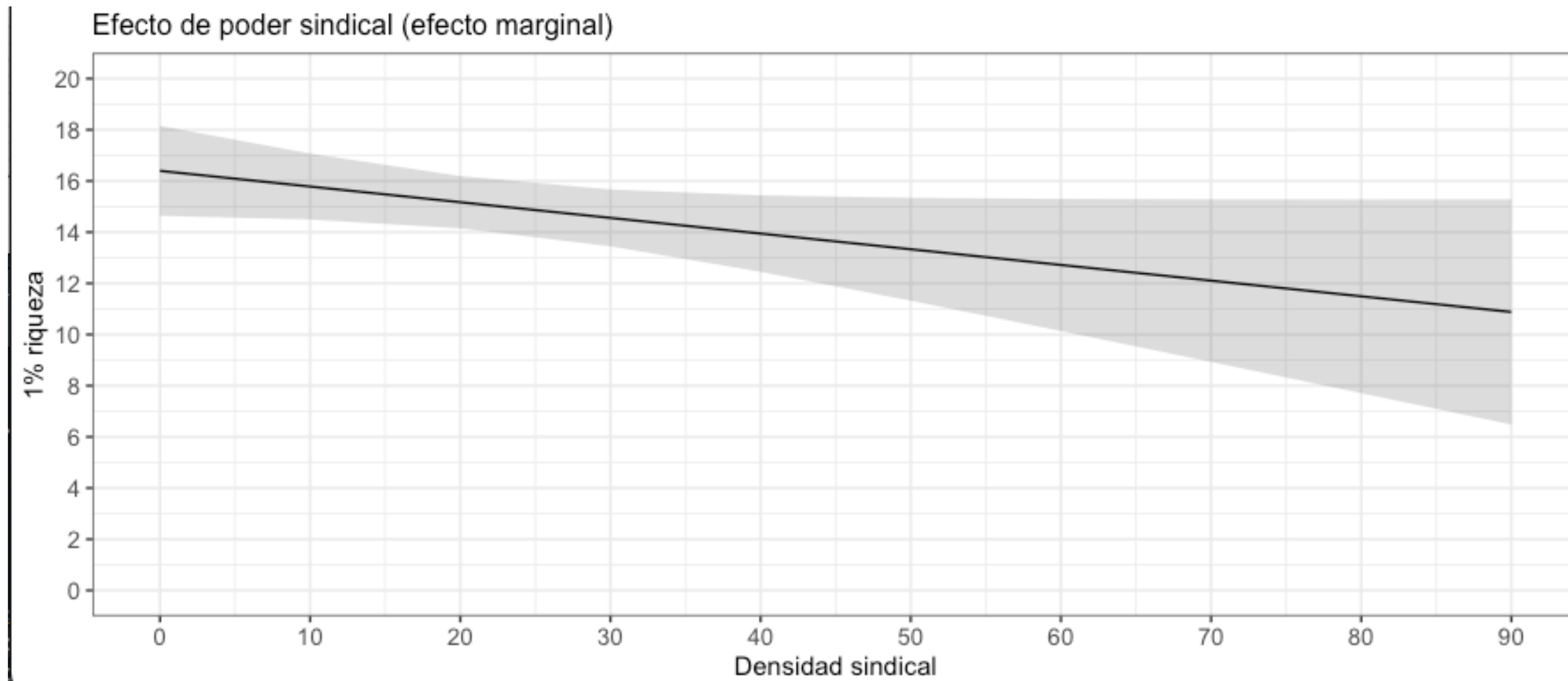


## Ejemplo II regresión múltiple

- Pregunta de investigación: ¿Existe una relación entre el grado de poder sindical y el nivel de desigualdad social?
- Misma base de datos (N = 78 países)
- V. Dependiente:
  - Porcentaje de riqueza en manos del 1% más rico (Top 1% wealth share)
- V. Independiente:
  - Tasa neta de densidad sindical (*Union\_density*)
- Modelos de regresión también incluyeron los controles antes revisados
  - Controles económicos:** PIB per cápita (*GDPpp\_log*); Inversión extranjera directa (*FDI\_inflow*)
  - Controles políticos:** Grado de democracia (*v2x\_libdem\_InPerc*); Gobierno de Izquierda (1 =sí, 0 = no)

	m4	m4+econ	m6+pol	m6+inter
(Intercept)	17.429 *** (0.935)	32.938 *** (3.721)	31.312 *** (4.325)	31.764 *** (4.398)
Union_Density	-0.107 ** (0.033)	-0.060 † (0.032)	-0.061 † (0.032)	-0.072 † (0.036)
GDPpp_log		-1.763 *** (0.413)	-1.464 * (0.577)	-1.505 * (0.583)
FDI_inflow		-0.007 (0.029)	-0.006 (0.030)	-0.006 (0.030)
v2x_libdem_InPerc			-0.022 (0.030)	-0.019 (0.031)
LeftGvt			0.433 (1.192)	-0.731 (2.156)
Union_Density:LeftGvt				0.048 (0.074)
R^2	0.121	0.297	0.302	0.306
Adj. R^2	0.109	0.268	0.254	0.248
Num. obs.	78	78	78	78
*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05; † p < 0.1				

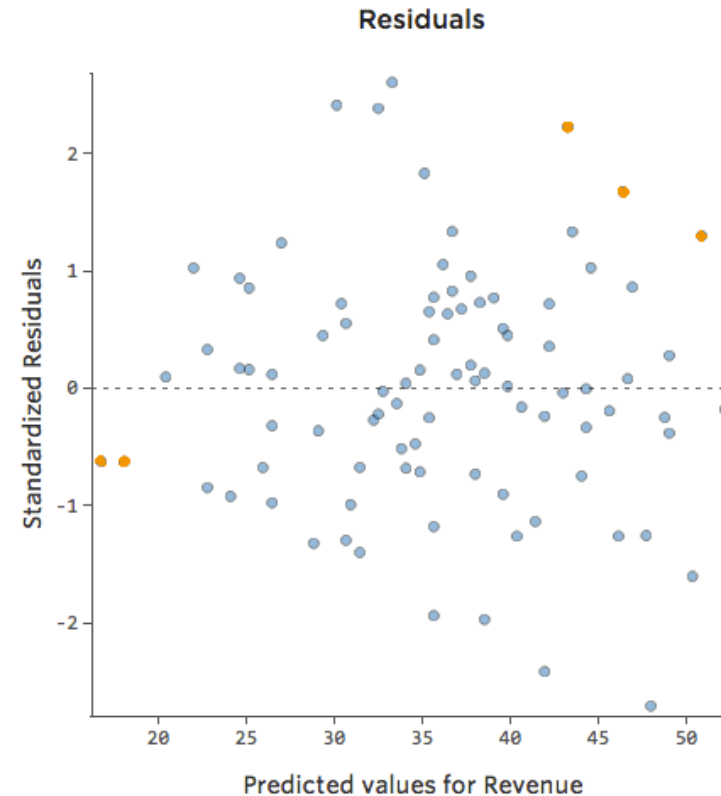
## Representación gráfica (efectos marginales, paquete *ggeffects*)



# **SUPUESTOS DE LA REGRESIÓN LINEAL**

# Supuestos

- **Linealidad:** la relación entre dos variables intervalo/razón es lineal
  - Chequeo: nube de puntos entre X e Y; gráfico de residuos (diferencia entre el valor de Y real y el valor predicho)

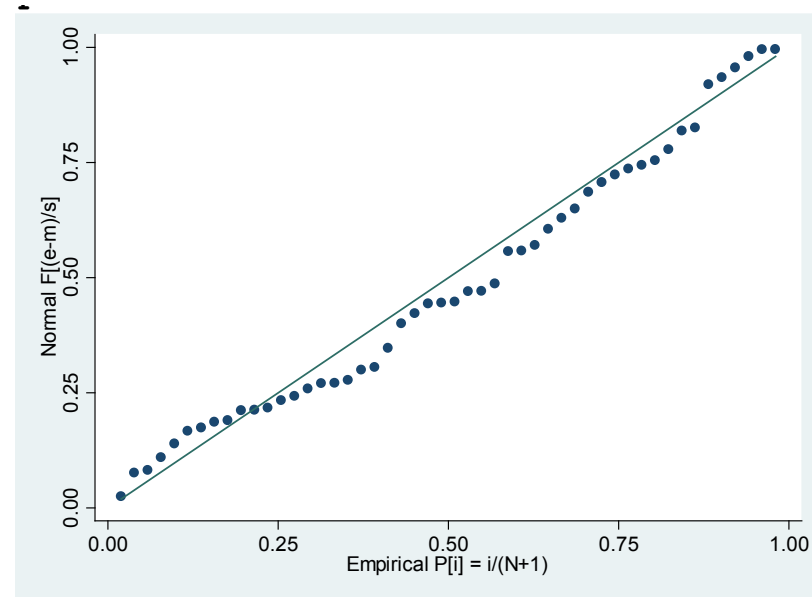
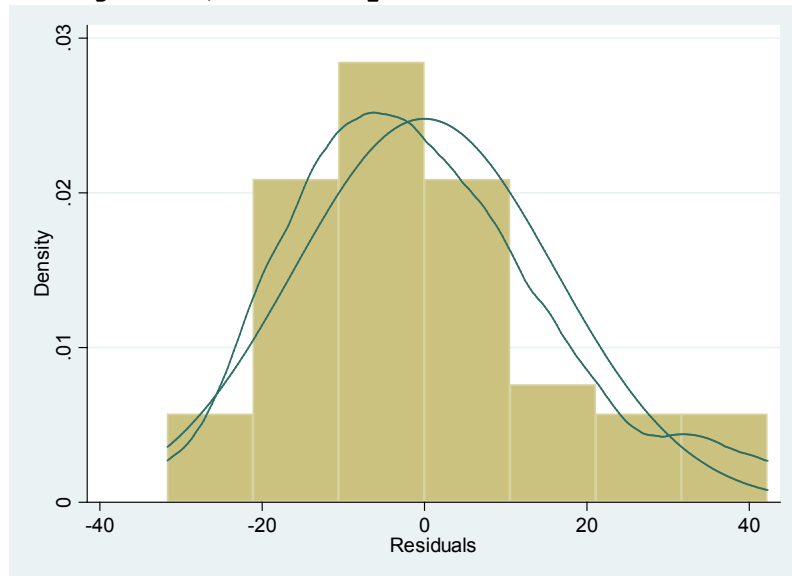




# Supuestos

- **Normalidad:** Los *residuos* deben distribuirse normalmente, a fin de que los test estadísticos aplicados (t, F, etc.) sean válidos
  - Chequeo: histograma de residuos / gráfico de probabilidad normal

histogram e, kdensity normal



**Gráfico de probabilidad normal**

Compara la distribución observada de los residuos con la distribución esperada bajo el supuesto de *normalidad*

En este caso, los puntos deben estar en torno a la recta diagonal

# Supuestos

- **Homocedasticidad**: igualdad de las varianzas de los términos de error de las variables independientes
  - Chequeo: gráfico de residuos
- Punto importante: cuando *no* existe homocedasticidad, el cálculo de los **errores estándares** se ve afectado y, por lo tanto, se afecta la prueba de significación estadística

# Supuestos

- **Independencia de los términos de error:** cada valor predicho es independiente entre sí. Es decir, el error de la predicción asociada a un valor de  $X$  no debe servir para predecir el error de predicción de otra puntuación
  - Chequeo: gráfico de residuos

# Supuestos

- **Multicolinealidad**: correlaciones elevadas entre los predictores. Cuando está presente, la *precisión* de los coeficientes se ve afectada porque se incrementan los errores estándares de los coeficientes (aumentan los intervalos de confianza)
- La multicolinealidad existe en *grados*, por lo que se debe evaluar “niveles de tolerancia”
  - Esto se logra con el cálculo del VIF (Variance Inflate Factor)