

# EVALUACIÓN DE LA COMPETENCIA DEL SISTEMA BANCARIO ARGENTINO PERIODO 2006-2016 MEDIANTE UN MODELO DE PANZAR-ROSSE

**Autor:** Lic. Juan Ignacio Pajón Scocco.

juanpajonscocco@gmail.com

**Director:** Dra. Claudia Peretto

Instituto de Estadística y Demografía Workshop 2018  
Universidad Nacional de Córdoba



FACULTAD  
DE CIENCIAS  
ECONÓMICAS



UNC

Universidad  
Nacional  
de Córdoba

**Principal objetivo:** evaluar el nivel de competencia en el sistema bancario argentino en el periodo de post-convertibilidad.

Estructurales

**Modelo ECR - Hipótesis de eficiencia**  
Indicadores de concentración.

Evaluación de la  
Competencia

No  
Estructurales

- Índice de Lerner (1934)
- Variación conjetural (Iwata 1974; Bresnahan, 1982; Lau, 1982)
- Indicador de Boone (2008).

• **Modelo de Panzar y Rosse (1987)**

1.


ESTIMACIÓN DE COMPETENCIA MEDIANTE EL ENFOQUE  
**NO ESTRUCTURAL DE PANZAR Y ROSSE (1987).**

El enfoque mide el comportamiento competitivo de los bancos sobre la base de las propiedades estáticas comparativas de una ecuación de ingresos de forma reducida.

## Consideraciones

- **Equilibrio de largo plazo.** Nathan y Neave (1989).
- Elasticidad precio de la demanda  $> 1$ .
- Función de ingreso Cobb Douglas
- Define un **estadístico H** de competencia.

**Estadístico H:** medida de competencia definida como la suma de las elasticidades de los ingresos de forma reducida con respecto a los precios de los factores. Mide el grado en que un cambio en los precios de los factores de entrada se refleja en los ingresos de equilibrio obtenidos por el banco  $i$ .

$$H = \sum_{k=1}^m \frac{\partial R_i^*}{\partial W_{ki}} \frac{W_{ki}}{R_i^*}$$


$H \leq 0$	-	Monopolio y Oligopolio
$0 < H < 1$	-	Competencia monopolística
$H = 1$	-	Competencia perfecta

# MODELO EMPÍRICO

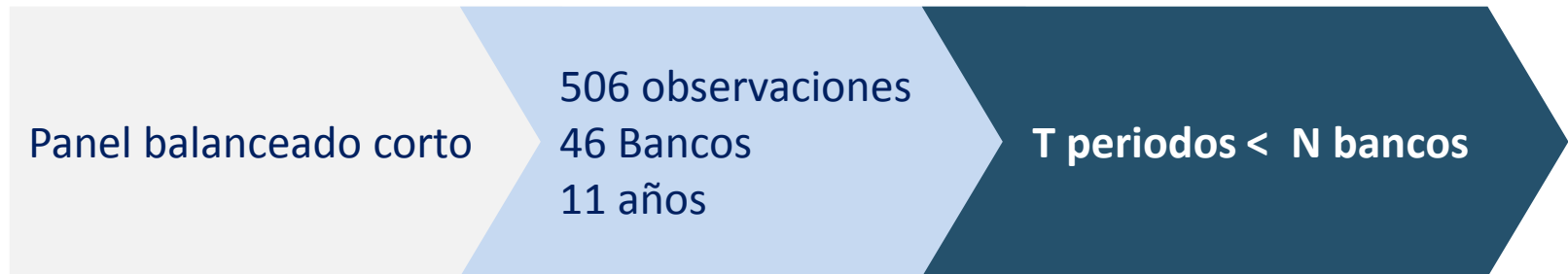
Basados en Bikker y Haaf (2002):

$$\ln II_{it} = a + \beta AFR_{it} + \gamma PMO_{it} + \delta PCA_{it} + \sum_j BSF_{jit} + \eta \ln OI_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$H = \beta + \gamma + \delta$$

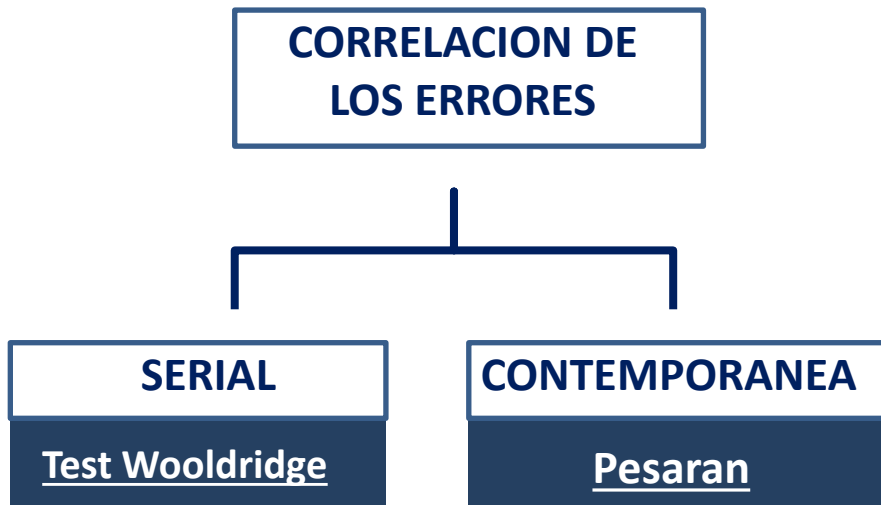
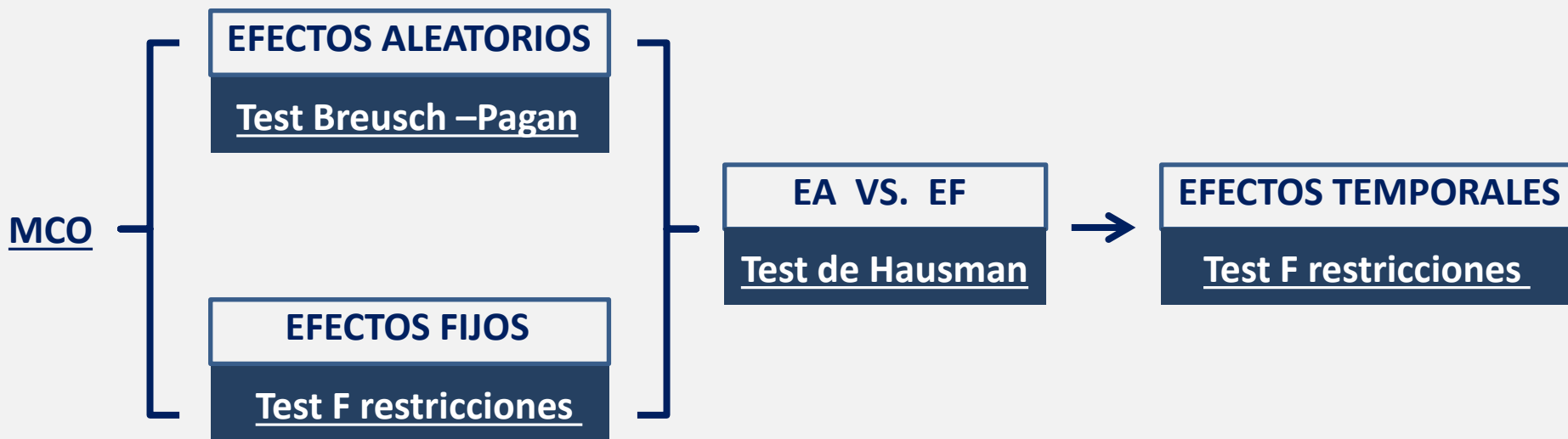
	II	Ingresos por Intereses	Ingresos por Intereses	
Estadístico H	<b>AFR</b>	Tasa Promedio de Fondeo	Egresos por intereses / (Depósitos + Obligaciones)	?
	<b>PMO</b>	Precio de la Mano de Obra	Remuneraciones abonadas / Dotación de Personal	?
	<b>PCA</b>	Precio del Gasto de Capital	Otros Gastos Operativos / Activos Fijos	?
BSF	<b>APR</b>	Riesgo por <b>prestamos</b>	<b>Prestamos</b> / Activo Total	+
	<b>CA</b>	Composición del Activo	(Activo Fijo + Disponibilidades) / Activo Total	-
	<b>APA</b>	Apalancamiento	Patrimonio Neto / Activo Total	+ -
	<b>OI</b>	Otros Ingresos	Ingreso por Servicios / Activo Total	
	<b>DSP</b>	Tipo de financiamiento	Depósitos / (Depósitos + Obligaciones)	+ -
	<b>SCALE</b>	Escala	Activo total / Activo total sistema bancario	+

- **Fuente:** Balances e información complementaria que las entidades financieras remiten mensualmente a la SEFyC - BCRA .
- **Período** 2006-2016.
- Para la muestra, se utilizarán sólo entidades bancarias que estén activas durante todo el periodo.
- **variables de flujo:** acumulado durante los últimos 12 meses del estados de resultados respecto del mes de diciembre de cada año para cada entidad.
- **variables stock:** estados de situación patrimonial, balances resúmenes y detallados
- También se utiliza indicadores complementarios que mensualmente remiten las entidades bancarias



- Presenta ventajas dadas por el control de la heterogeneidad individual. Los estudios de series temporales y de sección transversal que no controlan esta heterogeneidad corren el riesgo de obtener resultados sesgados, Baltagi (2008).
- De esta manera, los datos de panel permiten contemplar la existencia de efectos individuales específicos a cada banco, invariables en el tiempo.
- **Efectos específicos no observables de Bancos**: capacidad empresarial, eficiencia operativa, capitalización de experiencia.
- **Efectos temporales**: afectan a todas las firmas bancarias por igual, pero que varían en el tiempo.

# Qué estimador de datos de panel utilizar?





<u>MCO</u>	<u>EFFECTOS ALEATORIOS</u>
no considera las dimensiones estructurales ni temporales de los datos agrupados. Supone que el intercepto de la regresión es la misma para todas las unidades transversales.	permite suponer que cada unidad transversal (Bancos) tiene un intercepto diferente.
$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1it} + e_{it}$	$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1it} + e_{it} \quad \alpha_i = \alpha + u_i$ $Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1it} + u_i + e_{it}$

## Test Breusch –Pagan 1980

Permite evaluar si son equivalentes la varianza entre un estimador de efectos aleatorios y uno de MCO.

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

Ln\_II\_def[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
Ln_II_def	3.055488	1.747995
e	.0982239	.3134069
u	1.786652	1.336657

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 1891.77

Prob > chibar2 = 0.0000

**Se rechaza la Hipótesis, lo cual implica que los modelos de efectos aleatorios son preferibles a un modelo de MCO.**

<u>MCO</u>	<u>EFFECTOS FIJOS</u>
<p>no considera las dimensiones estructurales ni temporales de los datos agrupados. Supone que el intercepto de la regresión es la misma para todas las unidades transversales.</p>	<p>no supone que las diferencias entre los bancos sean aleatorias, sino constantes o “fijas” —y por ello debemos estimar cada intercepto <math>u_i</math></p>
$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1it} + e_{it}$	$Y_{it} = v_i + \beta_1 X_{1it} + e_{it}$ <p>Donde <math>v_i</math> es un vector de variables dicotómicas. El modelo estima una <i>dummy</i> para cada Banco.</p>

## Test F restricciones

**Ho = V1 = V2 = V3 = V4**

Compara la suma de cuadrados de los residuos correspondientes a los estimadores (MCO) con los respectivos al modelo que incorpora las variables “*dummies*” por individuos.

```
F test that all u_i=0: F(45, 452) = 194.15
Prob > F = 0.0000
```

**El valor del estadístico resulta altamente significativo, se rechaza la hipótesis nula de igualdad de los residuos, sugiriendo la presencia de efectos individuales.**

Entonces, sabemos que tanto efectos aleatorios como efectos fijos son superiores al modelo de MCO

## ¿CUAL DE LOS DOS USAR?

```
Random-effects GLS regression  
Group variable: id
```

```
R-sq:
```

```
  within = 0.4256  
  between = 0.2690  
  overall = 0.2477
```

```
corr(u_i, X) = 0 (assumed)
```

```
Fixed-effects (within) regression  
Group variable: id
```

```
R-sq:
```

```
  within = 0.4262  
  between = 0.2364  
  overall = 0.2222
```

```
corr(u_i, Xb) = 0.2442
```

- Esto va a depender de la correlación entre el componente de error individual y las variables explicatorias  $X$ .
- El modelo de efectos aleatorios supone que la correlación  $(u_i, X)$  es igual a 0.

Un posible inconveniente de los estimadores es que presenten problemas de inconsistencia (sesgo de variable omitida), si es que existe correlación entre el efecto aleatorio no observado y las variables explicativas del modelo X.

### Test de Hausman (1978)

Hausman demuestra que la diferencia entre los coeficientes de efectos fijos y aleatorios ( $\beta_{ef} - \beta_{ea}$ ) puede ser usada para probar la hipótesis nula de que  $U_i$  y las variables X no están correlacionadas. Por lo tanto si los estimadores de efectos aleatorios y de efectos fijos no difieren sustancialmente, no hay sesgo y los estimadores de efectos aleatorios serían los preferidos.

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic

      chi2(8) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
              =      23.81
Prob>chi2 =      0.0025
```

**La diferencia entre los coeficientes es significativa, el modelo de efectos fijos es preferido dado que es consistente aunque pierda eficiencia.**

Agrega variables dicotómicas temporales a nuestro modelo, es decir, una para cada año en la muestra. Capturan eventos comunes a todos los Bancos durante un período u otro.

$$Y_{it} = v_i + \eta_t + \beta_1 X_{1it} + e_{it}$$

Donde  $\eta_t$  representa un vector de variables dicotómicas para cada año.

## Test F restricciones

**Test F** para conocer la significancia conjunta de las variables dicotómicas temporales en nuestro modelo.

$$H_0 = \eta_1 = \eta_2 = \dots = \eta_t = 0$$

```
. testparm i.Año
```

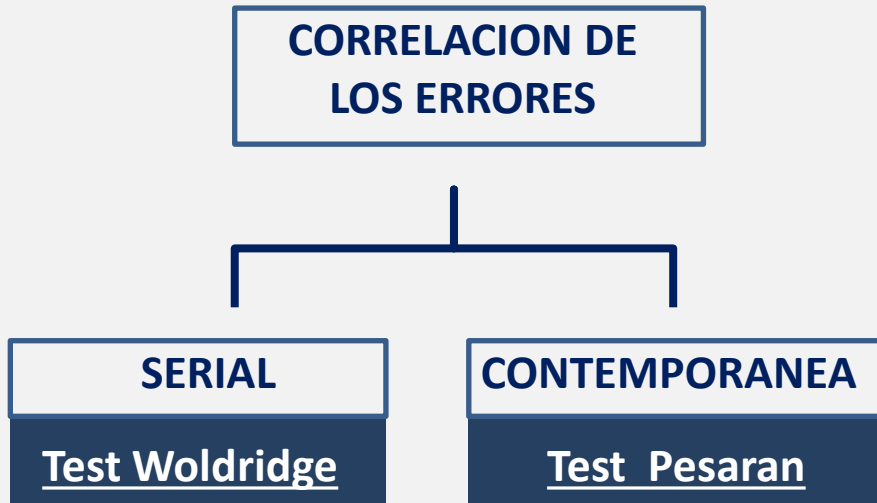
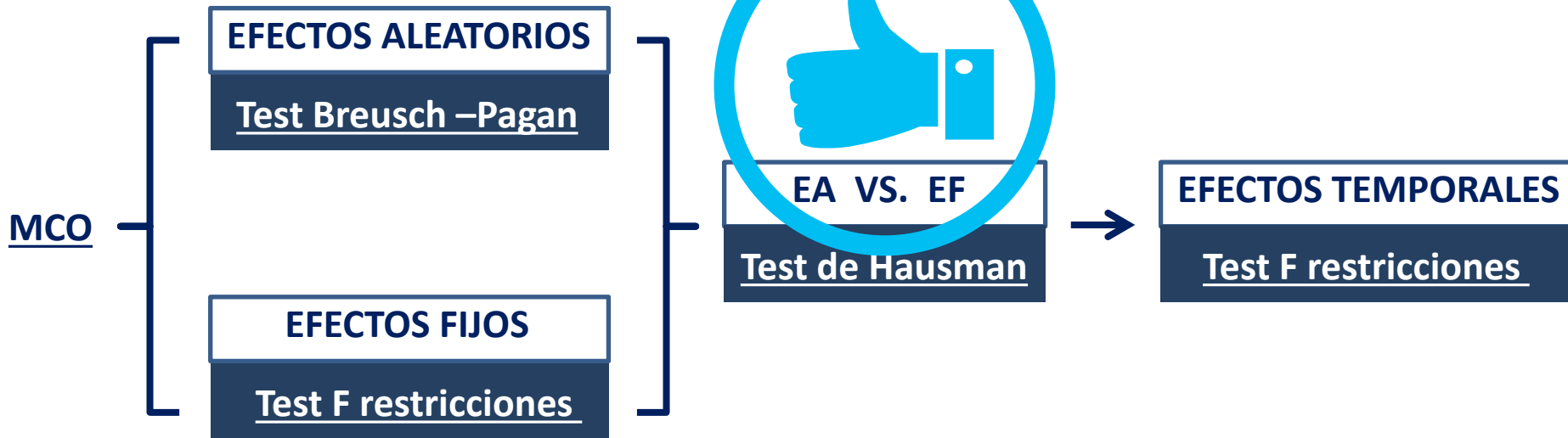
```
( 1) 2007.Año = 0
( 2) 2008.Año = 0
( 3) 2009.Año = 0
( 4) 2010.Año = 0
( 5) 2011.Año = 0
( 6) 2012.Año = 0
( 7) 2013.Año = 0
( 8) 2014.Año = 0
( 9) 2015.Año = 0
(10) 2016.Año = 0
```

```
F( 10, 442) = 18.69
Prob > F = 0.0000
```

El p-value de la prueba *F* nos indica que rechazamos la  $H_0$ , por lo que es posible afirmar que las variables dicotómicas temporales son conjuntamente significativas y pertenecen al modelo.

# Qué estimador de datos de panel utilizar?

14



Desafortunadamente, con frecuencia la independencia de los errores son violadas en datos panel. La independencia se viola cuando los errores  $e_{it}$  de diferentes unidades (Bancos) están correlacionados en una misma unidad de tiempo (correlación contemporánea) o cuando los errores dentro de cada unidad se correlacionan temporalmente (correlación serial)

## SERIAL

### Test Woldridge

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
      F( 1,      45) =      176.112
      Prob > F =      0.0000
```

Plantea como hipótesis nula la no presencia de autocorrelación de primer orden.

## CONTEMPORANEA

### Test Pesaran (2004)

```
Pesaran's test of cross sectional independence =      11.808, Pr = 0.0000
Average absolute value of the off-diagonal elements =      0.429
```

Determinar la presencia de dependencia de sección cruzada: se analiza la presencia de dependencia de corte transversal mediante el estadístico de Pesaran (2004).

La hipótesis nula de correlación contemporánea se rechaza, por lo que no existe “independencia transversal” (*cross-sectional independence*). Además no existe autocorrelación serial.

Cuando la varianza de los errores de cada unidad transversal no es constante, nos encontramos con una violación del supuesto de varianza de los errores constante.

## Test Wald

La hipótesis nula de esta prueba implica la inexistencia del problema de heterocedasticidad, es decir, para toda  $i=1...N$ , donde  $N$  es el número de unidades transversales (“Bancos” en nuestro ejemplo).

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$ 
```

```
chi2 (46) = 5313.82  
Prob>chi2 = 0.0000
```

**Se rechaza la presencia de homocedasticidad. Aunque no afecta la consistencia de los estimadores si impacta en su eficiencia, lo cual puede afectar a la hora de realizar inferencias.**



# RESULTADO DE LAS PRUEBAS

## TEST DE EVALUACIONES PARA MODELOS DE DATO DE PANEL

Test	Valor del estadístico	"p-value"
Test F de restricciones	194,15	0,0000
Test Breusch –Pagan	1891,77	0,0000
Test de Hausman	23,81	0,0025
Test para Heterocedasticidad	5313,82	0,0000
Test de Autocorrelation Serial	176,11	0,0000
Test Pesaran para correlación de corte transversal	11,808	0.0000
Test F restricción temporal	18,69	0,0000



T periodos < N bancos

- Se aplica a la regresión de efectos fijos y propone un estimador de matriz de covarianza no paramétrico que produce errores estándar consistentes frente a la **heterocedasticidad** y son robustos a formas muy generales de **dependencia espacial y temporal** (Hoechle, 2007). Es de destacar que ignorar erróneamente la correlación transversal en la estimación de los modelos de panel puede conducir a resultados estadísticos severamente sesgado.
- Varios trabajos en la literatura bancaria, utilizan el método de mínimos cuadrados generalizados factible (FGLS) propuesto por Parks (1967), pero desafortunadamente es inapropiado con paneles microeconómicos de mediana y gran escala debido a que este método es inviable **si la dimensión de tiempo del panel T es menor que su dimensión transversal N**.

# MÉTODO DE DRISCOLL Y KRAAY (1998)

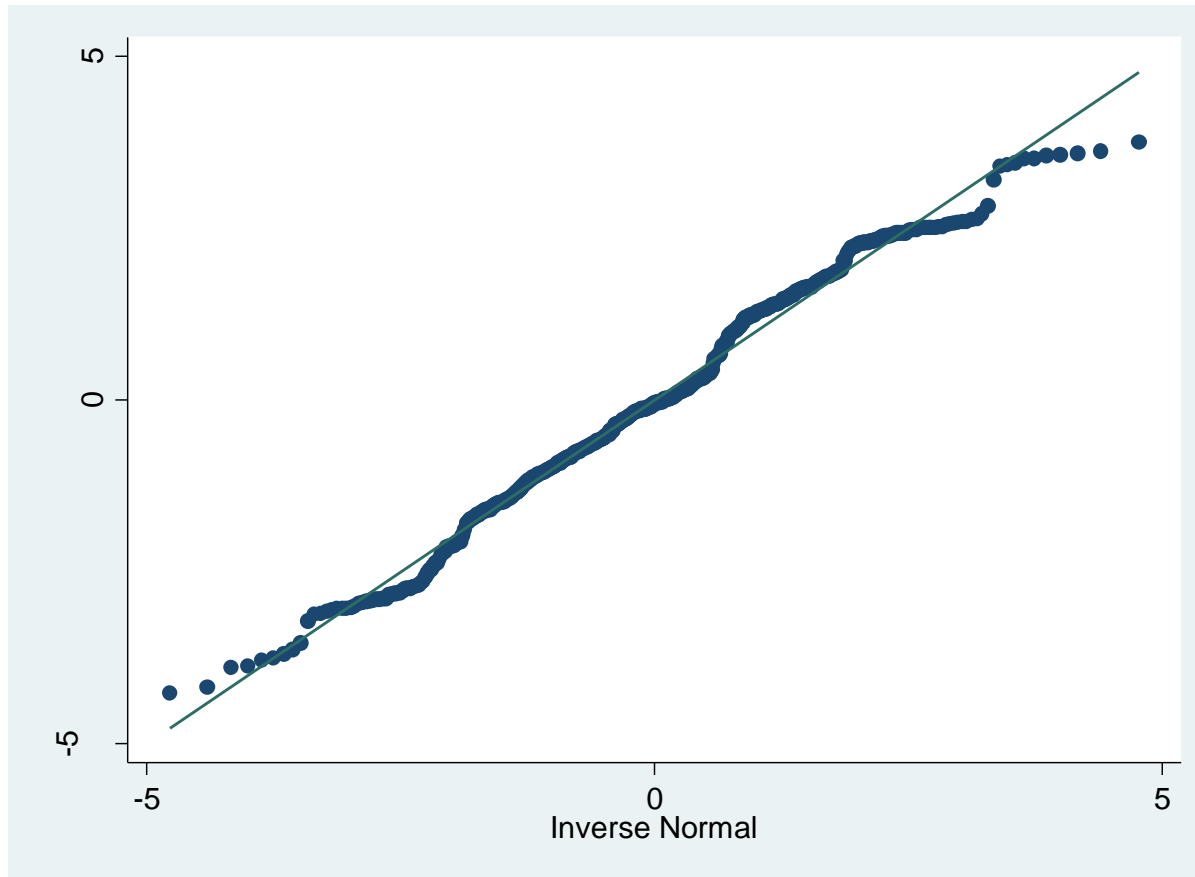
```

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): id
maximum lag: 2
Number of obs   =      506
Number of groups =       46
F( 18,   45)    =    2505.42
Prob > F        =      0.0000
within R-squared =    0.5967
    
```

H

Ln_II_def	Drisc/Kraay					[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	t	P> t			
Ln_TIP3_def	.2543518	.0543268	4.68	0.000	.1449321	.3637715	
Ln_FMO_def	.393031	.0613371	6.41	0.000	.2694917	.5165703	
Ln_PCA2_def	.1320505	.0319911	4.13	0.000	.0676171	.1964838	
Ln_APA	-.1290241	.078016	-1.65	0.105	-.2861565	.0281083	
Ln_OA2	-.1788438	.0290507	-6.16	0.000	-.237355	-.1203326	
Ln_APR	.1530586	.0869853	1.76	0.085	-.0221388	.3282559	
Ln_CA	-.2431546	.05337	-4.56	0.000	-.3506472	-.1356619	
Ln_DSP	.1475892	.0747527	1.97	0.054	-.0029704	.2981488	
_IAño_2007	.0692763	.0106724	6.49	0.000	.047781	.0907715	
_IAño_2008	.199861	.0070983	28.16	0.000	.1855644	.2141577	
_IAño_2009	.3411131	.0229338	14.87	0.000	.2949219	.3873042	
_IAño_2010	.4575138	.0501596	9.12	0.000	.3564873	.5585404	
_IAño_2011	.5146882	.0601615	8.56	0.000	.3935167	.6358596	
_IAño_2012	.6533698	.0718551	9.09	0.000	.5086461	.7980934	
_IAño_2013	.7753636	.0810105	9.57	0.000	.6122002	.9385271	
_IAño_2014	1.011688	.0856202	11.82	0.000	.8392406	1.184136	
_IAño_2015	1.171957	.1027384	11.41	0.000	.9650309	1.378882	
_IAño_2016	1.33625	.1215805	10.99	0.000	1.091375	1.581126	
_cons	9.708204	.4084919	23.77	0.000	8.885459	10.53095	

# NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS



Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
residuos	506	0.3395	0.0015	10.17	0.0062

## Estadístico H:

*Test de estructura, Estadístico H, Estimación periodo 2006 - 2016*

Hipótesis	H	Test	p- valué
H = 0	0,7794333	95,29	0,000
H = 1	0,7794333	7,63	0,0083

## Estadístico de largo plazo. Nathan y Neave (1989). :

*Estimación del estadístico E para prueba de equilibrio.*

Variable	Ln_AFR	Ln_PMO	Ln_PCA	E	Test F	p- valué
ROA (%)	-0,0150447	0,0074031	-0,0017576	0,009399	1,81	0,1848
ROE (%)	-0,0433829	0,0172131	0,0075518	-0,018618	0,28	0,6062

# CONCLUSIONES MODELO PANZAR ROSSE

- Para lograr estimadores eficientes, ante correlación de corte transversal y teniendo como limitación un panel balanceado corto ( $N > T$ ), las estimaciones de los parámetros se realizó mediante **Efectos fijos individuales y temporales con corrección de errores de Driscoll y Kraay (1998).**
- Asimismo, para no sobrestimar el valor del estadístico H, se evitó utilizar una variable de escala o como variable dependiente una variable *proxi* de la tasa activa (precio). Estudios empíricos anteriores para Argentina, no realizan estas salvedades.
- **De esta manera, bajo un mercado en equilibrio de largo plazo, el modelo sugiere que el sistema bancario argentino actúa bajo condiciones de **competencia monopolística** en el periodo 2006-2016.**
- Dicho resultado coincide con la principal literatura para países emergentes y para Argentina en particular.

**Principal objetivo:** evaluar el nivel de competencia en el sistema bancario argentino en el periodo de post-convertibilidad.

Estructurales

**Modelo ECR - Hipótesis de eficiencia**

Indicadores de concentración.

Evaluación de la  
Competencia

No  
Estructurales

- Índice de Lerner (1934)
- Variación conjetural (Iwata 1974; Bresnahan, 1982; Lau, 1982)
- Indicador de Boone (2008).
- **Modelo de Panzar y Rosse (1987)**

2.

## EVOLUCION DE LA ESTRUCTURA DEL SISTEMA FINANCIERO ARGENTINO 2001 – 2016



<p><b>Peso de las "k" mayores entidades</b></p>	$Ck = \sum_{i=1}^k S_i$	<p>Si es la cuota de mercado de la i-ésima entidad k es el número elegido de las principales entidades del mercado</p>
<p><b>Índice Herfindahl-Hirschman</b></p>	$HI = \sum_{t=1}^N S_t^2$	<p>Si es la cuota de mercado de la i-ésima entidad N es el número de entidades del mercado</p>
<p><b>Índice de Dominancia</b></p>	$ID = \sum_{t=1}^N h_t^2 \quad h_t = \frac{S_t^2}{HHI}$	<p>N es el número de entidades del mercado Si es la cuota de mercado de la i-ésima entidad HHI es el índice de Herfindahl-Hirschman</p>
<p><b>Índice de Dominancia de Kwoka</b></p>	$K = \sum_{i=1}^{N-1} (S_i - S_{i+1})^2$	<p>Si es la cuota de mercado de la i-ésima entidad; Si+1 es la cuota de mercado de la entidad inmediatamente siguiente en tamaño. N es el número de entidades del mercado</p>
<p><b>Índice de concentración industrial comprensivo de Horvath</b></p>	$CCI = S_1 + \sum_{i=2}^N S_i^2 (2 - S_i)$	<p>S1 es la cuota de mercado de la entidad más grande de la industria Si es la cuota de mercado de la i-ésima entidad de la industria. N es el número de entidades del mercado</p>

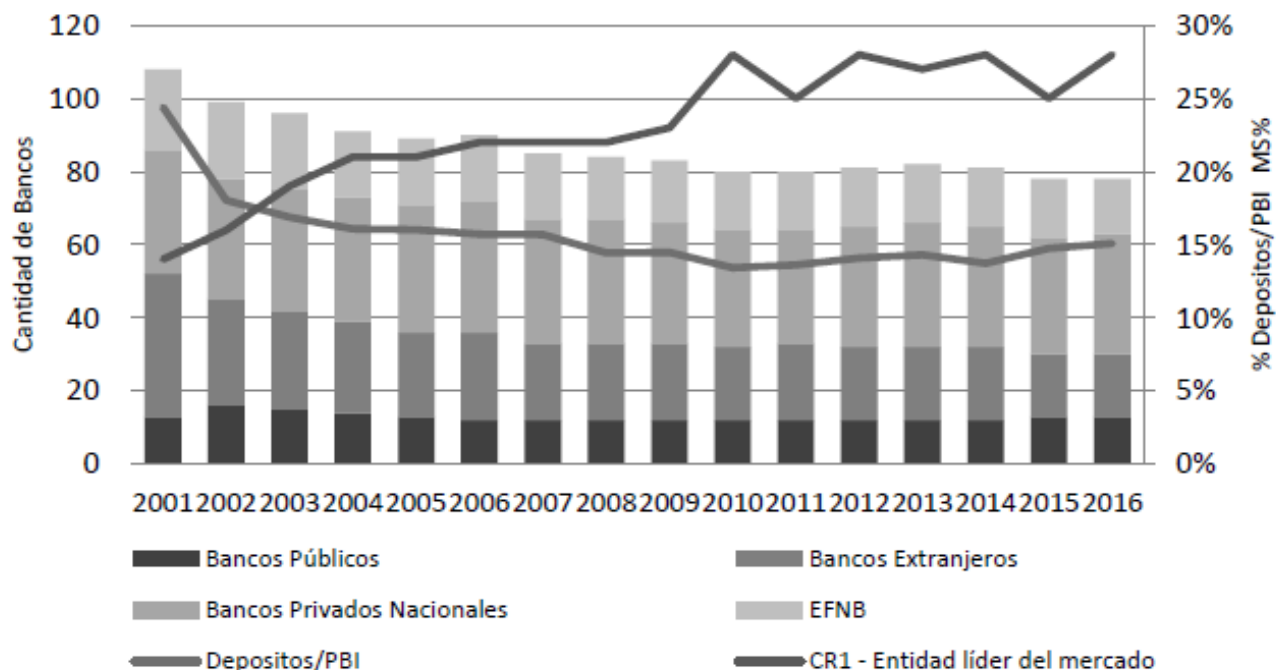
# INDICADORES DE CONCENTRACIÓN DEL SECTOR FINANCIERO ARGENTINO, PERIODO 2001 - 2016

AÑO	CR1 - Entidad líder del mercado	CR2	CR3	CR5	CR10	HHI	CCI	ID	K
2001	14%	25%	34%	48%	70%	634	23	17%	0,27%
2002	16%	29%	41%	57%	77%	797	26	19%	0,34%
2003	19%	31%	42%	57%	76%	834	28	24%	0,73%
2004	21%	31%	41%	55%	73%	830	28	30%	1,17%
2005	21%	32%	42%	54%	71%	828	28	32%	1,19%
2006	22%	31%	40%	52%	70%	828	29	39%	1,95%
2007	22%	31%	38%	51%	71%	826	29	38%	1,94%
2008	22%	30%	37%	50%	71%	798	28	36%	1,83%
2009	23%	31%	38%	51%	72%	854	29	40%	2,37%
2010	28%	35%	42%	54%	74%	1052	33	53%	4,04%
2011	25%	32%	39%	52%	73%	945	31	46%	3,23%
2012	28%	35%	42%	54%	74%	1076	34	55%	4,50%
2013	27%	35%	42%	55%	73%	1041	33	52%	3,91%
2014	28%	36%	43%	55%	74%	1096	34	55%	4,22%
2015	25%	34%	41%	55%	73%	977	32	46%	3,03%
2016	28%	36%	43%	57%	75%	1079	34	51%	3,94%

**Nota:** CRn es el porcentaje de participación de mercado de los *n* bancos más grandes clasificados. HHI, Índice Herfindahl- Hirschman. CCI, Índice de concentración industrial comprensivo de Horvath. ID Índice de Dominancia. K, índice de Dominancia de Kwoka. Todos los indicadores fueron elaborados por Total de Activos.

**Fuente:** elaboración propia en base a datos del BCRA.

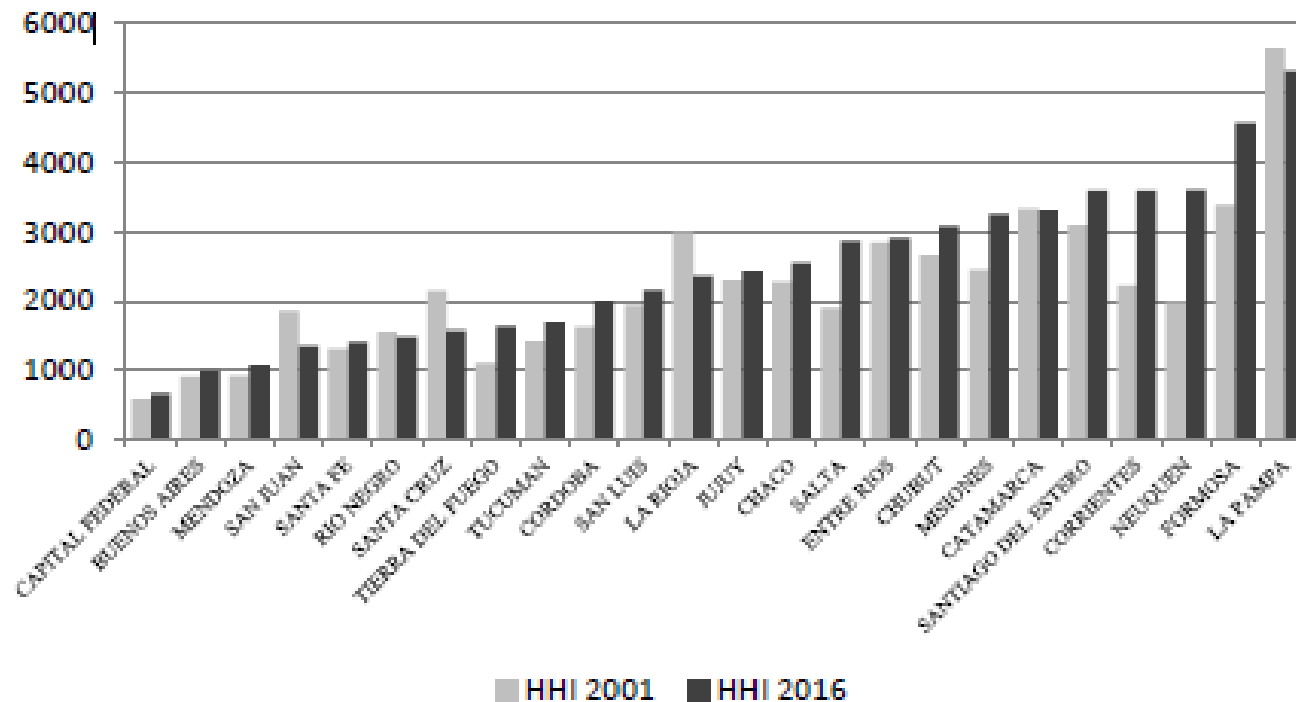
# EVOLUCION DEL SISTEMA FINANCIERO ARGENTINO, PERIODO 2001 - 2016



**Nota:** Las participaciones fueron realizadas en función del total de activos de las entidades financieras para cada año en el periodo. EFNB: Entidades Financieras No Bancarias. CR1: participación de la primera entidad más grande del mercado.

Fuente elaboración propia en base a datos del BCRA.

# INDICE HERFINDAHL – HIRSHMAN POR PROVINCIAS. AÑOS 2001 - 2016



Nota: HHI: Índice Herfindahl-Hirshman. Se elabora a partir de la cantidad de sucursal cada banco por provincias.

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCRA

# CONCLUSIONES EVOLUCION DE LA ESTRUCTURA DEL SISTEMA FINANCIERO ARGENTINO 2001 – 2016

- El Banco Nación tiene una fuerte injerencia, implicando una mayor participación de la banca pública y nacional con respecto a la banca privada extranjera.
- Esta evolución es contraria a la del periodo de convertibilidad. Aunque el HHI sugiere que el sistema financiero es desconcentrado, este resultado debe considerarse con cautela, dado que cuando se observa el grado de concentración a nivel regional, el mismo difiere según las provincias.
- De esta manera, aunque para el periodo la estructura de mercado no presenta condiciones de monopolio, es deseable tener ciertas precauciones en cuanto a la evolución de la concentración del sistema y en particular tener definido el rol de la banca pública para evitar posibles problemas de “riesgo moral” o estabilidad financiera.



# Informe de Estabilidad Financiera

## Primer Semestre de 2018



BANCO CENTRAL  
DE LA REPÚBLICA ARGENTINA

# Apartado 5 / Competencia en el Sistema Financiero Argentino

**Tabla A.5.1 | Resultados de estimación**

Variable dependiente	Período 2005 - 2015		Período 2016 - 2017	
	Ingresos por intereses	ROE	Ingresos por intereses	ROE
Tasa promedio de fondeo	0.325***	-0.0298***	0.314***	-0.0177*
Precio del trabajo	0.0668	-0.0699***	0.396***	0.00420
Precio del capital físico	-0.00542	0.0677***	0.0269	0.0384***
Observaciones	5.633	5.560	1.077	1.048
Número de entidades	45	45	45	45
<b>Estadístico H</b>	<b>0,39</b>		<b>0,74</b>	
<i>p-value</i> ( $H_0: H = 0$ )	0,000		0,000	
<i>p-value</i> ( $H_0: H = 1$ )	0,000		0,012	
<b>Estadístico E</b>		<b>-0,032</b>		<b>0,025</b>
<i>p-value</i> ( $H_0: E = 0$ )		0,104		0,680

\* Significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%

<sup>103</sup> La metodología de estimación es de efectos fijos individuales y temporales (*two way fixed effects*) con errores estándar corregidos por el método de Driscoll-Kraay que utiliza un estimador de matriz de covarianza no paramétrico que produce errores estándar consistentes frente a la heterocedasticidad y son robustos a formas generales de dependencia espacial y temporal.

<sup>104</sup> Por cuestiones de disponibilidad de espacio se muestran solo los coeficientes relacionados a los precios de los factores, pero todas las especificaciones presentan controles completos. Los resultados están disponibles para el lector interesado.

- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.
- Beck, N., y Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American political science review*, 89(3), 634-647.
- Bikker, J. A., y Haaf, K. (2002). Measures of competition and concentration in the banking industry: a review of the literature. *Economic y Financial Modelling*, 9(2), 53-98.
- Bikker, J., y Haaf, K. (2002). Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry. *Journal of Banking y Finance*, 26(11), 2191-2214.
- Boone, J. (2008). A new way to measure competition. *The Economic Journal.*, 118(531), 1245-1261.
- Bresnahan, T. F. (1982). "The Oligopoly Solution Concept Is Identified". *Economics Letters*, 10, 87-92.
- Bresnahan, T. F. (1989). Empirical studies of industries with market power. *Handbook of industrial organization*, 2, 1011-1057.
- Breusch, T. S., y Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. . *Review of Economic Studies*, 47, 239-253.
- Driscoll, J. C., y Kraay, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*. (80), 549–560.
- Hausman, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.



- Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. . *Stata Journal*, 7(3), 281 .
- Iwata, G. (1974). Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly. *Econometrica*, 42 , 947-966 .
- Lau, L. (1982). "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data." . *Economics Letters*, 10, 93-99.
- Lau, L. J. (1982). On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. *Economics Letters*, 10((1-2)), 93-99.
- Lerner, A. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *Review of Economic Studies*, 157 175.
- Panzar, J. C., y Rosse, J. N. (1987). Testing for" monopoly" equilibrium. . *The journal of industrial economics*, 443-456.
- Parks, R. (1967). Efficient Estimation of a System of Regression Equations When Disturbances Are Both Serially and Contemporaneously Correlated. *Journal of the American Statistical Association*. 62, 500–509.
- Pesaran, M. ((2004) ). General diagnostic test for cross section dependence in panels . *(Working Paper)*. University of Cambridge y USC.
- Zurita, J. (2014). Análisis de la concentración y competencia en el sector bancario. *Documento de trabajo*, (14/23).



# Muchas Gracias!

## Preguntas?

[juanpajonscocco@gmail.com](mailto:juanpajonscocco@gmail.com)