

La evolución del PIB *per capita* estandarizado en la Unión Europea: 1998-2002

Agustín ALONSO RODRÍGUEZ
Real Centro Universitario
«Escorial-María Cristina»
San Lorenzo del Escorial

Palabras clave

- I. Introducción.**
- II. Muestra utilizada.**
- III. Las distintas posibilidades de análisis.**
- IV. El modelo de crecimiento.**
- V. Modelo de crecimiento incondicional.**
- VI. Los modelos estimados.**
- VII. Apéndice.**
- VIII. Bibliografía.**

I. INTRODUCCIÓN

En los albores del 2004, el 18 de diciembre de 2003, la Oficina de Estadística de la Unión Europea, Eurostat, publicó, en su página de Internet, los datos del PIB *per capita*, estandarizados por su poder de compra, de los quince países miembros de la Unión Europea (UE). Los datos de 1995-2000, son datos revisados, los del 2000 al 2002 son datos provisionales.

Conviene destacar que la revisión de los datos de 1995 al 2000 ha sido una labor ingente de Eurostat, en colaboración con los treinta y un países que participan en el *Programa Comparativo Europeo*, con vistas a la actualización y revisión del *Sistema Europeo de Cuentas* (ESA95).

La paulatina introducción del ESA95 en los países miembros, trajo como consecuencia toda una multitud de rupturas en las series temporales de datos analizados que afectaron a la comparabilidad de los indicadores económicos dentro de un mismo país y en relación con otros países. Asimismo, fue necesario corregir las inconsistencias detectadas en el proceso de revisión.

El denominado *poder de compra estándar* (Purchasing Power Standard, PPS) es una unidad de cuenta artificial que refleja las diferencias en los índices de precios nacionales, no tomados en cuenta por la *tasa de cambio* (exchange rate). Esta unidad de cuenta permite comparar los indicadores económicos de los distintos países.

Acompañando a los mencionados datos, Eurostat hace las siguientes precisiones:

- a) Por encima del PIB *per capita* estandarizado medio de la UE figuran: Luxemburgo, con un PIB superior en un 90 %, e Irlanda, con un PIB superior en un 25 %. Dinamarca, Países Bajos y Austria lo superan en un 10 %.

- b) Con un PIB en torno al medio de la UE están: Bélgica, Alemania, Francia, Italia, Finlandia, Suecia y el Reino Unido.
- c) Por debajo de la media europea se encuentran: España, un 15 % inferior, y Grecia y Portugal, un 30 % inferior.

Una constatación interesante que se deduce de los datos revisados 1995-2000 es la confirmación de los datos anteriormente publicados, ya que ningún país miembro ha cambiado del grupo en que inicialmente se le había colocado durante esos seis años.

En el apéndice se reproducen los datos publicados por Eurostat, así como las abreviaturas utilizadas para designar a los diferentes países.

Aunque no es objeto de este artículo, Eurostat también publicó en la fecha citada los datos del PIB *per capita* estandarizados para los países que en mayo del 2004 se incorporarán a la UE. El PIB de Chipre es un 25 % inferior al medio de la actual UE. La República Checa, Malta y Eslovenia tienen un PIB un 30 % inferior. Hungría, aproximadamente un 50 % inferior. Estonia, Lituania, Polonia y Eslovaquia por debajo del 50 %. Parece claro que la incorporación de estos países va a tener un importante efecto en el PIB *per capita* global de la UE.

II. MUESTRA UTILIZADA

En este trabajo se quiere analizar las trayectorias de crecimiento del PIB *per capita* estandarizado de los quince países miembros de la UE durante el período 1998-2002.

La razón para seleccionar esta muestra reside en el hecho de que en el 1 de enero de 1999 el ECU fue sustituido por el Euro, y en esa fecha fueron fijadas, de manera irreversible, las paridades con el Euro de las distintas monedas nacionales. Más tarde, el 1 de enero de 2002, el Euro pasó a las manos de los habitantes de los doce países que comparten la moneda. Para favorecer la vinculación de los datos a la época previa, se añaden a la muestra los datos de 1998.

III. LAS DISTINTAS POSIBILIDADES DE ANÁLISIS

Para resaltar la importancia que tiene el tener en cuenta el hecho de que tratamos con datos agrupados, comencemos por estimar un

modelo sin considera su agrupamiento. Dadas las pocas observaciones muestrales por país, parece oportuno ajustar un modelo lineal.

El modelo lineal teórico inicial a considerar es:

$$pibpc_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot tiempo_t + u_t$$

Siendo *pibpc* el PIB *per capita* estandarizado, y *tiempo* la variable genérica que abarca los distintos años considerados en la muestra.

Estimado el modelo, éste es el resultado:

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	104.6133	5.4040	19.358	<2e-16 ***
tiempo	0.6867	2.2062	0.311	0.757

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

Residual standard error: 27.02 on 73 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.001325, Adjusted R-squared: -0.01236

F-statistic: 0.09687 on 1 and 73 DF, p-value: 0.7565

El valor estimado de la varianza residual, $\hat{\sigma}^2 = 27.02^2 = 730.08$, pone bien a las claras lo mucho que queda sin explicar por este modelo, y lo impropcedente del simple modelo de regresión lineal.

Como segundo paso, ajustamos un modelo lineal diferente para cada uno de los quince países. El resultado que obtenemos es:

Coefficients:

	(Intercept)	tiempo
UK	102.4	1.000000e+00
SW	106.4	-1.933290e-15
DK	114.8	-1.000000e-01
EL	64.0	1.400000e+00
PO	68.6	7.000000e-01
ES	81.6	1.000000e+00
IT	103.2	-1.200000e+00
DE	104.0	-1.100000e+00
FI	103.0	1.097581e-15

FR	103.8	3.000000e-01
BE	104.8	6.000000e-01
NL	110.0	5.000000e-01
AU	114.0	-6.000000e-01
IR	106.0	4.500000e+00
LU	182.6	3.300000e+00

Degrees of freedom: 75 total; 45 residual

Residual standard error: 2.426245

La varianza residual pasa ahora a ser: $\hat{\sigma}^2 = 2.426245^2 = 5.886665$, una reducción drástica, que evidencia la necesidad de tener presente el agrupamiento de los datos.

Una simple mirada a los diferentes modelos ajustados resalta las diferencias existentes entre los países de la UE. España, Portugal y Grecia tienen un término constante inicial inferior a 100, y el resto de los países superior a 100. Asimismo, las diferencias en las pendientes, es decir en las tasas anuales de cambio del PIB estandarizado, son también muy notables, tanto en signo como en valor.

Las anteriores observaciones ponen de relieve la necesidad de acudir a un modelo de crecimiento con efectos fijos y aleatorios, tanto para el término constante como para la pendiente.

Quizás sea conveniente presentar, gráficamente, la situación a la que nos enfrentamos. Viene recogida en la figura 1.

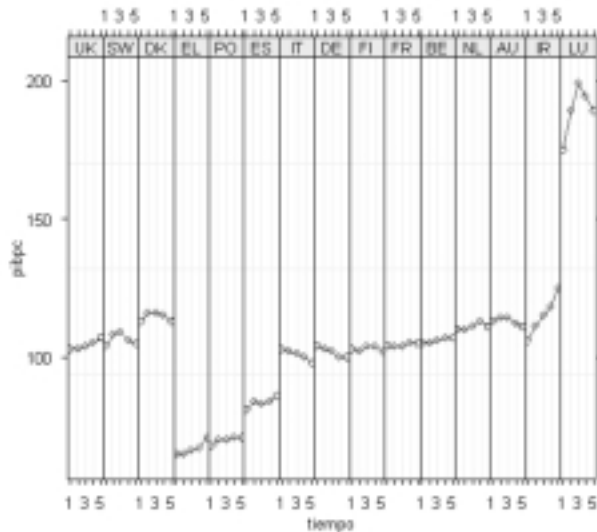


Figura 1

Como siempre ocurre, un gráfico vale más que mil palabras. Ahora salta a la vista las diferencias existentes en el PIB *per capita* estandarizado de los distintos países, y de manera especial destacan los casos de Luxemburgo e Irlanda.

En la figura 1, los tres primeros países representados son los no pertenecientes a la Zona Euro: Reino Unido, Suecia y Dinamarca.

Para confirmar la necesidad de establecer un modelo con efectos fijos y efectos aleatorios, calculemos el intervalo de confianza del 95 % para la ordenada en el origen y la pendiente anteriormente estimados. Como una tabla de números suele aturdir más que iluminar, transcribimos los intervalos para los seis primeros países, y en la figura 2 representamos los intervalos para los quince miembros de la UE.

(Intercept: Ordenada en el origen):
(en el centro el valor estimado)

	<i>lower</i>	<i>est.</i>	<i>upper</i>
UK	98.61477	102.4	106.18523
SW	102.61477	106.4	110.18523
DK	111.01477	114.8	118.58523
EL	60.21477	64.0	67.78523
PO	64.81477	68.6	72.38523
ES	77.81477	81.6	85.38523

Y para la pendiente:

	<i>Lower</i>	<i>est.</i>	<i>upper</i>
UK	-0.5453131	1.000000e+00	2.5453131
SW	-1.5453131	-1.933290e-15	1.5453131
DK	-1.6453131	-1.000000e-01	1.4453131
EL	-0.1453131	1.400000e+00	2.9453131
PO	-0.8453131	7.000000e-01	2.2453131
ES	-0.5453131	1.000000e+00	2.5453131

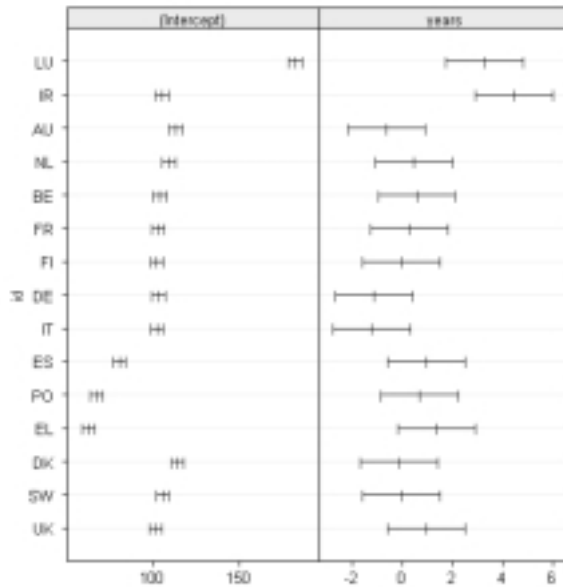


Figura 2

La falta de solapamiento en estos intervalos refuerza la motivación de un modelo con efectos aleatorios para la constante y la pendiente.

IV. EL MODELO DE CRECIMIENTO

Con este nombre genérico se engloban aquellos modelos que tienen como objetivo la modelización de variables en las que el paso del tiempo es de capital importancia. Otros nombres utilizados son los de modelos multinivel, modelos jerárquicos, modelos para datos longitudinales, modelo para datos de panel, modelos de efectos mixtos, etc. Nombres todos que ponen de relieve las diferentes áreas de conocimiento en las que se han desarrollado, hecho que no deja de generar una cierta confusión.

Es interesante enfocar el tema desde el punto de vista metodológico de los modelos multinivel. El modelo se puede escribir de varias maneras: mediante un par de modelos subsidiarios (submodelo nivel-1 y submodelo nivel-2), o mediante un único modelo resultado de la fusión de los dos anteriores. El submodelo nivel-1 establece cómo un país evoluciona en el tiempo, y el submodelo nivel-2 establece las diferencias en la evolución de los países.

Aunque son posibles dos modelos de crecimiento: el modelo de crecimiento incondicional, y el modelo de crecimiento vinculado a un predictor, nos limitaremos al primero, a la vista de los resultados estadísticos que hemos obtenido.

V. MODELO DE CRECIMIENTO INCONDICIONAL

En el submodelo nivel-1 se postula el crecimiento de cada país, y por convención en esta literatura, sus parámetros se simbolizan con π , mientras que en el nivel-2, crecimiento entre países, el símbolo utilizado es β . Tenemos así:

submodelo nivel-1:

$$Y_{ij} = [\pi_{0j} + \pi_{1j} TIEMPO_{ij}] + [\varepsilon_{ij}] \quad \text{siendo; } \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

submodelo nivel-2:

$$\begin{aligned} \pi_{0j} &= \beta_{00} + u_{0j} \\ \pi_{1j} &= \beta_{10} + u_{1j} \end{aligned} \quad \text{siendo} \quad \begin{bmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{bmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_0^2 & \sigma_{01} \\ \sigma_{10} & \sigma_1^2 \end{pmatrix} \right]$$

y combinando ambos submodelos, tenemos

$$Y_{ij} = [\beta_{00} + \beta_{10} TIEMPO_{ij}] + [u_{0j} + u_{1j} TIEMPO_{ij} + \varepsilon_{ij}] \quad (1)$$

En el submodelo nivel-1 se postula que el valor de la respuesta, en nuestro caso el PIB *per capita* estandarizado, para el país i en el momento j , es una función lineal del tiempo, quedando recogidas las desviaciones respecto a esta trayectoria de crecimiento del PIB mediante ε_{ij} . El primer [...] encuadra la parte estructural, los efectos fijos, y el segundo [...], el componente estocástico, los efectos aleatorios.

El componente estructural del modelo representa la hipótesis sobre la verdadera trayectoria poblacional media de cambio de Y_{ij} a lo largo del tiempo. En nuestro caso se estipula que es lineal, siendo los parámetros de crecimiento π_{0j} y π_{1j} .

Si establecemos como regresor ($TIEMPO_{ij} - 1$), se facilita la interpretación de los resultados, representando π_{0j} el término constante en el primer año, en lugar de serlo en el año cero, algo no recogido en los datos.

La pendiente π_{1j} es la tasa de cambio, y al venir los datos en años, la pendiente representa la tasa de cambio anual, distinta para cada país.

En el submodelo nivel-1 asumimos implícitamente que todas las trayectorias de crecimiento tienen una forma algebraica común, pero que no es la misma para todos los países.

Estadísticamente hablando podemos decir que cada país toma sus parámetros de crecimiento de una distribución de probabilidad bivaariante para el término constante y la pendiente, por lo que el modelo se denomina de coeficientes aleatorios.

El componente estocástico: ε_y . Mientras la trayectoria de crecimiento teórica la establece el componente estructural, la trayectoria observada la marca el componente estocástico. Aunque inobservable, suponemos que su distribución es $\varepsilon_y \sim N(0, \sigma^2)$. Su rastro o reflejo se encuentra en los residuos del modelo, una vez estimado.

Al tener varias mediciones referentes al mismo país, difícilmente se cumplirán las condiciones de homoscedasticidad e independencia reflejadas en $\varepsilon_y \sim N(0, \sigma^2)$, con las consecuencias que ello conlleva para la precisión y fiabilidad de los coeficientes estimados.

El submodelo nivel-2. En este segundo nivel se codifica la relación entre las diferencias individuales en las trayectorias de cambio y en las características invariantes de cada individuo. En este modelo sólo se permite que los individuos difieran en su término constante y en su pendiente.

Como todo modelo, el submodelo nivel-2 describe el comportamiento hipotético poblacional, no el comportamiento muestral.

El modelo combinado (1) viene expresado como la suma de dos elementos: la parte estructural con dos efectos fijos, el término constante y la pendiente, que recoge el efecto o aportación del TIEMPO, y por el elemento estocástico, con tres efectos aleatorios: el del término constante, el de la pendiente temporal y el del término de error individual.

VI. LOS MODELOS ESTIMADOS

El primer modelo estimado para el de crecimiento incondicional tiene efectos aleatorios en la ordenada en el origen y en la pendiente.

Como el modelo no contiene regresores sustantivos, el modelo sub-nivel-2 estipula que cada parámetro de crecimiento individual π_{0j} y π_{1j} , son la suma de β_{00} y β_{10} , más las perturbaciones de nivel-2: u_{0j} y u_{1j} , σ_u^2 y σ_v^2 representan la dispersión en torno a la situación inicial y a la tasa de crecimiento de las trayectorias individuales.

El resultado de la estimación es el siguiente:

Random effects:

Formula: ~I(tiempo - 1) | id

Structure: General positive-definite, Log-Cholesky parametrization

	<i>StdDev</i>	<i>Corr</i>
(Intercept)	26.382956	(Intr)
I (tiempo - 1)	1.308938	0.354
Residual	2.426386	

Fixed effects: pibpc ~ I(tiempo - 1)

	<i>Value</i>	<i>Std.Error</i>	<i>DF</i>	<i>t-value</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	104.61333	6.829313	59	15.318280	0.0000
I(tiempo-1)	0.68667	0.391753	59	1.752806	0.0848

Correlation:

(Intr)

I (tiempo-1) 0.275

Standardized Within-Group Residuals:

<i>Min</i>	<i>Q1</i>	<i>Med</i>	<i>Q3</i>	<i>Max</i>
-3.300084730	-0.258686952	-0.005048473	0.292657619	4.088047679

Number of Observations: 75

Number of Groups: 15

Como era de esperar, los residuos de este modelo presentan heteroscedasticidad, hecho que claramente se desprende de la figura 3.

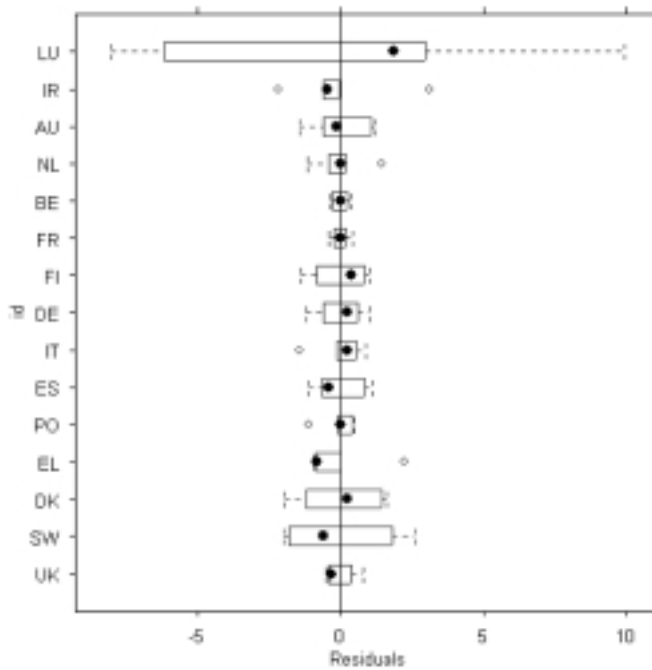


Figura 3.

Antes de cualquier interpretación, es necesario corregir el problema de falta de homoscedasticidad.

El nuevo modelo estimado presenta los resultados siguientes:

```

Random effects:
Fórmula: ~I (tiempo - 1) | id
Structure: General positive-definite,
Log-Cholesky parametrization

```

	<i>StdDev</i>	<i>Corr</i>
(Intercept)	16.9426976	(Intr)
I (tiempo-1)	0.8031094	-0.544
Residual	0.6373179	

Variance function:

Structure: Different standard deviations per stratum

Formula: $\sim I(\text{tiempo} - 1) \mid \text{id}$

Parameter estimates:

UK	SW	DK	EL	PO	ES
1.0000000	3.4907279	2.5934134	2.0125586	0.9406200	1.5918952
IT	DE	FI	FR	BE	NL
0.5799639	0.7695409	1.7592277	0.4949857	0.5721575	1.6745750
	AU	IR	LU		
	1.5970193	10.6753420	114.0443750		

Fixed effects: pibpc $\sim I(\text{tiempo} - 1)$

	Value	Std.Error	DF	t-value	p-value
(Intercept)	100.91245	4.50805	59	22.384944	0.0000
I(tiempo - 1)	0.16049	0.23590	59	0.680349	0.4989

Correlation:

	(Intr)
I (tiempo - 1)	-0.51

Standardized Within-Group Residuals:

Min	Q1	Med	Q3	Max
-1.54890774	-0.64615982	0.04307194	0.78118909	1.51673268

Number of Observations: 75

Number of Groups: 15

Ahora los residuos tienen el aspecto siguiente, más aceptable:

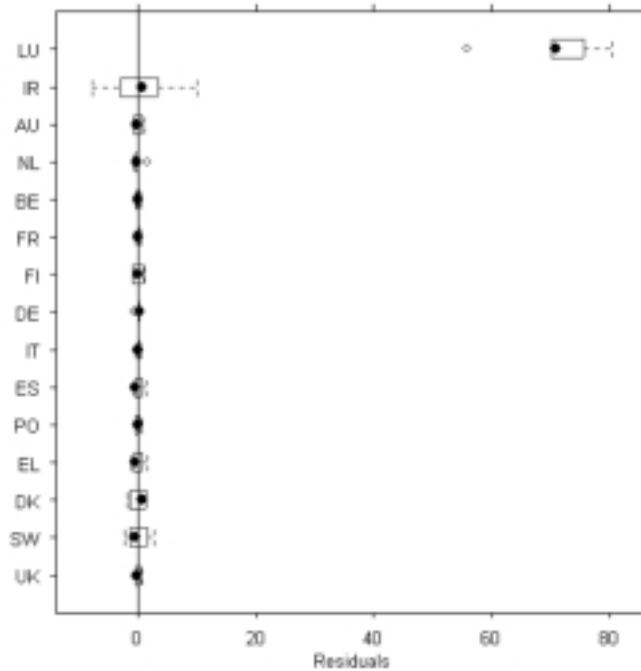


Figura 4.

Por lo que respecta a la independencia estadística de los residuos, dentro de cada país la función de autocorrelación tiene los siguientes valores:

lag		ACF
1	0	1.0000000
2	1	-0.1204786
3	2	-0.3407743
4	3	-0.0773903
5	4	0.3614030

y viene representada en la figura 5, con las bandas de confianza del 99 %.

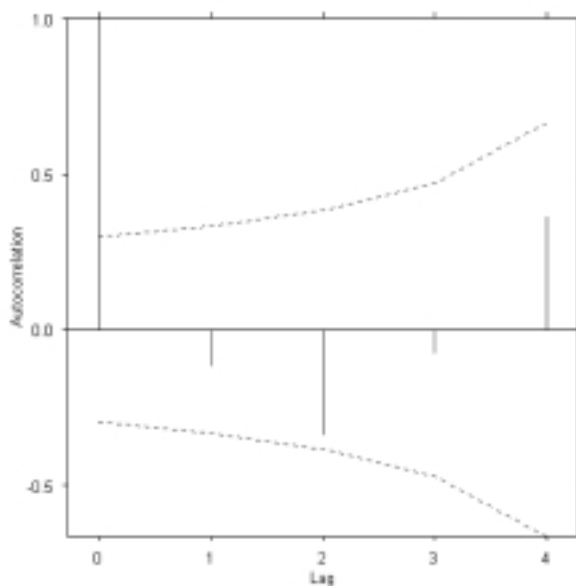


Figura 5.

Validado el modelo, comentemos algunos resultados.

Los efectos fijos $\hat{\beta}_{00} = 100.91245$ y $\hat{\beta}_{10} = 0.16049$ representan la situación inicial y la pendiente de la trayectoria de cambio media poblacional, respectivamente. La primera es estadísticamente significativa, mientras que la segunda no lo es. Se pone así de manifiesto la disparidad muestral de las trayectorias de crecimiento de los distintos países. De forma que cada país singular tiene una trayectoria marcada por los efectos aleatorios siguientes:

	(Intercept)	(tiempo - 1)
UK	1.620265	0.7710464
SW	5.429554	-0.1408321
DK	13.895864	-0.2791002
EL	-36.660686	1.1328792
PO	-32.329133	0.5524665
ES	-19.156958	0.7670330
IT	2.216611	-1.3241484
DE	2.975978	-1.2034207
FI	2.039259	-0.1366423
FR	2.895435	0.1353442

BE	3.914878	0.4252635
NL	9.284517	0.2342791
AU	12.914860	-0.6767890
IR	12.810013	0.1465555
LU	18.149543	-0.4039347

Al sumar estos efectos a los $\hat{\beta}_{00}$ y $\hat{\beta}_{10}$ del modelo estimado, dan como resultado las trayectorias individuales siguientes:

	(Intercept)	(tiempo - 1)
UK	102.53271	0.93154111
SW	106.34200	0.01966264
DK	114.80831	-0.11860544
EL	64.25176	1.29337387
PO	68.58332	0.71296119
ES	81.75549	0.92752777
IT	103.12906	-1.16365371
DE	103.88843	-1.04292595
FI	102.95171	0.02385240
FR	103.80788	0.29583893
BE	104.82733	0.58575817
NL	110.19697	0.39477377
AU	113.82731	-0.51629431
IR	113.72246	0.30705024
LU	119.06199	-0.24343994

Por ejemplo, para el Reino Unido, el primero de la lista:

$$\hat{\beta}_{00,UK} = 100.91245 + 1.620265 = 102.53271$$

$$\hat{\beta}_{10,UK} = 0.16049 + 0.7710464 = 0.9315411$$

y lo mismo para todos los demás países.

De nuevo, la representación gráfica de los ajustes obtenidos para cada caso ilustra mejor los resultados obtenidos: (fig. 6).

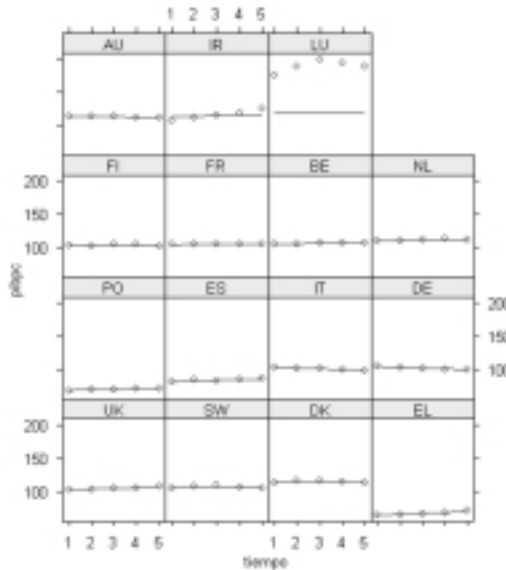


Figura 6

Salvo para el caso de Luxemburgo, el modelo de efectos mixtos se acomoda bien a los datos de la muestra.

Por lo que respecta a las varianzas estimadas, tenemos:

$$\hat{\sigma}^2 = 0.6363179^2 = 0.4062$$

$$\hat{\sigma}_0^2 = 16.9426976^2 = 287.055$$

$$\hat{\sigma}_1^2 = 0.8031094^2 = 0.64498$$

La primera indica que hemos logrado una mayor reducción de la varianza residual, quedando, por tanto, menos sin explicar de la variación total global.

La $\hat{\sigma}_0^2$ es una medida de la variación no predicha en torno al momento inicial. Su valor, un poco alto, parece sugerir la posibilidad de buscar una variable explicativa que reduzca su monto.

La $\hat{\sigma}_1^2$ indica la variabilidad no explicada en torno a la pendiente, la tasa de cambio.

Tomados en su conjunto, los resultados muestran que el segundo modelo estimado se ajusta aceptablemente a los datos muestrales.

VII. APÉNDICE

Los datos publicados por Eurostat sobre el Poder de Compra Estandarizado (PPS) y a los que se hace referencia en este artículo son los siguientes:

BE	109	107	107	105	105	106	107	107	1
DK	113	114	114	113	116	116	115	113	0
DE	108	107	105	104	103	102	100	100	1
EL	65	65	66	65	65	66	67	71	1
ES	79	79	80	81	84	83	84	86	1
FR	104	103	104	104	104	104	105	105	1
IR	90	94	102	106	111	115	118	125	1
IT	104	104	102	103	102	101	100	98	1
LU	161	161	168	175	189	199	194	189	1
NL	109	109	110	110	110	111	113	111	1
AU	114	115	113	113	114	114	112	111	1
PO	66	66	67	68	70	70	71	71	1
FI	96	96	101	103	102	104	104	102	1
SW	107	107	106	104	108	109	106	105	0
UK	100	101	104	103	103	104	105	107	0

Los nombres de los países miembros de la Unión Europea se abrevian según se indica a continuación:

BE: Bélgica
 DK: Dinamarca
 DE: Alemania
 EL: Grecia
 ES: España
 FR: Francia
 IR: Irlanda
 IT: Italia
 LU: Luxemburgo
 NL: Países Bajos
 AU: Austria
 PO: Portugal
 FI: Finlandia
 SW: Suecia
 UK: Reino Unido.

La pertenencia a la Zona Euro se indica mediante 1, en caso afirmativo, y 0, en caso contrario.

Todos los cálculos han sido realizados con los paquetes estadísticos R y SAS.

VIII. BIBLIOGRAFÍA

- BRYK, A. S., y Raudenbusch, S. W., *Hierarchical Linear Models*, Sage Publications, Newbury Park, California 1992.
- FREES, E. W., *Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications*, de próxima aparición en Cambridge University Press, 2004. <http://reasearch.bus.wisc.edu/jfrees/Book/PdataBook.htm>
- GOLDSTEIN, H., *Multilevel Statistical Models*, 3.^a ed., Arnold, Londres 2003.
- HAND, D., y CROWDER, M., *Practical Longitudinal Data Analysis*, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, Florida 1999.
- IHAKA, R., y GENTLEMAN, R., «A language for data analysis and graphics», *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 5 (3) (1996) 299-314.
- LAIRD, N. M., y WARE, J. H., «Random-effects models for longitudinal data», *Biometrics*, 38 (1982) 963-974.
- LITTELL, R. C.; MILLIKEN, G. A.; STROUP, W. W., y WOLFINGER, R. D., *SAS System for Mixed Models*, cuarta reimpression, SAS Institute Inc., Cary, N.C. 2000.
- MAINDONALD, J., y BRAUN, J., *Data Analysis and Graphics Using R*, Cambridge University Press, Cambridge 2003.
- MCLEAN, R., SANDERS, W. L., y STROUP, W. W., «A Unified approach to Mixed Linear Models», *The American Statistician*, 45 (1991) 54-64.
- PINHEIRO, J. C., y BATES, D. M., *Mixed-Effects Models in S and S-PLUS*, Springer Verlag, New York 2000.
- R Development Core Team, R: A language and environment for statistical computing, version 1.8.1, Viena 2003. <http://www.r-project.org/>
- SAS, *Statistical Analysis System*, version 8.2, SAS Institute, Inc., Cary, N.C. 2003.
- SINGER, J. D., y Willet, J. B., *Applied Longitudinal Data Analysis, Modeling Change and Event Occurrence*, Oxford University Press, New York 2003.
- SINGER, J. D., «Using SAS MIXED to Fit Multilevel Models, Hierarchical Models, and Individual Growth Models», *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, vol. 24, 4 (1998) 323-355.
- TARIS, T. W., *A Primer in Longitudinal Data Analysis*, Sage Publications, Newbury Park, California 2000.
- WOOLDRIDGE, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts 2002.

