Convergencia en el Producto Europeo

L. Bryndisardottir, A. Houstecka y A. Ledesma

Encuentro de Investigación 2012

Motivación

- Teorías de crecimiento económico predicen convergencia en producción de países “similares”.
- Dificultades para la verificación empírica de esta hipótesis.
  - Problemas en la calidad de data.
  - Diferencias notorias entre las definiciones teóricas y empíricas.
  - Problemas econométricos con las metodologías de estimación.
- Importancia y similitudes de países europeos.

Literatura

- Tres metodologías usualmente propuestas
  - Regresiones de corte transversal.
    Relaciones negativas entre producción inicial y tasas de crecimiento. E.g. Barro (1991) y Mankiw, Romer y Weil (1992).
    Dificultades:
    - Esta relación negativa podría darse incluso en divergencia.
    - No se puede identificar grupos de convergencia.
  - Análisis de panel de datos.
    Utiliza más información y considera heterogeneidad entre paises. E.g. Benhabib y Siegel (1997), Canova y Marcet (1995) y Evans (1998).
    Dificultades:
    - Resultados diversos, por distintas especificaciones.
    - Se remueve la tendencia para estimar consistentemente $\Rightarrow$ no se responde directamente la pregunta.
  - Análisis de series de tiempo.
    Definición estocástica de convergencia $\Rightarrow$ cointegración para determinar las tendencias comunes. E.g. Bernard y Durlauf (1995).
    Dificultad:
    - Diferencias entre definiciones teóricas y empíricas.

Modelo Teórico

- Producto de corto (Y_t^{cr}) y largo plazo (Y_t^{lr}) per-cápita

$$Y_t = Y_t^{lr} Y_t^{cr} \Rightarrow y_t = y_t^{lr} + y_t^{cr}$$

  Modelos de crecimiento modelan y_t^{lr}.

- Phelps (1964) extiende el modelo de Solow-Swan (progreso tecnológico). Los productos eficientes de los países i y j convergerán si:

$$\exists T > 0 : \forall t > T, \quad \widetilde{Y}_{i,t}^{lr} = (\widetilde{Y}_{j,t}^{lr})^{\beta_0} = \widetilde{Y}_{ss},$$

  o equivalentemente

$$\exists T > 0 : \forall t > T, \quad Y_{i,t}^{lr} = \frac{A_{i,T}}{A_{j,T}^{\beta_0}} (1+g)^{(t-T)(1-\beta_0)} (Y_{j,t}^{lr})^{\beta_0},$$

  con $\Delta \% Y_{i,t}^{lr} = \Delta \% Y_{j,t}^{lr} = g, \forall t > T$

  - σ-convergence (absoluta): $\beta_0 = 1$
  - β-convergence (relativa): $\beta_0 \neq 1$

Modelo Empírico

- La última expresión en logaritmos es

$$y^{lr}_{i,t} - \beta_0 y^{lr}_{j,t} - (1-\beta_0)\ln(1+g)t = (a_{i,T} - \beta_0 a_{j,T}) - (1-\beta_0)\ln(1+g)T + \varepsilon_t$$

Note: En el caso σ-convergence: $y^{lr}_{i,t} - \beta_0 y^{lr}_{j,t} = (a_{i,T} - \beta_0 a_{j,T}) + \varepsilon_t$. Además, ε_t es el término de error que genera la igualdad cuando $t < T$.

- En el muy largo plazo

$$\lim_{k\to\infty} E\{y^{lr}_{i,t+k} - \beta_0 y^{lr}_{j,t+k} - c_1(t+k) - c_0 | \mathcal{I}_t\} = 0$$

con $c_1 = (1-\beta_0)\ln(1+g)$ y $c_0 = (a_{i,T} - \beta_0 a_{j,T}) - (1-\beta_0)\ln(1+g)T$. Por definición se tiene que

$$\lim_{k\to\infty} E\{y^{cr}_{i,t+k} | \mathcal{I}_t\} = \lim_{k\to\infty} E\{y^{cr}_{j,t+k} | \mathcal{I}_t\} = 0,$$

entonces en la expresión anterior se convierte en

Modelo Empírico

$$\lim_{k\to\infty} E\{y_{i,t+k} - \beta_0 y_{j,t+k} - c_1(t+k) - c_0|\mathcal{I}_t\} = 0$$

- Esta ecuación está modelando la relación de largo plazo, por tanto es la relación de cointegración entre estas series.
- La relación de largo plazo puede admitir un intercepto y una tendencia determinística

⇒ Los 5 casos propuestos por Johansen (1995) son posibles.

Note: Convergencia absoluta: $\beta_0 = -1$, $c_1 = 0$ y $c_0 = a_{i,T} - a_{j,T}$.

- MCE y test MV ($H_0 : \beta_0 = -1$) para identificar el tipo de convergencia.
- Datos:

$$\left\{y_{fra,t}; y_{aus,t}; y_{bel,t}; y_{den,t}; y_{fin,t}; y_{ger,t}; y_{ita,t}; y_{net,t}; y_{nor,t}; y_{swe,t}; y_{uk,t}\right\}_{t=1900}^{t=2000}$$

Estrategia de Estimación

1^{ro} En pares: sea $M \equiv \{aus, bel, den, fin, ger, ita, net, nor, swe, uk\}$ y $Y_{m,t} = [y_{fra,t} \ \ y_{m,t}]'$ con $m \in M$.

$$\Delta Y_{m,t} = v_{m0} - v_{m1}t + \sum_{k=1}^{K_m^*-1} \Gamma_{mk} \Delta Y_{m,t-k} + \alpha_m \left(\beta_m Y_{m,t-1} - c_{m0} - c_{m1}t\right) + \epsilon_{mt}$$

I Verificamos si hay una relación de cointegración en los 5 casos sugeridos por Johansen (1995). Si hay en más de uno, se escoge el de mejor HQ.

II Evaluamos $H_0 : \beta_m = -1$ $(\forall m \in M)$ con prueba de MV sobre el modelo seleccionado en I.

III Estimamos por pares con los resultados en I y II. Obtenemos las estimaciones $\widehat{\beta}_m$ $(\forall m \in M)$

2^{do} Conjunta y condicional a III con $Y_t = [y_{fra,t}; \ y_{aus,t}; \ \dots \ y_{uk,t}]'$.

$$\Delta Y_t = v_0 - v_1 t + \sum_{k=1}^{\max(\{K_m^*\}_{m \in M})-1} \Gamma_k \Delta Y_{t-k} + \alpha \left(\widehat{\beta} Y_{t-1} - c_0 - c_1 t\right) + \epsilon_t$$

IV Estimar y computar $\alpha_\perp$ y $\beta_\perp$ del teorema de representación de Granger.

Resultados: En pares-I

$$\lim_{k \to \infty} E\{\beta_1 y_{fra,t+k} - \beta_2 y_{m,t+k} - c_1(t+k) - c_0 | \mathcal{I}_t\} = 0$$

Long-run Assumption	$E[\beta Y_t] = 0$	$E[\beta Y_t] = c_0$		$E[\beta Y_t] = c_0 + c_1 t$	
Dummies Out of CE		-	c	c	c & t
Austria	2	1 (-3.9274)	1 (-3.9321)*	0	1 (-3.8717)
Belgium	1 (-5.9314)*	0	0	0	0
Denmark	2	1 (-5.6369)*	0	0	0
Finland	2	0	0	0	0
Germany	1 (-4.9616)	1 (-4.9810)*	0	0	0
Italy	2	1 (-5.1177)	1 (-5.1279)*	0	1 (-5.0362)
Netherlands	0	1 (-5.3371)*	1 (-5.3235)	1 (-5.2718)	2
Norway	1 (-6.0623)*	1 (-6.0381)	0	0	0
Sweden	2	1 (-6.2481)*	0	0	0
UK	1 (-5.7117)*	1 (-5.6812)	0	0	0

Number of Cointegration relations are displayed. When 1, the HQ of the underlying model is showed in parenthesis.
* Most suitable VEC model based on HQ criteria.

Cuadro: Johansen test results

Resultados: En pares-II y III

	Test		Estimations**		
	χ^2-val.	Prob.	β_2	c_0	c_1
Austria	0.488	0.485	-1	0.131	-
Belgium	6.577	0.01*	-0.926 (0.020)	-	-
Denmark	0.021	0.886	-1	-0.657 (0.104)	-
Finland	-	-	-	-	-
Germany	-	-	-0.763 (0.058)	-	-
Italy	0.008	0.927	-1	0.081	-
Netherlands	27.381	0.000*	-1.219 (0.019)	-1.996 (0.159)	-
Norway	31.043	0.000*	-0.720 (0.044)	-	-
Sweden	0.046	0.831	-1	0.972 (0.241)	-
UK	8.387	0.004*	-0.772 (0.045)	-	-

H_0: $\beta = (1, -1)$, i.e. Absolute convergence, H_1: $\beta = (1, -v)$, where $v \neq 1$, i.e. Cond. convergence. Always on the most suitable model based on table [1].

* reject H_0 at 5 % of confidence level.

** Always on the most suitable model based on table [1] and under the convergence hypothesis result in this table

$\beta_1 = 1$ in all cases.

Cuadro: Test of conditional convergence

Resultados: Conjunta condicionada

- Teorema de representación de Granger.

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{y}_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \beta_\perp [\alpha'_\perp \Phi^*(1)\beta_\perp]^{-1} \alpha'_\perp \left(\sum_{s=1}^{t} \epsilon_s \right) + \mathbf{y}_t^c - \mathbf{y}_0^c, \qquad (1)$$

Donde $\beta_\perp$ y $\alpha_\perp$ son ortogonales a β y α respectivamente.

- Note que

$$w_t = \sum_{s=1}^{t} \epsilon_s = \sum_{s=1}^{t-1} \epsilon_s + \epsilon_t = w_{t-1} + \epsilon_t$$

y

$$\begin{aligned} r_t &= [\alpha'_\perp \Phi^*(1)\beta_\perp]^{-1}\alpha'_\perp w_t = [\alpha'_\perp \Phi^*(1)\beta_\perp]^{-1}\alpha'_\perp w_{t-1} + [\alpha'_\perp \Phi^*(1)\beta_\perp]^{-1}\alpha'_\perp \epsilon_t \\ &= r_{t-1} + [\alpha'_\perp \Phi^*(1)\beta_\perp]^{-1}\alpha'_\perp \epsilon_t \end{aligned}$$

Entonces $\partial y_{m,t}/\partial r_t$ es $\beta_\perp$.
Mientras que $\partial r_t/\partial \epsilon_{m,t}$ es $\alpha_{m,\perp}$.

Resultados

- $\alpha_{m,\perp}$: Cambios en la tendencia común ante choques en la producción del país m.
- $\beta_{m,\perp}$: Cambios en la producción del país m ante cambios en la tendencia común.

	Conditioned $\lvert\widehat{\alpha}_{\perp}\rvert$	Conditioned $\widehat{\beta}_{\perp}$
France	1	1
Austria	0.46	1
Belgium	0.03	1.08
Denmark	0.58	1
Germany	0.37	1.31
Italy	0.21	1
Netherlands	0.44	0.82
Norway	0.60	1.39
Sweden	0.13	1
UK	0.29	1.30

Cuadro: Joint estimation results of $\alpha_{\perp}$ and $\beta_{\perp}$

Conclusiones

- Aporte: Formalización de definición de convergencia y extensión empírica (generaliza Bernard y Durlauf (1995)).
- No hay evidencia a favor del progreso exógeno o constante de la tecnología.
- Hay evidencia de diferencias sistemática de producción per-cápita y eficiente, aun en convergencia absoluta.
- Austria, Dinamarca, Italia y Suecia $\rightarrow$ σ-converge $\rightarrow$ Francia. Alemania, Bélgica, Noruega, UK y Países Bajos $\rightarrow$ β-converge $\rightarrow$ Francia. Finlandia no converge.
- La estimación conjunta sugiere que Francia es el país que más impacta la tendencia común; mientras que Italia, UK y Austria la afectan menos.
- Noriega, Alemania y UK son los más sensibles ante cambios en la tendencia común; mientras que Países Bajos es el menos sensible.

- No se pueden identificar cambios recientes en la dinámica de largo plazo.
- Comprender el sentido económico de tener más de una tendencia común.
- Analisis conjunto no formal.