

Globalización, Ciclos Económicos y Respuesta Cíclica de la Economía de Puerto Rico: Evidencia Empírica entre 1967 a 1998

José I. Alameda Lozada Ph.D.*

Extracto:

En este artículo se investiga la respuesta cíclica de la economía de Puerto Rico antes los ciclos de la economía de Estados Unidos y la economía global. Se incluyen los precios del petróleo y la tasa de interés del corto plazo.

Se concluye que la respuesta cíclica ha experimentado cambios significativos desde la última recesión del 1990-91, no necesariamente como consecuencia de ésta sino por factores estructurales. En primer lugar, la economía de Puerto Rico muestra evidencia de haberse “endogeneizado”, respondiendo menos a las fluctuaciones de la economía de Estados Unidos. Igualmente se muestra que la economía global no ha tenido una explicación significativa en las fluctuaciones de la economía puertorriqueña en el corto plazo.

Introducción

En el último tercio del siglo XX, parece haberse producido un notable avance del proceso de globalización en la mayoría de las economías del mundo. La característica fundamental de este proceso es reconocible por aquellas innovaciones de la tecnología en las industrias de las comunicaciones y la transportación, las cuales pueden haber creado que la conexión entre los sectores productivos y financieros en el plano global, se realice de una manera más rápida y efectiva.

En teoría, el resultado principal de esta mayor integración pudiera encauzar una mayor transmisión del ciclo económico entre las naciones industrializadas y aquellas en vía de desarrollo. Esta situación debería aumentar la sincronización de las fases tradicionales del ciclo entre los países. De ser cierta esta aseveración, entonces, podríamos referirnos a un verdadero “ciclo global”.

No empee, estudios recientes parecen contradecir este razonamiento teórico. Una investigación de Hoffmaister, Pradhan y Samiei (1998) presenta evidencia que la relación cíclica entre los países industrializados y aquellos en vía de desarrollo ha ido cambiando en sentido contrario a lo esperado por la teoría¹. En específico, los países en vía de desarrollo, en especial las economías asiáticas, muestran una mayor resistencia a las perturbaciones de los países industrializados y a su vez exhiben un papel más activo dentro de la actividad económica global. Factores tales como la política interna, el

* Catedrático, Departamento de Economía, Universidad de Puerto Rico, Recinto Universitario de Mayagüez.

¹ A. Hoffmaister, M. Pradhan, y H. Samiei. 1998. “Have North-South Growth Linkages Changed?”. World Development. 26(5) págs. 791-808.

régimen de las tasas de intercambio, la mayor apertura de las economías, la volatilidad de los flujos de capital, entre otros, pueden explicar tal cambio.

De otra parte, otro estudio del Grupo del Banco Bilbao Vizcaya encuentra evidencia que la globalización resulta ser compatible con una menor sincronización y una menor volatilidad agregada entre los países que comprenden el G-3 (Estados Unidos, Comunidad Europea y Japón)². Según esta fuente, el proceso de regionalización que impulsa la globalización puede conllevar una menor sincronía pero una mayor volatilidad interna a los ciclos individuales.

En el caso de la economía de Puerto Rico, la cual ha estado tradicionalmente enlazada a la economía de Estados Unidos, la respuesta cíclica parece estar tomando un giro parecido al discutido. Por un lado, la amplia representación de empresas multinacionales norteamericanas en la manufactura y servicios puede conllevar que las decisiones de producción, flujo de capital, movimientos de mano de obra, tecnología y comercio intra-empresa, se hagan con criterios de la economía global y no regionales, entendiéndose Estados Unidos. Como cuestión de hecho, el conocido economista especialista en ciclos económicos, Geoffrey Moore, en una presentación ante la Asociación de Economistas de Puerto Rico en 1992 aportó evidencia estadística que parece sustentar la aseveración anterior. El índice coincidente de la economía de Puerto Rico generado por la Junta de Planificación, mostraba una mayor correlación estadística con un índice de la economía global que con el índice coincidente de la economía de Estados Unidos³.

La gráfica 1 muestra la relación entre el índice coincidente de Puerto Rico con aquellos representativos de la economía global⁴ y de Estados Unidos. Se utiliza el filtro Hodrick-Prescott (filtro HP) para suavizar los cambios. Las barras ennegrecidas demarcan los períodos recesivos de la economía de Estados Unidos, siguiendo las fechas de referencias del Comité de Fechas del National Bureau and Economic Research (NBER). En la misma se muestra un movimiento bastante sincrónico entre las tres economías entre las décadas de 1960, 1970 y digamos, a mediados de 1980. No empece, desde mediados de 1980, esta sincronización parece haberse desvirtuado.

Haciendo un análisis de correlación parcial entre los índices para el período de enero de 1967 a julio de 1998 encontramos que el coeficiente de correlación entre Puerto Rico y Estados Unidos es 0.71 mientras que con el global es 0.78. Sin embargo, esta relación tiende a cambiar cuando se consideran los diversos ciclos entre 1967 a 1998.

² Ver “La Paradoja de la globalización” Claves Económicas: Puerto Rico” Banco Bilbao Vizcaya. marzo de 2000

³ Según Moore, el coeficiente de correlación entre el índice de Puerto Rico con el global fue 0.90 pero con Estados Unidos fue 0.78. La información usada fue entre 1961 y 1992. La conferencia fue en marzo del 1992.

⁴ El índice de la economía global es producido por la institución “International Center of Business Cycles Research” hoy conocida como Economic Cycle Research Institute (ERCI). La misma fue creada por Geoffrey Moore en la Universidad de Columbia en Nueva York, hoy ya desafiada de ésta.

La Tabla 1 muestra la correlación parcial para cada ciclo, usando las fechas de referencia del Comité de Fechas del NBER para Estados Unidos. Como se puede notar, la correlación parcial entre Puerto Rico y Estados Unidos se reduce a través del tiempo pero al igual a la economía global. Resalta a la vista la baja correlación para el ciclo más reciente.

Frente a estos resultados, este estudio pretende examinar las relaciones cíclicas entre Puerto Rico, Estados Unidos y la economía global usando un modelo de vectores autoregresivos. En específico, pretende examinar la existencia de cambios estructurales de las relaciones cíclicas entre Puerto Rico, Estados Unidos y la economía global. Se añaden elementos nuevos de análisis de las series de tiempo las pruebas estadísticas de raíz unitaria, cointegración, causalidad Granger y otras contemporáneas.

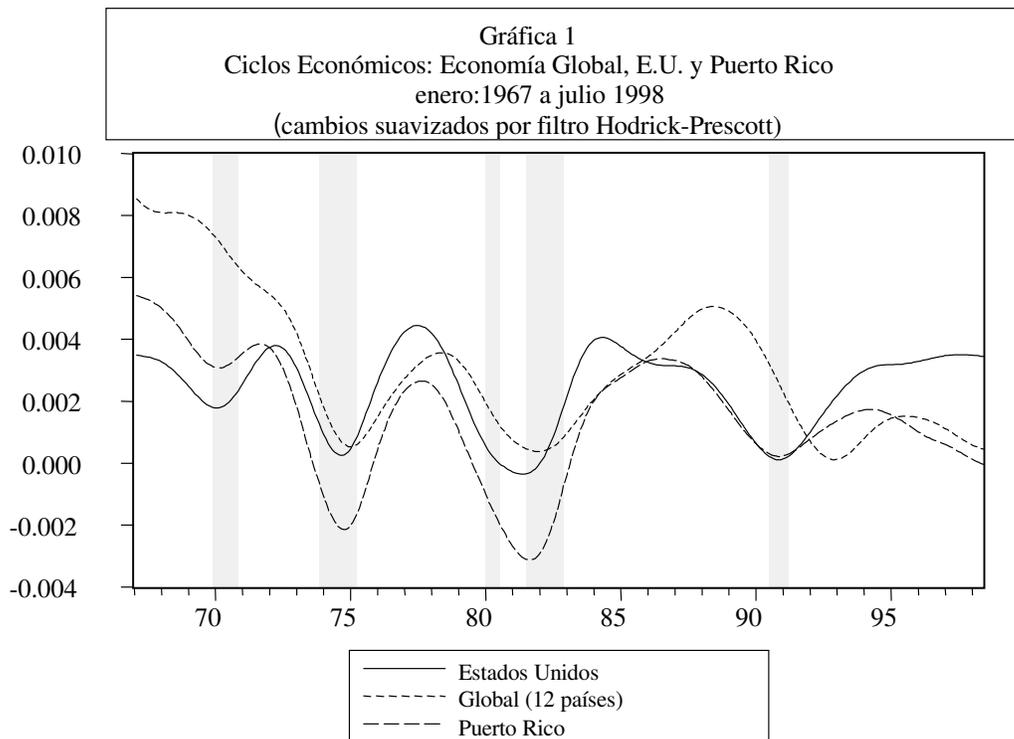


Tabla 1
Correlación Parcial de los Índices de Puerto Rico, Estados Unidos y
la Economía Global por Fechas de Referencia de los Ciclos en Estados Unidos

FECHAS DE REFERENCIA	PR v. EU	PR v. GLOBAL	EU v. GLOBAL
1967:02*– 1970:11	0.99	0.80	0.76
1970:11 – 1975:03	0.95	0.99	0.91
1975:03 – 1980:07	0.98	0.80	0.65
1980:07 – 1980:11	0.99	0.99	0.99
1980:11 – 1991:03	0.84	0.78	0.39
1991:03– 1998:06**	0.10	-0.05	0.007
1967:02 – 1998:06	0.71	0.78	0.269

* Se usa esta fecha pues la información disponible para este trabajo comienza en ésta.

La fecha de referencia del NBER es 1961:02

** termina la información, no es fecha de referencia.

Las variables consideradas

En este estudio se utilizan las siguientes variables dentro de un modelo de comportamiento de corto plazo:

1. Índice coincidente de actividad económica de Puerto Rico (XPR)
2. Índice coincidente de Estados Unidos (XEU)
3. Índice coincidente de la economía global (XGLOBA)
4. Precio del barril de petróleo crudo: West Texas Intermediate (OILP)
5. Tasa de interés de fondos interbancarios de corto plazo (Fed Funds rate") (FEDR)

El XPR es publicado por la Junta de Planificación y es un indicador compuesto de doce variables, a saber; empleo total, empleo en la manufactura, nómina en la manufactura, horas trabajadas en la manufactura, comercio externo neto, registros en hoteles turísticos, ventas al detal, arbitrios, producción de energía eléctrica, consumo de energía eléctrica, valor de nuevas unidades de vivienda, producción de cemento y registro de nuevos vehículos de motor. Las variables monetarias son deflacionadas por el índice de precios al consumidor con base de 1984.

El XEU fue creado por el Economic Cycle Research Institute (ECRI) al igual que el XGLOBA. Este último es uno compuesto de los siguientes doce países; Alemania, Reino Unido, Francia, España, Italia, Suiza, Suecia, Canadá, Japón, Taiwán, Australia y Nueva Zelanda. Ambos son indicadores coincidentes de la actividad económica de corto plazo.

El precio del barril de petróleo (OILP), *West Texas Intermediate*, aunque hace referencia a la Costa del Golfo de México, sirve de marco para el precio internacional.

Suponemos que existe cointegración de los diversos mercados y por ende, en el movimiento de los precios internacionales del petróleo crudo. El precio está denominado en dólares de Estados Unidos y su fuente proviene de <http://www.economagic.com>.

Por último, la tasa de interés (FEDR) del corto plazo de los fondos interbancarios de Estados Unidos, en inglés, “Fed Funds rate” debe representar los cambios en el mercado monetario y en la política monetaria. Bernanke y Blinder (199x) concluyen que esta tasa es un buen indicador de la política monetaria en Estados Unidos ⁵. Si la política monetaria de Estados Unidos es dominante globalmente, esta tasa deberá servir de marco de referencia para otras economías en el mundo en sus decisiones financieras y productivas.

Todas las variables han sido convertidas a su base de logaritmo natural, y se denota con una “L” al frente de su abreviatura. Por ejemplo, LOILP es el logaritmo natural del precio del barril de petróleo crudo “West Texas Intermediate”. Se utiliza las variables de forma mensual y se presentan como sigue; 1967:01 se refiere a enero de 1967 y así sucesivamente.

3. Las Pruebas Ex-Antes del Modelo de Transmisión de Ciclos

En esta sección se somete el modelo considerado a las pruebas fundamentales para determinar la capacidad analítica del mismo. En primer lugar se prueba la estabilidad del modelo, en segundo, se hace la prueba de la raíz unitaria para cada variable, y la forma en que las variables deben ser considerada en el modelo. En tercer lugar, se presenta la prueba de causalidad Granger, la cual sirve para ordenar las variables desde las más exógena hasta la más endógena. En cuarto, se prueba el número de rezagos a ser usados para cada variable en el modelo y finalmente, se realizan la prueba de cointegración Johansen.

3.a. Prueba de estabilidad

En el análisis de períodos prolongados de tiempo se debe considerar la posibilidad de cambios estructurales, los cuales pueden afectar la estabilidad del modelo y de la capacidad de pronóstico de los parámetros estimados. En el desarrollo de las técnicas estadísticas sobre las series de tiempo, se han logrado pulir un nutrido grupo de pruebas que pueden arrojar luz sobre la estabilidad de los parámetros para diversos períodos considerados.

⁵ B. Bernanke y A. Blinder, A. 1992. “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission” *American Economic Review*, septiembre , 901-921.

La prueba CUSUM (Brown, Durbin y Evans, 1975) basa la estabilidad del modelo en un modelo recursivo, el cual somete a los residuales de éste a iteraciones y examina la capacidad de estabilidad dentro de unas bandas estadísticas críticas. Se sometieron a la prueba de estabilidad dos modelos, uno con las variables en logaritmo y en sus niveles y el otro, con las variables en primeras diferencias. En ambos casos se usaron en el modelo las variables que identifican a la economía de Puerto Rico, Estados Unidos y la Global (LXPR, LXEU y LXGLOBA), y los precios, LOILP y LFEDR.

La opción de la prueba CUSUM se basa en la suma acumulada de los residuos recursivos. A un nivel crítico de 5% de confiabilidad se establece bandas de bondad de ajuste, las cuales sirven para demarcar la fecha específica en que el modelo se torna inestable. Cuando la suma de los residuos recursivos sobrepasan las bandas de ajuste, se sugiere la inestabilidad de los parámetros del modelo en la fecha demarcada.

La prueba de CUSUM fue utilizada para una regresión en donde la primera diferencia de LXPR fue “regresada” frente a las primeras diferencias de las series de tiempo, XGLOBA y XEU. Las variables fueron suavizadas usando el filtro HP antes mencionado. El resultado de la prueba indica que la inestabilidad de los parámetros en la ecuación de regresión se presenta precisamente en 1991:03, cerca de punto mínimo de la última recesión 1990-91. Por lo tanto, el análisis aquí se realiza tomando dos sub-períodos de tiempo: 1967:01 a 1991:03, y 1991:03 a 1998:06.

Para corroborar la significancia estadística de que ambos períodos son realmente diferentes aplicamos la prueba de Chow (“Chow’s test”). Esta prueba consiste en ajustar una ecuación separadamente para cada sub-período y observar si la estimación de los parámetros es estadísticamente diferente para cada sub-período.

La Tabla 2 presenta la prueba Chow para la fecha 1991:03. En la misma se obtiene que ambos sub-períodos son diferentes desde el punto de vista estadístico, por lo que se establece que los parámetros de la primera ecuación (período 1967:01 a 1991:03) son estadísticamente diferente a aquellos de la segunda (período 1991:03 a 1998:06).

Gráfica 2
Prueba CUSUM

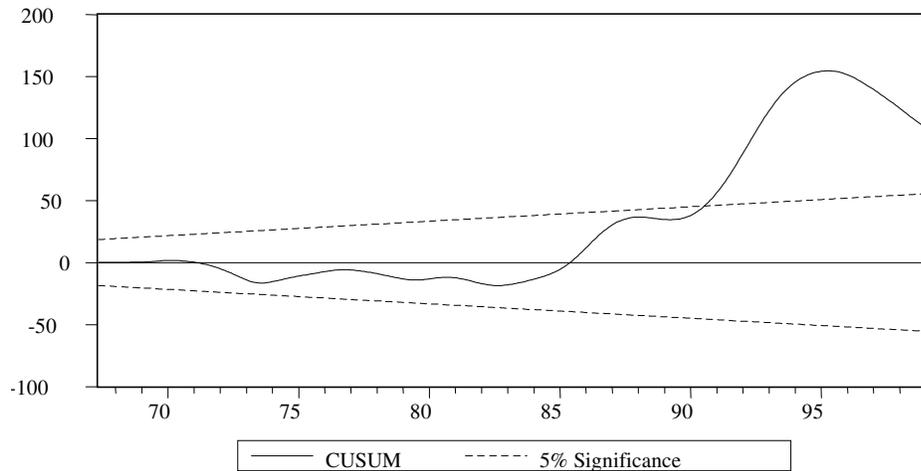


Tabla 2
Prueba de Chow
Punto de ruptura: 1991:03

F-STATISTIC	153.2	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	303.9	Probability	0.000000
Chow Forecast Test: Forecast from 1991:03 to 1998:06			
F-statistic	7.27	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	442.8	Probability	0.000000

3. b. Prueba de la raíz unitaria—Dickey-Fuller

Una prueba estadística comúnmente usada en los estudios contemporáneos sobre ciclos económicos es la prueba de la raíz unitaria (“unit root test”). En la misma se suele utilizar el estadístico Dickey-Fuller o en su variante, el estadístico Dickey-Fuller Aumentado (“Augmented Dickey-Fuller”). Esta última usa un número determinado de rezagos mientras que en la primera, los mismos no son considerados. Los rezagos suelen ser tomados a discreción del investigador o hasta que los residuales de la ecuación tengan un comportamiento “white noise” (sin tendencia o patrón de movimiento aleatorio).

Mediante la prueba de Dickey-Fuller se rechaza o acepta la hipótesis sobre el tipo de tendencia contenida en la variable, a saber, estacionaria en su nivel (sin tendencia en su nivel) o estacionaria por medio de la diferenciación (sin tendencia por n diferencias). Si mediante la aplicación de la primera diferencia, la variable es estacionaria-- o sea, tiene media y desviación estándar fija -- entonces se conoce como integrada de orden uno y se denota $I(1)$. Si la variable es estacionaria sin ser diferenciada, está exhibe la característica de ruido blanco (“white noise”) y se denota $I(0)$.

Si la variable tiene raíz unitaria es por lo tanto $I(1)$, esto es, siendo la variable no-estacionaria (con tendencia), la misma se convierte en estacionaria (sin tendencia) cuando se aplica la primera diferencia. Aunque no es usual, algunas series de tiempo requiere de más de una diferencia para convertirse en estacionaria.

La teoría clásica de la regresión establece que las series de tiempo deben ser estacionarias para tener la mejor interpretación de los parámetros de la regresión. Igual condición es importante en la aplicación de la técnica de cointegración. Si las series de tiempo son $I(1)$ y a la vez están cointegradas, entonces, se suele usar el modelo de Vectores con Corrección de Errores (en inglés, "Vector Error Correction--VEC), en vez del modelo de Vectores Autoregresivos (VAR) con las variables en primeras diferencias.

La Tabla 3 presenta el resultados de las pruebas de raíz unitaria para las variables LXPR, LXEU, LXGLOBA, LOILP Y LFEDR, usando la prueba Dickey-Fuller y Dickey Fuller Aumentada (con rezagos). Todas las variables tienen raíz unitaria y son integradas de orden uno, $I(1)$. Esto es, todas las variables examinadas se convierten en estacionarias si se les aplica las primeras diferencias.

Tabla 3
Prueba Raíz Unitaria--Dickey-Fuller

1967:1 a 1998:6											
	LXPR		LXEU		LXGLOBA		LOILP		LFEDR		
Lags	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	
0	-2.35	-12.68*	-1.43	-12.66*	-2.77	-18.51*	-0.98	-15.56*	-1.77	-11.72*	
2	-2.61	-10.68*	-3.00	-7.06*	-3.25	-7.63*	-1.27	-10.72*	-2.71	-9.60*	
4	-2.57	-5.45*	-3.53	-5.95*	-2.99	-6.15*	-1.17	-8.83*	-2.62	-8.22*	
1967:1 a 1991:03											
	LXPR		LXEU		LXGLOBA		LOILP		LFEDR		
Lags	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	
0	-2.97	-8.94*	-1.09	-9.91*	-2.90	-15.93*	-1.33	-13.68*	-1.84	-10.14*	
2	-2.43	-8.63*	-2.74	-5.85*	-3.32	-6.37*	-1.39	-9.39*	-2.80	-8.74*	
4	-2.52	-4.41*	-3.29	-5.15*	-3.01	-5.32*	-1.37	-7.22*	-2.69	-7.42*	
1991:03 a 1998:06											
	LXPR		LXEU		LXGLOBA		LOILP		LFEDR		
Lags	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	
0	-1.52	-10.93*	-2.86	-12.78*	-1.55	-10.40*	-2.69	-7.36*	-1.02	-6.84*	
2	-1.50	-8.23*	-2.67	-6.53*	-1.43	-5.24*	-3.09	-4.90*	-1.24	-3.05	
4	-1.36	-4.52*	-3.07	-5.29*	-1.56	-3.20	-2.76	-5.78*	-1.57	-3.01	

* significativa al nivel crítico de 1% (-3.45 nivel crítico)

3.c. Selección de rezagos

Con el propósito de seleccionar el número óptimo de rezagos en cada una de las ecuaciones, se suele usar los criterios de información de Akaike (Akaike Information Criterion-AIC) y de Schwarz (Schwarz Criterion-SC). En el caso de AIC se selecciona el número de rezagos óptimos usando el valor mínimo de este indicador. El criterio alternativo de SC impone un mayor de penalidad para rezagos adicionales. En la Tabla 4 se presentan los resultados de ambos criterios. No obstante, siguiendo ambos criterios se nota que el valor mínimo se consigue cuando existe un solo rezago. La prueba se realizó tanto para los niveles de las variables con logaritmo natural, como en sus primeras diferencias. El resultado fue idéntico y mostraba que un rezago como es el nivel óptimo bajo ambos criterios.

Tabla 4
Selección de Rezagos
Criterios de Información Akaike (AIC) y Schwarz (SC)

Rezagos	1967:1 A 1991:03		1991:3 A 1998:06	
	AIC	SC	AIC	SC
1	5394*	5395*	1791*	1792*
2	6176	6177	2105	2107
3	6806	6807	2279	2282
4	6955	6956	2324	2327
5	6949	6951	2355	2359
6	6953	6955	2371	2375
7	6953	6956	2393	2398
8	6946	6949	2407	2413
9	6940	6943	2438	2445
10	6934	6938	2471	2478
11	6933	6936	2497	2505

* número óptimo de rezagos (valor mínimo de la función).

3.d. La prueba de Causalidad Granger

Antes de estimar el modelo autoregresivo es requisito indispensable el establecer el orden de causación entre las variables dentro del modelo. Con tales propósitos se utiliza la prueba de causalidad Granger, la cual no implica estrictamente relaciones de causa y efecto, pero sí el orden en que las variables deben colocarse dentro del modelo VEC o VAR. Por lo tanto, para asignar la cadena de causalidad se utiliza el modelo Choleski que ordena previamente las variables desde la más exógena a la más endógena. Es indispensable colocar en el primer orden, aquellas variables exógenas las cuales determinan pero no son determinadas dentro del modelo. En última instancia, se deberán colocar aquellas variables endógenas, las cuales son determinadas en el modelo, aunque en algunos casos, las mismas podrían determinar a otras. Esta prueba tiene la ventaja de no suponer la exogeneidad de una variable como tradicionalmente se hace en los modelos econométricos que tienen un número significativo de variables y ecuaciones.

Basados en la prueba de causalidad de Granger, se estableció la dirección de causalidad en las variables para ambos sub-períodos. De acuerdo con los resultados presentados en la Tabla 5 para el primer período 1967:01 a 1991:03, obtenemos los siguientes resultados:

1. la tasa de interés “causa” el precio del petróleo pero no lo contrario.
2. la tasa de interés “causa” Estados Unidos y a Puerto Rico, y no a la inversa.
3. El precio de petróleo “causa” la economía global y la de Puerto Rico pero no a E.U.
4. La economía global “causa” a Puerto Rico y a E.U.
5. La economía de E.U. no “causa” a Puerto Rico⁶.
6. La economía de E.U. “causa” la global y viceversa, aunque la significancia estadística mayor está desde E.U. a la global.

Por lo tanto, el orden de causalidad en el modelo debe ser;

$$\text{LFEDR} \rightarrow \text{LOILP} \rightarrow \text{LXEU} \rightarrow \text{LXGLOBA} \rightarrow \text{LXPR}$$

En el período 1991:03 a 1998:06 presentados en la Tabla 6, los resultados apunta hacia lo siguiente:

1. la tasa de interés (LFEDR) “causa” la economía de Puerto Rico y la global,
2. la economía de Estados Unidos “causa” la tasa de interés, pero no a la inversa,
3. el precio de petróleo “causa” la tasa de interés.
4. La economía de Puerto Rico no es “causada” por Estados Unidos,

Por lo tanto, el orden de causalidad en el modelo debe ser;

$$\text{LOILP} \rightarrow \text{LFEDR} \rightarrow \text{LXEU} \rightarrow \text{LXGLOBA} \rightarrow \text{LXPR}$$

Como se puede apreciar, las relaciones de causalidad cambian para ambos períodos. Por ejemplo, en el primer período, el precio de petróleo no era “causa” de la tasa de interés, pero no así, en el segundo período. En segundo lugar, se nota una importancia marcada en ambos períodos de la tasa de interés. Este resultado cuadra muy bien con la prueba de cointegración que veremos en la próxima sección, la cual insiste en que la tasa de interés es determinante importante en el equilibrio de largo plazo dentro del sistema de los ciclos económicos del modelo.

En segundo lugar, sorprenden las relaciones de causalidad encontradas entre la economía de Estados Unidos y la de Puerto Rico, y entre la economía de E.U. y la global.

⁶ Este resultado parece sorprendente. Por tal razón usamos la causalidad Granger para más de un rezagos. Más adelante se realiza una prueba de causalidad de mayores rezagos.

Con el propósito de entender mejor estos resultados se volvió a realizar la prueba de causalidad Granger usando un mayor número de rezagos. En la Tabla 7 se presenta el resultado usando varios rezagos (“lags”).

Tabla 5
Causalidad Granger
1967:01 a 1991:03

HIPOTESIS NULA: N=290 (rezagos =1)	F-STATISTIC	PROBABILIDAD
LXEU does not Granger Cause LXPR	2.87236	0.0912
LXPR does not Granger Cause LXEU	2.25889	0.13395
LXGLO12 does not Granger Cause LXPR	9.08677*	0.0028
LXPR does not Granger Cause LXGLOBA	0.41183	0.52155
LFEDR does not Granger Cause LXPR	41.8743*	4.20E-10
LXPR does not Granger Cause LFEDR	1.90934	0.16811
LOILP does not Granger Cause LXPR	7.35259*	7.10E-03
LXPR does not Granger Cause LOILP	3.57174	0.05978
LXGLOBA does not Granger Cause LXEU	4.63854*	3.21E-02
LXEU does not Granger Cause LXGLOBA	17.8368*	3.20E-05
LFEDR does not Granger Cause LXEU	44.2521*	1.50E-10
LXEU does not Granger Cause LFEDR	0.39341	0.53101
LOILP does not Granger Cause LXEU	1.66673	0.19774
LXEU does not Granger Cause LOILP	0.94119	0.33279
LFEDR does not Granger Cause LXGLOBA	6.56211*	0.01093
LXGLOBA does not Granger Cause LFEDR	0.00236	0.96127
LOILP does not Granger Cause LXGLOBA	12.5201*	0.00047
LXGLOBA does not Granger Cause LOILP	2.06026	1.52E-01
LOILP does not Granger Cause LFEDR	0.01265	0.91054
LFEDR does not Granger Cause LOILP	5.27778**	0.02232

* significativa a 1% de nivel crítico

** significativa a 5%

Tabla 6
Prueba de Causalidad Granger
1991:03 a 1998:06

N=88 (REZAGO=1)	F-STATISTIC	PROBABILIDAD
LXEU does not Granger Cause LXPR	3.31321	0.07224
LXPR does not Granger Cause LXEU	3.19177	0.07758
LXGLOBA does not Granger Cause LXPR	0.59680	0.44195
LXPR does not Granger Cause LXGLOBA	3.98854	0.04901
LFEDR does not Granger Cause LXPR	14.8015*	0.00023
LXPR does not Granger Cause LFEDR	0.20188	0.65435
LOILP does not Granger Cause LXPR	0.12867	0.72071
LXPR does not Granger Cause LOILP	0.15462	0.69514
LXGLOBA does not Granger Cause LXEU	0.12101	0.72880
LXEU does not Granger Cause LXGLOBA	2.37346	0.12713
LFEDR does not Granger Cause LXEU	1.20720	0.27499
LXEU does not Granger Cause LFEDR	12.1737*	0.00077
LOILP does not Granger Cause LXEU	0.26283	0.60951
LXEU does not Granger Cause LOILP	0.03766	0.84659
LFEDR does not Granger Cause LXGLOBA	5.69511**	0.01923
LXGLOBA does not Granger Cause LFEDR	2.44742	0.12143
LOILP does not Granger Cause LXGLOBA	0.08573	0.77039
LXGLOBA does not Granger Cause LOILP	0.21458	0.64438
LOILP does not Granger Cause LFEDR	12.3278*	0.00072
LFEDR does not Granger Cause LOILP	0.38886	0.53457

* significativa al nivel de 1%

* significativa al 5%

Tabla 7
Causalidad Granger para LXEU, LXPR y LXGLOBA

LXEU "causa" LXPR		
Rezagos/meses	1967:01 a 1991:03	1991:03 a 1998:06
2	10.38 * (0.000044)	1.226 (0.29)
4	10.1* (.00000011)	0.33 (0.86)
6	5.36* (.000030)	0.68 (0.66)
8	3.79 * (0.00032)	0.66 (0.72)
10	3.47* (0.00026)	0.70 (0.72)
LXEU "causa" LXGLOBA		
Rezagos/meses	1967:01 a 1991:03	1991:03 a 1998:06
2	11.7* (0.000013)	1.56 (0.218)
4	4.5* (0.0015)	1.65(0.171)
6	3.13 * (0.0056)	1.36 (0.247)
8	3.19 * (0.0056)	1.32 (0.248)
10	2.96 * (0.0015)	1.14 (0.347)

* significativa al 1% (en paréntesis valor de probabilidad)

En la medida que se aumenten el número de rezagos dentro del modelo, obtenemos que en primer lugar, la economía de E.U. "causa" a Puerto Rico para el período 1967:01 a 1991:03, pero no así para el período 1991:03 a 1998:06. En segundo lugar, se obtiene que la economía de E.U. "causa" la economía global pero no a la inversa. Esta relación se sostiene sólo para el primer período pero no en el segundo. En éste último, la economía de E.U. no "causa" la global.

3. e. Prueba Johansen de Cointegración

No hay duda que una de las innovaciones dentro del estado de la tecnología de la econometría se debe al trabajo de Engle y Granger (1987) sobre la cointegración⁷. En términos técnicos, la cointegración existe cuando la regresión entre dos variables no-estacionarias de orden I(1), genera residuales que siguen un patrón estacionario, o sea I(0). La cointegración, en general se refiere a una combinación lineal de variables integradas de un determinado orden I(d), la cual logra un vector que tiene un grado menor integración, digamos I(d-1). A esta combinación se le conoce como la ecuación de cointegración y se puede interpretar como una relación de equilibrio en el largo plazo.

Si en el modelo se considera n variables endógenas, cada una de orden I(1), pueden existir, entonces, n-1 vectores cointegrados. Si no existe cointegración se suele

⁷ Engle, R. y C.W.J. Granger. 1987." Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*. 55(2) 251-276

usar el modelo creado por el econometrista Christopher Sims de la Universidad de Minnesota, conocido como Vectores Autoregresivos (en inglés VAR) usando las variables endógenas en primeras diferencias. De existir una ecuación cointegrada, al modelo VAR se le incluye un término adicional—el error de la ecuación—que se llama Vectores de Corrección de Errores (en inglés Vector Error Correction-VEC). VEC es un modelo VAR restringido que reconoce las ecuaciones cointegradas y diseñado para usar las variables no estacionarias en el modelo, pues la diferenciación podría hacer perder información valiosa de la dinámica estructural dentro del modelo.

Por medio de la prueba Johansen (1988) se puede determinar el número de vectores cointegrados y se llama el rango cointegrado (“cointegrating rank”). Si existen n ecuaciones cointegradas y ninguna de las series es diferenciada, el modelo VAR se reformula usando el nivel de cada una de las variables. En la prueba de Johansen se computa el estadístico conocido como la “razón de verosimilitud” (“likelihood ratio statistic”) para cada ecuación añadida.

En la Tabla 8 se presenta un resumen de los diversos supuestos bajo la prueba de Johansen y el número de ecuaciones cointegradas. En la Tabla 9 se presentan los otros estadísticos y su significancia. Como se puede apreciar, bajos diversos supuestos a utilizarse se obtiene un número diferente de ecuaciones cointegradas. Si seleccionamos el supuesto de tendencia lineal en los datos y con intercepto, para el período 1967:01 a 1991:03 el resultado apunta a dos vectores cointegrados, mientras que en el período 1991:03 a 1998:06, se obtiene tan solo un vector cointegrado.

En el primer sub-período de 1967:01 a 1991:03, obtenemos que el primer vector cointegrado normalizado por el parámetro de LXPR, es como sigue:

$$(1) \text{ LXPR} - 0.279 \text{ LXEU} - 0.781 \text{ LXGLO} + 0.116 \text{ LFEDR} - 0.07 \text{ LOILP} + 0.0022 \text{ TREND} - 0.79$$

El segundo vector cointegrado y normalizado por el parámetro de LXEU es:

$$(2) \text{ LXEU} - 0.685 \text{ LXGLO} - 0.067 \text{ LFEDR} - 0.07 \text{ LOILP} + 0.000077 \text{ TREND} - 1.15$$

La gráfica 3 muestra el vector cointegrado (1). Es claro que en ciertos períodos de los años 1975 al 1978 y 1982 al 1986, el valor del LXPR estuvo por debajo de su tendencia de largo plazo como resultado directo de los períodos recesivos en estas épocas.

Tabla 8
Resumen de la prueba Johansen bajo Diversos Supuestos Modelo con un rezago (“lag”)

SERIES: LXPR, LXEU, LXGLO, LOILP, LFEDR					
Data en Tendencia	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Rango o Ecuaciones Cointegradas	Sin Intercepto ni tendencia	Con Intercepto no tendencia	Con Intercepto No tendencia	Con Intercepto y tendencia	Con Intercepto y tendencia Con Intercepto
1967:1 a 1991:03					
L.R. Test:	Rango = 2	Rango = 3	Rango = 2	Rango = 2	Rango = 3
1991:03 a 1998:06					
L.R. Test:	Rango = 2	Rango = 3	Rango = 0	Rango = 1	Rango = 1

Tabla 9
Prueba de Cointegración Johansen

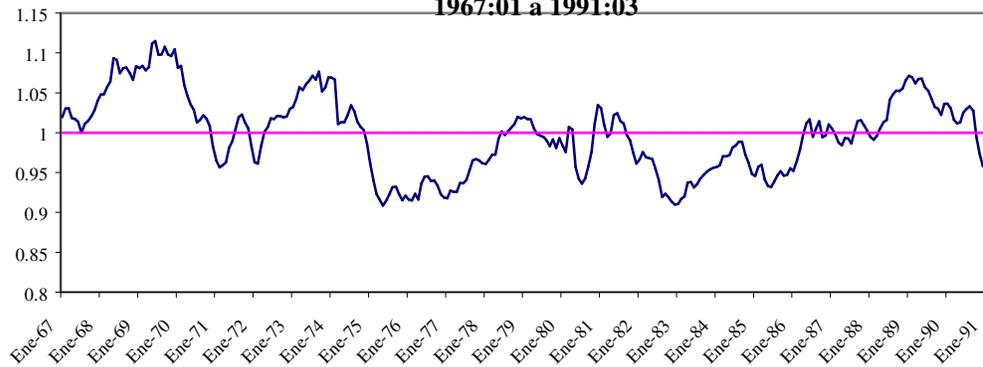
1967:01 a 1991:03			
Eigenvalues	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
0.166547	128.88**	87.31	96.58
0.119771	76.23**	62.99	70.05
0.071296	39.36	42.44	48.45
0.048604	17.97	25.32	30.45
0.012336	3.59	12.25	16.26
1991:03 a 1998:06			
0.329262	91.79*	87.31	96.58
0.246775	56.64	62.99	70.05
0.157999	31.70	42.44	48.45
0.096692	16.57	25.32	30.45

Un aspecto interesante en este período surge al sustraer los precios—tasa de interés de fondos interbancarios (LFEDR) y el precio del petróleo crudo (LOILP). El resultado apunta hacia ningún vector cointegrado. Si se añade el precio del petróleo, dejando fuera LFEDR, tampoco es suficiente para crear cointegración. Sin embargo, al añadir la tasa de interés, dejando fuera LOILP, se obtiene dos vectores cointegrados y el resultado es como sigue:

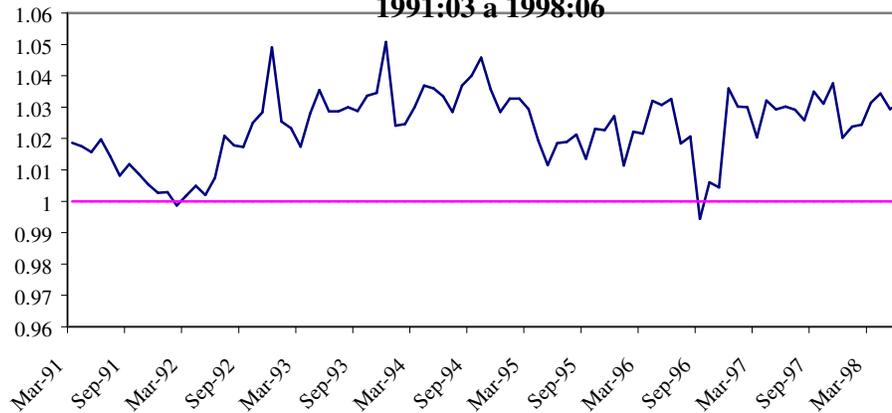
$$(3) \quad \text{LXPR} - 0.427 \text{LXEU} - 0.630 \text{LXGLO} + 0.0435 \text{LFEDR} + 0.0017 \text{TREND} - 0.732$$

$$(4) \quad \text{LXEU} - 0.587 \text{LXGLO} - 0.156 \text{LFEDR} - 0.00056 \text{TREND} - 1.45$$

Gráfica 3
Relación de Cointegración para LXPR
1967:01 a 1991:03



Gráfica 4
Relación de cointegración para LXPR
1991:03 a 1998:06



En el caso del período 1991:3 a 1998:06, el resultado obtenido es un solo vector cointegrado que al normalizar sus parámetros por LXPR, se obtiene el siguiente vector cointegrado:

$$(5) \quad LXPR + 1.73 LXEU - 0.907 LXGLO - 0.036 LFEDR - 0.037 LOILP - 0.0052 \text{TREND} - 7.27$$

Nuevamente se procedió a abstraer los precios de la ecuación y el resultado apunta a ningún vector cointegrado. Si se añade LOILP, dejando fuera LFEDR, no se obtiene el vector cointegrado. Sin embargo, cuando se añade LFEDR, excluyendo el LOILP, se obtiene el siguiente vector cointegrado:

$$(6) \quad LXPR + 1.52 LXEU - 0.57 LXGLO - 0.036 LFEDR - 0.005 \text{TREND} - 7.86$$

La interpretación para la inclusión de la tasa de interés dentro del modelo parece clara en vista de la gran importancia que ésta juega en las fluctuaciones de corto plazo y en el equilibrio del largo plazo, en este caso, determinado en gran medida por la política monetaria de Estados Unidos y sus posibles repercusiones de ésta en toda la economía global. Estos resultados parecen sostener que frente a una reducción del crecimiento en E.U., se podría afectar el crecimiento de la economía global. Si como consecuencia de una reducción en la economía de E.U. se impulsa una reducción en la tasa de interés, ésta no sólo podría crear un mayor dinamismo en la economía de E.U. pero, al igual, en la economía global, haciendo que las ambas economías retornen a su estado de equilibrio de crecimiento en el largo plazo (“steady state”). Este hallazgo parece reforzar la tesis de los monetaristas globales los cuales insisten en el papel que juega los agregados monetarios y la política monetaria en la determinación de los ciclos económicos internacionales.

Este resultado tiene algún paralelo con la conclusión obtenida por K.Kasa (1995), que al examinar los movimientos en los mercados de valores encuentra una amplia integración de los mismos y la existencia de una especie de tasa de redescuento común para las diversas economías del mundo⁸. Según este autor, mientras más volátil sea la tasa de interés, mayor será la integración de los mercado bursátiles y viceversa. Sin embargo, no parece estar claro el papel que juegan las variables reales dentro de esta conclusión.

De otra parte, se nota un cambio en los valores paramétricos en las ecuaciones de cointegración relativo a las variables LXEU y LFEDR para ambos períodos. Recordemos que la forma de análisis una vez normalizado los parámetros se hace interpretando los signos a la inversa. Por ejemplo, un signo negativo de LXEU, siendo normalizado el

⁸ Kasa, Kenneth; “Comovements among National Stock Markets” *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 1995, Number 1.

vector por LXPR, significa una relación directa entre LXEU y LXPR. En el período 1967:01 a 1991:03, el parámetro de LXEU es -0.279 y para el otro sub-período es 1.73 . Esto implica que en el primer sub-período, la economía de Puerto Rico (LXPR) se movía a la par con la economía de E.U. pero para el segundo se mueve en forma contraria. Este resultado se puede combinar con la prueba de causalidad “Granger” presentada en las Tabla 7 y 8, la cual muestra la pérdida gradual de enlace entre Puerto Rico y Estados Unidos. Para concluir, la economía de Puerto Rico desde la última recesión 1990-91, parece haber perdido la dinámica de crecimiento pasada asociada a la economía de Estados Unidos. Esta aseveración en nada aduce como causante de la pérdida de capacidad de crecimiento de la economía local frente a la de Estados Unidos, a la recesión de 1990-91. Investigaciones ulteriores son necesarias para determinar los factores explicativos de tal condición.

El parámetro de la variable LFEDR en el primer sub-período es $+0.116$ pero en el segundo este es -0.036 . En este caso se observa un cambio de dirección de la economía de Puerto Rico a la tasa de interés de corto plazo. En el primer sub-período un aumento de LFEDR reducía la capacidad de crecimiento, pero no así durante el segundo. No obstante, el valor del parámetro para el segundo período se reduce a una tercera parte, lo cual indica un merma en la capacidad de cambio de LXPR a cambios en la tasa de interés interbancaria, LFEDR.

5. Resultados del modelo VEC

Los resultados del modelo VEC se analizan usando dos elementos estadísticos (a) la función de impulso respuesta y (b) la descomposición de la varianza.

5.a La Función Impulso Respuesta

Un instrumento analítico interesante dentro del modelo es la función de impulso respuesta de las variables endógenas. En este se mide el efecto de una innovación (“shocks”) en una determinada variable sobre las otras variables dentro del sistema. Varios puntos importantes se coligen de este instrumento (ver Tabla 10);

1. Existe un cambio de dirección del impulso respuesta de LXPR a cambios en la economía de Estados Unidos y la tasa de interés (LFEDR). En el primer período el efecto de una desviación estándar de LXEU es positiva mientras que el segundo período es negativa (Ver Gráfica 5).
2. La tasa de interés en el primer sub-período tiene efectos negativos sobre la economía de Puerto Rico después de un período de cuatro meses, sin embargo, durante el segundo período se presenta como positiva, o sea, un aumento en la tasa de interés se asocia a un aumento de LXPR (Ver Gráfica 6).

3. El aumento en el precio de petróleo (LOILP) en el primer período muestra efectos positivos pero no así durante el segundo (Ver Gráfica 7). Este resultado desafía la lógica pues la realidad parece reforzar la tesis de un fuerte impacto de estas alzas en los precios del petróleo durante las décadas 1970 y 1980. No obstante, es probable que este efecto no sea reconocido en el modelo, pues el primer período incorpora un segmento temporal desde los años 1967 hasta el 1973, en donde los mismos se mantuvieron estables y sin efectos negativos significativos.
4. La economía global (LXGLOBA) muestra efectos inversos al de Estados Unidos. En el primer período, aumentos en la economía global traen aumentos en la economía de Puerto Rico hasta el primer trimestre, de ahí en adelante, el efecto comienza a descender. En el segundo período, el efecto es positivo y se mantiene así a través del tiempo. No obstante, la reacción de la economía de Puerto Rico no parece ser significativa a estos cambios (Ver Gráfica 8).

5.b La descomposición de la varianza

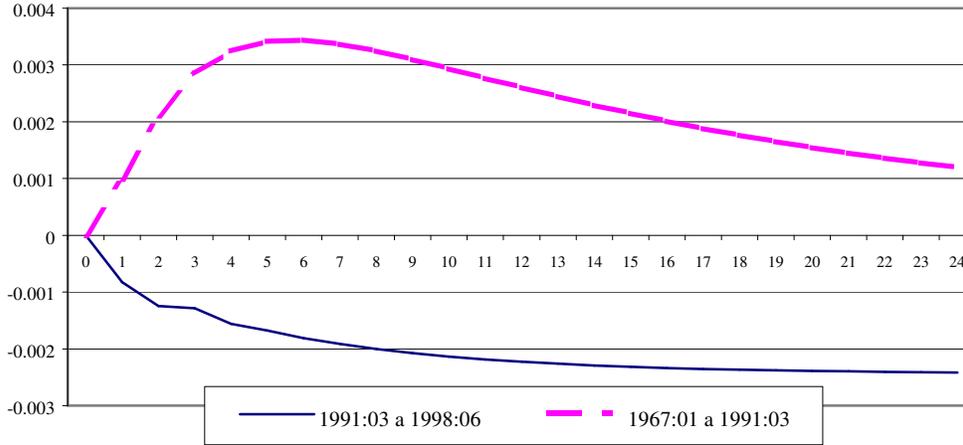
La descomposición de la varianza muestra la responsabilidad en la variación de cada una de las variables exógenas en la variable endógena (ver Tabla 11). En este caso se analiza ambos períodos de tiempo y se muestra cómo cambian las explicaciones estadísticas de cada una de las variables exógenas a los cambios en LXPR.

En el primer período, la variable LXEU explica un 16% de la variación de LXPR en un horizonte de 20 meses; sin embargo, en el segundo esta proporción aumenta a un 28% de la variación. La explicación de la economía global, LXGLO aumenta de un 2% a 4%. La tasa de interés (FEDR) muestra un alto nivel de explicación en un horizonte de 20 meses. En el primer sub-período, LFEDR explica un 59% de la variación de LXPR y para el segundo sub-período se reduce a apenas 0.33%.

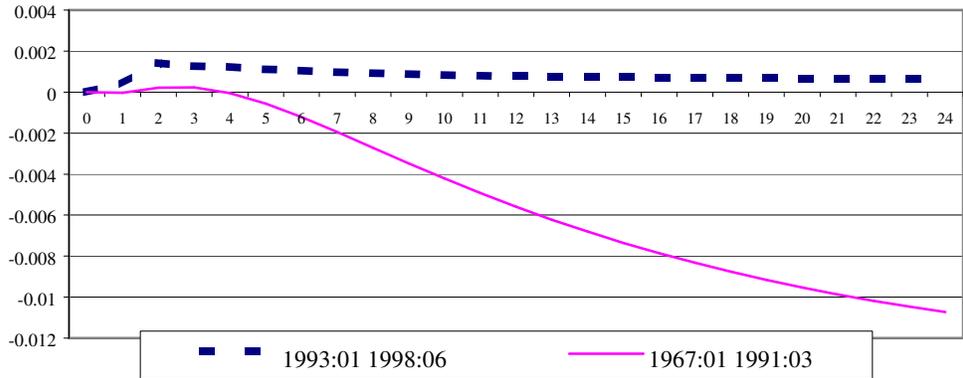
Otro aspecto importante es la proporción de la variación que explica la misma LXPR en ambos períodos, especialmente en el segundo. Para un horizonte de 24 meses (2 años), en el primer período se nota que un tan sólo un 26% del cambio en LXPR es explicado por ella misma, sin embargo, para el segundo período este aumenta a 68%. Esto es congruente con una mayor “endogeneización” de la economía puertorriqueña. Es claro que desde 1994, el sector de la construcción ha sido responsable en explicar cerca de una tercera parte del crecimiento y parece haber sustituido a otros sectores que se vinculan con la economía de Estados Unidos—i.e., manufactura.

Impulso respuesta de LXPR a innovaciones en variables exógenas

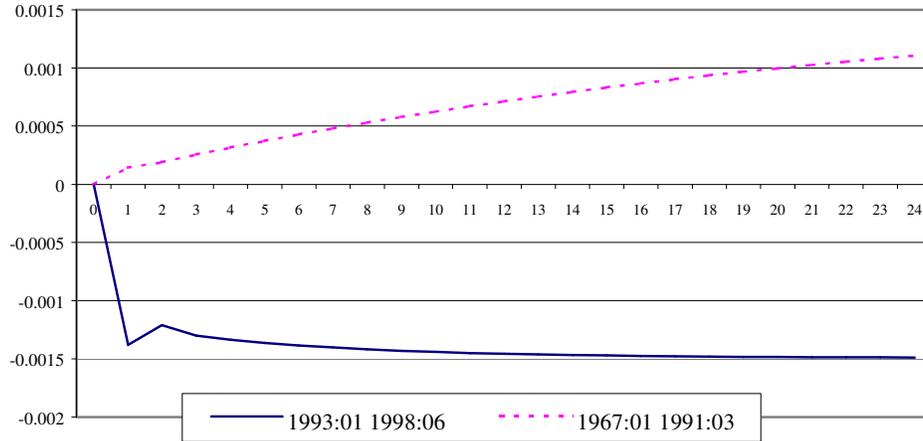
Gráfica 5
Impulso Respuesta de LXPR a Innovaciones (Shocks) en LXEU



Gráfica 6
Impulso Respuesta de LXPR a innovaciones en LFEDR



Gráfica 7
Impulso Respuesta de LXPR a innovaciones en LOILP



Gráfica 8
Impulso Respuesta de LXPR a Innovaciones ("Shocks") en la Economía Global

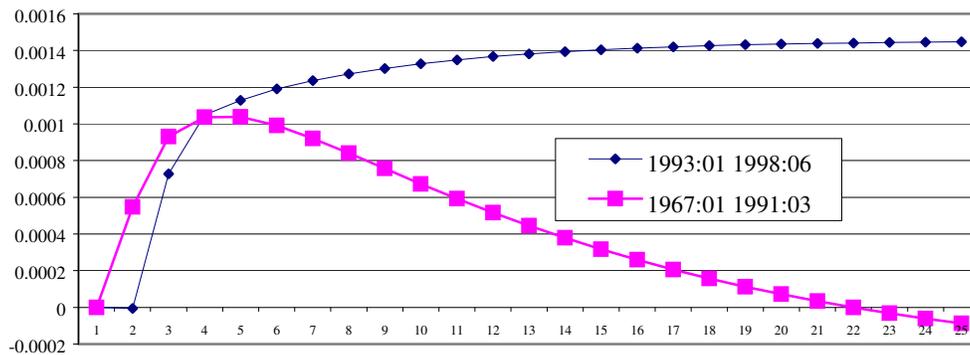


Tabla 10
Impulso Respuesta de LXPR a Innovaciones en las Variables Exógenas

1967:01 a 1991:03					
RESPUESTA DE LXPR A UNA DESVIACION STANDARD EN:					
Período	LFEDR	LOILP	LXEU	LXGLOBA	LXPR
1	-4.15E-05	0.000143	0.00099	0.000548	0.004191
2	0.000215	0.00019	0.002107	0.00093	0.005733
3	0.000233	0.000255	0.002844	0.001037	0.006344
4	-4.77E-05	0.000315	0.003245	0.001039	0.006589
5	-0.00056	0.000372	0.003415	0.000992	0.006681
10	-0.00422	0.000624	0.002936	0.000593	0.006613
20	-0.00953	0.000997	0.001548	0.000034	0.006339
30	-0.01191	0.001234	0.000836	-0.00020	0.006196
34	-0.0124	0.00130	0.000673	-0.00025	0.006162
1991:03 a 1998:06					
Período	LOILP	LFEDR	LXEU	LXGLOBA	LXPR
1	-0.00138	0.000381	-0.00083	-6.06E-06	0.004887
2	-0.00121	0.001426	-0.00125	0.000728	0.003558
3	-0.0013	0.001264	-0.00129	0.001048	0.003361
4	-0.00134	0.001231	-0.00156	0.001129	0.003177
5	-0.00136	0.001117	-0.00168	0.001191	0.003017
10	-0.00144	0.000834	-0.00214	0.001349	0.002563
24	-0.00148	0.000671	-0.00239	0.001438	0.002307

En tercer lugar, se nota una alta explicación de los precios del petróleo crudo para ambos períodos en el horizonte de dos años. En el primer período, ésta alcanza un 16% mientras en el segundo un 41%.

Tabla 11
Descomposición de la Varianza de LXPR

1967:01 a 1991:03						
Período (meses)	S.E.	LFEDR	LOILP	LXEU	LXGLOBA	LXPR
1	0.004306	0.022974	0.109280	5.011259	2.003721	92.85277
2	0.007443	0.057054	0.093132	9.254533	2.737624	87.85766
3	0.010097	0.043268	0.100966	12.91871	3.001629	83.93543
4	0.012352	0.073984	0.112420	15.91549	3.130334	80.76778
5	0.014305	0.425118	0.124627	18.27604	3.196133	77.97808
10	0.022181	12.16636	0.171676	22.29093	2.979744	62.39129
20	0.038344	49.56424	0.172929	15.68582	1.809990	32.76702
24	0.045004	58.75947	0.163978	13.40923	1.503925	26.16340
1991:03 a 1998:06						
Período (meses)	S.E.	LOILP	FEDR	LXEU	LXGLOBA	LXPR
1	0.004503	0.043669	0.003688	7.796705	2.063644	90.09229
2	0.008277	0.018080	0.147937	14.22682	2.820132	82.78703
3	0.011858	0.011856	0.376732	18.73064	3.117554	77.76322
4	0.015190	0.011194	0.569957	21.81373	3.270847	74.33427
5	0.018258	0.014031	0.699160	23.93401	3.362242	71.99055
10	0.030265	0.072738	0.729515	28.00279	3.538162	67.65680
20	0.045334	0.310685	0.381732	28.19918	3.608914	67.49949
24	0.049864	0.410333	0.326246	27.83575	3.614542	67.81313

6. Conclusiones

En esta investigación se intentó modelar las fluctuaciones de la economía global y de Estados Unidos y la respuesta cíclica de la economía de Puerto Rico. No empecé a que las fluctuaciones de la economía de Puerto Rico han estado tradicionalmente asociadas a aquellas de la economía norteamericana, la respuesta cíclica pudiera estar tomando un giro diferente al considerar la economía global. Por un lado, la amplia representación de empresas multinacionales norteamericanas en la manufactura y servicios puede conllevar que las decisiones de producción, flujo de capital, movimientos de mano de obra, tecnología y comercio intra-empresa, se hagan con criterios de la economía global y no regional, entiéndase, Estados Unidos.

Entre las variables consideradas en el modelo están los índices mensuales coincidentes de las economías de Puerto Rico, Estados Unidos y la Global. Este último publicado por el “Economic Cycle Research Institute”, el cual está compuesto de doce países, excluyendo a Estados Unidos. Se añaden el precio del petróleo crudo (West Texas Intermediate”) y la tasa de interés del corto plazo, “Federal Funds rate”, la cual es considerada con un buen indicador de la política monetaria de Estados Unidos. Los datos usados van desde enero de 1967 a junio de 1998.

Se hicieron varias pruebas para entender la dinámica de las variables y se determinó su forma de utilización dentro del modelo. Además se reconoció que existían dos períodos de tiempo diferentes; el primero entre 1967:01 a 1991:03 y el segundo, 1991:03 a 1998:06.

Los resultados apuntan a que la tasa de interés y la política monetaria de Estados Unidos juegan un papel importante en las fluctuaciones económicas en el corto y en el equilibrio de largo plazo del crecimiento. Todo parece indicar que la política monetaria de Estados Unidos marca las pautas de crecimiento económico global y pudiera hablarse de una tasa de descuento “global” que reconoce una mayor integración económica y volatilidad en los ciclos y equilibrios. No obstante, esto no significa la ausencia de cambios en las relaciones de causalidad entre las economías.

En el caso de Puerto Rico se llega a la conclusión que la economía de Puerto Rico desde la última recesión 1990-91, parece haber perdido la dinámica de crecimiento pasada asociada con la economía de Estados Unidos. Esta aseveración en nada vincula de forma directa a la recesión 1990-91 con esta pérdida de dinamismo y separación gradual de la economía local con la de Estados Unidos. En este sentido la economía de Puerto Rico parece haberse “endogeneizado” cada vez más, lo que significa que para mantener su crecimiento ha dependido más de fuentes locales tales como construcción pública y privada pero menos de las fuentes exógenas. Esta nueva fuente de crecimiento ha hecho depender menos de los cambios en las tasas de interés de EE.UU., o de su política monetaria. A su vez, puede producirse menores ritmos de crecimiento local en vista de los altos niveles experimentados por la economía de Estados Unidos en los últimos tres años. De continuar la economía de Estados Unidos experimentando crecimientos de sobre 4% en el futuro, la economía local no pueda aprovechar tal condición en vista de la reducción en la respuesta cíclica de la economía de Puerto Rico. Igualmente se encuentra que la economía global no ha jugado ni juega actualmente, un papel de peso en explicar las fluctuaciones cíclicas de la economía de Puerto Rico.

Bibliografía

- Alameda, José. 1996. An Analysis of the Transmission of Real and Monetary Shocks on the Economy of Puerto Rico from the United States. Tesis doctoral Universidad de Gales. Reino Unido.
- Bernanke B. y A. Blinder, A. 1992. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission" American Economic Review, septiembre , 901-921.
- Brown, R.L, J. Durbin, and J.M. Evans.1975. 'Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time' Journal of Royal Statistical Society, Serie B, 37 149-192.
- Claves Económicas: Puerto Rico "La Paradoja de la globalización" Banco Bilbao Vizcaya. marzo de 2000.
- Dickey, D, y W. Fuller.1981. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econométrica. 49(4) 1057-1072.
- Engle, R. y C.W.J. Granger. 1987." Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". Econométrica. 55(2) 251-276.
- Hodrick, R.J y E.C. Prescott. 1997. "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation" Journal of Money, Credit, and Banking, 29, 1-16.
- Hoffmaister A, M. Pradhan, y H. Samiei. 1998. "Have North-South Growth Linkages Changed ?". World Development . 26(5) págs. 791-808.
- Johansen, S. 1995. Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autogressive Models. Oxford University Press.
- Kasa, Kenneth.1995. "Comovements among National Stock Markets" Economic Review, Federal Reserve Bank of San Francisco, Número 1.
- Quantitative Micro Software, E-Views, User's Guide, 1994-1997. United States.
- Mills, Terence C. 1990. Time Series techniques for economists. Cambridge University Press. Great Britain
- Sims, C.1980. "Macroeconomics and Reality". Econométrica. 48, 1-48.