# UNA ESTIMACION DE LA BRECHA DEL PRODUCTO DE ARGENTINA

José María Rodríguez

Becario Posdoctoral ( SeCyT, U.N.C.) y Departamento de Economía y Finanzas (U.N.C.)
jmr@eco.unc.edu.ar

La brecha del producto es una variable esencial en el diseño de la política macroeconómica. Así, los resultados que se obtengan mediante el manejo de la política monetaria y fiscal dependen en gran medida de contar con estimaciones confiables respecto de esta variable. Para ello, las diferentes metodologías de estimación están centradas en obtener el producto potencial de la economía. En este trabajo se utiliza el enfoque estructural de la función de producción, basado en una tecnología Cobb-Douglas, para obtener el producto potencial de la Argentina y deducir la brecha del producto. Los resultados obtenidos muestran que desde la crisis del 2002 esta brecha se fue cerrando a una velocidad muy significativa, influenciada por la expansión de la demanda agregada, hasta que en el 2005 el producto real observado superó en un 7.4% al producto potencial.

Palabras claves: Brecha del producto, producto potencial, función de producción, productividad total de los factores.

## I. INTRODUCCIÓN

Uno de los factores relevantes en el análisis de la política macroeconómica es la brecha del producto, que se define como la diferencia entre el producto real observado y el producto potencial, siendo este último consistente con un nivel estable de inflación y definido como el máximo nivel de ingreso alcanzable dada la disponibilidad de capital, trabajo y tecnología.

Si el nivel de ingreso observado excede la capacidad productiva de la economía es un indicio de que la expansión de la demanda agregada puede traducirse en presiones inflacionarias, siendo esta una señal que las autoridades monetarias deberían tomar en cuenta para realizar ajustes en la política llevada a cabo. La relación entre estas variables también puede ser planteada de manera inversa. Si los niveles de inflación comienzan a incrementarse, la expansión del gasto agregado muestra signos de no ser sostenible.

La brecha del producto no es una variable directamente observable y, por lo tanto, debe ser estimada. Para ello, se parte de la idea de que una serie de tiempo puede ser descompuesta en dos variables, el componente de tendencia y el componente cíclico . El producto potencial se asocia a la tendencia o nivel de equilibrio de largo plazo, y el componente cíclico se calcula como la diferencia entre el ingreso real observado y el producto potencial. Para esta descomposición se utilizan diferentes metodologías. Por un lado se encuentran los mecanismos de filtrado de Hodrick y Prescott (1997) y el de Baxter y King (1995), siendo ambos, por su simplicidad, ampliamente utilizados en la estimación del componente de tendencia de una serie observada, en este caso del producto real. No obstante, los mecanismos univariantes de filtrado están sujetos a diversas críticas, como la que considera que simplemente son metodologías que determinan el componente de tendencia sobre la base de regularidades estadísticas, sin considerar factores estructu-

En respuesta a esta crítica, se han propuesto mecanismos de filtrado multivariados que incorporan aspectos estructurales de la economía, que se presentan como menos arbitrarios que los univariantes para obtener el componente de tendencia, pudiéndoles otorgar, al menos en parte, una interpretación estructural. Por ejemplo, Conway y Hunt (1997) incorporan información brindada por las relaciones que surgen de la curva de Phillips y de la Ley de Okun para la estimación del componente de tendencia mediante el filtro de Hodrick y Prescott.

Sin embargo, como plantean Dupasquier, Guay y Pierre St-Amant (1997), una de las mayores restricciones de los mecanismos de filtrado es que si los datos poseen una forma espectral típica de Granger (1966) el filtrado no permite descomponer adecuadamente una serie de tiempo en sus componentes de tendencia y cíclico. Por otro lado, Baxter y

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Una serie de tiempo también podría contener un componente estacional, pero en los estudios macroeconómicos es habitual trabajar directamente de las series desestacionalizadas, donde ya se ha eliminado este componente.

King (1995) encuentran que el mecanismo de filtrado presenta cierta inestabilidad de estimación en los extremos de la muestra, aspecto relevante ya que al final del período muestral es donde se requieren estimaciones más confiables de la brecha del producto para tomar decisiones de política.

Por otra parte, se encuentran los métodos estructurales que utilizan el enfoque de la función de producción, que tienen la ventaja de identificar explícitamente las fuentes del crecimiento del producto, tales como el capital, el trabajo, insumos intermedios y la productividad, aunque en este enfoque la productividad total de los factores es una variable no observable y supone que sigue una caminata aleatoria, supuesto que puede ser difícil de reconciliar con la visión estándar de los shocks de productividad. Cambios en los costos de capital y trabajo, procesos de aprendizaje y difusión, formación de hábitos, son algunos de los factores que le otorgan una dinámica más rica que un proceso de caminata aleatoria. No obstante, el enfoque de la función de producción es uno de los más utilizados en los trabajos empíricos de estimación de la brecha del producto, donde dentro de los más recientes se puede destacar el realizado por Willman (2002) para estimar la brecha del producto de los países de la Unión Europea, que mediante un sistema de ecuaciones simultánea estima conjuntamente el producto potencial, el nivel de precios y la demanda de factores productivos. Para el caso argentino, existen diversos trabajos que estiman el producto potencial y la brecha del producto, entre los que pueden destacarse el de Meloni (1999), Maia y Nicholson (2001) y Maia y Kweitel (2003), donde en todos los casos se utiliza el enfoque de la función de producción mediante una tecnología representada por una función Cobb-Douglas. Meloni estima econométricamente los parámetros de la ecuación del producto potencial realizando un ajuste en la calidad en los factores, aunque utiliza un período relativamente corto (1980-1997) que podría afectar la calidad de la estimación. Por su parte, tanto Maia y Nicholson como Maia y Kweitel estiman los parámetros de la ecuación de producto potencial mediante el sistema de cuentas nacionales del año 1993, pudiendo esta metodología de estimación estar sujeta a importantes limitaciones. La primera es que puede resultar difícil sostener que la participación del trabajo en el ingreso calculada en un año en particular sea representativa del mediano y largo plazo. En todo caso, podría ser más conveniente utilizar el promedio de un conjunto de años. El segundo comentario que puede realizarse a la estimación mediante el método de cuentas nacionales es que debería contarse con estimaciones confiables respecto del trabajo informal. En caso de no considerarlo se estaría dejando de lado una parte importante de los ingresos laborales, y por ende subestimando la participación del trabajo en el ingreso nacional. Por último, estos autores no consideran la participación del trabajo rural, al no poseer estadísticas del mismo.

En el trabajo aquí propuesto el producto potencial de la economía Argentina se obtendrá a través de la estimación econométrica de una función de producción del tipo Cobb-Douglas, para lo cual se considerará el período comprendido entre 1960-2005. A los efectos de la estimación, se supondrá que el residuo de la ecuación siguen un esquema autorregresivo de orden uno.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: En el punto II se presenta el marco conceptual, donde se describe la metodología utilizada para estimar el producto potencial; en el punto III se realiza la estimación de la función de producción que representa el producto potencial; en el punto IV se obtiene la brecha del producto, en tanto que en el punto V se reflejan las conclusiones obtenidas. Por su parte, en el ANEXO se presentan las series de las diferentes variables estimadas y el test de estacionariedad de los residuos.

#### II. MARCO CONCEPTUAL

La estimación del componente de tendencia mediante el enfoque estructural de la función de producción comprende, en general, los siguientes pasos: a) Definir los determinantes del producto potencial; b) Definir la tecnología (forma funcional); c) Estimar los parámetros de la ecuación; d) Calcular la serie de la productividad total de los factores (PTF) utilizando la ecuación estimada; e) "Suavizar" la serie de PTF y; f) Utilizar la serie "suavizada" de la PTF para calcular el producto potencial;

Siguiendo a diversos autores, la estimación de la capacidad productiva de la economía se expresará mediante una función neoclásica, que depende de la productividad total de los factores, del stock de capital (K) y de la oferta de mano de obra (L), estando todo estos factores combinados mediante una tecnología del tipo Cobb-Douglas,

(1) 
$$Y_t = e^{\varepsilon} * (K_t)^{\varepsilon_1} * (L_t)^{\varepsilon_2}$$

donde  $\mathcal{E}_1$  y  $\mathcal{E}_2$  representan la participación del capital y del factor trabajo, respectivamente, en el ingreso. En el caso de considerar rendimientos constantes a escala  $\varepsilon_2 = (1 - \varepsilon_1)$ .

La utilización de una función de tipo Cobb-Douglas ha sido muy popular, tanto en análisis teóricos como empírico, pudiendo ser considerada como casos especiales de funciones de producción más generales, como la de elasticidad de sustitución constante (CES) o la translog, aunque impone algunas restricciones, como considerar que la elasticidad de sustitución entre los factores es siempre igual a uno y, por lo tanto, que la participación de los factores en el ingreso permanece constante. No obstante ello, y de acuerdo con el comentario realizado por Meloni (1999), las metodologías alternativas merecen tantas críticas como las que intentan solucionar.

# III- ESTIMACIÓN DEL PRODUCTO POTENCIAL

La estimación econométrica de una función de producción puede realizarse mediante la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios a la siguiente ecuación:

$$(2) y_t = \varepsilon + \varepsilon_1 * k_t + \varepsilon_2 * l_t$$

la cual surge de linealizar la ecuación  $(1)^2$ , donde  $y_t$ ,  $k_t$  y  $l_t$  representan el producto, el capital y el trabajo, expresados en logaritmos.

Una metodología alternativa consiste en formar un sistema de ecuaciones simultáneas mediante el cual se estimen conjuntamente el producto potencial, el nivel de precio del producto y la demanda de factores. Si bien esta metodología permitiría obtener estimadores más eficientes (Johnston y Dinardo, 1997), requiere contar con las series de precios de los factores, variables que no siempre se dispone con un nivel de calidad aceptable.

Otra opción consiste en estimar los parámetros de la ecuación (1) mediante el cálculo de la participación del factor trabajo en el ingreso nacional que se obtiene de la información que arroja el sistema de cuentas nacionales. La característica de este método es que no es necesario contar con el stock de capital, ya que sólo requiere disponer de las series de salario, nivel de empleo y PBI, aunque suele tener la desventaja, además de considerar retornos constantes a escala, de los problemas de medición de la participación del trabajo en el PBI, particularmente cuando se cuenta con una alta participación de trabajo informal.

En este trabajo se realiza la estimación de la función de producción aplicando mínimos cuadrados ordinarios a la función (2), imponiendo la restricción de rendimientos constantes a escala y considerando que el residuo aleatorio posee un esquema autorregresivo de primer orden, con la siguiente forma,

$$\mu_t = \tau * \mu_{t-1} + \omega_t$$

donde  $\omega_t$  sigue el supuesto de valor esperado cero, varianza constante y no autocorrelación. Bajo esta estructura de los residuos, un esquema de diferencias generalizadas implica que  $\tau$  puede asumir valores  $0 < \tau \le 1$ . En el caso de suponer que  $\tau = 1$  la estimación se realiza en la primer diferencia de las variables. Aquí se supondrá un esquema de diferencias generalizadas, donde de la regresión surgirá el valor estimado de  $\tau$ .

Por otro lado, también se pudo observar que en los extremos de la muestra (1960-1964 y 2001-2005) la serie de producto real contenía una gran dispersión, pudiendo introducir una pérdida de significatividad estadística de los estimadores de los parámetros. Esta variabilidad pudo ser consecuencia de cambios significativos en la política económica de dichos períodos. Habiendo eliminado los datos de estos años, la regresión se realizó para el período 1965-2000.

Adicionalmente, un hecho que se intentó aislar de la ecuación fue el efecto de la hiperinflación (años 1989 y 1990), siendo esto captado mediante la introducción de una variable dummy (toma el valor 1 para los años de hiperinflación (1989 y 1990) y cero para el resto).

Con estos ajustes descritos, la ecuación planteada para la regresión quedó expresada de la siguiente manera.

$$\begin{aligned} y_t &= \left[ \varepsilon * (1 - \tau) \right] + \left[ \varepsilon_1 * k_t \right] + \left[ (1 - \varepsilon_1) * l_t \right] + \left[ \tau * y_{t-1} \right] - \left[ \varepsilon_1 * \tau * k_{t-1} \right] - \\ &- \left[ (1 - \varepsilon_1) * \tau * l_{t-1} \right] + \left[ \varepsilon_3 * DHIP_t \right] - \left[ \varepsilon_3 * \tau * DHIP_{t-1} \right] \end{aligned}$$

donde los coeficientes siguen manteniendo la interpretación habitual, siendo  $\epsilon_1$  y  $(1-\epsilon_1)$  y la participación del capital y del trabajo, respectivamente, en el ingreso de la economía. En el siguiente cuadro se pueden observar los resultados de la regresión.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
3	5.428	1.509	3.597	0.001
τ	0.640	0.126	5.075	0.000
$\boldsymbol{\epsilon}_{_{1}}$	0.414	0.144	2.864	0.007
ε,	-0.100	0.031	-3.199	0.003
R-squared	0.970	Durbin - Watso	on stat	2.059
Adjusted R-squared	0.967			

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Una alternativa consiste en estimar la forma intensiva de la función de producción:  $Log(Y_t/L_t) = \varepsilon + \varepsilon_1 * Log(K_t/L_t)$ . Para más detalles, ver Meloni (1999).

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Esta es la metodología seguida por Willman (2002).

Los coeficientes resultaron estadísticamente significativos y con el signo esperado, la bondad del ajuste de los datos a la ecuación planteada fue muy buena y no se evidenciaron problemas de correlación serial. Adicionalmente, los residuos de la ecuación estimada se presentaron como estacionarios <sup>5</sup>. Por otra parte, el estimador del parámetro que refleja un desplazamiento de la función de producción en los años de hiperinflación arrojó un valor negativo y fue estadísticamente significativo, mostrando esto último que los niveles de producción en esos años estuvieron por debajo de la tendencia.

La participación estimada del capital  $(\mathcal{E}_1)$  es de 0.414, y la del trabajo  $(I-\mathcal{E}_1)$  de 0.586. Estos valores son consistentes con los obtenidos por Meloni (1999), donde la participación del capital oscila entre 0.48 y 0.57, según las distintas estimaciones realizadas. En tanto, Maia y Nicholson estiman una participación del trabajo de 0.52 <sup>6</sup>. Por su parte, Gaba (2006) encuentra participaciones de 0.462 y 0.538 para el capital y el trabajo, respectivamente.

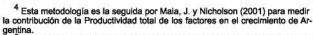
Con los parámetros estimados de la ecuación, se puede obtener la serie de la PTF. Para ello, se plantea lo siguiente:

(3) 
$$y_t = ptf_t + \varepsilon_1 * k_t + (1 - \varepsilon_1) * l_t$$

donde,  $pt\!f_t$  es el residuo de la ecuación y representa la productividad total de los factores , siendo ahora la única incógnita de la ecuación. Despejándola, se obtiene lo siguiente:

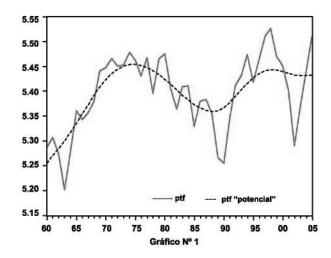
$$ptf_t = y_t - \varepsilon_1 * k_t - (1 - \varepsilon_1) * l_t$$

Luego, la serie de  $ptf_t$  calculada con esta ecuación (presentada en el siguiente gráfico Nº 1 con línea continua) se suaviza mediante la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott  $^7$  y se obtiene la serie de la ptf "potencial" (mostrada en el gráfico Nº 1 con línea discontinua) $^8$ .

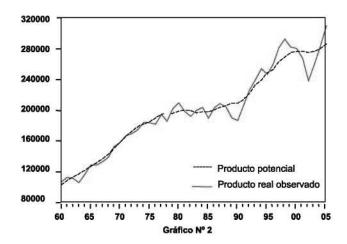


gentina.

<sup>5</sup> Ver ANEXO, donde se presenta el test de ADF (Augmented Dickey-Fuller), el cual arrojó que no se puede aceptar la hipótesis nula de raíz unitaria, es decir que se estaría en presencia de un residuo estacionario.



Por último, la serie de *ptf "potencial"* se incorpora en la función de producción estimada para obtener el producto potencial de la economía, mostrado en el siguiente gráfico.



# **IV- BRECHA DEL PRODUCTO**

Una vez estimado el producto potencial, representando este la tendencia de la serie del producto real observado, se obtiene la brecha del producto como la diferencia entre el producto real y el producto potencial. A los fines de la política económica, la mayor relevancia la toman los valores de los últimos períodos, ya que permiten "visualizar" el estado actual de la demanda agregada respecto de la capacidad productiva de la economía y la velocidad

cir que se estaria en presencia de un residuo estacionario. 6 Esta participación de los factores es la utilizada por el informe "Perspectivas Macroeconómicas" del Ministerio de Economía y Producción (2004).

<sup>7</sup> Maia y Kweitel suavizan la serie de pft mediante una aproximación lineal.
8 Téngase presente que la ordenada del gráfico está expresada en términos logarítmicos.

<sup>9</sup> La absisa representa los años y la ordenada el nivel de producto expresado en millones de \$ de 1993.

a la que evoluciona la brecha, siendo esta una información considerada en las decisiones que determinan la sintonía fina en el diseño de la política macroeconómica.

En el siguiente gráfico se presenta la brecha del producto estimada como porcentaje del producto real observado,

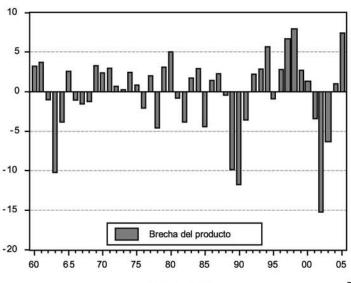


Gráfico Nº 3

Los resultados obtenidos muestran una brecha muy importante generada durante la crisis del 2002, del orden del -15.3%, que se cierra rápidamente como consecuencia de la expansión de la demanda agregada, la cual en el 2004 tiende a superar la capacidad productiva de la economía. Esta evolución se ve acentuada durante el 2005, año en que el producto real observado supera al producto potencial en un 7.4%, quedando de esta manera en evidencia una inconsistencia entre la evolución de estas dos variables y mostrando un signo que las autoridades económicas deberían evaluar a los efectos de realizar los ajustes necesarios en la política monetaria para evitar mayores presiones inflacionarias.

Para comprender más acabadamente estos resultados, debe tenerse presente que el ingreso real observado aumentó un 29.5% entre el 2002 y el 2005, en tanto que el crecimiento estimado del producto potencial fue del 4%.

En orden a comparar los resultados es interesante analizar los resultados de la brecha del producto que surge de trabajo de Maia y Kweitel (2003), donde estiman que en el año 2002 alcanzó un valor de -18.7% del PBI observado, en tanto que para el 2005 las proyecciones realizadas determinaban una brecha de -8.8%. Es decir, que según estas proyecciones en el 2005 existía un margen para ex-

pandir el gasto agregado sin generar presiones inflacionarias, aunque esta conclusión está basada en un PBI proyectado para el 2005 de \$267,786 mill., muy por debajo de los \$ 304.764 mill. observado. Por lo tanto, si se reemplaza el valor proyectado del PBI por el observado, y considerando el producto potencial estimado en el trabajo de estos

autores, la brecha del producto pasa del -8.8% al 4.4%, reflejando que también que en el 2005 el producto real superaba al potencial.

#### V- CONCLUSIONES

La brecha del producto no es una variable directamente observable y, por lo tanto, debe ser estimada, aunque la existencia de un amplio espectro de metodologías de estimación, unida en algunos casos a limitaciones en la disponibilidad de datos, torna más incierto el conocimiento del verdadero valor. No obstante, es una variable relevante en las decisiones de política económica, haciendo válidos todos los esfuer-

zos que conducen a mejorar las estimaciones, habiendo sido esta la motivación del presente trabajo. Aquí, y siguiendo el enfoque estructural de la función de producción, se estimó el producto potencial suponiendo una tecnología del tipo Cobb-Douglas, sujeta a la existencia de rendimientos constantes a escala. Adicionalmente, se consideró que los residuos tenían una estructura autorregresiva de orden uno, mediante la cual se estimó la ecuación en diferencias generalizadas.

Los parámetros estimados se mostraron todos estadísticamente significativos en forma individual y con el signo esperado. La bondad del ajuste de los datos a la ecuación planteada fue muy buena y sin presentar problemas de correlación serial.

Con los parámetros estimados, y habiendo obtenido la PTF "potencial", se obtuvo el producto potencial de la economía. Luego se calculó la brecha del producto, la que arrojó como resultado que desde la crisis del 2002, donde alcanzó los valores (negativos) más elevados (-15.3%), se fue cerrando a una velocidad muy marcada influida por una fuerte expansión de la demanda agregada, hasta alcanzar en el 2005 una brecha positiva del 7.4%. Esto implica que la economía se está expandiendo por encima de su capacidad productiva, señal que debería ser tomada como alerta por las autoridades económicas para evitar que las presiones inflacionarias comiencen a tomar una mayor dimensión en la economía Argentina.

### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Baxter, M. and R. G. King (1995): "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", Working Paper No. 5022, National Bureau of Economic Research. Conway, P. and Hunt, B. (1997): "Estimating potential output: a semi-structural approach", Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper G97/9.

Dupasquier, C., Guay, A. and St-Amant, P. (1997): "A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap", Working Paper 97-5, Bank of Canada.

Gaba, E. (2006): "Situación Argentina", Banco Francés, Servicio de Estudios Económicos, Año 2/ Nro. 7, Tercer trimestre.

Granger, C. (1966): "The typical spectral shape of an economic variable", Econometrica 34, 150-61.

Hodrick, R. J. and Prescott, E. C. (1997): "Post-war US business cycles: An empirical investigation." Journal of Money Credit and Banking № 29, pp.1-16.

Johnston, J. and Dinardo, J. (1997): Econometric Methods, fouth

edition, McGraw-Hill, New York.

Maia, J. y Nicholson, P. (2001): "El Stock de Capital y la Productividad Total de los Factores en la Argentina", Dirección Nacional de Coordinación de Políticas Macroeconómicas, Ministerio de Economía y Producción, Argentina.

Maia, J. y Kweitel, M. (2003): "Argentina: sustainable output growth after the collapse", Dirección Nacional de Políticas Macroeconómicas, Ministerio de Economía y Producción, Argentina.

Meloni, O. (1999): "Crecimiento Potencial y Productividad en la Argentina: 1980-1997", en Anales de la Asociación Argentina de Economía Política.

"Perspectivas Macroeconómicas Crecimiento, Empleo y Precios -Análisis N°1, Ministerio de Economía y Producción de la Nación, Abril de 2004, pp 24-35.

Willman, A. (2002): "Euro Area Production Function and Potencial Output: A Supply System Approach", Working paper № 153, European Central Bank.

#### ANEXO

#### Serie de datos estimadas

Aquí se presentan las series de datos utilizadas para la estimación del producto potencial, como Y, K y L, y las series estimadas mediante la regresión, como el producto potencial, la PTF y la PTF "potencial".

AÑO	Y*	Producto potencial *	K*	L**	PTF	PTF "potencial"
1960	106,019	102,592	185,291	8.48	5.29	5.25
1961	111,773	107,647	197,079	8.60	5.31	5.27
1962	110,821	111,966	204,212	8.75	5.27	5.28
1963	104,939	115,662	208,106	8.89	5.20	5.30
1964	115,569	119,983	213,854	9.01	5.28	5.32
1965	127,784	124,502	219,502	9.13	5.36	5.33
1966	127,531	128,947	224,030	9.25	5.34	5.35
1967	131,674	133,742	229,519	9.37	5.36	5.37
1968	137,566	139,286	237,737	9.49	5.38	5.39
1969	150,828	145,915	250,421	9.62	5.44	5.41
1970	156,400	152,640	263,973	9.76	5.45	5.42
1971	164,677	159,755	280,324	9.90	5.47	5.44
1972	167,675	166,560	297,047	10.05	5.45	5.44
1973	172,678	172,275	311,130	10.19	5.45	5.45
1974	182,002	177,533	325,274	10.34	5.48	5.45
1975	181,634	180,140	334,925	10.38	5.46	5.45
1976	179,635	183,451	350,967	10.40	5.43	5.45
1977	192,021	188,093	376,840	10.40	5.47	5.45
1978	183,656	192,147	391,597	10.61	5.40	5.44
1979	199,986	193,753	407,510	10.60	5.46	5.43
1980	207,015	196,637	421,231	10.79	5.48	5.42
1981	195,790	197,494	427,374	10.95	5.40	5.41
1982	189,605	196,926	427,313	11.11	5.36	5.40
1983	197,402	193,975	429,512	10.98	5.41	5.39
1984	201,348	195,502	430,797	11.30	5.41	5.38
1985	187,355	195,631	428,393	11.53	5.33	5.37
1986	200,728	197,913	429,142	11.89	5.38	5.37
1987	205,928	201,258	433,955	12.24	5.38	5.36
1988	202,028	202,869	437,901	12.36	5.35	5.36
1989	188,014	206,623	436,017	12.76	5.27	5.36

AÑO	Y *	Producto potencial *	K *	L**	PTF	PTF "potencial"
1990	184,572	206,314	431,080	12.70	5.26	5.37
1991	204,097	211,460	431,365	13.02	5.34	5.38
1992	223,703	218,842	438,296	13.36	5.41	5.39
1993	236,505	229,734	448,195	13.96	5.43	5.40
1994	250,308	236,109	460,082	14.05	5.47	5.42
1995	243,186	245,401	465,364	14.60	5.42	5.43
1996	256,626	249,379	473,754	14.60	5.46	5.44
1997	277,441	258,837	489,462	15.05	5.51	5.44
1998	288,123	265,222	506,331	15.26	5.53	5.44 *
1999	278,369	270,988	516,567	15.64	5.47	5.44
2000	276,173	272,582	522,273	15.76	5.45	5.44
2001	263,997	273,045	521,318	15.93	5.40	5.44 En millones 5.44 5.44
2002	235,236	271,140	509,664	16.08	5.29	
2003	256,023	272,253	507,756	16.27	5.37	5.43 g
2004	279,141	276,255	516,766	16.47	5.44	5.43 de personas 5.43 s.43 5.43
2005	304,764	282,225	533,621	16.66	5.51	5.43 as

La serie de PBI está expresada en base a las cuentas nacionales de 1993 y a precios de dicho año. Para el período 1993-2001 los valores fueron extraídos de las cuentas nacionales del Ministerio de Economía y Producción de la Nación, en tanto que los valores del período 1960-1992 se obtuvieron empalmando la serie mediante las tasas de crecimiento del PBI para cada uno de estos años , obtenidas estas de las International Financial Statistics publicadas por el Fondo Monetario Internacional.

Como stock de capital se utilizó el capital reproductivo calculado por Maia y Nicholson, aunque la serie fue actualizada hasta el año 2005. 12

La construcción de la serie de la fuerza laboral (Población Económicamente Activa), se realizó mediante el producto entre la población total<sup>13</sup> y la tasa de actividad (tasa de participación)<sup>14</sup> para cada año respectivo.

·	`		•	, ·		
Test de estacionariedad de los residuos						
Null Hypothesis: RESID01 has Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic ba		AXLAG:	=9)			
	t-	Statistic	:	Prob.*		

t-Statistic -6.108392	Prob.* 0.0000
-2.632688 -1.950687 -1.611059	
	-6.108392 -2.632688 -1.950687

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(RESID01)

Method: Least Squares Sample(adjusted): 1966 2000

Included observations: 35 after adjusting endpoints

Variable RESID01(-1)	Coefficient -1.038250		t-Statistic 6.108392	Prob. 0.0000
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood	0.523098 0.523098 0.037183 0.047008 66.06083	Mean dependent var S.D. dependent var Akaike info criterion Schwarz criterion Durbin-Watson stat	0 -3 -3	.000867 .053843 .717762 .673323 919409

<sup>12</sup> Estos autores estimaros el stock de capital hasta el año 2002.

<sup>13</sup> La población total se obtuvo del INDEC.

<sup>14</sup> Se utilizó, para cada año, el promedio de las ondas de Mayo y Octubre, siendo los datos obtenidos del INDEC.

# ACTIVIDADES DEL IEF AGOSTO-DICIEMBRE

EXPOSITOR	ACTIVIDAD	FECHA	TÍTULO
Prof. JUAN CARLOS DE PABLO (Universidad de San Andrés)	Conferencia	23/08/06	"Agro e industria locales, dado china. economía, sociedad y política". "La investigación económica a comienzos del siglo XXI"
Prof. IRENE ALBARRAN LOZANO Prof. PABLO ALONSO (Universidad de Extremadura - España)	WORKSHOP	05/09/06	"Mapa de riesgos y solvencia ii: requerimientos de la unión europea para empresas aseguradoras"
Dr. ROBERTO NIGRO (Instituto de Economía y Finanzas, F.C.E U.N.C.)	WORKSHOP	19/09/06	"Tributación sobre la riqueza en la Provincia de Córdoba: los casos del impuesto inmobiliario y sobre la propiedad automotor"
Dra. HADA G. JUÁREZ JEREZ DE PERONA Lic. LILIANA PEREYRA Lic. JOSE LUIS NAVARRETE (Instituto de Economía y Finanzas, F.C.E - U.N.C.)	WORKSHOP	26/09/06	"Exclusión, inequidad y delito"
Lic. DANIELA CRISTINA (Instituto de Economía y Finanzas, F.C.E U.N.C.)	WORKSHOP	03/10/06	"Why do people migrate? an empirical analysis of the argentinean case"
Dr. ALEJANDRO GAY (Instituto de Economía y Finanzas, F.C.E U.N.C.)	WORKSHOP	10/10/06	"Estimación del consumo en Argentina mediante técnicas de multicointegración "
Lic. ARIEL BARRAUD (Instituto de Economía y Finanzas, F.C.E U.N.C.) Lic. MARIA CECILIA GANAME (Instituto de Economía y Finanzas, F.C.E U.N.C.) Lic. MARIA FLORENCIA GRANATO	WORKSHOP	17/10/06	"Comercio internacional y pobreza "  "Impacto del comercio internacional en el desarrollo económico de las regiones: el aporte de la NGE"
Lic. CAROLINA CASTROFF (Instituto de Economía y Finanzas, F.C.E U.N.C.)	WORKSHOP	24/10/06	"La ley de Wagner y el efecto Baumol. un análisis para las provincias argentinas"
Lic. MARIA VICTORIA SARJANOVICH			
Dra. MARIA LUISA RECALDE (Inst. de Economía y Finanzas, F.C.E U.N.C.) Lic. MARCELO FLORENSA (Inst. de Economía y Finanzas, F.C.E U.N.C. Universidad Di Tella)	WORKSHOP	31/10/06	"Medición del impacto del Mercosur en el comercio internacional de productos manufacturados de Argentina"

Lic. MARTIN BASSO (Instituto de Economía y Finanzas, F.C.E U.N.C.)	WORKSHOP	07/11/06	"El balance estructural: metodología y estimación para Argentina"
<b>Dr. RINALDO A. COLOME</b> (Instituto de Economía y Finanzas, F.C.E U.N.C.)	WORKSHOP	21/11/06	"Canadian agricultural policy. lessons for Argentina"
Lic. MARCELO CAPELLO (Facultad de Ciencias Económicas - U.N.C.)	WORKSHOP	28/11/06	"Finanzas públicas nacionales y locales a cinco años de la gran devaluación: ¿aprendimos la lección?"
<b>Dr. FEDERCIO WEINSCHELBAUM</b> (Universidad de San Andrés)	WORKSHOP	01/12/06	"El modelo principal agente: el problema del riesgo moral"
Lic. JUAN POMPILIO SARTORI (Facultad de Ciencias Económicas - U.N.C.)	WORKSHOP	05/12/06	" Diseño de encuestas de preferencias declaradas para la estimación y pronostico de la demanda de servicios de transporte urbano"
Lic. JUAN MANUEL LICARI (Instituto de Economía y Finanzas, FCE - UNC, PENNSYLVANIA UNIVERSITY)	WORKSHOP	18/12/06	"Monetary policy and asset prices"

Proyectos de Investigación a concretarse en el Año 2006

DIRECTOR	CO-DIRECTOR	TITULO DEL PROYECTO
DR. COLOMÉ, RINALDO		Estimación del impacto relativo de los instrumentos de la política agrícola sobre la eficiencia.
DRA. DE SANTIS, MARIANA		La inequidad en el acceso a los servicios de salud, una aplicación a la salud materno-infantil.
DR. DÍAZ CAFFERATA, ALBERTO	Lic. Descalzi, Ricardo	Performance Exportadora de largo plazo y solvencia externa.
DR. FIGUERAS, ALBERTO	Dr. Arrufat, José Luis	Concentración y cambio estructural.
DR. GAY, ALEJANDRO		Sostenibilidad de la deuda externa.
DR. JACOBO, ALEJANDRO		Perpectivas de la integración en la América Latina a comienzos del siglo XXI.
DRA. JUÁREZ JEREZ DE PERONA, HADA	Dra. Perona, Eugenia	El delito dentro de un marco interdisciplinario
DR. MOTTA, JORGE	Lic. Zavaleta Pineda, Leticia	La relación innovación-empleo en la trama automotriz.
DRA. RECALDE, MARÍA LUISA	Lic. Florensa, Luis Marcelo	Regionalismo y apertura comercial: una aplicación de la ecuación gravitatoria al comercio argentino de manufacturas.
M. PHIL REZK, ERNESTO		Efectos dinámicos de shocks fiscales sobre diversas variables macroeconómicas: un análisis de VAR estructural para la Argentina.
DR. SONNET, FERNANDO	Lic. Asís, Inés	Impactos socioeconómicos del riego en zonas áridas.