

# ALTA INFLACIÓN: UNA CUASI-CONSTANTE DEL SISTEMA ECONÓMICO ARGENTINO POSTERIOR A LA SEGUNDA GUERRA MUNDIAL

## HIGH INFLATION: A QUASI-CONSTANT OF THE ECONOMIC SYSTEM IN ARGENTINA AFTER SECOND WORLD WAR

Leszek Szybisz\*

*Laboratorio TANDAR, Departamento de Física, Comisión Nacional de Energía Atómica,  
Av. del Libertador 8250, RA-1429 Buenos Aires, Argentina  
Departamento de Física, Facultad de Ciencias Exactas y Naturales,  
Universidad de Buenos Aires, Ciudad Universitaria, RA-1428 Buenos Aires, Argentina and  
Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas,  
Av. Rivadavia 1917, RA-1033 Buenos Aires, Argentina*

Martín A. Szybisz

*Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires,  
Av. Córdoba 2122, RA-1120 Buenos Aires, Argentina*

(Dated: March 8, 2017)

email::szybisz@hotmail.com

Recibido: 07/09/16; aceptado: 11/04/17

Presentamos un estudio de la serie temporal del índice de precios al consumidor,  $P(t)$ , medida en Argentina desde 1935 hasta 2015. Este índice está directamente relacionado con la tasa de inflación,  $\pi(t)$ . Se observa que hasta el final de la Segunda Guerra Mundial hubo baja inflación, pero que desde 1945 hasta el inicio de la década de los 70s hubo una inflación anual promedio importante que después del shock de 1975, conocido como “rodrigazo”, derivó en una espiral inflacionaria que devino en la hiperinflación que llegó a su pico en 1989. La hiperinflación ocurrida en nuestro país se compara con las desarrolladas simultáneamente en otros países sudamericanos y en Israel. La dinámica de la serie temporal es analizada en el marco de un modelo basado en “expectativas inflacionarias adaptativas” con retroalimentación positiva. En este formalismo se supone que el índice de la tasa de crecimiento de precios,  $r(t) = \ln[1 + \pi(t)]$ , es una función del valor correspondiente al período anterior. Para regímenes hiperinflacionarios, tanto  $r(t)$  como  $P(t)$  siguen leyes de potencias con exponentes que dependen de un parámetro  $\beta$ . Para  $0 < \beta < 1$  ambas cantidades presentan singularidades al mismo tiempo finito  $t_c$ . Este valor crítico indica el instante más probable para el colapso de una economía en crisis. Se determina los parámetros  $\beta$  y  $t_c$  para la hiperinflación argentina. También se examinan los datos posteriores a 1990. Se discute la crisis de 2001-2002. Se analizan las importantes diferencias que a partir de 2007 aparecen entre el  $P(t)$  oficial y el medido en la Provincia de San Luis, y se muestra que esta última serie presenta características similares a la del período 1944-1971. En base al IPC de San Luis se predice una inflación de  $47 \pm 12\%$  para 2016. Por último, se estudia la evolución del presupuesto del CONICET y del sueldo de los investigadores a partir de 2003.

The time series of the consumer price index,  $P(t)$ , measured in Argentina since 1935 to 2015 is studied. This index is directly related to the inflation rate,  $\pi(t)$ . It can be observed that until the end of the Second World War the inflation was low, but from 1945 to the beginning of the 70s decade there was an important average annual inflation which after the shock known as “rodrigazo” entered in a spiral of inflation that became a hyperinflation with a peak reached in 1989. The hyperinflation occurred in our country is compared with those simultaneously developed in other countries of South America and Israel. The dynamics of the time series is analyzed in the frame of a model based on “adaptive inflation expectations” with positive feedback. In this formalism it is assumed that the growth rate index of prices,  $r(t) = \ln[1 + \pi(t)]$ , is a function of the value corresponding to the previous period. In the case of a regime of hyperinflation,  $r(t)$  and  $P(t)$  follow power laws with exponents depending on a parameter  $\beta$ . For  $0 < \beta < 1$  both quantities present singularities at the same finite time  $t_c$ . This critical value indicates the probable moment for the collapse of an economy in crisis. The parameters  $\beta$  and  $t_c$  are determined for the Argentinian hyperinflation. The behavior of data after 1990 is also examined. The crisis of 2001-2002 is discussed. We also analyze the important differences that appear after 2007 between the official series of  $P(t)$  and that measured by the Province of San Luis, and it is shown that this latter series exhibits a behavior similar to that found for the period 1944-1971. The predicted inflation for 2016 on the basis of San Luis’ CPI is  $47 \pm 12\%$ . Finally, the evolution of the CONICET’s budget and the researchers’ wage after 2003 is studied.

PACS numbers: 89.65.-s, 89.65.Gh, 02.40.Xx, 05.45.Tp

## I. INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas se desarrollaron numerosas aplicaciones de métodos físicos para analizar aspectos de las ciencias sociales y económicas [1–3]. La descripción de regímenes de alta inflación e hiperinflación en sistemas económicos es uno de los temas de interés. Estos episodios muestran, de una forma casi pura, el impacto de comportamientos colectivos de personas que interactúan a través de sus expectativas. En este trabajo analizamos la evolución de la inflación en Argentina desde 1935 hasta el presente. Este período incluye la hiperinflación ocurrida en nuestro país.

Los datos estadísticos son de suma importancia para la planificación del desarrollo de un país. El primer Censo de la República Argentina se realizó en 1869 bajo la presidencia de Domingo F. Sarmiento. Este Censo fue muy simple, el contenido de la información se fue mejorando en los subsiguientes. El 6 de noviembre de 1894, durante la presidencia de Julio A. Roca, se sancionó la Ley Nro. 3.180 que creaba la Dirección General de Estadística, dependiente del Ministerio de Hacienda. Hubieron varias reformas de este ente. Se puede mencionar que mediante la Ley Nro. 13.940 en 1944 se creó el Consejo Nacional de Estadística y Censos, dependiente del Consejo de Defensa Nacional (Ministerio del Interior) y de la Secretaría Técnica de la Presidencia de la Nación, que reemplazó al ente anterior. Finalmente, en 1968 se sancionó la Ley Nro. 17.622, que estableció la creación del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) y confirió al organismo dos objetivos fundamentales: (a) ejercer la dirección superior de todas las estadísticas oficiales y (b) estructurar y conducir el Sistema Estadístico Nacional (SEN) [4]. Desde la fecha de su creación el INDEC dependió alternativamente de diversas instancias del Poder Ejecutivo Nacional, debiendo preservar no obstante la independencia en la producción de las estadísticas oficiales.

Por otro lado, también es importante contar con un ente que regule el aspecto monetario de las actividades económicas. Con posterioridad a la Gran Depresión de 1929-1930 comenzó a discutirse seriamente en Argentina la posibilidad de fundar una entidad bancaria que regulase las transacciones comerciales y la creación de moneda. Hasta esa época estas actividades eran desarrolladas por varios bancos nacionales y extranjeros. Esa situación no era satisfactoria. Después de varios intentos fallidos, el 28 mayo de 1935 se sancionaron las Leyes Nros. del 12.155 al 12.160 que creaban el Banco Central de la República Argentina (BCRA) e introducían reformas monetarias y bancarias [5]. Esta entidad nació formalmente el 31 de mayo de 1935 y comenzó a funcionar normalmente el 6 de junio de 1935. Los primeros en ocupar los cargos de Presidente y Gerente General, fueron Ernesto Bosch y Raúl Prebisch respectivamente. Los objetivos que perseguía el Banco estaban determinados por su Carta Orgánica (C.O.) en la Ley Nro. 12.155. Uno de ellos era la creación de moneda. A partir de la modificación de la C.O. de 1992 este objetivo se convirtió

en “misión primaria y fundamental” del Banco. Interesantes ensayos sobre este tema fueron escritos con motivo del 75° Aniversario del BCRA [6, 7].

Es pertinente mencionar que la inflación no sólo tiene efectos nominales, sino que repercute en forma no trivial sobre la economía real [8]. Se considera que el primer estudio exhaustivo sobre la hiperinflación y sus efectos fue desarrollado por Cagan en el artículo *The Monetary Dynamics of Hyperinflation* publicado en 1956 [9]. Este formalismo conduce a un crecimiento exponencial del índice de precios al consumidor (IPC). Hoy día, se sabe que el enfoque de Cagan es sólo una descripción de orden cero del fenómeno. Durante la década pasada Mizuno, Takayasu y Takayasu [11] propusieron un modelo de realimentación lineal positiva (linear feedback - LF). Partiendo de esa suposición encontraron que durante una hiperinflación la evolución de los precios debería seguir una ley doblemente exponencial, que reproduce mejor los datos medidos del IPC que la formulación de Cagan. Posteriormente, Sornette, Takayasu y Zhou (STZ) [10] extendieron el modelo LF a una retroalimentación no lineal (nonlinear feedback - NLF). En esta generalización la evolución del IPC termina con una singularidad a tiempo finito similar a la observada en varios sistemas físicos. El instante crítico  $t_c$  indica el probable momento para el derrumbe de un sistema económico. En trabajos recientes [12–17] examinamos y extendimos la aplicación del modelo NLF. En el presente informe, la evolución de las series temporales se realiza aplicando la versión del modelo NLF descrita en la Ref. [13].

En la Sec. II definimos las variables usadas en la formulación teórica. La Sec. III está dividida en varias partes dedicadas al estudio de datos correspondientes a sucesivos períodos. En cada una de ellas se resume el formalismo a aplicar para analizarlos y se discute los resultados obtenidos. En la Sec. IV se examinan las evoluciones del presupuesto del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y del sueldo de los miembros de su Carrera del Investigador Científico (CIC). Finalmente, las principales conclusiones están resumidas en la Sec. V.

## II. DEFINICIÓN DE VARIABLES

Recordemos que en la literatura financiera académica la tasa de inflación se suele denominar  $\pi(t)$  y su definición es

$$\pi(t) = \frac{P(t) - P(t - \Delta t)}{P(t - \Delta t)} = \frac{P(t)}{P(t - \Delta t)} - 1, \quad (1)$$

donde  $P(t)$  es el índice de precios al consumidor (IPC) al tiempo  $t$  y  $\Delta t$  es el período de medición frecuentemente llamado lag. A partir de esta ecuación se puede expresar  $P(t)$  en términos de  $\pi(t)$  y  $P(t - \Delta t)$

$$P(t) = P(t - \Delta t) [1 + \pi(t)]. \quad (2)$$

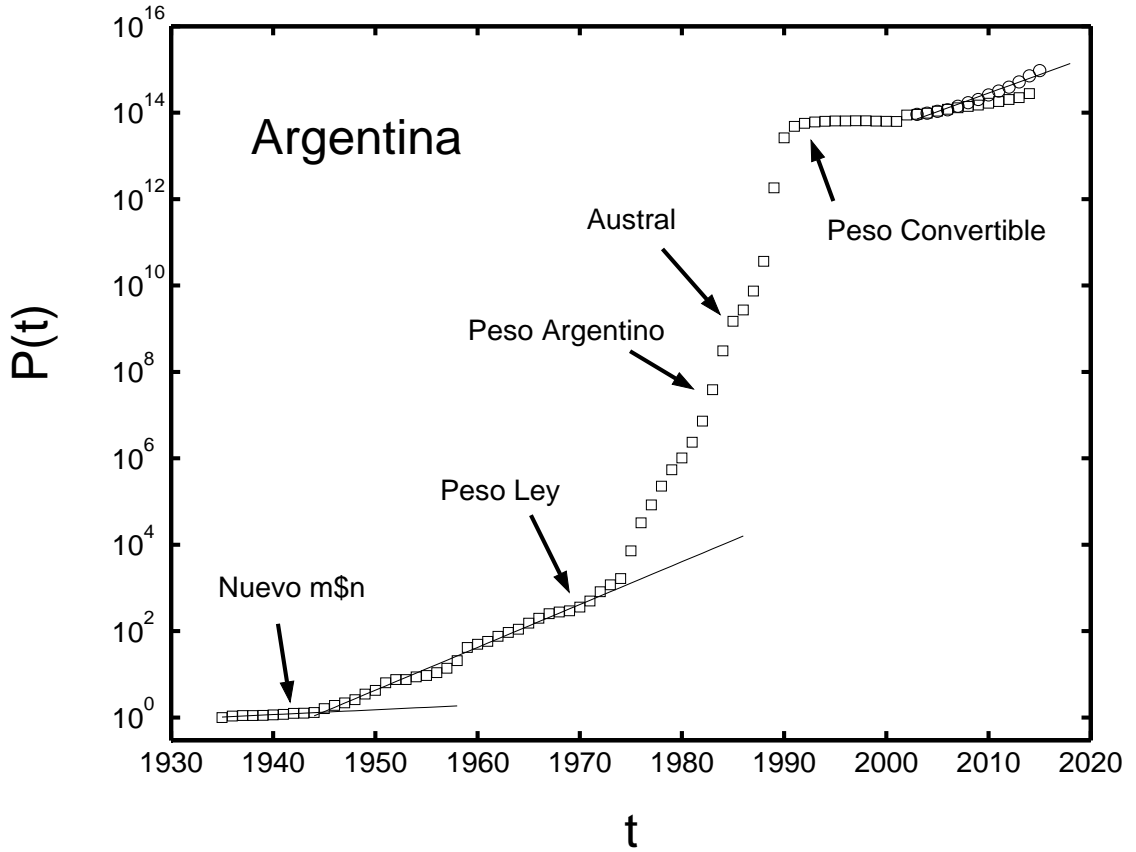


FIG. 1: Gráfico semilogarítmico de la evolución del IPC en Argentina desde 1935 hasta 2015, los datos están normalizados a  $P(t_0 = 1935) = 1$ . Los cuadrados son datos de las referencias [19] y [20], en cambio, los círculos son datos de la provincia de San Luis [21]. Nótese la deferencia en el comportamiento del IPC durante sucesivos lapsos y que  $P(t = 1992)/P(t_0 = 1935) \approx 5 \times 10^{13}$ . Los sucesivos cambios en la denominación de la moneda están señalados.

Esta fórmula permite evaluar  $P(t)$  a partir de los datos de inflación publicados en tablas. Suponiendo que  $P(t_0)$  es el valor del IPC en el instante inicial  $t_0$  de la serie temporal después de  $n$  períodos de medición se obtiene

$$P(t_n) = P(t_0) \prod_{j=1}^n [1 + \pi(t_j)]. \quad (3)$$

En la práctica, la forma más simple y robusta de contabilizar la inflación es usar la variación del logaritmo de  $P(t)$ . Adoptando la discretización “salto de rana” (frog-leap en inglés) [18] se puede escribir

$$\begin{aligned} \mathcal{D}(t + \frac{\Delta t}{2}) &= \frac{d \ln P(t)}{dt} = \frac{[\ln P(t + \Delta t) - \ln P(t)]}{\Delta t} \\ &= \frac{p(t + \Delta t) - p(t)}{\Delta t}, \end{aligned} \quad (4)$$

donde se ha introducido la muy usada notación

$$p(t) = \ln P(t). \quad (5)$$

En el formalismo teórico, en lugar de  $\mathcal{D}(t)$  se utiliza el índice de la tasa de crecimiento (ITC) durante un período

(growth rate index - GRI), que es una cantidad sin dimensiones definida como

$$\begin{aligned} r(t + \frac{\Delta t}{2}) &\equiv \mathcal{D}(t + \frac{\Delta t}{2}) \Delta t = \ln \left[ \frac{P(t + \Delta t)}{P(t)} \right] \\ &= \ln[1 + \pi(t + \Delta t)]. \end{aligned} \quad (6)$$

Este índice es una media de la velocidad de cambio de precios. Usando las Ecs. (3) y (6) y pasando al continuo se puede demostrar que el IPC satisface

$$P(t) = P(t_0) \exp \left[ \int_{t_0}^t r(t') \frac{dt'}{\Delta t} \right]. \quad (7)$$

Para asegurar un exponente sin dimensiones el tiempo  $t'$  debe estar medido en las mismas unidades que el período  $\Delta t$  de los datos estadísticos (i.e., días, meses, o años).

### III. INFLACIÓN EN ARGENTINA

En este artículo vamos a examinar el comportamiento del IPC desde el año de la creación del BCRA hasta el presente. La fuente de los datos correspondientes al

TABLE I: Cambios en la denominación de los billetes de curso legal en Argentina.

Año	Billetes <sup>a</sup>		Escalas	
	Nuevos	Previos	Relativa	Total <sup>b</sup>
1970	1 Peso Ley 18.188	=	100 Pesos Moneda Nacional	10 <sup>2</sup>
1983	1 Peso Argentino	=	10000 Pesos Ley 18.188	10 <sup>6</sup>
1985	1 Austral	=	1000 Pesos Argentinos	10 <sup>9</sup>
1992	1 Peso Convertible	=	10000 Australes	10 <sup>13</sup>

<sup>a</sup> Billete unidad de una serie y su equivalente de la serie anterior. <sup>b</sup> Nótese que el cambio total de escala es 10<sup>13</sup>.

período 1935 a 1944 es un trabajo de Gerchunoff y Llach [19]. Para el período desde 1945 hasta 2014 se usan los datos oficiales del INDEC [20]. A partir de 2007 también consideramos los datos de la Dirección Provincial de Estadística y Censos de San Luis [21].

En la Fig. 1 se presenta los datos del  $P(t)$  entre 1935 y 2015 en escala semilogarítmica de normalizados a  $P(t_0 = 1935) = 1$ . En este gráfico se observa que hasta casi el final de la Segunda Guerra Mundial hubo estabilidad de precios y que desde 1945 hasta el inicio de la década de los 70s hubo una inflación promedio importante de aproximadamente 25% anual. Esta variación del IPC se incrementa radicalmente después del shock de 1975 conocido como “rodrigazo”. Ese año hubo una inflación del 335% y a partir de ese momento el crecimiento del IPC se vuelve mucho más empinado conduciendo a la hiperinflación que tuvo su pico en 1989. Luego de la estabilización de principios de los 1990s, la década terminó con una deflación que llevó a la crisis de 2001-2002. Posteriormente, a mediados de la década siguiente nuevamente aparece una inflación importante. En particular, los datos de la provincia de San Luis desde 2003 al 2015 muestran una pendiente del  $\ln P(t)$  similar a la del período 1944-1971.

Por otro lado, durante el período 1970 a 1992 hubieron varios cambios en la denominación de la moneda argentina que están indicados en la Fig. 1. Cada uno de estos cambios conllevó un corrimiento de ceros. En la Tabla I se indica la relación entre el billete unidad de una serie y el correspondiente a la serie anterior. El cambio total de escala es de 10<sup>13</sup> y está de acuerdo con el cociente  $P(t = 1992)/P(t_0 = 1935) \approx 5 \times 10^{13}$  graficado en la Fig. 1. Por lo tanto, este resultado da un voto de confianza a la veracidad de los datos estadísticos sobre la inflación.

En las próximos apartados analizamos los diferentes regímenes inflacionarios que se observan en la Fig. 1.

### A. Período 1935-1971

La Fig. 2 muestra una representación más detallada del IPC entre 1935 y 1976. Se nota que después de 10 años de relativa estabilidad, en 1945 comienza un crecimiento importante, aproximadamente lineal, del log-IPC que se mantiene hasta 1971. Se pueden observar

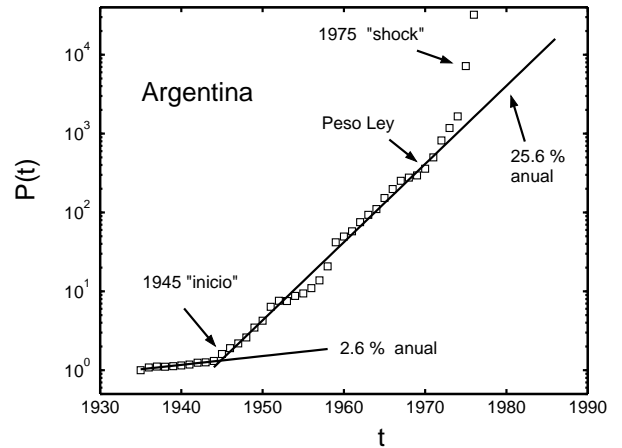


FIG. 2: Gráfico semilogarítmico de la evolución del IPC en Argentina durante el período 1935-1976, los datos están normalizados a  $P(t_0 = 1935) = 1$ . Las líneas rectas son ajustes de los datos correspondientes a los períodos 1935-1944 y 1944-1971 con la Ec. (15) (ver texto). Nótese el importante despegue ocurrido en 1975.

dos intentos de estabilización de precios [Gómez Morales (1952) y Krieger Vasena (1967)] que después de comienzos promisorios fracasaron. El crecimiento lineal en la Fig. 2 indica un crecimiento exponencial del IPC durante ese período. Posteriormente, a partir de 1972 y especialmente acentuado por el shock de junio de 1975 el incremento anual del IPC es mucho mayor. Para interpretar el comportamiento del tramo lineal nos vamos a basar en una variación del trabajo clásico de Cagan [9].

En el artículo pionero sobre hiperinflación, Cagan [9] propuso un modelo basado en el mecanismo de las “expectativas inflacionarias adaptativas” entre el crecimiento del precio de mercado  $P(t)$  y el crecimiento promedio esperado por la sociedad (formadores de precios)  $P^*(t - \Delta t)$ . En este trabajo utilizamos la relación

$$\frac{P(t + \Delta t)}{P(t)} = 1 + \pi(t + \Delta t) = \frac{P^*(t)}{P(t)} = \frac{P^*(t)}{P^*(t - \Delta t)}, \quad (8)$$

deda por la Ec. (1) del trabajo de Sornette, Takayasu, y Zhou [10]. Esta ecuación postula que la inflación efectivamente realizada en el instante  $t + \Delta t$  se iguala a la variación de precios esperada por los formadores de precios durante el período anterior  $P^*(t)$ . Hay que notar que

TABLE II: Parámetros obtenidos del análisis de la inflación ocurrida durante diferentes períodos en Argentina.

Período	Datos Ref.	Parámetros				$p_0$	$\pi_0(\%)$	$\bar{\pi}(\%)$	Modelo	$\chi^a$
		$t_c$	$a_p$	$r_0$	$\beta$					
1935-1944	[19]			0.026±0.002		0.027±0.013	2.6±0.2	3.0	WF	0.019
1944-1971	[20]			0.228±0.005		0.086±0.073	25.6±0.6	24.6	WF	0.145
1969-1990	[20]	2018±20	0.075	0.501±0.040	0.345±0.182	0			NLF	0.639
	[20]	2039±31	0.076	0.487±0.038	0.217±0.113	0			NLF	0.638 <sup>b</sup>
1969-1984	[20]	2056±95	0.091	0.442±0.069	0.142±0.169	0			NLF	0.492
	[20]	2670±840	0.090	0.432±0.069	0.016±0.020	0			NLF	0.487 <sup>b</sup>
	[20]		0.089±0.021	0.431±0.069		0			LF	0.487
1969-1984	Israel <sup>c</sup>		0.178±0.045	0.100±0.040		0			LF	0.089
1985-1989	[20]	1990.6±0.4		0.493±0.211	0.494±0.151	0			NLF	0.115
1995-2001	[20]			-0.005±0.002		0.134±0.008	-0.5±0.2	-0.5	WF	0.002
2003-2014	[20]			0.094±0.004		0.445±0.024	9.9±0.4	10.6	WF	0.011
2003-2015	[21]			0.197±0.011		0.229±0.078	21.8±1.3	21.4	WF	0.129
			0.114±0.031	0.092±0.018		0.475			LF	0.037

<sup>a</sup> Salvo que se indique lo contrario la minimización se interrumpió al satisfacerse  $\Delta\chi^2 < 10^{-1}\%$  (ver texto). <sup>b</sup> Corresponde a  $\Delta\chi^2 < 10^{-3}\%$ . <sup>c</sup> Valores de la Tabla 2 de la Ref. [17].

esta equivalencia entre precios realizados y esperados no es una propuesta típica en la literatura económica. En el modelo original de Cagan el efecto de las expectativas sobre la inflación no se genera de manera directa, sino que opera vía la demanda de dinero. En el presente formalismo se adopta la sugerencia de Mizuno, Takayasu, y Takayasu [11] que no incluye explícitamente la evolución de la masa monetaria. Introduciendo el ITC esperado

$$r^*(t + \frac{\Delta t}{2}) \equiv \mathcal{D}^*(t + \frac{\Delta t}{2}) \Delta t = \ln \left[ \frac{P^*(t + \Delta t)}{P^*(t)} \right], \quad (9)$$

la Eq. (8) se puede reescribir como

$$r(t + \frac{\Delta t}{2}) = r^*(t - \frac{\Delta t}{2}). \quad (10)$$

Por otro lado, cabe mencionar que las expectativas adaptativas de Cagan se refieren a un esquema de corrección de errores, que en este contexto se expresarían como:

$$\ln \left[ \frac{P^*(t + \Delta t)}{P(t)} \right] = \ln \left[ \frac{P^*(t)}{P(t - \Delta t)} \right] + \lambda \left( \ln \left[ \frac{P(t)}{P(t - \Delta t)} \right] - \ln \left[ \frac{P^*(t)}{P(t - \Delta t)} \right] \right). \quad (11)$$

donde  $0 < \lambda < 1$  representa el “parámetro de adaptación”, que mide la sensibilidad de las previsiones a los errores de pronóstico. Sin embargo, en el presente trabajo se intenta capturar en el modelo el hecho de que en un proceso de inflación monótonamente creciente los agentes no tenderán a producir errores sistemáticos (como por expectativas adaptativas); por otra parte los esquemas de expectativas racionales también presentan inconvenientes para capturar la anticipación de políticas económicas o la imposibilidad de aprendizaje [22]. Con ese propósito se toma el aspecto de las hipótesis de Cagan relacionado con el esquema extrapolativo implícito en la

Ec. (11) adoptando una variación de la formulación presentada en la Ec. (2) de la Ref. [10]. Allí se supone que un cambio positivo del precio de mercado  $P(t - \Delta t)$  en una unidad de tiempo  $\Delta t$  induce una alza en las expectativas de precios  $P^*(t)$

$$\frac{P^*(t + \Delta t)}{P^*(t)} = \frac{P(t)}{P(t - \Delta t)}, \quad (12)$$

y que dicha anticipación hace crecer el precio de mercado [corresponde a  $\lambda = 0$  en la Ec. (11)]. Esta ecuación se puede expresar como

$$\begin{aligned} r^*(t + \frac{\Delta t}{2}) &= \ln \left[ \frac{P^*(t + \Delta t)}{P^*(t)} \right] = \ln \left[ \frac{P(t)}{P(t - \Delta t)} \right] \\ &= r(t - \frac{\Delta t}{2}). \end{aligned} \quad (13)$$

Acoplando las Ecs. (10) y (13) llegamos a

$$r(t + \frac{\Delta t}{2}) = r(t - \frac{3\Delta t}{2}), \quad (14)$$

que nos indica que el ICT es constante, i.e,  $r(t) = r_0$ . Si introducimos este valor en la Ec. (7) obtenemos

$$p(t) = p_0 + r_0 \left( \frac{t - t_0}{\Delta t} \right), \quad (15)$$

donde  $p_0 = p(t = t_0)$ . Esta aproximación la denominaremos sin retroalimentación (expresión inglesa without feedback - WF).

Los datos del log-IPC entre 1944 y 1971 se ajustaron a la ecuación lineal (15) aplicando el método de cuadrados mínimos ordinario [23]. Los valores de  $p_0$  y  $r_0$  obtenidos están listados en la Tabla II. Suponiendo que la inflación entre 1944 y 1971 haya sido constante e igual a  $\pi_0$ , la Ec. (6) indica que la pendiente  $r_0$  resulta ser

$$r_0 = \ln[1 + \pi_0], \quad (16)$$

por lo tanto, durante ese período la inflación media resulta ser  $\pi_0 = 25.6 \pm 0.6\%$ . Hay otra manera de estimar la inflación promedio. Partiendo del cociente  $P(t_f = 1971)/P(t_0 = 1944) = 381.8$  e invirtiendo la Ec. (3)

$$\frac{P(t_f = 1971)}{P(t_0 = 1944)} = [1 + \bar{\pi}]^{27}, \quad (17)$$

se obtiene  $\bar{\pi} = 24.6\%$ , que es similar al valor de  $\pi_0$ . Por un lado, estos resultados proveen una justificación para el pasaje del discreto al continuo en la descripción de la inflación, y por otro, muestran que la alta inflación fue una característica intrínseca del sistema económico argentino durante ese período. La inflación acumulada motivó un cambio de moneda, en 1970 se introdujo el peso Ley 18.188 que equivalía a 100 pesos Moneda Nacional (m\$ñ) como se indica en la Tabla I.

Por completitud, también ajustamos los datos desde 1935 hasta 1944 con la Ec. (15) incluyendo los resultados en la Tabla II. Usando  $r_0 = 0.026 \pm 0.002$  e invirtiendo la Ec. (16) se llega a  $\pi_0 = 2.6 \pm 0.2\%$  y partiendo del cociente  $P(t_f = 1944)/P(t_0 = 1935) = 1.31$  se obtiene  $\bar{\pi} = 3.0\%$ . Estos valores, además de ser muy parecidos entre sí, son “muy razonables” para el desarrollo de un sistema económico equilibrado según la Organization for Economic Cooperation and Development [24].

### B. Hiperinflación 1969-1990

El desborde inflacionario de la década de los 70s desembocó en la severa hiperinflación ocurrida durante la década siguiente. La Fig. 3 muestra la evolución del IPC desde 1969 hasta 1996. Los datos están normalizados a  $P(t_0 = 1969) = 1$ . La hiperinflación ocurrida en nuestro país no fue un hecho aislado. Episodios similares también ocurrieron simultáneamente en otros países sudamericanos. Con el fin de compararlos incluimos en la Fig. 3 la evolución del IPC en Bolivia, Brasil y Perú. Se puede observar que en el caso de Argentina la evolución presenta una marcada estructura fina, mientras que para los otros países el comportamineto es más monótono. En Chile también hubo alta inflación, pero se estabilizó rápidamente. Es interesante notar que Thomas Sargent (premio Nobel de Economía en 2011) y colaboradores [25] examinaron todos estos episodios inflacionarios.

Para apreciar más nítidamente la evolución del IPC en nuestro país volvemos a graficar los datos en la Fig. 4, esta vez comparada con la inflación ocurrida en Israel. Hubieron varios intentos para salir del régimen de alta inflación. Se puede observar claramente el intento de Gelbard (1973), mientras que los de Marínez de Hoz (1977) y de Alemann (1982) casi ni se notan. Se puede señalar que estos dos últimos fueron puramente monetarios [19]. Todos fracasaron y consecuentemente al finalizar 1984 la inflación trepó al 688% anual. En junio de 1985, durante la presidencia de Raúl Alfonsín, se implementó el Plan Austral para estabilizar y revitalizar la economía

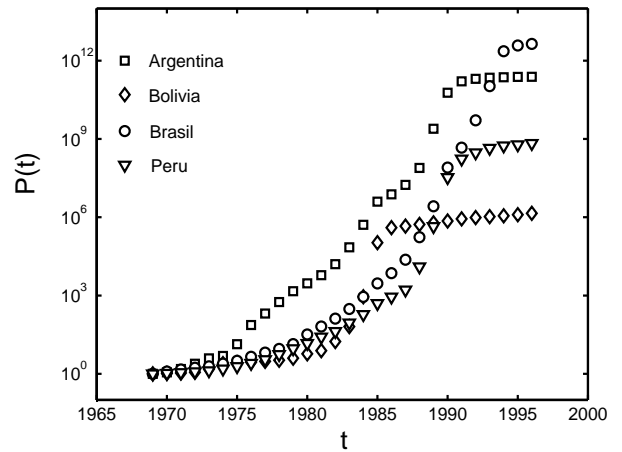


FIG. 3: Comparación entre las hiperinflaciones ocurridas simultáneamente en Argentina, Bolivia, Brasil, y Perú. En todos los casos el IPC está normalizado a  $P(t_0 = 1969) = 1$ .

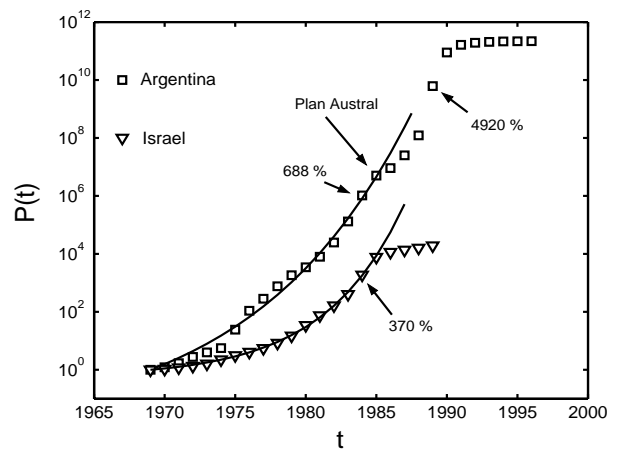


FIG. 4: Gráfico comparativo del IPC. Los valores para Argentina e Israel están normalizados a  $P(t_0 = 1969) = 1$ . Las curvas muestran los ajustes con el modelo LF.

argentina. En su diseño el ministro Sourrouille intentó mejorar los planes de Gómez Morales, Krieger Vasena y Gelbard. En 1986 parecía que este Plan iba a ser exitoso ya que la inflación anual fue del 82%, casi 10 veces menor que en 1984. Este resultado llamó la atención de reconocidos economistas del mundo, entre ellos, el ítalo-estadounidense Franco Modigliani (premio Nobel de Economía en 1985) vino a la Argentina para interiorizarse “sobre el milagro argentino”. Pero durante los semestres siguientes el cumplimiento de las premisas del Plan se fue relajando y, consecuentemente, la situación se deterioró. El deterioro fue tan importante que dió lugar al dramático tramo final de la hiperinflación cuando en 1989 la inflación anual llegó al 4920% señalado en las Figs. 4 y 5. Hay que mencionar que en 1985 también se implementaron planes similares en Bolivia e Israel que lograron frenar la hiperinflación en esos países. La estabilización ocurrida en Bolivia se puede observar en la

Fig. 3. En cambio, el final de la espiral hiperinflacionaria en Israel está mostrado en la Fig. 4 y, además, podemos mencionar que hemos analizado este episodio en dos artículos recientes [16, 17].

Hoy es sabido que una hiperinflación no se puede interpretar con el enfoque de Cagan [9] descripto más arriba. La mejora aceptada en la literatura consiste en suponer que el IPC esperado,  $P^*(t)$ , en lugar de satisfacer la Ec. (13) evoluciona con el siguiente mecanismo con retroalimentación no lineal (nonlinear feedback - NLF) positiva [10, 12–14]

$$\ln \left[ \frac{P^*(t + \Delta t)}{P^*(t)} \right] = \ln \left[ \frac{P(t)}{P(t - \Delta t)} \right] \times \left( 1 + 2a_p \left\{ \ln \left[ \frac{P(t)}{P(t - \Delta t)} \right] \right\}^\beta \right). \quad (18)$$

Aquí  $a_p > 0$  es un parámetro que mide la intensidad de la retroalimentación y  $\beta > 0$  es el exponente de la ley de potencias que origina la no linealidad. Ya que  $\beta$  puede ser un número real no entero este formalismo requiere  $r(t) \geq 0$ . Es razonable suponer que esta condición se cumple estadísticamente en un régimen hiperinflacionario. La Ec. (18) se puede reescribir en términos de  $r(t)$  usando la Ec. (8)

$$r(t + \Delta t) = r(t - \Delta t) + 2a_p [r(t - \Delta t)]^{1+\beta}. \quad (19)$$

Esta formulación capta bien el proceso intrínsecamente no lineal de la formación de expectativas. Así, cuando el ITC adquiere un tamaño significativo, las expectativas de los agentes comienzan a amplificar los índices de las tasas de crecimiento anteriores, lo cual conduce a un crecimiento super-exponencial. Pasando al continuo la Ec. (19) se obtiene la siguiente ecuación para la evolución temporal de  $r$

$$\frac{dr}{dt} = \frac{a_p}{\Delta t} [r(t)]^{1+\beta} = a_1 [r(t)]^{1+\beta}, \quad (20)$$

donde  $a_1$  es un coeficiente positivo de dimensión inversa al tiempo. Debemos señalar que fijando  $\beta = 0$  se obtiene el modelo de retroalimentación lineal LF propuesto por Mizuno, Takayasu y Takayasu [11]. En ese caso la solución para  $r(t)$  es

$$r(t) = r_0 \exp \left[ a_p \left( \frac{t - t_0}{\Delta t} \right) \right], \quad (21)$$

donde  $r_0 = r(t = t_0)$  es el valor inicial del ITC. El ln-IPC se obtiene integrando  $r(t)$  de acuerdo con la Eq. (7) resultando ser [11, 13]

$$\begin{aligned} p(t) &= p_0 + \int_{t_0}^t r(t') \frac{dt'}{\Delta t'} \\ &= p_0 + \frac{r_0}{a_p} \left\{ \exp \left[ a_p \left( \frac{t - t_0}{\Delta t} \right) \right] - 1 \right\}. \end{aligned} \quad (22)$$

Consecuentemente, en esta aproximación el IPC sigue una ley de doble-exponencial.

Suponiendo  $\beta > 0$  la solución para el ITC sigue una ley de potencias exhibiendo una singularidad a tiempo finito  $t_c$  [10, 12–14]

$$r(t) = r_0 \left[ \frac{1}{1 - \beta a_p r_0^\beta \left( \frac{t - t_0}{\Delta t} \right)} \right]^{1/\beta} = r_0 \left( \frac{t_c - t_0}{t_c - t} \right)^{1/\beta}. \quad (23)$$

Este enfoque teórico predice una trayectoria hasta  $t_c$ , momento en el que el sistema económico en crisis se derrumbaría. El instante  $t_c$  está determinado por el ITC inicial  $r_0$ , el parámetro de intensidad de la retroalimentación  $a_p$  y el exponente  $\beta$

$$t_c - t_0 = \frac{\Delta t}{\beta a_p r_0^\beta}. \quad (24)$$

Para  $0 < \beta < 1$ , el ln-IPC obtenido integrando  $r(t)$  de acuerdo a la Ec. (7) también sigue una ley de potencias

$$p(t) = p_0 + \frac{\beta r_0}{1 - \beta} \left( \frac{t_c - t_0}{\Delta t} \right) \left[ \left( \frac{t_c - t_0}{t_c - t} \right)^{\frac{1-\beta}{\beta}} - 1 \right]. \quad (25)$$

Este régimen es una hiperinflación que exhibe para  $p(t)$  una singularidad a tiempo finito para el mismo valor crítico  $t_c$  que el ITC.

El análisis de la serie temporal del IPC lo comenzamos ajustando los datos a la Ec. (25). Se fijó  $p_0 = 0$  y los restantes parámetros  $t_c$ ,  $\beta$ , y  $r_0$  fueron determinados aplicando el método de cuadrados mínimos no lineal que minimiza el  $\chi^2$  definido en la forma habitual. Para este propósito se utilizó una rutina del libro de Bevington [23] citado como primera referencia en los Cap. 15.4 y 15.5 de la más reciente *Numerical Recipes* [26]. La incerteza de cada parámetro la proveyó directamente el procedimiento de minimización a partir de la matriz de correlación.

En un primer paso, ajustamos todos los datos del IPC desde 1969 hasta 1990 deteniendo la minimización cuando la variación del  $\chi^2$  entre las iteraciones “ $i + 1$ ” e “ $i$ ”, i.e.  $\Delta\chi^2$ , era más pequeña que  $10^{-1}\%$ . Los valores obtenidos para los parámetros y el correspondiente  $\chi$  están listados en la Tabla II. Una mirada a esta tabla nos indica que el valor del tiempo crítico  $t_c = 2018 \pm 20$  tiene una incerteza grande. Si dejamos continuar la minimización hasta satisfacer  $\Delta\chi^2 < 10^{-3}\%$  la situación general no cambia. Por eso, teniendo en cuenta este resultado y la similitud entre los efectos del Plan Austral y del Plan Collor aplicado en Brasil, caso que hemos estudiado recientemente [16], en un segundo paso separamos la serie del IPC en dos tramos. Uno previo al Plan Austral y otro posterior al mismo. Los parámetros obtenidos para el tramo 1969-1984 listados en la Tabla II muestran que  $t_c$  no está bien determinado, pero además el valor  $\beta = 0.142 \pm 0.169$  es consistente con cero. Si continuamos la minimización hasta satisfacer  $\Delta\chi^2 < 10^{-3}\%$ , el valor  $t_c$  y su incerteza aumentan, mientras el valor de  $\beta$  tiende a cero. Esto sucede de manera tal que el producto  $\beta \times (t_c - t_0)$  permanece prácticamente constante y por lo

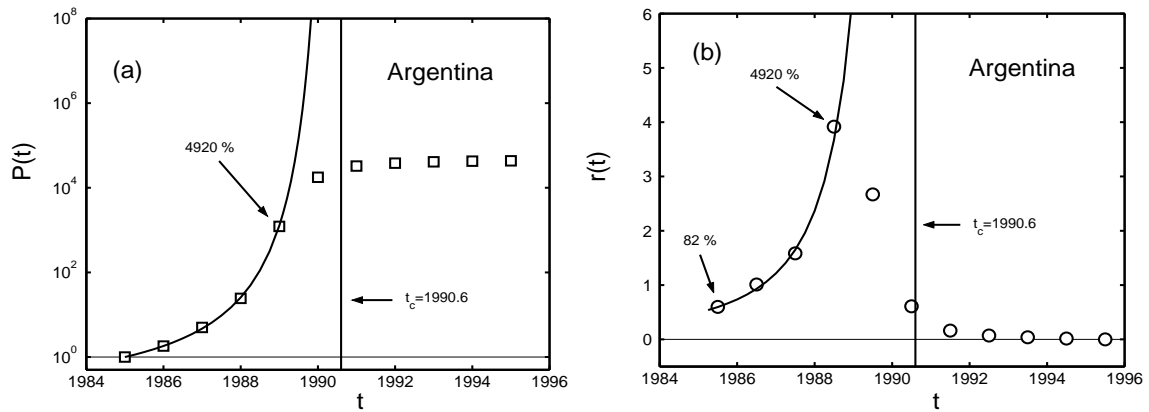


FIG. 5: (a) Gráfico semilogarítmico de la evolución del IPC en Argentina durante la hiperinflación posterior al Plan Austral. Los datos están normalizados a  $P(t_0 = 1985) = 1$ . (b) Gráfico del ITC para el mismo período del panel anterior. Se indican la menor y la mayor inflación anual. En ambos paneles las curvas muestran los ajustes descritos en el texto y las líneas verticales indican el instante crítico  $t_c$ .

tanto se obtiene un  $a_p$  límite

$$a_p = \frac{\Delta t}{\beta(t_c - t_0)}. \quad (26)$$

En la Ref. [16] hemos demostrado que para  $\beta \rightarrow 0$  la Ec. (25) del modelo NLF converge a la Ec. (22) correspondiente al modelo LF, que no predice ningún valor para  $t_c$ . Consecuentemente, este tramo del estudio lo completamos ajustando los datos del IPC directamente a la Ec. (22). Los parámetros obtenidos junto con el  $\chi$  también están incluidos en la Tabla II. Se puede apreciar que el ajuste proporcionado por el modelo LF es equivalente al del modelo NLF para  $\beta \approx 0$ , y que los resultados obtenidos para  $a_p$  con estos dos modelos son consistentes. En la Fig. 4 se muestra el ajuste obtenido con el modelo LF tanto para los datos de Argentina como los de Israel.

A continuación examinamos la evolución de precios durante el Plan Austral 1985-89, que están graficados en la Fig. 5. En este caso, debido a la escasa cantidad de datos ajustamos simultáneamente valores del ITC y del IPC a las Eqs. (23) y (25), respectivamente. Los parámetros obtenidos se muestran en la Tabla II junto con el correspondiente  $\chi$ . En este caso la predicción para el tiempo crítico,  $t_c = 1990.6 \pm 0.4$ , es precisa y muy cercana a 1989. Esta inminente divergencia del IPC no pasó inadvertida para el gobierno y consecuentemente el presidente Raúl Alfonsín adelantó el traspaso del poder al presidente electo Carlos Saúl Menem.

### C. Período poshiperinflacionario

Luego de un comienzo complicado, durante la presidencia de Menem se logró detener la hiperinflación aplicando una receta muy usada para frenar inflaciones severas, i.e., privatizando empresas del estado y atando por ley la moneda local a una moneda fuerte. La Ley de Convertibilidad del Austral (Ley N 23.928) fue sancionada

por el Congreso Nacional de la República Argentina el 27 de marzo de 1991. Al reglamentarse la Ley el 2 de abril de 1991 se fijó la paridad 1 a 1 de la moneda argentina denominada Peso Convertible con el Dólar US. Esta medida fue la clave del sistema económico durante la década de los 90s.

En la Fig. 6 se muestra la evolución del IPC anual a partir de 1990 según datos publicados por el INDEC [20], en este caso normalizados a  $P(t_0 = 1992) = 1$ . Se puede apreciar que hacia fines del siglo XX comienza una deflación. Un ajuste de los datos del IPC entre 1995 y 2001 con la Ec. (15) proporciona los resultados incluidos en la Tabla II. Usando  $r_0 = -0.005 \pm 0.002$  e invirtiendo la Ec. (16) se llega a  $\pi_0 = -0.5 \pm 0.2\%$  y, por otro lado, partiendo del cociente  $P(t_f = 2001)/P(t_0 = 1995) = 0.97$  se obtiene  $\bar{\pi} = -0.5\%$ . Estos dos valores son iguales. Simultáneamente con la deflación aparece una importante caída del Producto Bruto Interno (PBI) mostrado en la Fig. 7 que condujo a la crisis de 2001-2002 y provocó la renuncia del presidente Fernando De la Rúa en diciembre de 2001. Una causa importante para este deterioro fue el mantenimiento demasiado prolongado de la Ley de Convertibilidad (ver análisis detallado en la Ref. [27]).

Después de varias brevísimas presidencias interinas, a principios de enero de 2002 la Asamblea Legislativa designó a Eduardo Duhalde como presidente interino para completar el mandato de De la Rúa. Inmediatamente, a instancias de Duhalde, el Parlamento derogó la Ley de Convertibilidad de 1991. Esta medida provocó una fuerte devaluación de la moneda nacional, cercana al 400%, que se muestra en la Fig. 8. A raíz de esta devaluación la inflación anual trepó al 40.9% en 2002 y fue acompañada por una brusca caída del PBI que llegó al  $-10.2\%$ , ambos guarismos se pueden observar en la Fig. 7. En 2003 la inflación disminuyó al 3.7%, el PBI se incrementó el 8.5%, además, en mayo de ese año Nestor Carlos Kirchner asumió la presidencia de la Nación. La economía continuó recuperándose mostrando un sostenido crec-



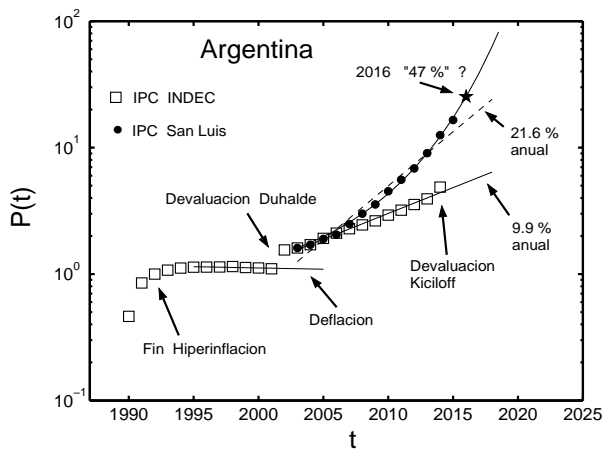


FIG. 6: Gráfico semilogarítmico de la evolución del IPC en Argentina durante el período poshiperinflacionario 1991-2015, los datos están normalizados a  $P(t_0 = 1992) = 1$ . Los cuadrados son datos del INDEC [20] y los círculos son datos de la provincia de San Luis [21]. Las líneas rectas muestran los ajustes con la Ec. (15): (i) continua 1995-2001 deflación; (ii) continua 2003-2014 IPC del INDEC; y (iii) trazo discontinuo San Luis 2003-2015. El ajuste de los datos de San Luis con la Ec. (22) del modelo LF está indicado por la curva continua. La estrella es la predicción para 2016 (ver texto).

imiento hasta 2007 según se indica en la Fig. 7(b), simultáneamente, la brecha entre la cotización oficial del dolar estadounidense y la evolución del IPC fue disminuyendo como se puede apreciar en la Fig. 8. Durante 2007: en abril se reformó la organización del INDEC y en diciembre asumió la presidencia Cristina E. Fernández de Kirchner.

Un ajuste del IPC entre 2003 y 2014, último dato anual provisto por el INDEC hasta el presente, con la Ec. (15) dió los parámetros incluidos en la Tabla II. La buena calidad de este ajuste lineal se puede observar en la Fig. 6. Usando  $r_0 = 0.094 \pm 0.004$  e invirtiendo la Ec. (16) se llega a  $\pi_0 = 9.9 \pm 0.4\%$ . Por otro lado, partiendo del cociente  $P(t_f = 2014)/P(t_0 = 2003) = 3.03$  se obtiene  $\bar{\pi} = 10.6\%$ , en consonancia con  $\pi_0$ .

Cabe mencionar que a partir de 2007 comenzaron a plantearse dudas respecto de los datos publicados por el INDEC y empezaron a considerarse también estimaciones alternativas. Entre ellas se debe mencionar la provista por la Dirección Provincial de Estadística y Censos de la provincia de San Luis [21] que había comenzado a difundir sus resultados en 2003. Otro índice, denominado como del interior, corresponde al promedio que engloba valores de la variación de precios registrados por encuestas realizadas en varias aglomeraciones como las ciudades de Neuquén, Paraná, San Salvador de Jujuy, Santa Rosa, Viedma, Trelew, Ushuaia, y Salta. En 2010 Lindenboim publicó un artículo donde analizaba las estadísticas oficiales [4]. En la Fig. 1 de su trabajo compara las variaciones del IPC acumuladas desde diciembre de 2006 hasta marzo de 2010 provistas por el INDEC y los valores cor-

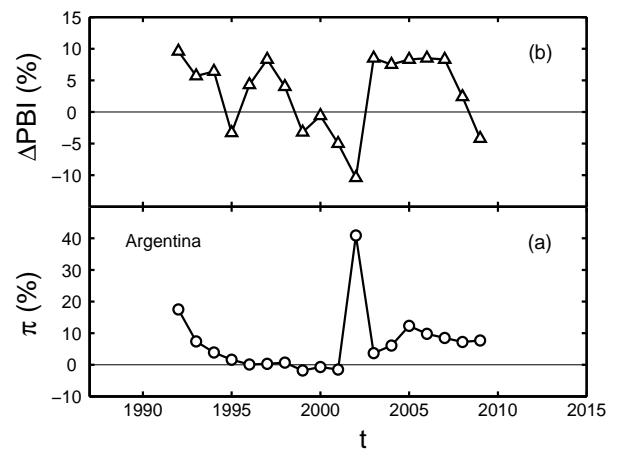


FIG. 7: (a) Tasa de inflación medida por el INDEC [20] desde 1992 hasta 2008. (b) Variación del PBI para el mismo período del panel (a).

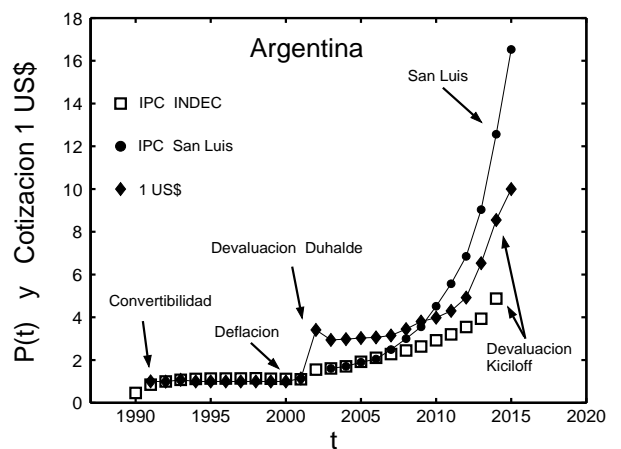


FIG. 8: Cotización oficial de 1 dolar estadounidense (1 US\$) en Argentina durante el período poshiperinflacionario 1990-2015 indicada por diamantes. Se la compara con la evolución del IPC normalizada a  $P(t_0 = 1992) = 1$ . Los cuadrados son datos del INDEC [20], los círculos son datos de la provincia de San Luis [21].

respondientes a la provincia de San Luis y al índice del interior. La diferencia entre los resultados del INDEC y los estimadores alternativos es de gran amplitud. En la mencionada Fig. 1 de la Ref. [4] puede observarse, que tanto los resultados de San Luis como el índice del interior, evidencian que el IPC del INDEC computa apenas un tercio de la variación efectiva registrada en las demás jurisdicciones. Por esta razón, también incluimos en nuestro trabajo un análisis de la evolución del IPC de la provincia de San Luis que es de fácil acceso público.

En las Figs. 6 y 8 están incluidos los valores anuales del IPC publicados por San Luis desde 2003 hasta 2015, normalizados imponiendo que se cumpla  $P(\text{San Luis}, t_0 = 2003)/P(\text{INDEC}, t = 2003) = 1$ . Se puede observar que entre 2003 y 2006 hay un empalme perfecto de estos datos

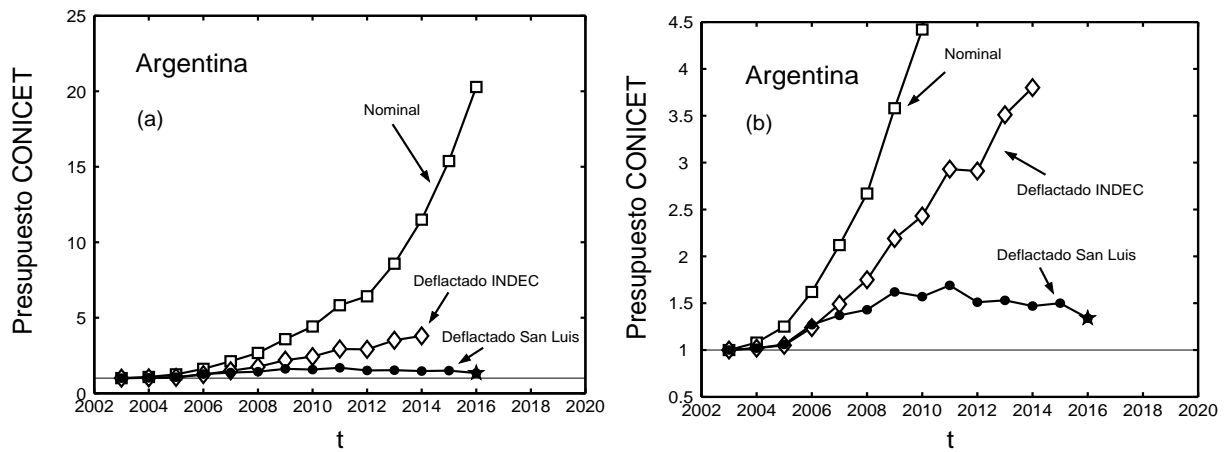


FIG. 9: (a) Gráfico de la evolución del presupuesto del CONICET aprobado por el Congreso Nacional. Se muestra los valores normalizados a 1 en 2003. Además del valor nominal se grafica los valores deflactados por los IPC del INDEC y el de San Luis. (b) Lo mismo que en el panel (a), pero en una escala adecuada para observar mejor el efecto de las dos series del IPC. En ambos paneles la estrella se evaluó usando la inflación predicha en este trabajo y las líneas están trazadas para guiar la mirada.

y los del INDEC. A partir de 2007 los valores de San Luis son más grandes y la diferencia se incrementa con los años, en 2014 el cociente  $P(\text{San Luis})/P(\text{INDEC})$  llega a ser 2.5. Un ajuste de los datos de San Luis realizado con la expresión lineal de la Ec. (15) dió los parámetros listados en la Tabla II y la línea recta a trazos graficada en la Fig. 6. Usando el valor  $r_0 = 0.197 \pm 0.011$  e invirtiendo la Ec. (16) se llega a  $\pi_0 = 21.8 \pm 1.3\%$  y, por otro lado, partiendo del cociente  $P(t_f = 2015)/P(t_0 = 2003) = 10.28$  se obtiene  $\bar{\pi} = 21.4\%$ . Comparando estos resultados y los obtenidos del ajuste realizado con los datos del INDEC, se observa que  $\pi_0(\text{San Luis})$  es el doble de  $\pi_0(\text{INDEC})$ .

Observando la Fig. 6 se puede concluir que en realidad la evolución del IPC de San Luis no es lineal, sino que presenta una clara curvatura convexa sugiriendo que el formalismo LF podría reproducirla mejor. Por lo tanto, también hemos ajustado estos datos con la Ec. (22) obteniendo los parámetros listados en la Tabla II. Como se puede observar en la Fig. 6 este último ajuste es mejor que el lineal. Además, el parámetro que mide la intensidad de la retroalimentación positiva  $a_p = 0.112 \pm 0.031$  es similar a  $a_p = 0.089 \pm 0.021$  que corresponde al período 1969-1984. Si se supone que el crecimiento del IPC continuará con el ritmo marcado por los índices de San Luis, se puede evaluar la inflación anual para 2016 utilizando los parámetros obtenidos con el modelo LF. Al aplicar este formalismo, el uso de las Ecs. (1) y (22) predice un valor aproximado de  $47 \pm 12\%$ , incerteza determinada usando el método de la Ref. [12].

Por otro lado, se puede observar en la Fig. 8 que la brecha entre la cotización del dolar estadounidense y el  $P(\text{INDEC})$  se mantuvo positiva y del mismo orden desde 2006 hasta 2012. Sin embargo, esta cotización queda por debajo del  $P(\text{San Luis})$  a partir de 2010 sugiriendo que el dolar se habría vuelto “barato”. A este último resultado se podrían atribuir las restricciones introducidas en el mercado cambiario hacia fines de 2011.

#### IV. PRESUPUESTO DEL CONICET Y SUELDOS DE INVESTIGADORES POSTERIORES A LA CRISIS DE 2001-2002

En esta sección examinamos las evoluciones del presupuesto anual del CONICET y del sueldo de miembros de la CIC posteriores a la crisis de 2001-2002. Este organismo oficial es fundamental para el desarrollo científico y tecnológico argentino. En la Fig. 9(a) se muestra el monto otorgado al CONICET de acuerdo a la Ley de Presupuesto General de la Administración Nacional para los Ejercicios desde 2003 hasta 2016 [28]. Debido a que en este estudio nos restringimos al análisis de la variación relativa, los datos nominales representados en este gráfico están normalizados al valor de 2003 que fue de 260 millones de pesos. Se observa un crecimiento sostenido de los montos. Sin embargo, para poder apreciar la evolución real los datos nominales deben ser deflactados por el IPC. Por esta razón, en la Fig. 9(a) también presentamos los valores deflactados por los IPC del INDEC y de San Luis. Los valores deflactados por el IPC del INDEC también muestran un crecimiento continuo. Para observar mejor el efecto del IPC de San Luis, en la Fig. 9(b) mostramos los datos deflactados en una escala más adecuada. En este último caso, se aprecia una subida hasta 2011 y luego una leve caída. La estrella indica el resultado que se obtiene al deflactar por el IPC estimado en la sección anterior para 2016. En este caso se observa una caída notable respecto de valores de años anteriores.

Al analizar sueldos de miembros de la CIC del CONICET elegimos presentar la evolución del sueldo de un Investigador Principal. Consecuentemente, en la Fig. 10(a) se muestra el cambio del sueldo de bolsillo correspondiente al mes de diciembre de un investigador de esa categoría normalizado al valor de 2003. Al igual que en el caso del presupuesto examinado en el párrafo anterior para evaluar el salario real deflactamos los valores nom-

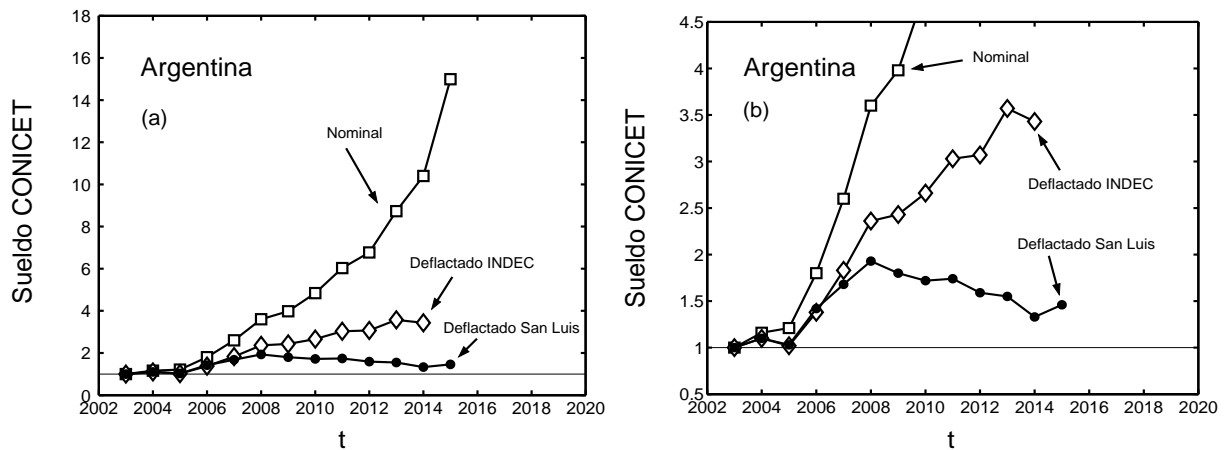


FIG. 10: (a) Gráfico de la evolución del sueldo de un Investigador Principal del CONICET. Se presenta el sueldo neto de bolsillo correspondiente al mes de diciembre de cada año normalizado a 1 en 2003. Además del valor nominal se grafica los valores deflactados por los IPC del INDEC y el de San Luis. (b) Lo mismo que en el panel (a), pero en una escala adecuada para observar mejor la diferencia entre los valores deflactados por las dos series del IPC. En ambos paneles las líneas están trazadas para guiar la mirada.

inales por los IPC del INDEC y de San Luis. Según el IPC del INDEC hubo un incremento constante del salario real desde 2005 hasta 2013 y una pequeña caída en 2014. Observando la Fig. 10(b) vemos que los datos deflactados por el IPC de San Luis también presentan un incremento desde 2005 hasta 2008, pero a partir de 2008 hasta 2014 se nota una constante pérdida del poder adquisitivo del salario que tiene una leve recuperación en 2015. Es pertinente mencionar que a fines de 2007 se creó el Ministerio de Ciencia, Tecnología e Innovación Productiva del que comenzó a depender el CONICET.

## V. CONCLUSIONES

La evolución del IPC medido en Argentina desde 1935 hasta el presente se puede separar en tramos de características diversas que están de acuerdo con el análisis numérico del modelo. A partir de 1945 hubo períodos de alta inflación y también una hiperinflación seguida de deflación. Simultáneamente con la hiperinflación argentina se desarrollaron otros episodios similares en Sudamérica y en Israel. Todos ellos estuvieron lejos de ser los más severos de la historia [13].

La evolución del IPC para los tramos analizados se puede atribuir a una respuesta colectiva de la sociedad. El tramo de la hiperinflación posterior a la aplicación del Plan Austral exhibe condiciones inflacionarias inestables que son bien descritas por la fórmula para  $\ln P(t)$  que es proporcional a  $1/(t_c - t)^{(1-\beta)/\beta}$  presentando una singularidad a tiempo finito  $t_c$  que correspondería al colapso del sistema económico. Esto indicaría que el “régimen inflacionario” tiene un componente endógeno determinado por la percepción de los agentes. Las interacciones entre los diferentes agentes privados y el estado vía expectativas de inflación creciente llevan a que el proceso deba

finalizar con cambios drásticos en la política económica o con su crisis terminal.

Luego de la hiperinflación el mantenimiento de la Ley de Convertibilidad por un período prolongado produjo una deflación que llevó a la crisis de 2001-2002. La derogación de esa Ley produjo una devaluación que permitió una recuperación de la economía. A partir de 2007 la discrepancia entre las medidas del IPC realizadas por el INDEC y la Dirección de Estadísticas y Censos de la Provincia de San Luis durante la última década es muy importante. El resultado de una estimación de la inflación para 2016 en base a la tendencia del IPC San Luis es  $47 \pm 12\%$ .

Las conclusiones sobre la evolución reciente del presupuesto del CONICET y del sueldo de los investigadores dependen de la medición del IPC que se tome en cuenta (INDEC o San Luis). Los valores deflactados por el IPC de San Luis indican que tanto el presupuesto como los sueldos presentan una caída durante los últimos años.

Observando la Fig. 1 se puede concluir que desde 1945 hasta el presente, salvo el lapso cuando rigió la Ley de Convertibilidad del Austral, hubo alta inflación. Estos son los datos que permiten sostener a muchos economistas que en Argentina hay inflación inercial. El modelo empleado en este trabajo no avanza en las causas del proceso inflacionario. Desde el punto de vista de los resultados de este modelo, la condición necesaria para que haya retroalimentación positiva es que los formadores de precios aumenten sus precios de manera tal que  $a_p > 0$ . Además de los temas monetarios implícitos en la dinámica inflacionaria, las relaciones entre diversos grupos (productores rurales e industriales, obreros, empleados y el mismo gobierno) en la distribución de los recursos pueden jugar un rol importante.

*Addenda:* En 2016 el IPC anual en San Luis fue 31.4% y en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires 41%.

Este trabajo fue apoyado en parte por Organismos Oficiales de Investigación de la República Argentina a través

## Referencias

- 1- R. N. Mantegna and, H. E. Stanley, An Introduction to Econophysics: Correlations and Complexity in Finance (Cambridge University Press, Cambridge, England,1999).
- 2- S. Moss de Oliveira, P.M.C.de Oliveira, and D. Stauer, Evolution, Money, War and Computers (Teubner, Stuttgart-Leipzig, 1999).
- 3- D. Sornette, Why Stock Markets Crash (Critical Events in Complex Financial Systems) (Princeton University Press, Princeton, 2003).
- 4- J. Lindenboim, Las estadísticas oficiales en Argentina ¿Herramienta su obstáculos para las ciencias sociales?, Trabajo y Sociedad 16,19-38 (2010).
- 5- R. Prebisch, El Banco Central de la República Argentina en su 50 aniversario 1935-1985 (Buenos Aires, BCRA, 1986) pp.21-104.
- 6- P. C. Liddle y J.J. Pita, Historia de la creación del Banco Central de la República Argentina, Premio 75° Aniversario de Investigación Económica “Dr. Raúl Prebisch”, 2010.
- 7- F. Tassara y P. Borio, Banco Central, una institución indispensable para el desarrollo, Premio 75° Aniversario de Investigación Económica “Dr. Raúl Prebisch”, 2010.
- 8- D. Heymann and A. Leijonhufvud, High Inflation: The Arne Ryde Memorial Lectures (Clarendon Press, Oxford (England), 1995).
- 9- P. Cagan, The Monetary Dynamics of Hyperinflation in: M. Friedman (Ed.), Studies in the Quantity Theory of Money,(University of Chicago Press,Chicago,1956).
- 10- D. Sornette, H. Takayasu, and W.-X. Zhou, Finite-time singularity signature of hyperinflation, Physica A 325, 492-506 (2003).
- 11- T. Mizuno, M. Takayasu, and H. Takayasu, The mechanism of double-exponential growth in hyperinflation, Physica A 308 411-419 (2002).
- 12- M. A. Szybisz and L. Szybisz, Finite-time singularity in the evolution of hyperinflation episodes, <http://arxiv.org/abs/0802.3553>.
- 13- M. A. Szybisz and L. Szybisz, Finite-time singularities in the dynamics of hyperinflation in an economy, Phys. Rev. E 80, 026116/1-11 (2009).
- 14- L. Szybisz and M. A. Szybisz, People’s Collective Behavior in a Hyperinflation, Advances Applic. Stat. Sciences 2, 315-331 (2010).
- 15- L. Szybisz and M. A. Szybisz, Universalidad del comportamiento en la etapa final de episodios de hiperinflación en economía, Anales AFA 26 142-147 (2015).
- 16- M. A. Szybisz and L. Szybisz, Hyperinflation in Brazil, Israel, and Nicaragua revisited, Physica A 465 1-12 (2017); <http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2016.07.052>; <http://arxiv.org/abs/1601.00092> .
- 17- M. A. Szybisz and L. Szybisz, Extended nonlinear feedback model for describing episodes of high inflation, Physica A 465 91-108 (2017); <http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2016.07.014>; <http://arxiv.org/abs/1605.04945>.
- 18- Computer Notes, Am. J. Phys. 39, 1409 (1971); A. W. Luehrmann, Am. J. Phys. 42, 361 (1974).
- 19- P. Gerchuno y L. Llach, El ciclo de la ilusión y el desencanto: Un siglo de políticas económicas argentinas (Emecé, Buenos Aires, 1998).
- 20- <http://www.indec.mecon.ar/nuevaweb/cuadros/10/ipc-var-dde1943.xls>
- 21- <http://www.estadistica.sanluis.gov.ar>
- 22- D. Heymann, Comportamientos inconsistentes y perturbaciones macroeconómicas, Anales de la Academia Nacional de Ciencias Económicas 47, 9-68 (2002).
- 23- P. R. Bevington, Data Reduction and Error Analysis for the Physical Sciences (Mc Graw Hill, New York, 1969).
- 24- La Organization for Economic Cooperation and Development recomienda una inflación annual entre el 2 y el 3 %.
- 25- T. Sargent, N. Williams, and T. Zao, The conquest of South American in fations, National Bureau of Economic Research, Working Paper 12606. <http://www.nber.org/papers/w12606>.
- 26- W. H. Press, S. A. Teukolsky, W. T. Vetterling, and B. P. Flannery, Numerical Recipes in Fortran 77 (Cambridge University Press, Cambridge, 1996).
- 27- S. Galiani, D. Heymann, y M. Tommasi, Expectativas frustradas: el ciclo de la Convertibilidad, Desarrollo Económico43,3-44(2003).
- 28- Fuentes propias del CONICET.
- 29- Comunicación privada.