

Ing. Federico Guillermo Madel  
Escuela de Negocios  
**Estadística**

---

**Proyección de la demanda de energía eléctrica  
en el Mercado Eléctrico Mayorista  
de la República Argentina hasta diciembre de 2009**

RESUMEN

En el presente trabajo se aplica el modelo ARIMA para estimar la demanda de energía eléctrica en MEM<sup>1</sup> hasta diciembre de 2009. Se obtiene un modelo autorregresivo el cual permite predecir dos máximos relativos, uno en enero de 2009 de 9626 GWh y otro en julio de 2009 de 9512 GWh. Por otra parte los resultados permiten predecir una continuidad en la desaceleración de la demanda tal cual sucede desde septiembre de 2007.

PRESENTACIÓN

El crecimiento del sector eléctrico en los últimos años, sustentado en la incorporación de ciclos combinados incrementó la interacción entre los mercados del gas natural y la electricidad. La sustentabilidad de este tipo de generación depende de la disponibilidad futura de gas natural en la región y en los países

---

<sup>1</sup> MEM: Mercado Eléctrico Mayorista de la República Argentina. Incluye todas las Provincias Argentinas salvo las patagónicas, las cuales constituyen el MEMSP: Mercado Eléctrico Mayorista Subsistema Patagónico.

límitrofes. Entre 1992 y 2001, se duplicó la producción de gas natural, en parte para satisfacer la demanda de países vecinos como Chile, Uruguay y Brasil. Debido a que el gas es un recurso no renovable, las reservas estimadas constituyen un factor estratégico fundamental. Durante los últimos años, el sistema energético argentino vivió en un estado de crisis permanente. La inestabilidad económica produjo un fuerte impacto en el sector del gas natural que afrontó precios pesificados e invariables en boca de pozo y dificultades en el acceso al crédito.

Por otra parte, en los primeros meses de 2004, la Argentina registró inconvenientes de generación eléctrica, en parte debido a las restricciones en la disponibilidad de gas natural. En los últimos años, las redes troncales de transporte de energía eléctrica experimentaron niveles crecientes de exigencia, llegando a los límites de las bandas permitidas. En algunos casos se convocó un despacho de generación forzada para compensar faltantes de potencia activa. Ciertas regiones como el NOA presentan una vulnerabilidad especial debido a una débil interconexión a la red troncal de alta tensión de 500KV.

Dado que la energía eléctrica es un insumo prácticamente irremplazable tanto para los hogares como para la industria, es relevante poder estimar la demanda futura de la misma para poder planificar adecuadamente tanto la generación propia, como la adquisición de energía de países límitrofes. Por lo dicho, el fin del presente trabajo es disponer de estimaciones fundadas de la demanda energética para definir una estrategia de ampliación de la oferta energética. Por otra parte, el propósito perseguido con esta investigación es brindar a los organismos de decisión elementos cognitivos apropiados para la planificación energética futura.

## FORMULACIÓN DEL PROBLEMA

En base a lo descrito en la presentación del trabajo, se determina el siguiente problema de conocimiento: ¿Qué características presentará la demanda de energía eléctrica en el MEM hasta diciembre de 2009?

## MARCO TEÓRICO

En las últimas décadas, el estudio de series temporales se convirtió en una de las áreas más fructíferas dentro de la estadística. Una de las herramientas más difundidas para la proyección de valores futuros de series temporales estacionarias es el modelo ARIMA. Mediante el estudio de las auto correlaciones y las auto correlaciones parciales de la serie bajo estudio, se arriba a un modelo que permite predecir valores futuros de la serie analizada. Si la serie original está constituida por ruido únicamente, no se puede realizar ningún tipo de proyección debido a que no se puede identificar ningún patrón de comportamiento. Debido a que la demanda de energía eléctrica tiene un importante componente estacional, se espera identificar un patrón anual de fluctuación que permita proyectar valores futuros.

## MODELO DE REGRESIÓN

El presente trabajo consiste en el análisis estadístico de una serie temporal mediante el modelo clásico de regresión. Este modelo, también conocido como modelo de Gauss, es el fundamento de la teoría econométrica clásica y se basa en diez supuestos que se indican a continuación:

El modelo de regresión es lineal en los parámetros.

- 1) Los valores de  $x_t$  (serie temporal original) son fijos en muestreo repetitivo.
- 2) El valor medio del término aleatorio de perturbación  $u_t$  es igual a cero.
- 3) Homoscedasticidad o igual varianza para todo  $t$ .
- 4) No existe auto correlación entre las perturbaciones  $u_t$ .
- 5) La covarianza entre  $u_t$  y  $x_t$  es cero. Esto significa que la perturbación  $u_t$  y la variable explicativa  $x_t$  no están correlacionadas. Se cumple si la variable  $x_t$  no es aleatoria

y si se cumple el supuesto 3.

6) El número de observaciones  $n$  debe ser mayor que el número de parámetros

7) Variabilidad en los valores de  $x_t$ . Esto quiere decir que  $\text{var}(x)$  debe ser un número positivo finito.

8) El modelo de regresión debe estar correctamente especificado.

9) No existe multicolinealidad perfecta entre las variables explicativas.

Algunos de los supuestos indicados se pueden contrastar solamente luego de aplicar un modelo a la serie de datos bajo análisis. Por ejemplo, solamente se puede considerar el tercer supuesto luego de obtener un cierto residuo  $u_t$  fruto de un cierto modelo.

## PROCESOS ARIMA

Un proceso ARMA  $(p,q)$  tiene la siguiente forma:

$$Y[t] = \mu[t] + \phi_1 Y[t-1] + \dots + \phi_p Y[t-p] + X[t] - \theta_1 X[t-1] - \dots - \theta_q X[t-q]$$

Si hacemos  $\mu[t] = 0$  :

$$Y[t] - \phi_1 Y[t-1] - \dots - \phi_p Y[t-p] = X[t] - \theta_1 X[t-1] - \dots - \theta_q X[t-q]$$

la cual es una ecuación en diferencias, lineal con coeficientes constantes.

Transformada  $z$  y transformada discreta de Fourier.

La transformada  $z$  de una cierta secuencia se define como:

$$X(z) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} x[n]z^{-n}$$

donde  $z$  es una variable compleja. La transformada  $z$  es un operador que transforma una secuencia numérica en una función de variable compleja. Podemos definir la transformada discreta de Fourier de la secuencia  $x[n]$  de la siguiente forma:

$$X(e^{j\omega}) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} x[n]e^{-j\omega n}$$

Evidentemente existe una estrecha relación entre ambas transformadas. Si reemplazamos  $z$  por  $e^{j\omega}$  obtenemos la transformada de Fourier. Si representamos a la variable  $z$  en forma polar podemos escribir:

$$X(z) = X(re^{j\omega}) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} x[n](re^{j\omega})^{-n} = \sum_{n=-\infty}^{\infty} (x[n]r^{-n})e^{-j\omega n}$$

La transformada de Fourier de una secuencia  $x[n]$  es la transformada  $z$  de la misma secuencia evaluada en la circunferencia de radio unitario y centrada en el origen del plano complejo  $z$ . La transformada de Fourier no converge para todas las secuencias posibles. Una condición suficiente para la convergencia de la TF es que  $x[n]$  sea absolutamente sumable:

$$\sum_{n=-\infty}^{\infty} |x[n]| < \infty$$

Como por definición una secuencia estable es aquella que es absolutamente sumable, todas las secuencias estables tienen TF. Similarmente, la transformada  $z$  no converge para todas las secuencias ni para todos los valores de  $z$ . La condición de convergencia absoluta de la transformada  $z$  es la siguiente:

$$\sum_{n=-\infty}^{\infty} |x[n] r^{-n}| < \infty$$

entonces, la convergencia de la transformada  $z$  depende solamente del  $|z|$  dado que:  $|X(z)| < \infty$  si:

$$\sum_{n=-\infty}^{\infty} |x[n]| |z|^{-n} < \infty$$

Si la región de convergencia de la transformada  $z$  incluye a la circunferencia de radio unitario, la transformada de Fourier converge.

### ECUACIONES EN DIFERENCIAS

Responden a la forma:

$$\sum_{k=0}^N a_k \cdot y[n-k] = \sum_{k=0}^M b_k \cdot x[n-k]$$

y si aplicamos la transformada  $z$  a ambos miembros de esta ecuación obtenemos:

$$\sum_{k=0}^N a_k \cdot z^{-k} \cdot Y(z) = \sum_{k=0}^M b_k \cdot z^{-k} X(z)$$

por lo tanto:

$$H(z) = \frac{Y(z)}{X(z)} = \frac{\sum_{k=0}^M b_k \cdot z^{-k}}{\sum_{k=0}^N a_k \cdot z^{-k}}$$

La transferencia del sistema se indica con  $H(z)$ . La anti transformada  $z$  de se conoce como respuesta al impulso y se identifica con  $h[n]$ . Para un cierto cociente de polinomios, cada posible elección de región de convergencia ROC nos lleva a una respuesta distinta al impulso. Pero todas estas respuestas al impulso provienen de la misma ecuación en diferencias. La ecuación en diferencias no define unívocamente la respuesta al impulso. Si suponemos que el sistema es *causal*, entonces la secuencia debe ser *right-sided* o sea que debe valer 0 si  $n < N_1 < \infty$ . En tal caso, la ROC se extiende más allá de la circunferencia delimitada por el polo de la transferencia más alejado del origen del plano complejo. Si suponemos que el sistema es estable, entonces la respuesta impulsiva debe ser absolutamente sumable.

$$\sum_{n=-\infty}^{\infty} |h[n]| < \infty$$

Pero, si  $|z| = 1$ :

$$\sum_{n=-\infty}^{\infty} |h[n]| = \sum_{n=-\infty}^{\infty} |h[n] z^{-n}|$$

entonces, la condición de estabilidad requiere que la ROC incluya la circunferencia unitaria.

## PROCESO ALEATORIO ESTACIONARIO

Proceso aleatorio estacionario en sentido estricto:

Supongamos que un proceso aleatorio está constituido por muestras de un cierto proceso aleatorio que se toman en los instantes  $t_1, t_2, \dots, t_N$ . La función de densidad conjunta de probabilidades de las  $N$  variables aleatorias del proceso es la siguiente:

$$p(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_N})$$

Supongamos que ahora estimamos la función de densidad de probabilidad conjunta de los datos obtenidos en los instantes

$(t_1 + t), (t_2 + t), \dots, (t_N + t)$ . En ese caso obtendremos la función:

$$p(x_{t_1+t}, x_{t_2+t}, \dots, x_{t_N+t})$$

Si se cumple la siguiente expresión:

$$p(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_N}) = p(x_{t_1+t}, x_{t_2+t}, \dots, x_{t_N+t})$$

o sea

$$P[X(t_1) \leq u_1, \dots, X(t_n) \leq u_n] = P[X(t_1 + t) \leq u_1, \dots, X(t_n + t) \leq u_n]$$

para todos los valores de  $n$  y de  $t$ , entonces la función de distribución de probabilidades conjunta es invariante ante un desplazamiento en el tiempo. Si esta condición se cumple, al proceso aleatorio se lo denomina *estacionario en sentido estricto*.

#### PROCESO ALEATORIO ESTACIONARIO EN SENTIDO AMPLIO O COVARIANZA ESTACIONARIO

En general es conocido simplemente como proceso estacionario. Debe cumplir las siguientes condiciones:

$$m[x(t)] = m[x(t+k)] = m_x \quad \text{para todo } k$$

$$\text{cov}[x(t), x(s)] = \text{cov}[x(t+k), x(s+k)] = \lambda(|t-s|)$$

Como caso especial, si  $s=t$ , entonces:

$$\lambda(t, t) = \sigma^2[x(t)] = \sigma^2[x(t+k)] = \lambda(t+k, s+k) = \lambda(0)$$

De las expresiones anteriores surge que  $m$ ,  $\phi$  y  $\epsilon$  son independientes de  $t$ .

PROCESO AR(1)

$$Y[t] = \phi_1 \cdot Y[t-1] - X[t]$$

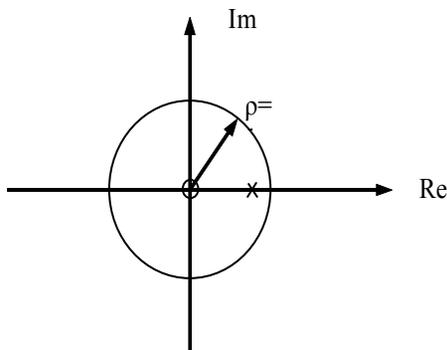
Realizando pasajes de términos y aplicando la transformada  $z$  a ambos miembros obtenemos:

$$Y(z) - Y(z)\phi_1 \cdot z^{-1} = X(z)$$

$$Y(z) \cdot (1 - \phi_1 \cdot z^{-1}) = X(z)$$

$$H(z) = \frac{Y(z)}{X(z)} = \frac{1}{1 - \phi_1 \cdot z^{-1}} = \frac{z}{z - \phi_1}$$

Esta expresión tiene un polo (cero del denominador) en  $z=\phi_1$  y un cero en  $z=0$ . Podemos representar esta transferencia en el plano complejo de la siguiente manera:



Se indican con cruces a los polos y con circunferencias a los ceros de la transferencia. En este caso se colocó al polo dentro de la circunferencia de radio unidad para que la respuesta impulsiva  $h[n]$  sea estable. La anti transformada  $z$  de  $H(z)$  se conoce como respuesta al impulso y se identifica con  $h[n]$ . Para un cierto cociente de polinomios, cada posible elección de región de convergencia ROC nos lleva a una respuesta al impulso distinta. Pero todas estas respuestas al impulso provienen de la misma ecuación en diferencias. La ecuación en diferencias no define unívocamente la respuesta al impulso.

Si suponemos que el sistema es *causal*, entonces la secuencia debe ser *right-sided* o sea que debe valer 0 si  $n < N_1 < \infty$ . En tal caso, la ROC se extiende más allá de la circunferencia delimitada por el polo de la transferencia más alejado del origen del plano complejo. En este caso tenemos un único polo en  $z = \phi_1$ .

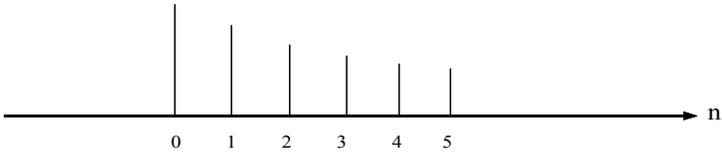
$$\frac{z}{z - \phi_1} = 1 + \frac{\phi_1}{z} + \left(\frac{\phi_1}{z}\right)^2 + \dots$$

si  $|z| > |\phi_1|$

La anti transformada  $z$  de esta serie es:

$$h[n] = \delta[n] + \phi_1 \cdot \delta[n-1] + \phi_1^2 \cdot \delta[n-2] + \dots$$

Podemos graficar esta secuencia de la siguiente forma:



Esta respuesta impulsiva  $h[n]$  tiene infinitos términos, por lo tanto este proceso AR(1) es un filtro IIR (infinite impulse response). Como conclusión, podemos decir que en un proceso AR(1), el coeficiente  $\phi_1$  debe cumplir la condición:  $|\phi_1| < 1$ .

#### PROCESO MA(1)

$$Y[t] = X[t] - \theta_1 \cdot X[t-1]$$

Realizando pasajes de términos y aplicando la transformada  $z$  a ambos miembros obtenemos:

$$Y(z) = X(z) - \theta_1 \cdot X(z) \cdot z^{-1}$$

$$Y(z) = X(z) \cdot (1 - \theta_1 \cdot z^{-1})$$

$$H(z) = \frac{Y(z)}{X(z)} = 1 - \theta_1 \cdot z^{-1} = \frac{z - \theta_1}{z} = 1 - \frac{\theta_1}{z}$$

Esta expresión presenta un polo en el origen. Su anti transformada es:

$$h[n] = \delta[n] - \theta_1 \cdot \delta[n-1]$$

Como vemos, la respuesta al impulso en este caso solamente tiene dos sumandos. Por lo tanto, este proceso MA(1) es un filtro con respuesta finita al impulso (FIR).

PROCESO ARMA(1,1)

donde  $\phi_1 \neq \theta_1$

$$H(z) = \frac{Y(z)}{X(z)} = \frac{1 - \theta_1 \cdot z^{-1}}{1 - \phi_1 \cdot z^{-1}} = \frac{z - \theta_1}{z - \phi_1} = 1 + \frac{(\phi_1 - \theta_1)}{\phi_1} \left( \frac{\phi_1}{z} + \left( \frac{\phi_1}{z} \right)^2 + \left( \frac{\phi_1}{z} \right)^3 + \dots \right)$$

para  $|z| > |\phi_1|$

y la anti transformada z es:

$$h[n] = \delta[n] + \frac{(\phi_1 - \theta_1)}{\phi_1} \sum_{k=1}^{\infty} \phi_1^k \cdot \delta[n - k]$$

Este proceso ARMA es del tipo IIR pues su respuesta impulsiva posee infinitos sumandos.

PROCESO ARMA (2,2)

$$Y[t] = \phi_1 \cdot Y[t-1] + \phi_2 \cdot Y[t-2] + X[t] - \theta_1 \cdot X[t-1] - \theta_2 \cdot X[t-2]$$

$$Y(z).(1 - \phi_1.z^{-1} - \phi_2.z^{-2}) = X(z).(1 - \theta_1.z^{-1} - \theta_2.z^{-2})$$

$$H(z) = \frac{Y(z)}{X(z)} = \frac{1 - \theta_1.z^{-1} - \theta_2.z^{-2}}{1 - \phi_1.z^{-1} - \phi_2.z^{-2}} = \frac{z^2 - \theta_1.z - \theta_2}{z^2 - \phi_1.z - \phi_2} = 1 + \frac{\phi_1 - \theta_1}{z} + \frac{(\phi_2 - \theta_2) + \phi_1(\phi_1 - \theta_1)}{z^2} + \dots$$

Si  $\phi_1^2 + 4.\phi_2 < 0$ , entonces los polos de la transferencia serán complejos conjugados. Por otra parte la anti transformada z será:

$$h[n] = \delta[n] + (\phi_1 - \theta_1).\delta[n-1] + [(\phi_2 - \theta_2) + \phi_1(\phi_1 - \theta_1)]\delta[n-2] + \dots$$

## HIPÓTESIS

La demanda de energía eléctrica de MEM presentará un comportamiento estacional con máximos relativos en los meses de enero y julio de 2009.

## OBJETIVO GENERAL

Determinar las características de la demanda de energía eléctrica en MEM de la República Argentina hasta diciembre de 2009.

## METODOLOGÍA

Los datos para el presente trabajo son los correspondientes a la serie temporal de demanda de energía eléctrica en MEM desde Diciembre del 2001 hasta Junio del 2008. Esta demanda es satisfecha mediante las generaciones térmica, hidroeléctrica y nuclear y mediante las importaciones, las cuales nunca fueron

mayores al 9% del consumo total. Una pequeña parte de la demanda corresponde a exportaciones de energía eléctrica.

Gráfico 1: Mercado Eléctrico Mayorista. Demanda de energía eléctrica<sup>2</sup>  
Diciembre 2001 – Junio 2008 (GWh)

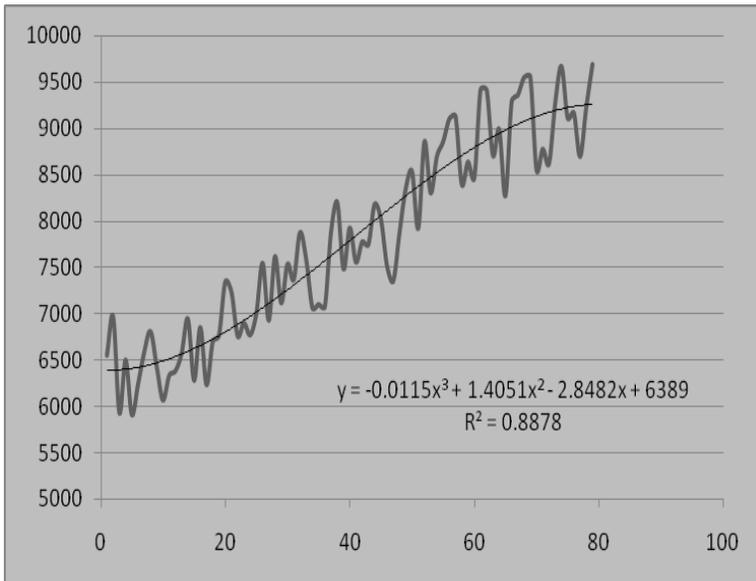
Fuente: CAMMESA

Como se puede observar en el gráfico 1, la serie presenta una tendencia creciente en el período considerado.

---

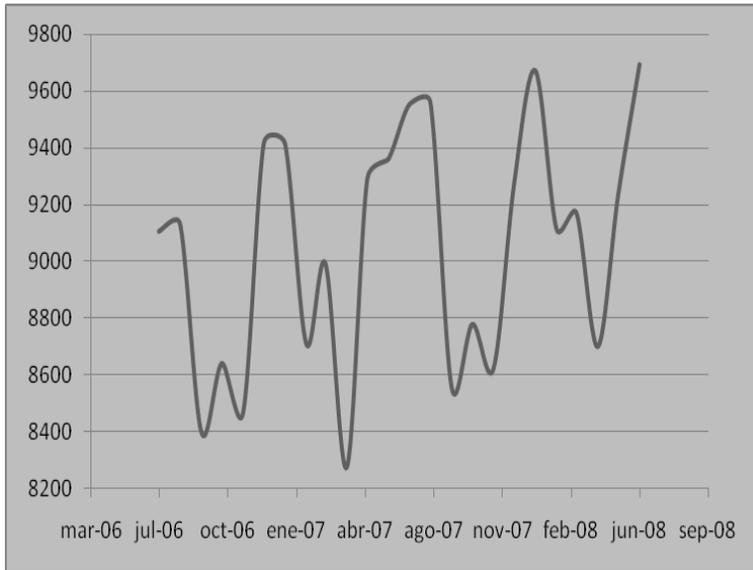
<sup>2</sup>Un pequeño porcentaje de la demanda considerada corresponde a exportaciones. Entre junio de 2001 y diciembre de 2006, dicho porcentaje alcanzó en promedio el 2,1%.

Gráfico 2: Mercado Eléctrico Mayorista. Demanda de energía eléctrica  
 Diciembre 2001 – Junio 2008 (GWh)



Según se aprecia en el gráfico 2, si bien la tendencia es creciente, presenta una desaceleración en los últimos 10 meses, la cual se hace evidente al ajustar los datos del gráfico 1 con un polinomio de orden 3. En el gráfico 3 se presenta la serie temporal correspondiente a los dos últimos años. En la misma se observan las características fluctuaciones estacionales. Se pueden apreciar los máximos relativos en los meses de invierno y de verano.

Gráfico 3: Mercado eléctrico Mayorista. Demanda de energía eléctrica  
Julio 2006 – Junio 2008



En base a un relevamiento de la forma de la secuencia de datos original, que se presenta en el gráfico 1 y se denominará  $p_t$  se postula un modelo para la misma expresado por la siguiente:

$$Y_t = \alpha + \beta_1.t + \beta_2.t^2 + \beta_3.t^3 + u_t \quad [1]$$

Esta ecuación ajusta los datos a un polinomio de tercer grado. El término  $u_t$  es el residuo de la regresión. Se presume que dicho residuo presenta alguna estructura interna tal que se pueda representar a través de un modelo autoregresivo.

A) Verificación del cumplimiento de los supuestos del modelo clásico.

- 1) El modelo de regresión es lineal en los parámetros. El modelo expresado por la ecuación 1 cumple este supuesto.

2) Los valores de  $x_t$  son fijos en muestreo repetitivo. En este trabajo no se realiza muestreo repetitivo. Se trabaja con una sola muestra que es la secuencia  $p_t$ . Por lo tanto, se considera que se cumple este supuesto.

3) El valor medio del término aleatorio de perturbación  $u_t$  es igual a cero. Este supuesto se aplica directamente en el caso de muestreo repetitivo. En ese caso, para cada valor  $x_t$  se cuenta con un conjunto de valores  $u_t$  con una cierta distribución de probabilidad. Como ya se dijo, este trabajo se basa en una sola serie  $p_t$ . Por ese motivo para cada valor de  $t$  se cuenta con una sola muestra  $u_t$  que impide la realización del cálculo del valor esperado de esta variable. Para subsanar este inconveniente, se calcula:

$$E(u_t) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n u_i$$

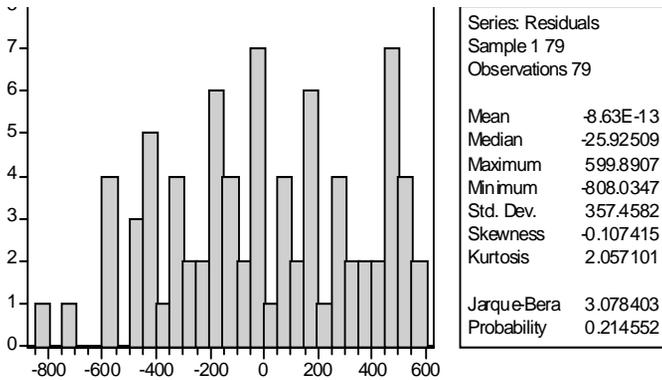
Luego del ensayo con diversas expresiones, se aplicó una regresión polinómica sobre los valores originales según la expresión:  $E = a.t^2 + b.t^3 + c$

Tabla 1: Resultados de la regresión polinómica de los datos originales

Variable Dependiente: DEM  
 Method: Least Squares  
 Date: 08/08/08 Time: 09:05  
 Sample: 1 79  
 Included observations: 79

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6365.796	82.27732	77.36999	0.0000
T*T	1.325177	0.130290	10.17100	0.0000
T*T*T	-0.010887	0.001721	-6.324887	0.0000
R-squared	0.887727	Mean dependent var		7799.108
Adjusted R-squared	0.884773	S.D. dependent var		1066.813
S.E. of regression	362.1310	Akaike info criterion		14.65912
Sum squared resid	9966555.	Schwarz criterion		14.74910
Log likelihood	-576.0354	F-statistic		300.4616
Durbin-Watson stat	1.781340	Prob(F-statistic)		0.000000

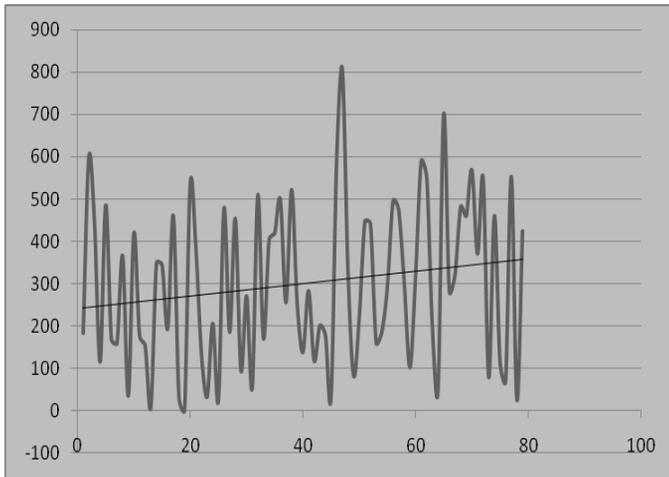
Gráfico 4: Histograma de los residuos  $u_t$



Como se observa en el gráfico 4, el valor medio del término aleatorio de perturbación es  $-8.63 \cdot 10^{-13}$ , por tal motivo se lo puede considerar nulo.

4) Homoscedasticidad o igual varianza. La varianza de  $u_t$  es la misma para todo  $t$ . Si la secuencia es heteroscedástica, el coeficiente de pendiente en una regresión lineal sigue siendo lineal e insesgado pero no tiene varianza mínima. Como en el caso anterior, la noción de homoscedasticidad se aplica a situaciones de muestreo repetitivo. Recordamos que en este caso se cuenta con una sola realización del proceso estocástico que es  $p_t$ . En el gráfico 6 se indican los valores absolutos de los residuos de la regresión polinómica y una regresión lineal sobre dichos datos.

Gráfico 6. Residuos de la regresión polinómica



Según se aprecia en el gráfico 6, la regresión lineal de los valores absolutos de los residuos tiene pendiente positiva. Si bien esto es así, según se aprecia en la tabla 2, la variable t es estadísticamente poco significativa.

Tabla 2: Regresión lineal de los residuos

Variable Dependiente: RES  
 Method: Least Squares  
 Date: 08/08/08 Time: 09:37  
 Sample: 1 79  
 Included observations: 79

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	240.3780	43.20452	5.563725	0.0000
T	1.480716	0.938342	1.578013	0.1187
R-squared	0.031326	Mean dependent var		299.6067
Adjusted R-squared	0.018746	S.D. dependent var		191.9931
S.E. of regression	190.1851	Akaike info criterion		13.35886
Sum squared resid	2785118.	Schwarz criterion		13.41885
Log likelihood	-525.6751	F-statistic		2.490125
Durbin-Watson stat	2.178235	Prob(F-statistic)		0.118662

5) No existe auto correlación entre las perturbaciones  $u_t$ . Este supuesto no se cumple pues el coeficiente de Durbin Watson (Tabla 1) es menor que dos. Al igual que en el caso de la heteroscedasticidad, ante la presencia de correlación entre las perturbaciones los estimadores de mínimos cuadrados siguen siendo lineales e insesgados pero no son eficientes (no tienen varianza mínima).

6) La covarianza entre  $u_t$  y  $x_t$  es cero. Esto significa que la perturbación  $u_t$  y la variable explicativa  $x_t$  no están correlacionadas. Este supuesto se cumple si la variable  $x_t$  no es aleatoria y si se cumple el supuesto 3.

7) El número de observaciones  $n$  debe ser mayor que el número de parámetros. Se cumple.

8) Variabilidad en los valores de  $x_t$ . Esto quiere decir que  $\text{var}(x)$  debe ser un número positivo finito. Se cumple.

9) El modelo de regresión debe estar correctamente especificado. Se cumple.

10) No existe multicolinealidad perfecta entre las variables explicativas. Se cumple debido que las variables explicativas son  $t^2$  y  $t^3$ .

En resumen, se puede decir que de los diez supuestos clásicos no se cumple el quinto. Esto implica que los estimadores de los coeficientes no dejan de ser insesgados pero no son eficientes.

## B) Estudio de la auto correlación de los residuos

Debido a que existe auto correlación entre los residuos, se deben agregar al modelo términos autoregresivos y/o de media móvil que la contemplen. La determinación de la necesidad de términos de autoregresión o media móvil se realiza mediante las funciones de auto correlación y auto correlación parcial. La función de auto correlación de una secuencia  $x$  es un conjunto de coeficientes de auto correlación de la secuencia contra sí misma desplazada  $k$  posiciones. Cada coeficiente se calcula con la siguiente expresión:

$$\tau_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (x_t - \bar{x}) \cdot (x_{t-k} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}$$

La función de auto correlación parcial posee un algoritmo de mayor complejidad. Si un patrón de auto correlación puede capturarse por un modelo autoregresivo de orden menor que k, entonces las auto correlaciones de orden k ó mayores deben ser no significativas.

Para la serie en estudio, se determinó la necesidad de introducir un término autoregresivo de orden 1 y uno periódico de orden 12. En la tabla 3 se indican los resultados de la regresión introduciendo las componentes autoregresivas.

Tabla 3: Regresión de la secuencia  $p_t$  considerando componentes autoregresivas

Variable Dependiente: DEM  
 Method: Least Squares  
 Date: 08/07/08 Time: 10:33  
 Sample(adjusted): 14 79  
 Included observations: 66 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6927.816	1441.724	4.805231	0.0000
T*T	1.183068	0.519002	2.279506	0.0261
T*T*T	-0.009850	0.004892	-2.013601	0.0485
AR(1)	0.502116	0.111574	4.500316	0.0000
SAR(12)	0.825709	0.076033	10.85985	0.0000
R-squared	0.942177	Mean dependent var		8073.241
Adjusted R-squared	0.938385	S.D. dependent var		940.0396
S.E. of regression	233.3405	Akaike info criterion		13.81561
Sum squared resid	3321314.	Schwarz criterion		13.98149
Log likelihood	-450.9151	F-statistic		248.4836
Durbin-Watson stat	2.114266	Prob(F-statistic)		0.000000

## RESULTADOS

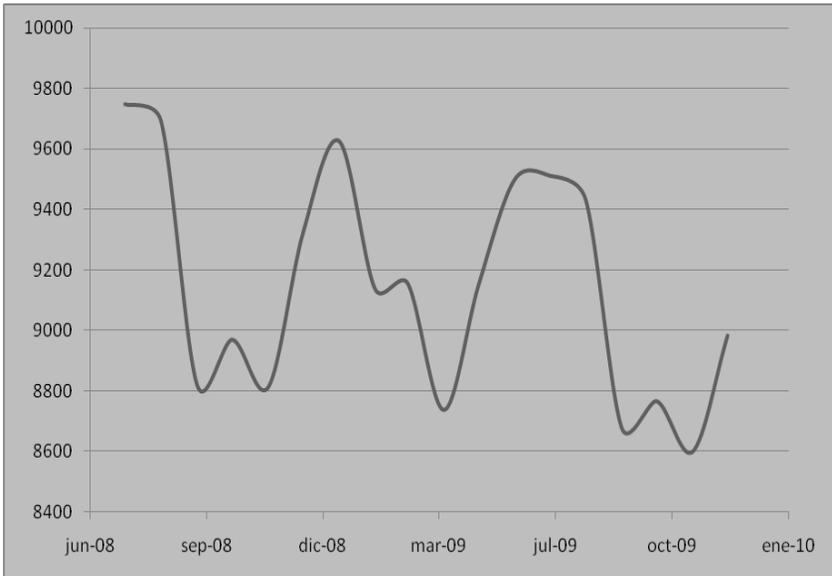
La función obtenida permite realizar una predicción de los valores de demanda en el MEM hasta diciembre de 2009. Los valores predichos se indican en la tabla 4.

Tabla 4: MEM. Valores estimados de demanda de energía eléctrica hasta Diciembre de 2009 – GWh

jul-08	9748.26
ago-08	9692.29
sep-08	8820.71
oct-08	8971.00
nov-08	8813.43
dic-08	9323.01
ene-09	9626.45
feb-09	9137.64
mar-09	9156.74
abr-09	8738.96
may-09	9152.48
jun-09	9499.72
jul-09	9512.50
ago-09	9433.15
sep-09	8679.21
oct-09	8767.90
nov-09	8601.25
dic-09	8984.30

En el gráfico 7 se presentan los valores de la tabla 4. Se puede apreciar la predicción de un máximo relativo en el mes de enero de 2009 con un consumo estimado de 9626 GWh.

Gráfico 7: MEM. Demanda estimada de energía eléctrica hasta diciembre de 2009 (GWh)



## CONCLUSIONES

En los últimos meses de 2007 se hizo evidente una desaceleración en el crecimiento de la demanda de energía eléctrica. El modelo propuesto indica que dicha desaceleración de la demanda se convertirá en disminución durante el año 2009. Entre diciembre de 2008 y diciembre de 2009 se prevé una caída del 3,6% en la demanda de energía eléctrica, lo que la pondría a niveles levemente superiores a los registrados en diciembre de 2005 (8350 GWh). Aun con la desaceleración estimada, la situación energé-

tica argentina continúa siendo comprometida debido a la enorme dependencia del gas natural para la generación eléctrica y la falta de nuevos proyectos hidroeléctricos de relevancia.

BIBLIOGRAFÍA

T. Ozaki. *On the Order Determination of ARIMA Models*. *Applied Statistics*, Vol. 26, No. 3. (1977), pp. 290-301.

Joao Luiz Maurity Saboia. *Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) Models for Birth Forecasting*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 72, No. 358. (Jun., 1977), pp. 264-270.

W. T. Dent; J. A. Swanson. *Forecasting with Limited Information: ARIMA Models of the Trailer on Flatcar Transportation Market*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 73, No. 362. (Jun., 1978), pp. 293-299.

Estela Bee Dagum. *Modelling, Forecasting and Seasonally Adjusting Economic Time Series with the X-11 ARIMA Method*. *The Statistician*, Vol. 27, No. 3/4, Partial Proceedings of the 1978 I.O.S. Annual Conference on Time Series Analysis (and Forecasting). (Sep. - Dec., 1978), pp. 203-216.

S. C. Hillmer; G. C. Tiao. *An ARIMA-Model-Based Approach to Seasonal Adjustment*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 77, No. 377. (Mar., 1982), pp. 63-70.

Victor Solo. *The Order of Differencing in ARIMA Models*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 79, No. 388. (Dec., 1984), pp. 916-921.

Said E. Said; David A. Dickey. *Hypothesis Testing in ARIMA(p, 1, q) Models*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 80, No. 390. (Jun., 1985), pp. 369-374.

Walter Kramer. *Least Squares Regression When the Independent Variable Follows an ARIMA Process*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 81, No. 393. (Mar., 1986), pp. 150-154.

Agustin Maravall. *Revisions in ARIMA Signal Extraction*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 81, No. 395. (Sep., 1986), pp. 736-740.

Robert Kohn; Craig F. Ansley. *Estimation, Prediction, and Interpolation for ARIMA Models with Missing Data*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 81, No. 395. (Sep., 1986), pp. 751-761.

Walter Enders. *Arima and Cointegration Tests of PPP under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes*. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 3. (Aug., 1988), pp. 504-508.

G. E. P. Box; G. M. Jenkins; J. F. MacGregor. *Some Recent Advances in Forecasting and Control*

*Applied Statistics*, Vol. 23, No. 2. (1974), pp. 158-179.

G. E. P. Box; G. M. Jenkins. *Some Comments on a Paper by Chatfield and Prothero and on A Review by Kendall*. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, Vol. 136, No. 3. (1973), pp. 337-352.

G. E. P. Box; G. M. Jenkins. *Some Recent Advances in Forecasting and Control*. *Applied Statistics*, Vol. 17, No. 2. (1968), pp. 91-109.

G. E. P. Box; G. M. Jenkins. *Some Statistical Aspects of Adaptive Optimization and Control*. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 24, No. 2. (1962), pp. 297-343.