Plantilla problema práctica 1

Elaborado por:

Federico Banoy Restrepo Salomón Cardeño Luján Juan David Rengifo Castro

Datos

Es necesario cargar los datos suministrados por la empresa en este punto y se procede a realizar la descripción de cada variable del workspace.

```
clc; clear; load('DataP1ModExp/data1.mat')

u_{lineal}: Función afín (500:10:1500).

y_{sample}: Respuesta a u_{lineal} desde el punto estacionario de 571.9318 -unique(y_sample(:,1))-.

y_{response}: Respuesta de la salida a una función escalon de 1000 a 1120.

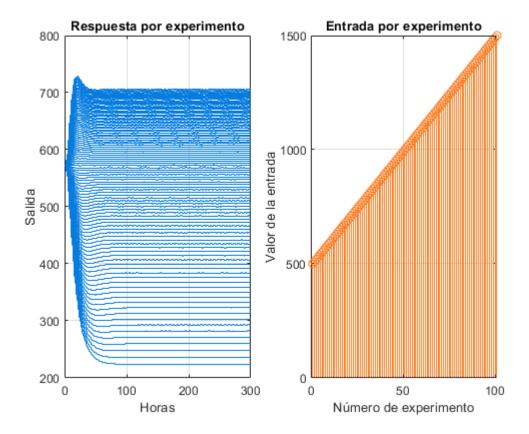
y: Respuesta a la PRBS, pero restandole el primer valor a la serie.

u: PRBS entre -100 y y 120 (900 y 1120).
```

Petición de la empresa

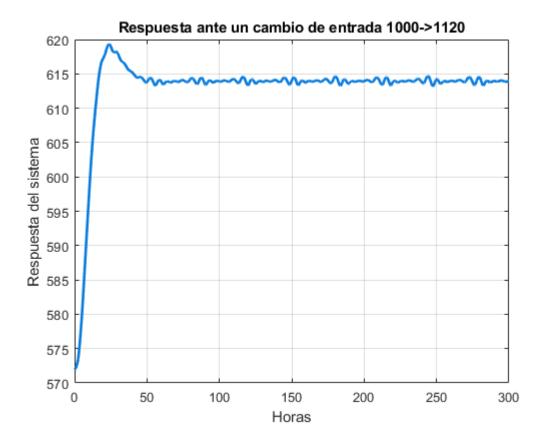
Cordial saludo ingenieros matemáticos. Nos comunicamos con ustedes porque necesitamos determinar un modelo para el comportamiento de cierta planta ultra secreta. Como podrán comprender, nos vemos en la obligación de reservarnos la mayor cantidad de información posible. Nosotros mismos ya hemos adelantado parte de los procesos necesarios para determinar el modelo. Sabemos que nuestra planta consta de una única entrada y una única salida, la entrada tiene un valor de 1000 unidades regularmente y la planta se mantiene en estado estacionario. Partiendo de este punto de estabilidad, nuestro anterior ingeniero varió el valor de la entrada en un rango de 500 a 1500 (u_{lineal}) tal y como pueden ver a continuación

```
figure('Color', 'White')
subplot(1,2,1)
stairs(0:300,y_sample','Color', my_color('blue1'))
grid on
title('Respuesta por experimento')
xlabel('Horas'); ylabel('Salida')
subplot(1,2,2)
stem(u_lineal, 'Color', my_color('orange'))
grid on
title('Entrada por experimento')
xlabel('Número de experimento'); ylabel('Valor de la entrada')
```



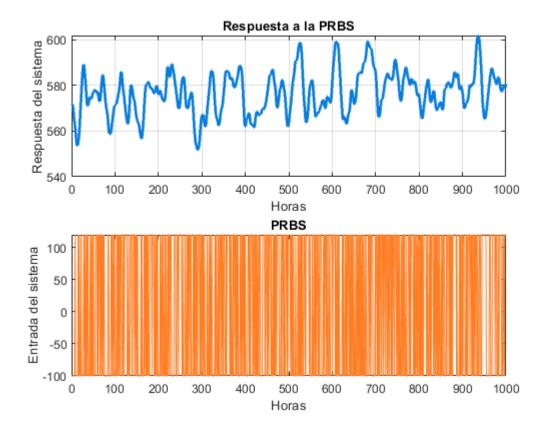
Esta información se las compartimos a través de la matriz **y_sample** y el vector **u_lineal**. La primera fila de la matriz corresponde con el primer valor del vector como entrada. Para cada caso, se tomaron muestras del estado del sistema cada hora y esperamos hasta que el sistema se estabilizara. Luego, para un solo experimento, se aumentó lo máximo posible el esfuerzo de muestreo y se cambió la entrada del sistema de 1000 a 1120 de forma abrupta. Los datos de la respuesta del modelo se presentan a continuación:

```
figure(2)
clf
% plot(t, y_sample(find(u_lineal==1120),:))
plot(t,y_response, 'LineWidth', 2, 'Color', my_color('blue1'))
grid on
xlabel('Horas')
ylabel('Respuesta del sistema')
title('Respuesta ante un cambio de entrada 1000->1120')
```



Con base en dicha información, nuestro anterior ingeniero decidió excitar el sistema con un periodo de muestreo de 1 hora y una señal PRBS (con un periodo igual al de muestreo) que variaba entre valores de 900 y 1120 para luego proceder a identificar un modelo apropiado para la planta, sin embargo, tuvimos que prescindir del ingeniero en este punto y el sistema no ha podido identificarse. Los datos recopilados se muestran a continuación

```
figure(3)
clf
subplot(2,1,1)
stairs(0:1000, y', 'LineWidth', 2, 'Color', my_color('blue1'))
grid on
title('Respuesta a la PRBS')
xlabel('Horas'); ylabel('Respuesta del sistema')
subplot(2,1,2)
plot(0:1000, u, 'Color', my_color('orange'))
xlabel('Horas'); ylabel('Entrada del sistema')
title('PRBS')
```



Nos hemos contactado con ustedes con la esperanza de que puedan evaluar la metodología que siguió nuestro anterior ingeniero (si es adecuada o si modificarían algo) y, en caso de que lo consideren posible, concluir el proceso de identificación del sistema. Les solicitamos el mayor detalle posible en sus respuestas así como en la justificación de porqué deberíamos confiar o no en el modelo que ustedes puedan identificar. Estaremos muy atentos.

Respuesta a la empresa

Preeliminares

- 1. Curva de linealización
- 2. Respuesta a un escalon, estimación de segundo orden de los parámetros.
- 3. Orden 2m mínimo.
- 4. Teorema de continuidad de los parámetros

Análisis trabajo previo

Procedimiento 1: El ingeniero anterior comenzó observando en que rango de la entrada el sistema se comporta de manera lineal. Para esto varió la entrada de 500 a 1500 con tamaño de paso fijo de 10.

Comentario: Esto tiene sentido desde la matemática puesto que se escogió un intervalo centrado en la entrada usual y seleccionó un tamaño de paso fijo (una práctica común). No obstante, desconocemos si esta elección es consistente con el funcionamiento interno de la empresa, por lo que conviene contestar las

siguientes preguntas: ¿este es un rango factible? ¿Una variación de 10 en la entrada es pequeña, sin serlo en exceso? Si las respuestas son afirmativas, consideramos que fue una elección adecuada.

Procedimiento 2: Para un solo experimento aumentó lo máximo posible el esfuerzo de muestreo y se cambió la entrada del sistema de 1000 a 1120 de forma abrupta.

Comentario: La elección de los parámetros de la función escalón empleada para la entrada debe corresponder a una región de funcionamiento lineal de la curva de linealización. Claramente, dicha región debe ser consistente con los valores de entrada que la empresa suele manejar. No tenemos resultados sobre estos procedimientos así que procedemos a realizarlo. Sin embargo, es evidente que la curva de linealización será no lineal concava hacia abajo, puesto que el punto de estabilización aumenta cada vez menos ante cambios constantes en la entrada. Es decir, estamos ante la presencia de un proceso con producción marginal decreciente.

Resultados: Comenzamos graficando la curva de linealidad y el intervalo escogido. Claramente, este rango es una buena aproximación lineal, no obstante, es cuestionable su elección, pues se podría obtener un rango más amplio o desplazado. Esto dependerá de las necesidades de la empresa, es decir, la región de variación de la entrada y la precisión deseada.

```
u_min = 1000;
u_max = 1120;

if (u_min < u_max)
    est = y_sample(:, end)'; % Estimación puntos de estabilidad.
    linear_curve(est, u_lineal, u_min, u_max)
else
    disp('Invalid input limits')
end</pre>
```

```
Linear regression model: y \sim 1 + x1
```

Estimated Coefficients:

	Estimate	SE	tStat	pValue
(Intercept) x1	225.51 0.34727	3.176 0.0029944	71.005 115.97	5.3714e-16 2.4507e-18

```
Number of observations: 13, Error degrees of freedom: 11
Root Mean Squared Error: 0.404
R-squared: 0.999, Adjusted R-Squared: 0.999
F-statistic vs. constant model: 1.34e+04, p-value = 2.45e-18
```

Curva de linealidad Valor de estabilización R² ajustado = 0.999

Conclusión: La elección no es erronea pero no necesariamente es óptima, es posible aumentar el rango de la entrada o desplazarlo y obtener significancia en el modelo de regresión lineal y un excelente ajuste. Esto dependerá de las necesidades de la empresa. Considerando que desconocemos dicha información asumimos que la empresa concuerda con los efectos prácticos de la elección del ingeniero anterior.

Entrada

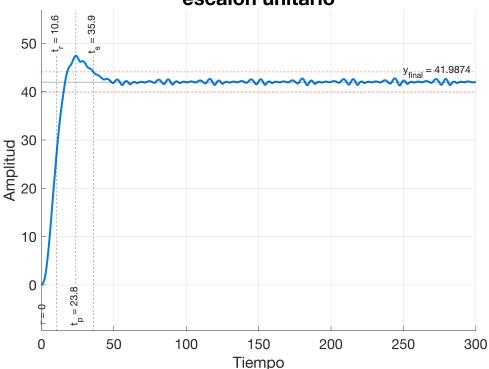
Procedimiento 3: Elección de un periodo de muestreo de excitación de 1 hora.

Entrada

Comentario: Para dicha elección se suele emplear una aproximación de segundo orden para el sistema de $\frac{t_r}{10}$, donde t_r es el periodo de crecimiento, es decir, el tiempo que tarda el proceso en pasar del 10% del valor de estabilización al 90%. Cabe resaltar, que un valor en el intervalo $\left[\frac{t_r}{15},\frac{t_r}{5}\right]$ es aceptable. No tenemos resultados sobre estos procedimientos así que procedemos a realizarlo.

Resultados: Se observa que $(t_r/15, t_r/10, t_r/15) = (0.7066, 1.06, 2.12)$.

Respuesta del sistema a una entrada escalón unitario



```
tr = T(2) ./ (15:-5:5);
disp(['Tiempo de muestreo apropiado:', num2str(tr(2)), ' horas.'])
```

Tiempo de muestreo apropiado:1.06 horas.

```
disp(['Intervalo tiempo de muestreo apropiado: [', num2str(tr(1)) ', ', num2str(tr(3))
```

Intervalo tiempo de muestreo apropiado: [0.70667, 2.12] horas.

Conclusión. La elección del periodo de muestreo es apropiada.

Procedimiento 4: Para excitar el sistema, escogió una señal PRBS (con un periodo igual al de muestreo) que variaba entre valores de 900 y 1120.

Comentarios: Sabemos que para identificar un modelo de orden m, se requiere que la PRBS sea mínimo de orden 2m. Por otra parte, es importante analizar si el intervalo de la PRBS saca al sistema de la región de linealidad.

Resultados: Dado que desconocemos el orden de la PRBS con la que el ingeniero anterior excitó el sistema, procedemos a estimarla mediante la función pexcit, la cual retorna un orden estimado de 50. No obstante, esta estimación es cuestionada, puesto que al estar ante una entrada discreta de longitud finita, es altamente improbable que la PRBS contenga 50 frecuencias distintas. Por lo tanto, realizamos una función params_prbs que retorna el número de frecuencias distintas de la PRBS simulada. a partir de esta, observamos que el orden sería 9, es decir, la PRBS parece insuficiente para estimar modelos con orden superior a 9.

```
pexcit(iddata(y, (u+1000)', 1))
```

ans = 50

params_prbs(u+1000)

```
ans = struct with fields:
    n: 1001
    A_max: 1120
    A_min: 900
    order: 9
    freq: [1 2 3 4 5 6 7 8 10]
```

Por otra parte, en el procedimiento 2, se había concluido para en el intervalo [1000, 1120] tenemos una región de linealidad. Sin embargo, en este experimento, el ingeniero decidió extender el intervalo de la entrada para estuviera quasi-centrado en el valor usual. Bajo los supuestos anteriores se observa que en el nuevo intervalo [900, 1120] puede considerarse un rango de linealidad, además el punto de operación sigue perteneciendo al intervalo, por lo que el teorema de dependencia continua de los parámetros indica que ambas regiones son aproximaciones lineales similares.

```
u_min = 900;
u_max = 1120;

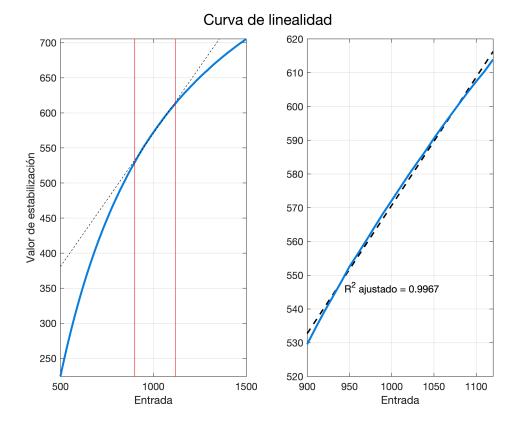
if (u_min < u_max)
    est = y_sample(:, end)'; % Estimación puntos de estabilidad.
    linear_curve(est, u_lineal, u_min, u_max)
else
    disp('Invalid input limits')
end</pre>
```

Linear regression model: $y \sim 1 + x1$

Estimated Coefficients:

	Estimate	SE	tStat	pValue
(Intercept) x1	190.86 0.37984	4.5994 0.004544	41.498 83.591	1.2234e-21 5.5018e-28

Number of observations: 23, Error degrees of freedom: 21 Root Mean Squared Error: 1.45 R-squared: 0.997, Adjusted R-Squared: 0.997 F-statistic vs. constant model: 6.99e+03, p-value = 5.5e-28



Conclusiones: La PRBS definida por el ingeniero parece tener sentido. Por ejemplo, el orden de la misma es suficiente para disponer de una amplia gama de modelos. No obstante, se resalta que el intervalo de la PRBS al ser más extenso comienza a mostrar una región que para el observador más riguroso no sería una región de linealidad. Así las cosas, resulta conveniente tener comunicación directa con la empresa, para ver si esto les representa un problema o si está en sintonía con las necesidades de la misma. En caso de que no ser así, se debe volver a realizar el experimento con una nueva parametrización.

Metodología de Identificación

Para la identificación del modelo se realizan varios pasos: carga de datos y preprocesamiento, estimación de modelos no paramétricos, estimación de modelos paramétricos y validación.

1. Carga de datos y preprocesamiento

Se parte de una exploración manual con el fin de obtener información relevante: distribución, tendencia de baja frecuencia de la salida, estadísticas descriptivas numéricas y visualización.

Posteriormente, se procede a hacer uso del toolbox systemIdentification donde inicialmente se realiza la carga de los datos de dominio temporal (entrada y salida) empleando los parámetros estimados en secciones anteriores. Se utiliza la función de Quick Start para realizar todas las etapas del preprocesamiento de forma automática: filtrado, eliminación de tendencia, eliminación de la media, eliminación de outliers, separación de datos de entrenamiento (train) y validación (test) en una proporción de 50/50 para la salida y y la entrada u.

2. Estimación de modelos no paramétricos

Se busca obtener información previa al uso de modelos paramétricos. Se emplean modelos no paramétricos, con múltiples objetivos:

- Establecer un punto de comparación para las estimaciones por modelos paramétricos.
- Estmación de parámetros de interés: retardo
- · Criterio de retorno-

Se realiza la estimación del modelo de correlación y del modelo espectral. A partir del modelo de correlación se observa el comportamiento de la respuesta al escalón y la respuesta al impulso (secuencia de ponderación), esta última nos da una estimación del retardo del sistema d; otra forma de estimarlo es con la función de la vest que retorna el nk. Por su parte, el modelo espectral provee el comportamiento de la respuesta en frecuencia, en particular, indica si se requiere un filtrado en los datos.

3. Estimación de modelos paramétricos y Validación

Se busca identificar con los datos de *train* el modelo que mejor se ajuste (considerando la parsimonia) a las estimaciones no paramétricas, a los residuales esperados y a los datos de validación (*test*). Los modelos paramétricos utilizados son: ARX, ARMAX, OE, VI y BJ. En ciertos casos el toolbox retorna diferentes criterios: MDL, R cuadrado y criterio de información de Akaike.

4. Presentación de resultados

Se presenta la estimación del modelo asociado al proceso generador de datos incorporando técnicas de análisis de error.

Desarrollo

1. Preprocesamiento de datos

Eliminación de outliers

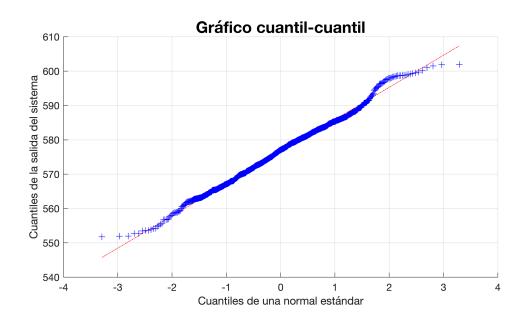
Comenzamos realizando una amputación de datos atípicos. Para esto establecemos varios criterios:

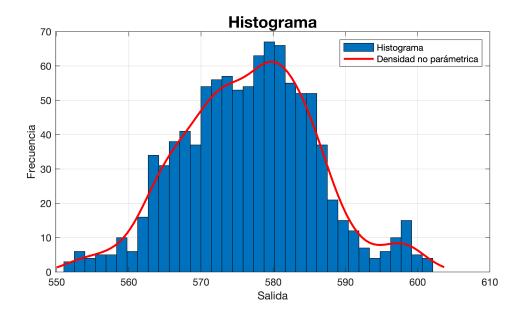
- 1. Tradicional. Observaciones a más de tres desviaciones estándar de la media.
- 2. Robusto. Observaciones que estén a más de tres veces la MAD escalada respecto a la mediana.
- 3. No paramétrico. Observaciones a más de 1.5 veces el rango intercuantil desde los cuántiles 2 y 3.
- 4. **Datos gausianos 1.** Asumiendo normalidad elimina uno por uno las observaciones con base a la **prueba de Grubb**.
- 5. **Datos gausianos 2.** Elimina las observaciones una por una con base a la prueba *generalized extreme Studentized* deviate test, funciona mejor que la prueba de Grubb cuando hay valores atípicos enmascarados por otros.

Cabe resaltar, que antes de realizar la amputación, debemos validar si los datos son normales. A partir de un gráfico cuantil-cuantil es evidente que los datos no siguen una distribución normal por el comportamiento extraño de las colas. Por su parte, el histograma valida estas conclusiones, parece que los datos siguen una

distribución con dos crestas. Finalmente, las pruebas de distribución Anderson-Darling y Chi-square goodnessof-fit rechazan normalidad. Por lo tanto, no realizamos amputación de datos con pruebas gaussianas.

checkGaussian1d(y, 0.05)

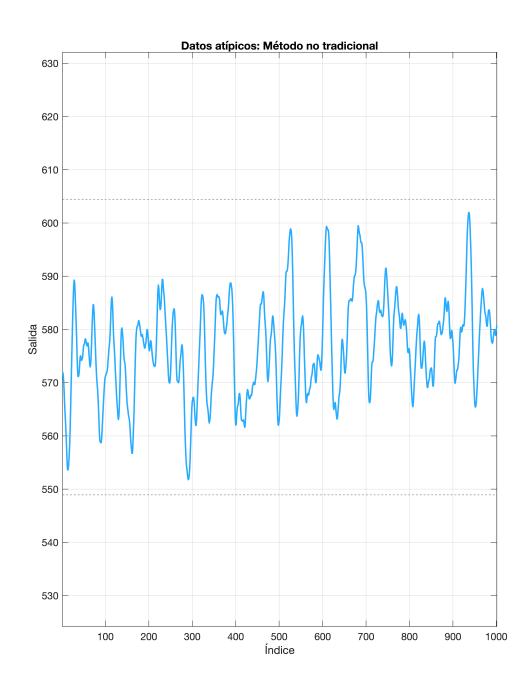




```
ans = struct with fields:
    ad: {'Anderson-Darling' 'H1' 'H0: Normalidad con enfasis en las colas.'}
    jb: {'Jarque-Bera' 'H0' 'H0: Mean and Variance of normal distriution.'}
    chi2: {'Chi-square goodness-of-fit' 'H1' 'H0: Mean and Variance of normal distriution.'}
    alpha: 0.0500
```

Procedemos analizar los datos atípicos estimados por cada métodos y encontramos que solo el no parámetrico indica la existencia de dos observaciones atípicas. No obstante, lo es por muy poco y estos pueden darnos información interesante sobre el proceso así que consideramos que no hay datos atípicos y por tanto no realizamos la amputación de estos.

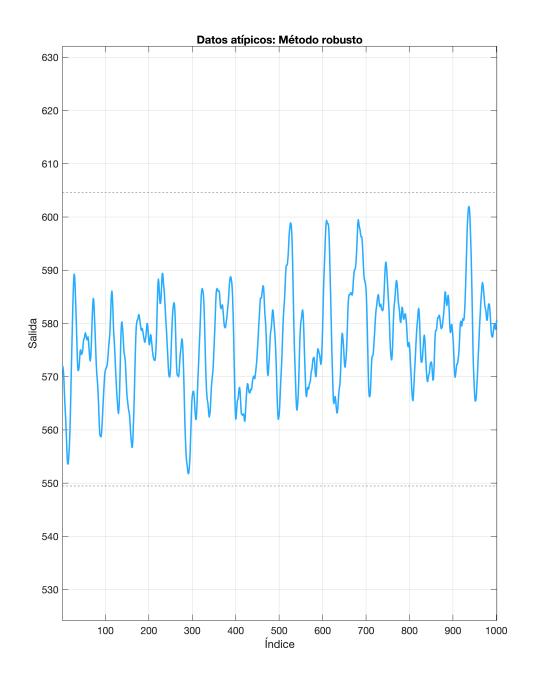
plot_outliers(y, 'mean')



ans =

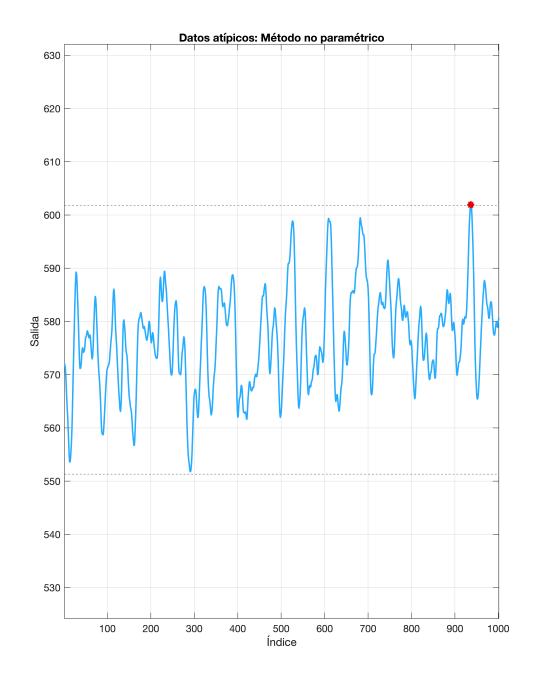
0×1 empty double column vector

plot_outliers(y, 'median')



ans =
 0×1 empty double column vector

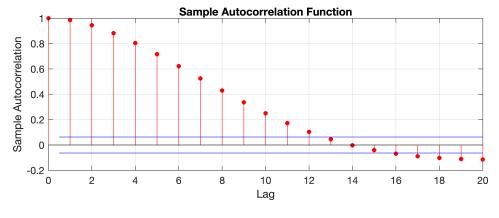
plot_outliers(y, 'quartile')

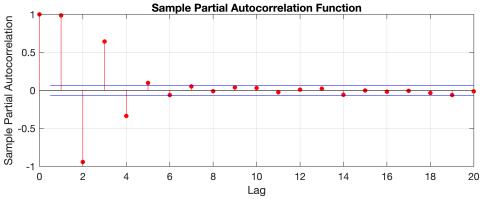


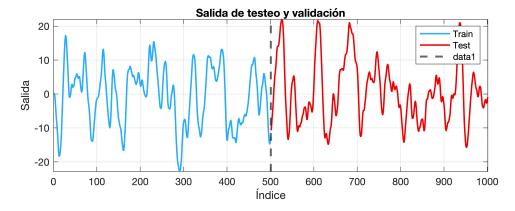
Tendencia y media cero

Retiramos la tendencia y media de los datos de salida.

Warning: Ignoring extra legend entries.

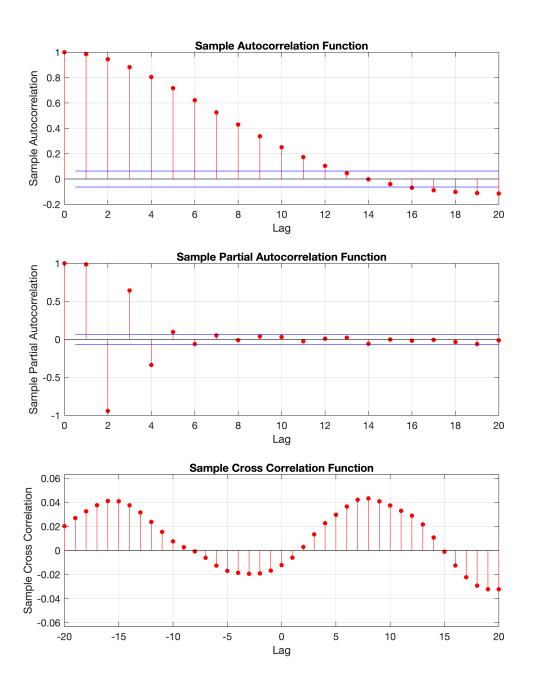






ACF y PACF

```
clf
subplot(3,1,1)
autocorr(pp)
subplot(3,1,2)
parcorr(pp)
subplot(3,1,3)
crosscorr(u, pp)
```



Se evidencia por los diagramas de autocorrelación (acf), autocorrelación parcial (pacf) y correlación cruzada, que la entrada no presenta una correlación estadísticamente significativa con respecto a la salida para ningún nivel de confianza. Por su parte, la salida muestra comportamientos típicos de un modelo MA de orden 4. Esto se observa en el decaimiento exponencial en la autocorrelación y en los primeros 4 rezagos estadísticamente significativos (distintos de 0 bajo los límites de confianza) de la autocorrelación parcial. Por lo tanto se procede, a estimar un modelo MA4 con coeficiente de amplitud *ad hoc* (heurísticamente).

```
Mdl = arima(0, 0, 4);
Est = estimate(Mdl, pp)
```

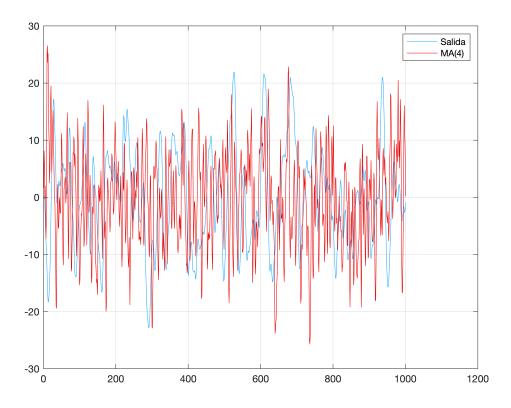
Warning: Upper bound constraints are active; standard errors may be inaccurate.

ARIMA(0,0,4) Model (Gaussian Distribution):

```
Value
                            StandardError
                                             TStatistic
                                                              PValue
    Constant
                0.077086
                               0.24464
                                              0.31511
                                                               0.75268
    MA{1}
                  1.8987
                               0.11961
                                               15.873
                                                            9.6972e-57
    MA{2}
                     1.5
                               0.13052
                                               11.493
                                                            1.4355e-30
    MA{3}
                               0.13153
                                               7.6027
                                                            2.9011e-14
                      1
                 0.47432
                               0.11983
                                                3.9584
                                                            7.5466e-05
    MA{4}
    Variance
                  2.4286
                               0.19065
                                               12.739
                                                            3.5997e-37
Est =
  arima with properties:
     Description: "ARIMA(0,0,4) Model (Gaussian Distribution)"
    Distribution: Name = "Gaussian"
               P: 0
               D: 0
               0: 4
        Constant: 0.0770859
              AR: {}
             SAR: {}
             MA: {1.89867 1.5 1 0.47432} at lags [1 2 3 4]
             SMA: {}
     Seasonality: 0
            Beta: [1×0]
        Variance: 2.42862
```

```
sim = 1.8*simulate(Est, 1001);

figure()
plot(pp, 'Color', my_color('blue'))
hold on; grid on
plot(sim, 'Color', my_color('red'))
hold off
legend({'Salida', 'MA(4)'})
```



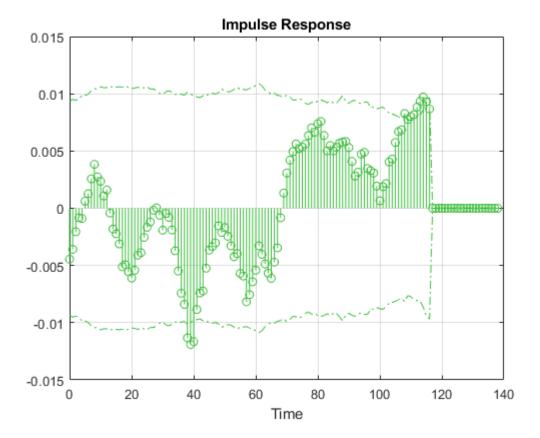
```
r2 = rsquare(pp, sim);
disp(['R2: ', num2str(r2)])
```

R2: 0.88949

La simulación del modelo MA resulta mucho más ruidosa que los datos de salida, por lo tanto, se sospecha que los datos provienen de un modelo ARMA, pero esto no es identificable a partir de los diagramas anteriores. Por otra parte, la ausencia de la correlación cruzada entre la salida y la entrada nos lleva a sospechar sobre la posibilidad de un error en los datos, lo cual se verifica posteriormente en la estimación de los métodos no paramétricos.

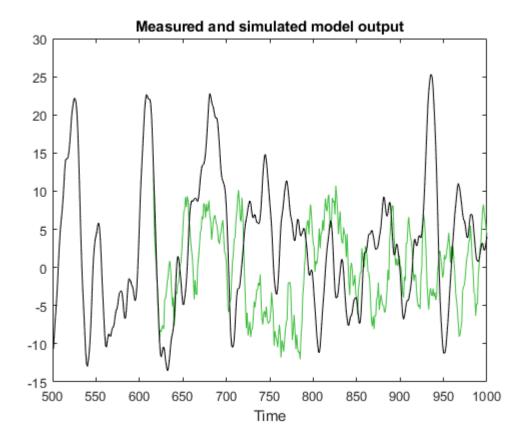
Se procedió a realizar el análisis de correlación (no paramétrico). En particular, se observó que la secuencia de ponderación (respuesta al impulso) no fue significativa.

```
open('imgs\1. Datos malos\1. Modelos no paramétricos\impulse_response_ci.fig')
```



Por otra parte, la respuesta al impulso presentó un ajuste deficiente de -3.851.

```
open('imgs\1. Datos malos\1. Modelos no paramétricos\impulse_fit.fig')
```



Estos resultados son evidencia suficiente para confirmar que no hay una relación entre la salida y la entrada, por lo que fue necesario ponerse en contacto con la empresa para validar los resultados obtenidos.

Efectivamente, un funcionario de la empresa confirmó nuestra sospecha y nos suministró los datos correctos. No obstante, nuestro contrato ya había finalizado, por lo tanto, de la manera más respetuosa, le solicitamos a la empresa la extensión por otros 6 meses del contrato y un incremento del 70% salaria para proceder con la identificación del sistema.