

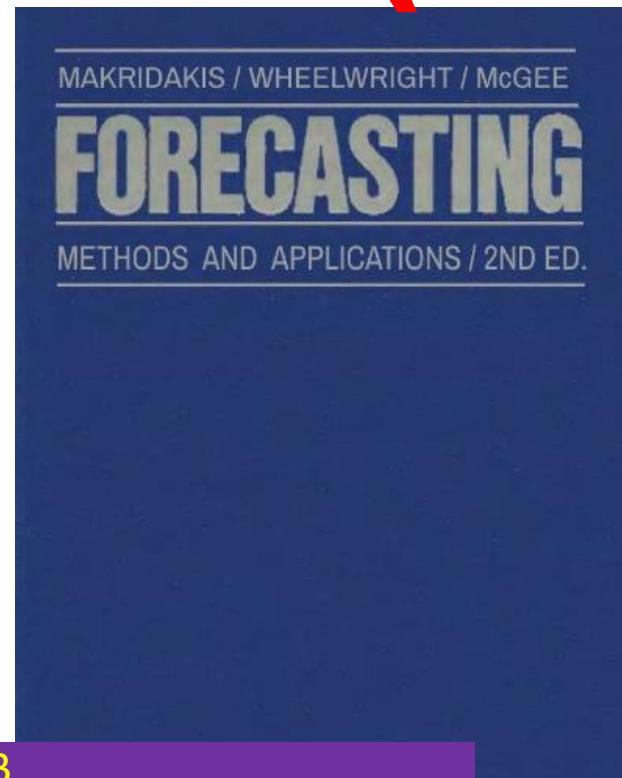
Spyros Makridakis
Steven C. Wheelwright
Rob J. Hyndman

Copyrighted Material

This is a preview. The number of pages displayed is limited.



Prof. Dr. Ir. Bambang Juanda, M.S.
Junaidi, SE. M.Si.



MODEL ARIMA

(Metode Box-Jenkins)



Penulis buku ini memaparkan dengan baik dan padat dasar teori dari setiap metode, diikuti oleh langkah-langkah praktis dalam menggunakan *software* yang telah mudah diterapkan. Cara penulisan seperti ini membuat buku ini lebih mudah dipahami dan bermanfaat bagi mahasiswa S-1 dan S-2, serta praktis yang menggunakan data *time series* maupun panel di dalam penelitiannya.

Prof. Hermanto Sirag, Ph.D
Guru Besar Fakultas Ekonomi dan Manajemen,
Institut Pertanian Bogor

Memasuki dekade kedua abad 21, ketetapanan buku ekonometrika bermula karya penulis Indonesia masih sangat kurang, apalagi dengan pendekatan terkininya (modern) dalam pemodelan ekonometrika deret waktu. Tampaknya, Bambang Juanda dan Junaidi telah berhasil memenuhi sebagian dahaga itu. Tanpa ragu mereka mengatakan bahwa buku ini seyognya menjadi bacaan wajib bagi para mahasiswa bidang ekonomi terutama sarjana magister pascasarjana, karena cara penulisan dan teknik analisis data yang diberikan dalam buku ini benar-benar dapat diikuti dan dipraktikkan.

Prof. Robert A. Stansburyakal, PhD
Guru Besar Fakultas Ekonomi,
Universitas Indonesia

"Selama ini, ekonometrika dikenal sebagai ilmu yang membahas permasalahan-permasalahan dengan pendekatan matematis. Sedangkan sebagian mahasiswa malah sering merasa "kelesuan" untuk mempelajari secara mendalam. Angka-angka dan rumus-rumus matematika dan statistik selalu memenuhi lembaran-lembaran buku ekonometrika; hal itulah yang terkadang menjadi hambatan bagi mahasiswa untuk mempelajari lebih mendalam ilmu ini."

Salah satu hal yang dapat mempermudah pelajaran dan contoh-contoh pemodelan ekonometri yang konkret serta pemodelan ekonometri yang sederhana, membawa mahasiswa dan pembaca ke arah "kemudahan". Melalui buku ini pula, dibuktikan bahwa model ekonometri dapat diambil dari berbagai sumber dan aman untuk diterapkan.

Prof. Candra Fajri Alimansya, Ph.D
Ketua Program Doctor Ilmu Ekonomi,
Fakultas Ekonomi dan Bisnis
Universitas Brawijaya

PT Penerbit IPB Press
Kampus IPB Tamans Kenanga
Jl. Tamans Kenanga No. 3, Bogor 16151
Telp. 0251 - 8355 158 E-mail: ipbpress@ipb.ac.id
Online store: ipbpress.ipb.ac.id

Statistik
ISBN : 978-979-493-365-7
9 789794933657

oleh
Bambang Juanda
Departemen Ilmu Ekonomi
Fakultas Ekonomi dan Manajemen IPB
<https://bambangjuanda.com/>

Setelah mengikuti pembahasan ini, Anda diharapkan dapat :

- Memahami model ARIMA & makna **kestasioneran data deret waktu** dan cara pemeriksannya.
- Memahami implikasi kestasioneran (stasioner dan tidak stasioner) data deret waktu dalam pemodelan.
- Memahami prosedur STATA untuk pemeriksaan kestasioneran data deret waktu
- Menginterpretasikan output program STATA tentang kestasioneran data deret waktu.

Pengantar

- Model *AutoRegressive Integrated Moving Average* (ARIMA) dikembangkan George E.P. Box dan Gwilym M. Jenkins (1976), sehingga ARIMA juga disebut metode deret waktu **Box-Jenkins**.
- Model Box-Jenkins terdiri dari **Model Stasioner**: Autoregressive (**AR**), Moving Average (**MA**), Autoregressive-Moving Average (**ARMA**), dan
- **Model NonStasioner**: Autoregressive Integrated Moving Average (**ARIMA**).

Proses Regresi Diri (Data Stasioner)

- Proses regresi diri (*autoregressive*), AR: regresi deret Y_t terhadap amatan waktu lampau dirinya sendiri.

Y_{t-k} , untuk $k = 1, 2, \dots, p$.

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + e_t$$

$|\beta_j| < 1$, dan e_t kumpulan semua peubah yg mempengaruhi Y_t selain nilai p amatan waktu lampau terdekat.

- *Dapat diperhatikan bahwa model ini sudah dikurangi dengan konstanta nilaitengah atau garis kecenderungan (trend) deret, sehingga $E(Y_t) = 0$. Dengan demikian, deret yang digunakan di dalam model ini adalah simpangan terhadap rataannya atau terhadap garis kecenderungannya. Jika garis kecenderungannya membentuk kecenderungan musiman,kemudian dihilangkan “musimannya” maka model ini dikatakan “deseasonalized” atau secara umum dikatakan “detrended”, yaitu model yang garis trend-nya sudah dihilangkan*



Proses Regresi Diri Ordo Pertama

- Model regresi diri ordo pertama, AR(1), diberikan oleh:

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + e_t$$

Korelasi parsial antara Y_t dengan Y_{t-k} : ukuran pengaruh Y_{t-k} terhadap Y_t yang belum dijelaskan oleh peubah bebas lainnya dalam model.
Mengevaluasi kontribusi peubah bebas Y_{t-k} dlm menjelaskan keragaman peubah Y_t jika peubah bebas lainnya sudah masuk dalam model.

- Sifat-sifat AR(1) yang stasioner adalah :

$$E(Y_t) = 0$$

$$\gamma_0 = \text{Var}(Y_t) = \sigma^2 / (1 - \beta^2)$$

$$\gamma_k = \beta \gamma_{k-1}$$

$$= \beta^k \sigma^2 / (1 - \beta^2)$$

$$\rho_k = \gamma_k / \gamma_0$$

Tabel 5.1 Pola ACF dan PACF

Model	Pola ACF	Pola PACF
AR(p)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)
MA(q)	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave
ARMA(p,q)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave

- Syarat kestasioneran proses AR(1) ini ialah bahwa $|\beta_1| < 1$.

Proses Regresi Diri Ordo Kedua

- Model regresi diri ordo kedua, AR(2), diberikan oleh:

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + e_t$$

- Sifat-sifat AR(2) yang stasioner adalah :

$$\gamma_k = \beta_1 \gamma_{k-1} + \beta_2 \gamma_{k-2} \quad \text{untuk } k = 1, 2, \dots$$

$$\rho_k = \beta_1 \rho_{k-1} + \beta_2 \rho_{k-2} \quad \text{untuk } k = 1, 2, \dots$$

Persamaan di atas dinamakan persamaan Yule-Walker.

- Syarat kestasioneran AR(2):

$$\beta_1 + \beta_2 < 1, \quad \beta_2 - \beta_1 < 1, \quad \text{dan } |\beta_2| < 1$$

Proses Regresi Diri Ordo p AR(p)

- Model regresi diri ordo p, AR(p), diberikan oleh:

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + e_t \quad \text{untuk } k = 1, 2, \dots$$

- Sifat-sifat AR(p) yang stasioner:

$$\rho_k = \beta_1 \rho_{k-1} + \beta_2 \rho_{k-2} + \dots + \beta_p \rho_{k-p} + e_t$$

- Persamaan **Yule-Walker** untuk AR(p) adalah:

$$\rho_1 = \beta_1 + \beta_2 \rho_1 + \dots + \beta_p \rho_{p-1}$$

$$\rho_2 = \beta_1 \rho_1 + \beta_2 + \dots + \beta_p \rho_{p-2}$$

$$\cdot \qquad \qquad \cdot \qquad \qquad \cdot$$

$$\cdot \qquad \qquad \cdot \qquad \qquad \cdot$$

$$\cdot \qquad \qquad \cdot \qquad \qquad \cdot$$

$$\rho_p = \beta_1 \rho_{p-1} + \beta_2 \rho_{p-2} + \dots + \beta_p$$

Proses Rataan Bergerak (*Moving Average*, MA)

- Suatu deret waktu dinamakan deret waktu rataan bergerak ordo ke q , MA(q), bila:

$$Y_t = e_t - \beta_1 e_{t-1} - \beta_2 e_{t-2} - \cdots - \beta_q e_{t-q}$$

dengan e didefinisikan sebagai *white noise (innovation)*

ARIMA(0,0, q)
or MA(q)

Rataan Bergerak Ordo Pertama

Model yang paling sederhana adalah MA(1), yaitu :

$$Y_t = e_t - \beta_1 e_{t-1}$$

Pakai Minitab: $Y_t = e_t + \beta_1 e_{t-1}$

parameter restrictions

Sifat-sifat model ini adalah :

$$E(Y_t) = 0$$

$$\gamma_0 = \text{Var}(Y_t) = \sigma^2 / (1 + \beta^2)$$

$$\gamma_1 = -\beta \sigma^2$$

$$\rho_1 = -\beta / (1 + \beta^2)$$

$$\gamma_k = \rho_k = 0 \quad \text{untuk } k \geq 2$$

7/3/4 Higher-order moving average models

The general MA model of order q can be written as follows:

$$Y_t = c + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \cdots - \theta_q e_{t-q}, \quad (7.19)$$

where c = constant term,

θ_j = j th moving average parameter,

e_{t-k} = the error term at time $t - k$.

The same restrictions that were required for AR models are also required for MA models. Therefore, for $q = 1$, we require $-1 < \theta_1 < 1$. For $q = 2$, the following three conditions must all be met:

$$-1 < \theta_2 < 1 \quad \theta_2 + \theta_1 < 1 \quad \theta_2 - \theta_1 < 1.$$

More complicated conditions hold for $q \geq 3$.

In the backshift notation, (7.19) can be written

$$Y_t = c + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \cdots - \theta_q B^q) e_t.$$

Rataan Bergerak Ordo Kedua

Model MA(2): $Y_t = e_t - \beta_1 e_{t-1} - \beta_2 e_{t-2}$

Sifat-sifat model:

$$E(Y_t) = 0$$

$$\gamma_0 = \text{Var}(Y_t) = \sigma^2 / (1 + \beta_1^2 + \beta_2^2) \sigma^2$$

$$\gamma_1 = (-\beta_1 + \beta_1 \beta_2) \sigma^2$$

$$\gamma_2 = -\beta_1 \sigma^2$$

$$\rho_1 = (-\beta_1 + \beta_1 \beta_2) / (1 + \beta_1^2 + \beta_2^2)$$

$$\rho_2 = -\beta_2 / (1 + \beta_1^2 + \beta_2^2)$$

$$\gamma_k = \rho_k = 0 \quad \text{untuk } k \geq 3$$

Tabel 5.1 Pola ACF dan PACF

Model	Pola ACF	Pola PACF
AR(p)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)
MA(q)	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave
ARMA(p,q)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave

Rataan Bergerak Ordo q

Model umum MA(q):

$$Y_t = e_t - \beta_1 e_{t-1} - \beta_2 e_{t-2} - \dots - \beta_q e_{t-q}$$

berlaku :

$$\rho_k = \frac{-\beta_k + \beta_1 \beta_{k+1} + \beta_2 \beta_{k+2} + \dots + \beta_{q-k} \beta_q}{1 + \beta_1^2 + \beta_2^2 + \dots + \beta_q^2} \quad \text{untuk } k = 1, 2, \dots, q$$

$$= 0, \text{ untuk } k \geq q + 1$$

Proses Campuran Regresi Diri dan Rataan Bergerak (ARMA(p,q))

Jika model terdiri atas gabungan proses regresi diri ordo p dan rataan bergerak ordo q, dinamakan **ARMA(p,q)**.

Bentuk umum persamaan ARMA(p,q):

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} - \dots - \beta_p Y_{t-p} + e_t - \alpha_1 e_{t-1} - \dots - \alpha_q e_{t-q}$$

ARMA(1,1)

Persamaan Yule Walker untuk ARMA(1,1) diberikan oleh:

$$\gamma_0 = \beta\gamma_1 + [1 - \alpha(\beta - \alpha)]\sigma^2 \text{ untuk } k=0$$

$$\gamma_k = (1 - \alpha\beta)(\alpha - \beta)\beta^{k-1}\sigma^2 / (1 - \alpha^2) \text{ untuk } k \geq 1$$

$$\rho_k = (1 - \alpha\beta)(\alpha - \beta)\beta^{k-1} / (1 - 2\alpha\beta + \alpha^2) \text{ untuk } k \geq 1$$

ARMA(p,q)

Persamaan Yule-Walker untuk ARMA(p,q) diberikan oleh:

$$\rho_k = \beta_1\rho_{k-1} + \beta_2\rho_{k-2} + \dots + \beta_p\rho_{k-p} \quad \text{untuk } k > q$$

Model Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

- Persyaratan utama model AR(p), MA(q), ARMA (p,q) adalah kestasioneran data deret waktu yang digunakan
- Jika data deret waktu tidak stasioner dalam level, perlu dibuat stasioner melalui proses diferensi (*difference*). $D.Y_t = Y_t - Y_{t-1} = Y_t - L.Y_t = (1 - L) Y_t$
- Jika diferensi pertama belum menghasilkan deret yang stasioner, dilakukan diferensi tingkat berikutnya (**d kali**). $D^2.Y_t = D.Y_t - D.Y_{t-1}$
- Model AR, MA atau ARMA dengan data yang stasioner melalui proses diferensi ini disebut dengan model *autoregressive-integrated-moving average*:

$$Y_t = \text{ARIMA}(p,d,q)$$

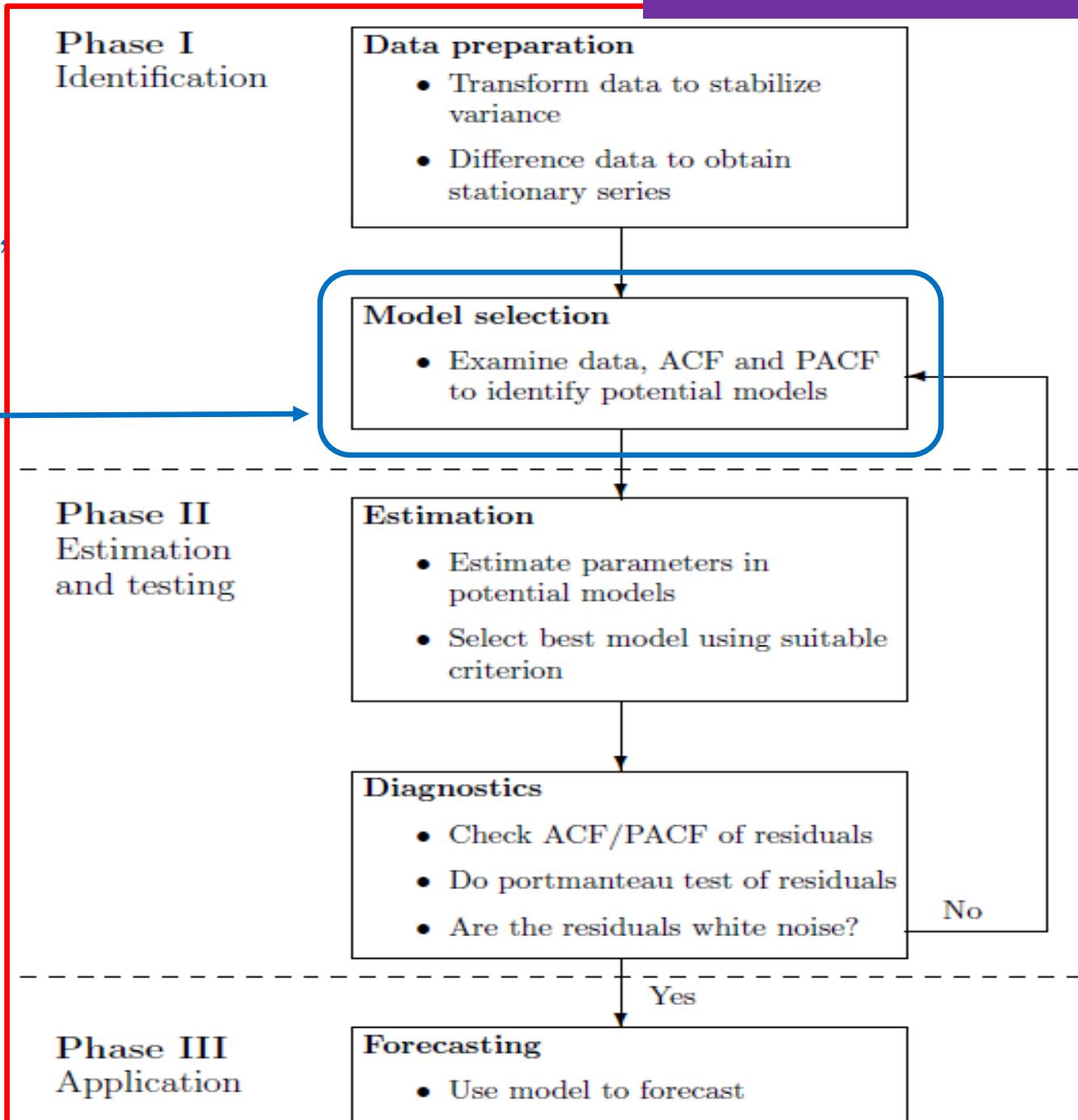
$$D^d.Y_t = (1-L)^d Y_t = \text{ARIMA}(p,0,q) = \text{ARMA}(p,q)$$

- Seasonal differences: $S12.Y_t = Y_t - Y_{t-12} = (1 - L^{12}) Y_t$ Data bulanan
(hilangkan musiman) $S4.Y_t = Y_t - Y_{t-4} = (1 - L^4) Y_t$ Data kuartalan
- Model umum: $\text{ARIMA}(p,d,q) (P,D,Q)^{12}$
- Untuk Kuartalan: $\text{ARIMA}(p,d,q) (P,D,Q)^4$

Prosedur Box-Jenkins

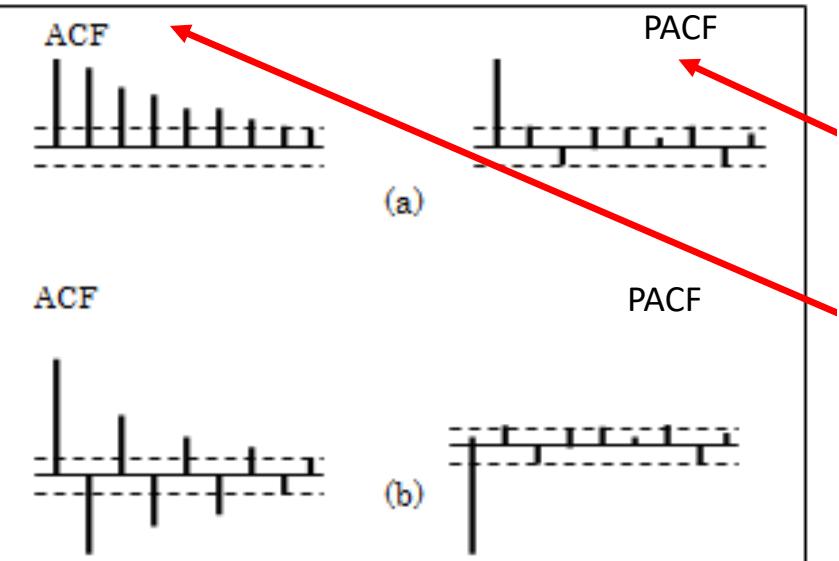
- Untuk menentukan perilaku data mengikuti pola AR, MA, ARMA atau ARIMA, dan untuk menentukan ordo AR, MA.
- Empat tahapan prosedur Box-Jenkins :
 - Identifikasi Model
 - Estimasi Parameter Model
 - Evaluasi (diagnostic) Model
 - Prediksi atau Peramalan

Schematic Representation of the Box-Jenkins Methodology for Time Series Modeling

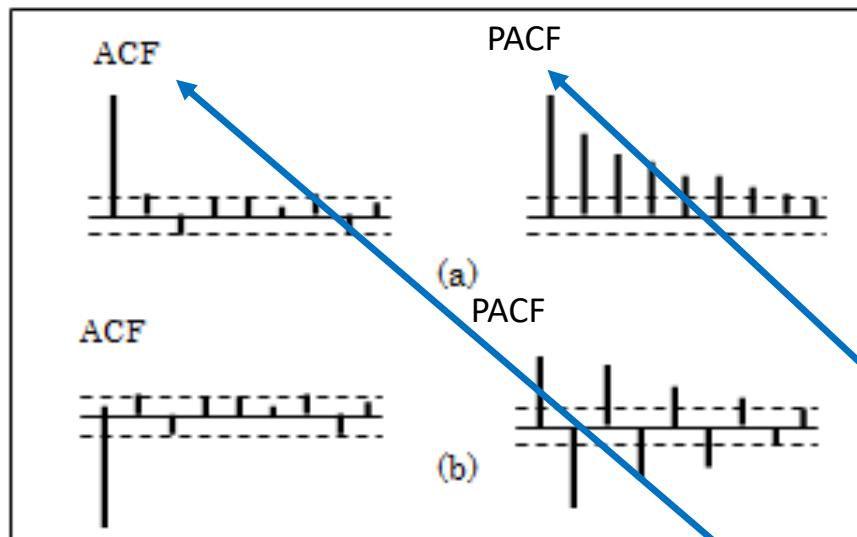


Identifikasi Model

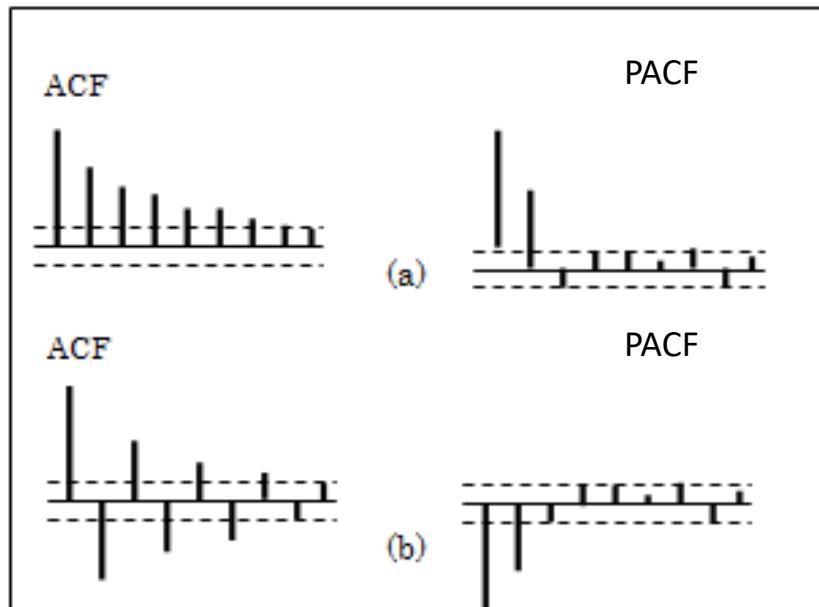
1. Deteksi masalah stasioner data. Jika tidak stasioner, lakukan proses differensi untuk mendapatkan data stasioner
2. Identifikasi model ARIMA melalui *autocorrelation function* (ACF) dan *partial autocorrelation function* PACF



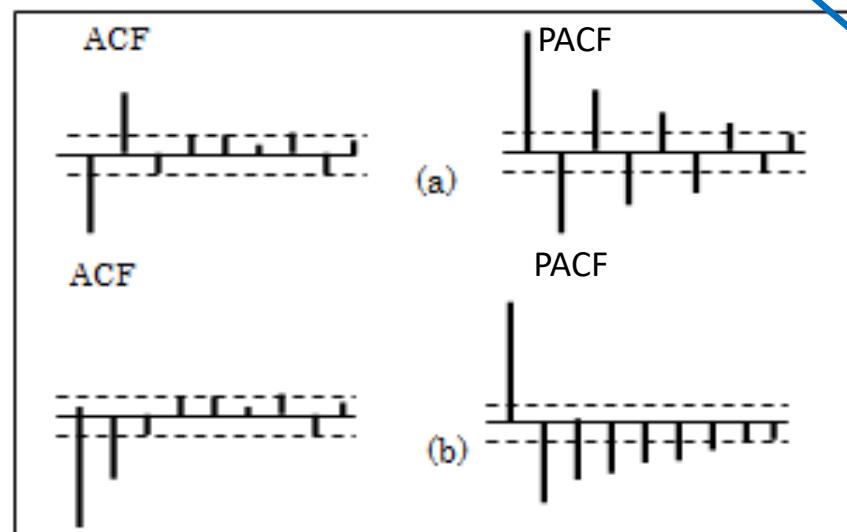
Gambar 5.1 Pola ACF dan PACF untuk AR(1)



Gambar 5.3 Pola ACF dan PACF untuk MA(1)



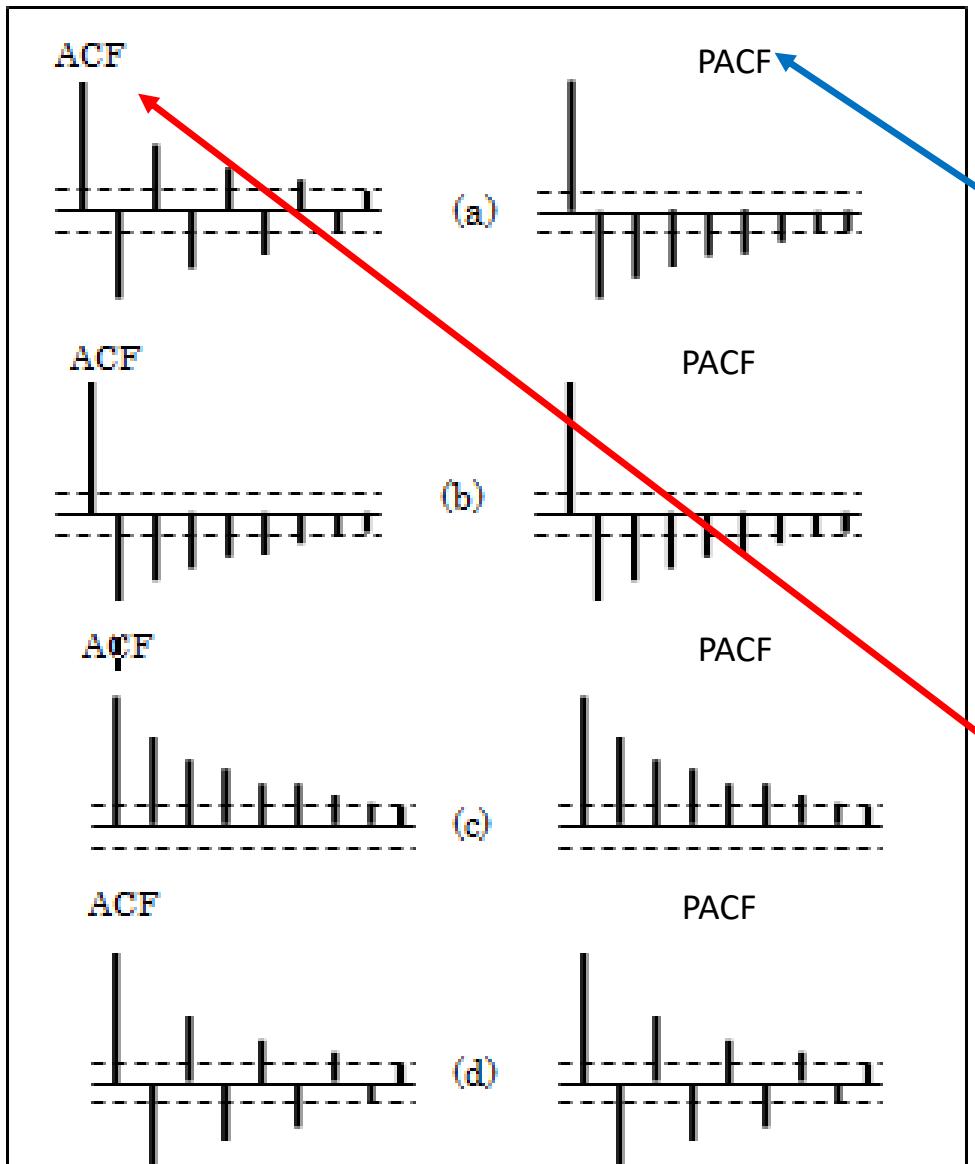
Gambar 5.2 Pola ACF dan PACF untuk AR(2)



Gambar 5.4 Pola ACF dan PACF untuk MA(2)

Tabel 5.1 Pola ACF dan PACF

Model	Pola ACF	Pola PACF
AR(p)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)
MA(q)	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave
ARMA(p,q)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave



Gambar 5.5 Pola ACF dan PACF untuk ARMA(1,1)

Identifikasi Model

1. Deteksi masalah stasioner data. Jika tidak stasioner, lakukan proses differensi untuk mendapatkan data stasioner
2. Identifikasi model ARIMA melalui *autocorrelation function* (ACF) dan *partial autocorrelation function* PACF

Dari pengalaman: $p = 0,1,2$ $q = 0,1,2$
 d atau $D = 0,1,2$

Tabel 5.1 Pola ACF dan PACF

Model	Pola ACF	Pola PACF
AR(p)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)
MA(q)	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave
ARMA(p,q)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave

Estimasi Parameter Model

- Pengujian kelayakan model dengan mencari model terbaik.
- Model terbaik didasarkan *goodness of fit* melalui uji t, F, R^2 serta kriteria AIC (Akaike information criterion) dan SC (Schwarz criterion)

Evaluasi Model

- Lakukan pengujian terhadap **residual model yang diperoleh**. Model yg baik memiliki residual bersifat random (*white noise*).
- Analisis residual dgn korelogram melalui ACF dan PACF.
- Jika koefisien ACF dan PACF secara individual tidak signifikan, residual bersifat random. Jika residual tidak random, pilih model yang lain.
- Pengujian signifikansi ACF dan PACF dapat dilakukan melalui uji dari Barlett, Box dan Pierce, Ljung-Box, atau ADF dan Phillips-Perron.

Prediksi atau Peramalan

- Melakukan prediksi atau peramalan berdasarkan model terpilih
- Evaluasi kesalahan peramalan: Root Mean Squares Error (RMSE), Mean Absolute Error (MAE), **Mean Absolute Percentage Error (MAPE)** dll.

Perbedaan Pendekatan Regresi Klasik dengan **Ekonometrika Deret Waktu**

1. Pendekatan Regressi klasik: **Menduga model dulu, kemudian dilihat (diuji) apakah asumsi tentang error (ϵ) dipenuhi (ragam homogen/sama, dan tidak ada autokorelasi).** Dalam konteks data deret waktu, error tsb bersifat **Stasioner**.
2. Pendekatan (terkini) Regressi Deret Waktu: **Data harus stasioner dulu, kemudian baru diduga modelnya.** Penentuan ordo/lag, juga dugaan parameternya, dari data yang sudah stasioner.

Tergantung
MODEL?

Jika dipaksakan pada data deret waktu yg belum stasioner, analisisnya “dapat” menyesatkan. Namun **jika errornya memenuhi asumsi klasik atau stasioner, model tsb tetap valid.**

Penggunaan ADF yg “fleksibel” → hasil uji dapat “berbeda”

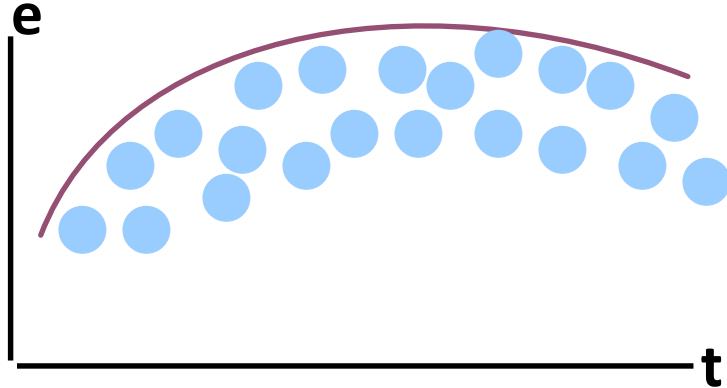
Oleh karenanya asumsi error model yg dihasilkan tetap diperiksa.

- Faktanya, hampir semua data deret waktu bersifat tidak stasioner.
- Ekonometrika menggunakan data deret waktu perlu ditangani dan dianalisis secara berbeda

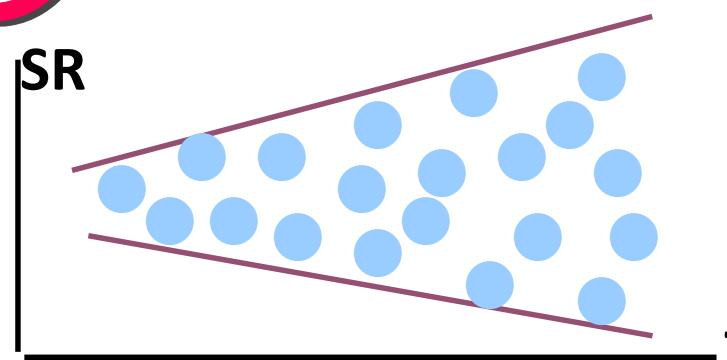
Residual Analysis



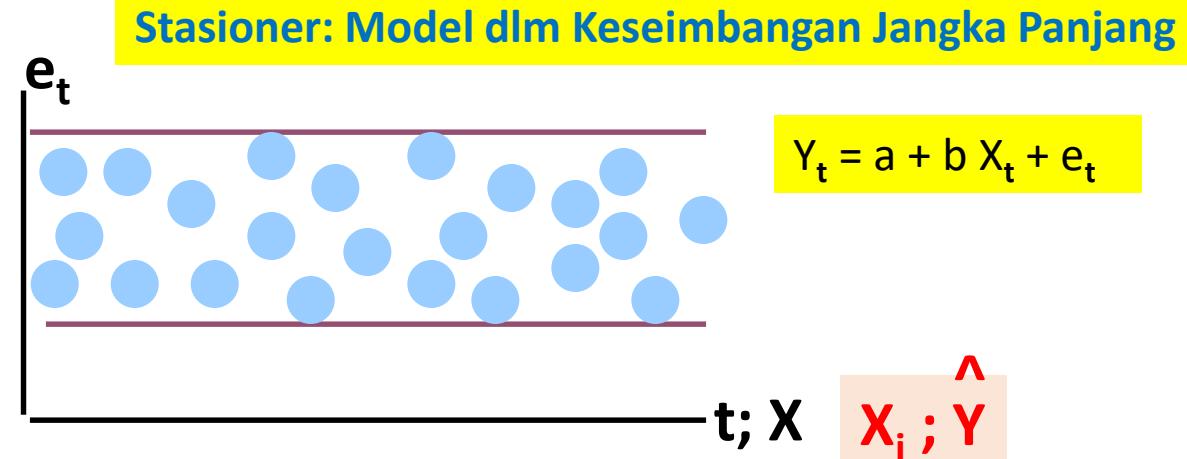
Not Linear



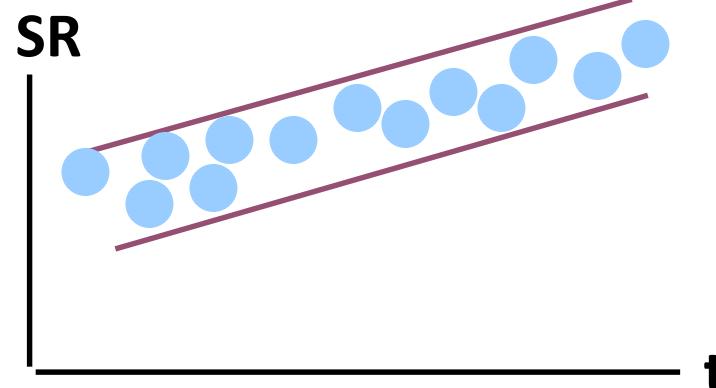
Heteroskedastisitas



Linear, Homoscedasticity, bebas



Tidak Bebas



Contoh Output STATA (Bgm Interpretasinya?)

Stata/MP 14.0 - http://www.stata-press.com/data/r14/air2.dta

File Edit Data Graphics Statistics User Window Help

Summaries, tables, and tests

Linear models and related

Binary outcomes

Ordinal outcomes

Categorical outcomes

Count outcomes

Fractional outcomes

Generalized linear models

Treatment effects

Endogenous covariates

Sample-selection models

Exact statistics

Nonparametric analysis

Time series

Multivariate time series

Longitudinal/panel data

Multilevel mixed-effects models

Survival analysis

Epidemiology and related

SEM (structural equation modeling)

IRT (item response theory)

Survey data analysis

Multiple imputation

Multivariate analysis

Power and sample size

Bayesian analysis

Resampling

Postestimation

Other

Local\Temp\STD00000000.tmp

root Number of observations = 144

	Interpolated Dickey-Fuller	
1% Critical Value	-3.496	5% Critical Value
	-2.887	

Setup and utilities

ARIMA and ARMAX models

ARCH/GARCH

ARFIMA models

Unobserved-components model

Markov-switching model

Prais-Winsten regression

Regression with Newey-West std. errors

State-space models

Forecasting

Postestimation

Rolling-window and recursive estimation

Smoothers/univariate forecasters

Filters for cyclical components

Tests

Graphs

arima - ARIMA, ARMAX, and other dynamic regression models

Model Model 2 Model 3 by/if/in Weights SE/Robust Reporting Maximization

Dependent variable: Independent variables:

Suppress constant term

ARIMA model specification

ARIMA(p,d,q) specification:

Autoregressive order (p): 0

Integrated (difference) order (d): 0

Moving-average order (q): 0

Supply list of ARMA lags: (e.g., "1 3")

List of AR lags

List of MA lags

Constraints: (optional)

Keep collinear variables (rarely used)

OK Cancel

Line plots

Autocorrelations & partial autocorrelations

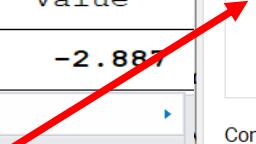
Augmented Dickey-Fuller unit-root test

DF-GLS test for a unit root

Phillips-Perron unit-root test

Bartlett's periodogram-based white-noise test

Portmanteau white-noise test

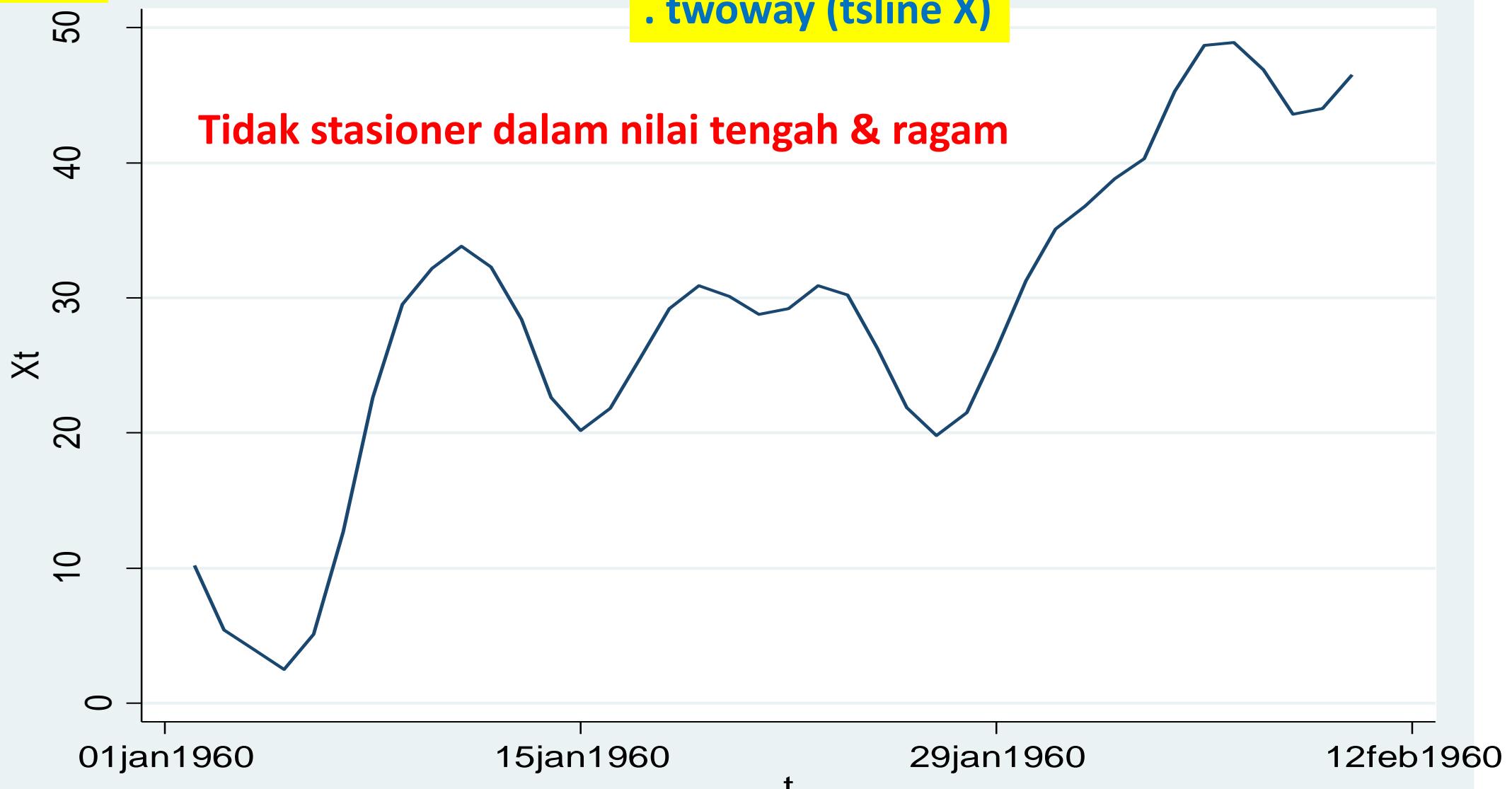


. use Tabel9-1

. tsset t, daily

Data Penjualan X (*Forecasting by Makridakis et.al.*)

. twoway (tsline X)



AuroCorrelation, PArtialCorrelation, Stat-Q with its p-value

. corrrgram X

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	[Autocorrelation]		[Partial Autocor]	
					-1	0	1	-1
1	0.9021	0.9566	35.055	0.0000	-----		-----	
2	0.7348	-0.7442	58.926	0.0000	-----	-----		
3	0.5421	0.5844	72.268	0.0000	-----		-----	
4	0.3478	-0.0693	77.912	0.0000	--			
5	0.1836	-0.0525	79.529	0.0000	-			
6	0.0693	0.2542	79.767	0.0000			--	
7	0.0140	0.2404	79.777	0.0000			-	
8	0.0071	-0.0218	79.779	0.0000				
9	0.0212	0.4491	79.804	0.0000			---	
10	0.0470	-0.1361	79.927	0.0000			-	
11	0.0626	-0.2538	80.155	0.0000			--	
12	0.0559	-0.0810	80.342	0.0000				
13	0.0241	0.1115	80.378	0.0000				
14	-0.0138	0.1788	80.391	0.0000			-	
15	-0.0412	0.2421	80.505	0.0000			-	
16	-0.0523	0.3208	80.696	0.0000			--	
17	-0.0496	0.5685	80.876	0.0000			----	
18	-0.0386	0.4781	80.99	0.0000			---	

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \sim \chi^2_{db=m}$$

$H_0: \rho_k = 0$, data stasioner
 $H_1: \rho_k \neq 0$, data tidak stasioner
 ; (jika $p < \alpha$)

Dickey-Fuller test for unit root, dengan dan tanpa konstanta ($H_0: \delta=0$, tdk stasioner)

. dfuller x, regress

Dickey-Fuller test for unit root

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			Number of obs = 39
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-0.917	-3.655	-2.961	-2.613

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7823

random walk $\delta = \rho - 1$ dlm model $Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \rightarrow \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t$

D.X	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
L1.X	-0.04344414	.0473691	-0.92	0.365	-.1394203 .0525375
_cons	2.148799	1.445531	1.49	0.146	-.7801259 5.077723

. dfuller x, nocons regress

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			Number of obs = 39
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	1.119	-2.638	-1.950	-1.606
D.X	Coef.	Std. Err.	t	P> t
L1.X	.0212558	.0189928	1.12	0.270

$H_1: \delta < 0$, stasioner)
(Daerah kritis sebelah kiri)

Phillips-Perron test for unit root

. pperron X, regress

Hipotesis: $H_0 : Y_t$ tidak stasioner ($\rho=1$)
 $H_1 : Y_t$ stasioner

Phillips-Perron test for unit root

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-18.152	-12.948	-10.480	
Z(t)	-3.655	-2.961	-2.613	
<hr/>				
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6212 → tidak stasioner (H_0)				
model: $Y_t = a + \rho Y_{t-1} + e_t$				
<hr/>				
X Coef. Std. Err. t P> t [95% Conf. Interval]				
+-----+-----+-----+-----+-----+				
X				
L1. .9565586 0.0473691 20.19 0.000 .8605797 1.052538				
_cons 2.148799 1.445531 1.49 0.146 -.7801259 5.077723				
<hr/>				

. test L.X=1

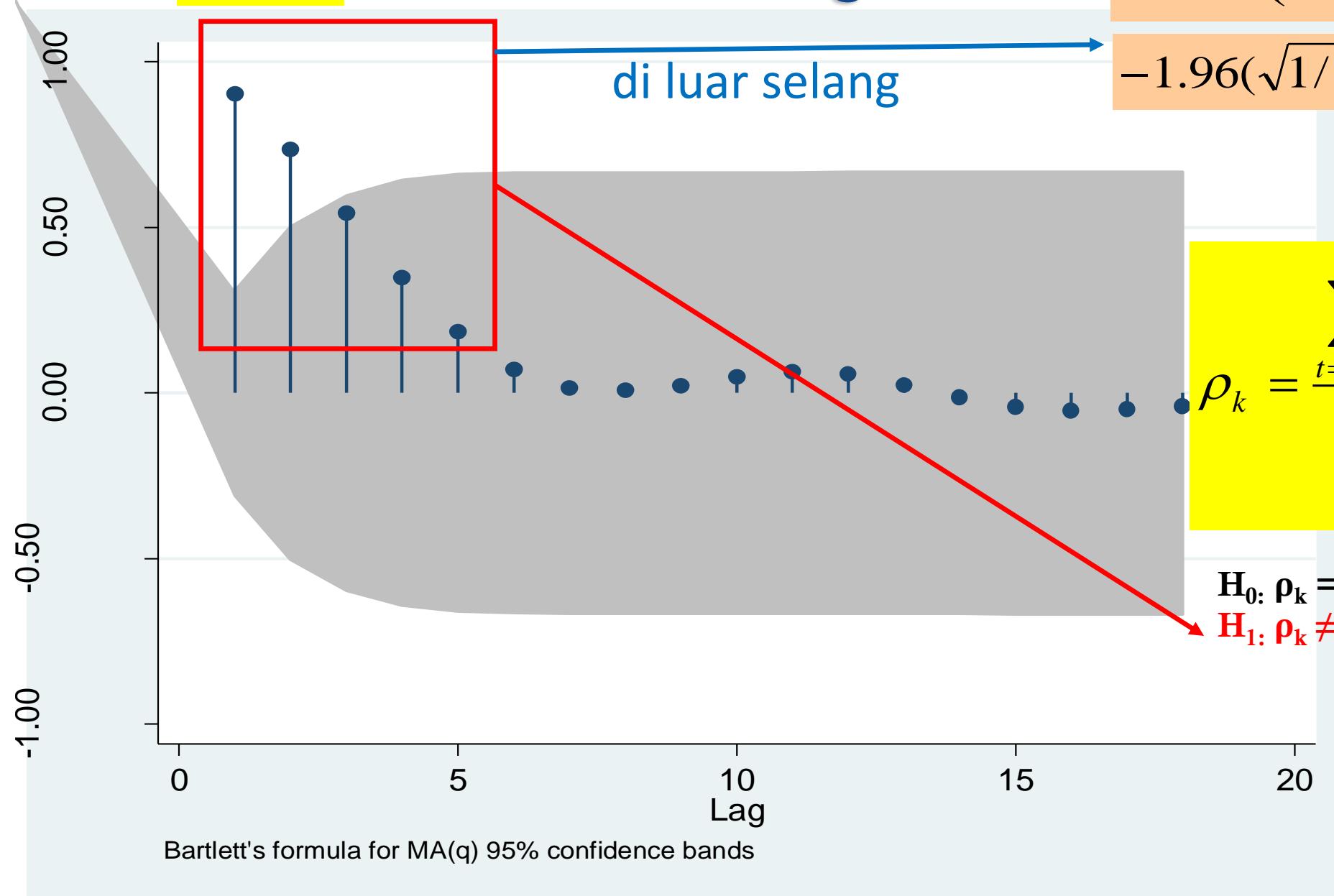
(1) L.X = 1

F(1, 37) = 0.84

Prob > F = 0.3650

Correlogram

. ac x



$$-1.96(Se) < \rho_k < 1,96(Se)$$

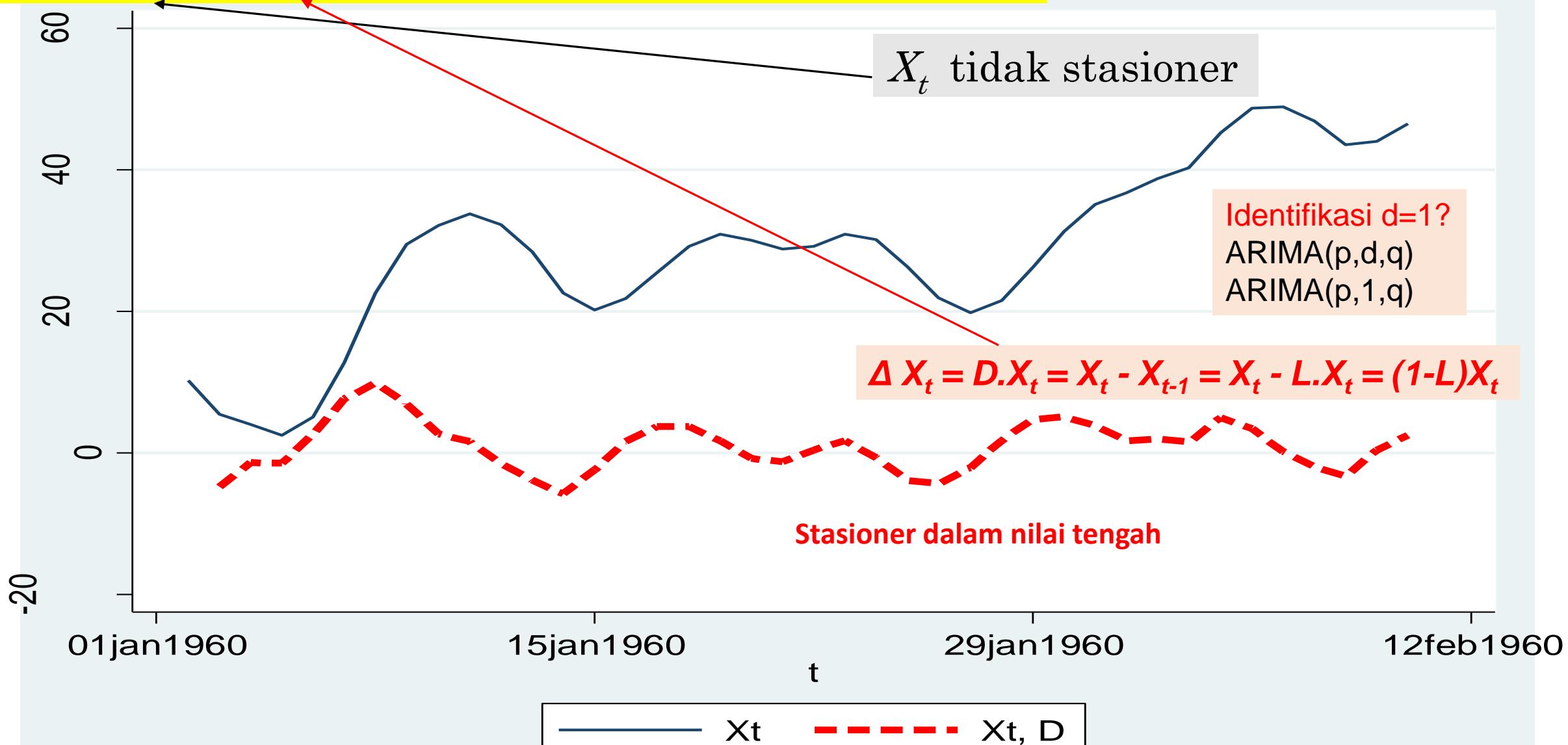
$$-1.96(\sqrt{1/n}) < \rho_k < 1,96(\sqrt{1/n})$$

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2}$$

$H_0: \rho_k = 0$, data stasioner
 $H_1: \rho_k \neq 0$, data tidak stasioner

. use Tabel9-1 Penjualan X (Forecasting by Makridakis et.al.) yg Sudah Didiferensi (D1)

. twoway (tsline X) (tsline D.X, lcolor(red) lwidth(thick) lpattern(dash)), legend(on)



Dickey-Fuller test for unit root, dengan dan tanpa konstanta ($H_0: \delta=0$, tdk stasioner)

. dfuller D.X, regress

Dickey-Fuller test for unit root

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.683	-3.662	-2.964

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0770

random walk $\delta = \rho - 1$ dlm model $Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \rightarrow \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t$

D2.X	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
LD.X	-.2966783	.110567	-2.68	0.011	-.5209186 - .0724379
_cons	.4559928	.4042646	1.13	0.267	-.3638938 1.275879

. dfuller D.X, nocons regress

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.474	-2.639	-1.950
D2.X	Coef.	Std. Err.	t
LD.C	-.2663386	.1076393	-2.47
			0.018
			-.4844364 - .0482407

$H_1: \delta < 0$, stasioner)

(Daerah kritis sebelah kiri)

Identifikasi $d=1$?

ARIMA(p,d,q)

ARIMA(p,1,q)

Phillips-Perron test for unit root

. pperron D.X, regress

Hipotesis: $H_0: Y_t$ tidak stasioner ($\rho=1$)
 $H_1: Y_t$ stasioner

Phillips-Perron test for unit root

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-15.694	-18.084	-12.916
Z(t)	-3.044	-3.662	-2.964

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0309 → stasioner (H1)

model: $Y_t = a + \rho Y_{t-1} + e_t$

D.X	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
X					
LD.	0.7033217	.110567	6.36	0.000	.4790814 .9275621
_cons	.4559928	.4042646	1.13	0.267	-.3638938 1.275879

. test LD.X=1

(1) LD.X = 1

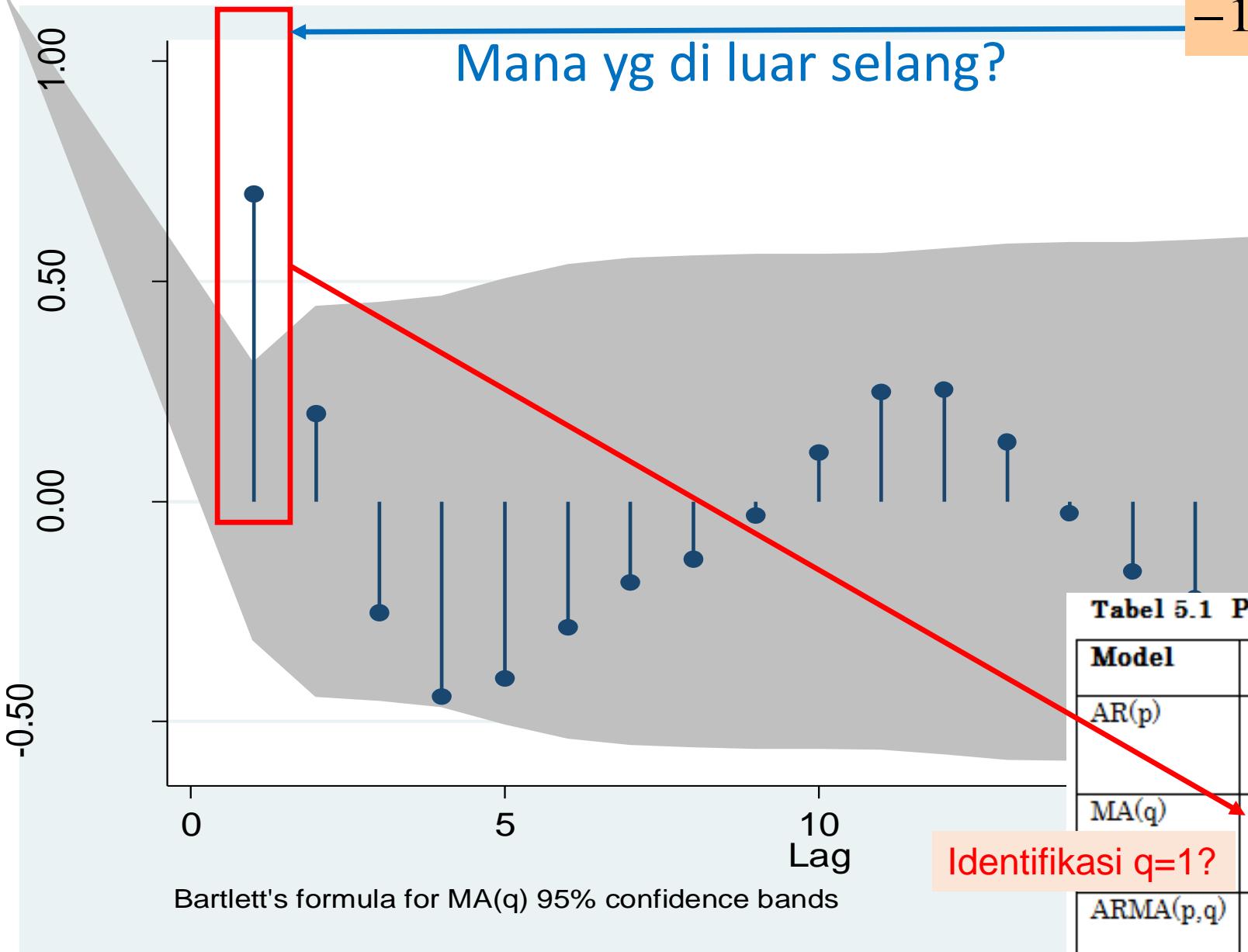
F(1, 36) = 7.20

Prob > F = 0.0109

Identifikasi d=1?
ARIMA(p,d,q)
ARIMA(p,1,q)

Correlogram Data yg Sudah Didiferensi (stasioner)

$$-1.96(\sqrt{1/n}) < \rho_k < 1.96(\sqrt{1/n})$$



$$\rho_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2}$$

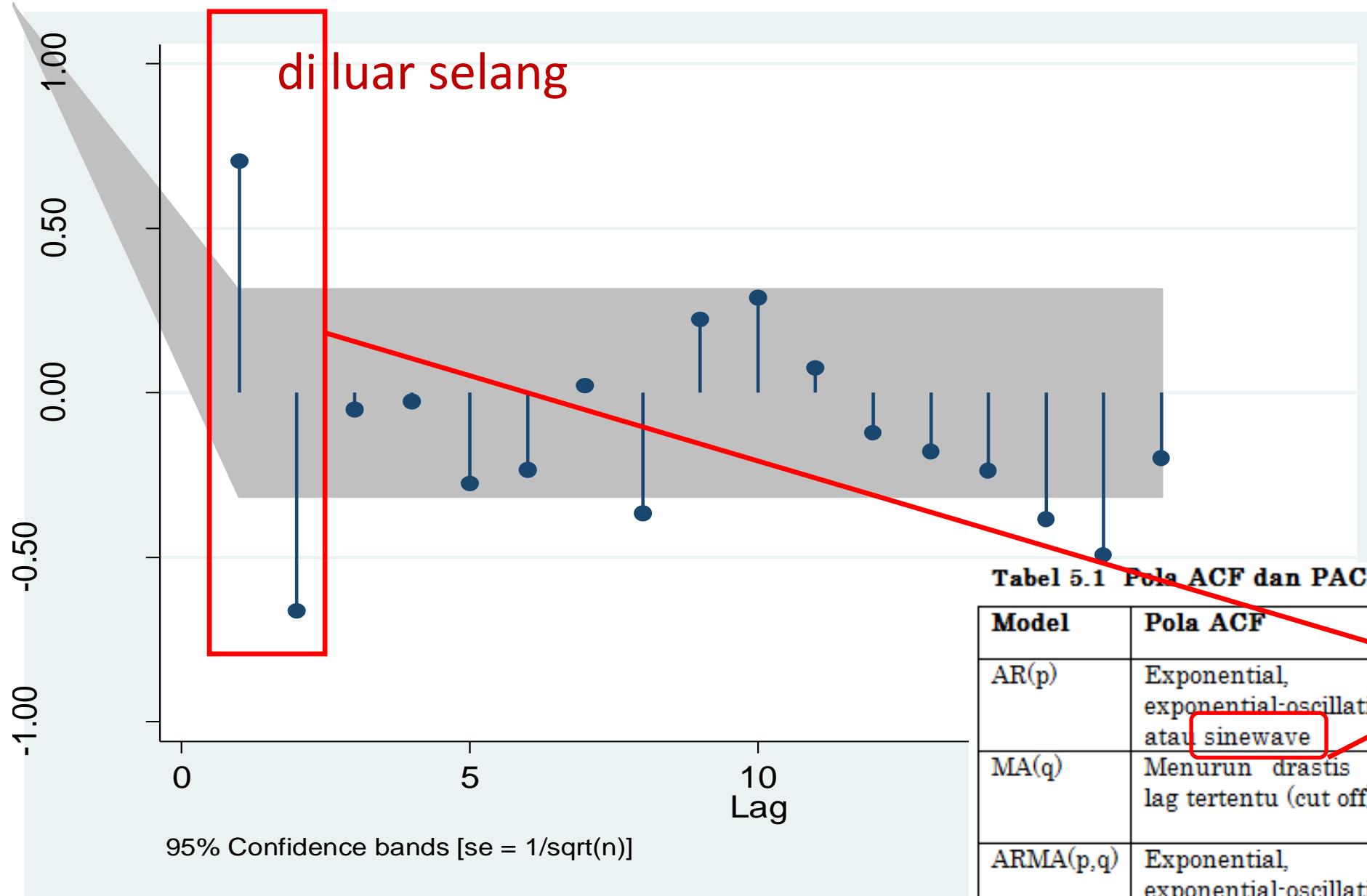
$$Y_t = D.X_t = X_t - X_{t-1} = (1-L)X_t$$

ARIMA(1,1,1)
ARIMA(1,1,0)

Tabel 5.1 Pola ACF dan PACF

Model	Pola ACF	Pola PACF
AR(p)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)
MA(q)	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave
ARMA(p,q)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave

Partial Autocorrelation Data yg Sudah Stasioner



Tabel 5.1 Pola ACF dan PACF

Identifikasi $p=2$?
 ARIMA(p,d,q)
 ARIMA(2,1, 0)

Model	Pola ACF	Pola PACF
AR(p)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)
MA(q)	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave
ARMA(p,q)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave

. arima X, arima(2,1,1) /*ma(1) & kontanta tdk signifikan*/

ARIMA regression

Sample: 03jan1960 - 10feb1960

Log likelihood = -78.16684

Number of obs = 39
Wald chi2(3) = 100.86
Prob > chi2 = 0.0000

		OPG				
D.X		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
X						
_cons		.9409384	.6294426	1.49	0.135	- .2927465 2.174623
ARMA						
ar						
L1.		1.295836	.1960155	6.61	0.000	.9116525 1.680019
L2.		-.7240207	.1317289	-5.50	0.000	-.9822046 -.4658369
ma						
L1.		-.0985459	.2408395	-0.41	0.682	-.5705827 .373491
/sigma		1.748565	.233467	7.49	0.000	1.290978 2.206152

Note: The test of the variance against zero is one sided, and the two-sided confidence interval is truncated at zero.

. arima X, arima(2,1,0) nocons

$$D.X_t = X_t - X_{t-1} = AR(2) = 1.26 D.X_{t-1} - .67 D.X_{t-2} + e_t$$

ARIMA regression

Sample: 03jan1960 - 10feb1960

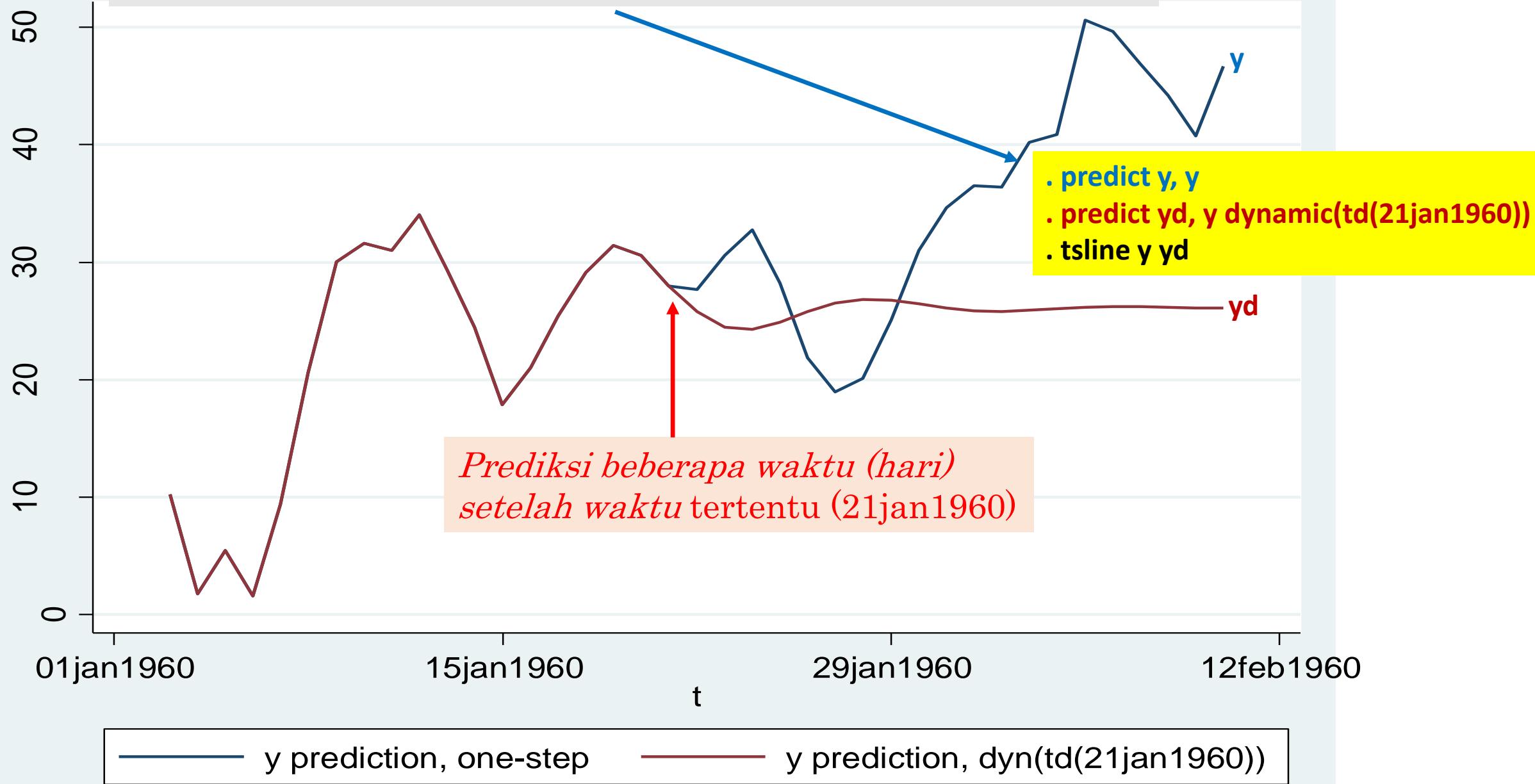
Log likelihood = -79.10946

Number of obs = 39
Wald chi2(2) = 96.29
Prob > chi2 = 0.0000

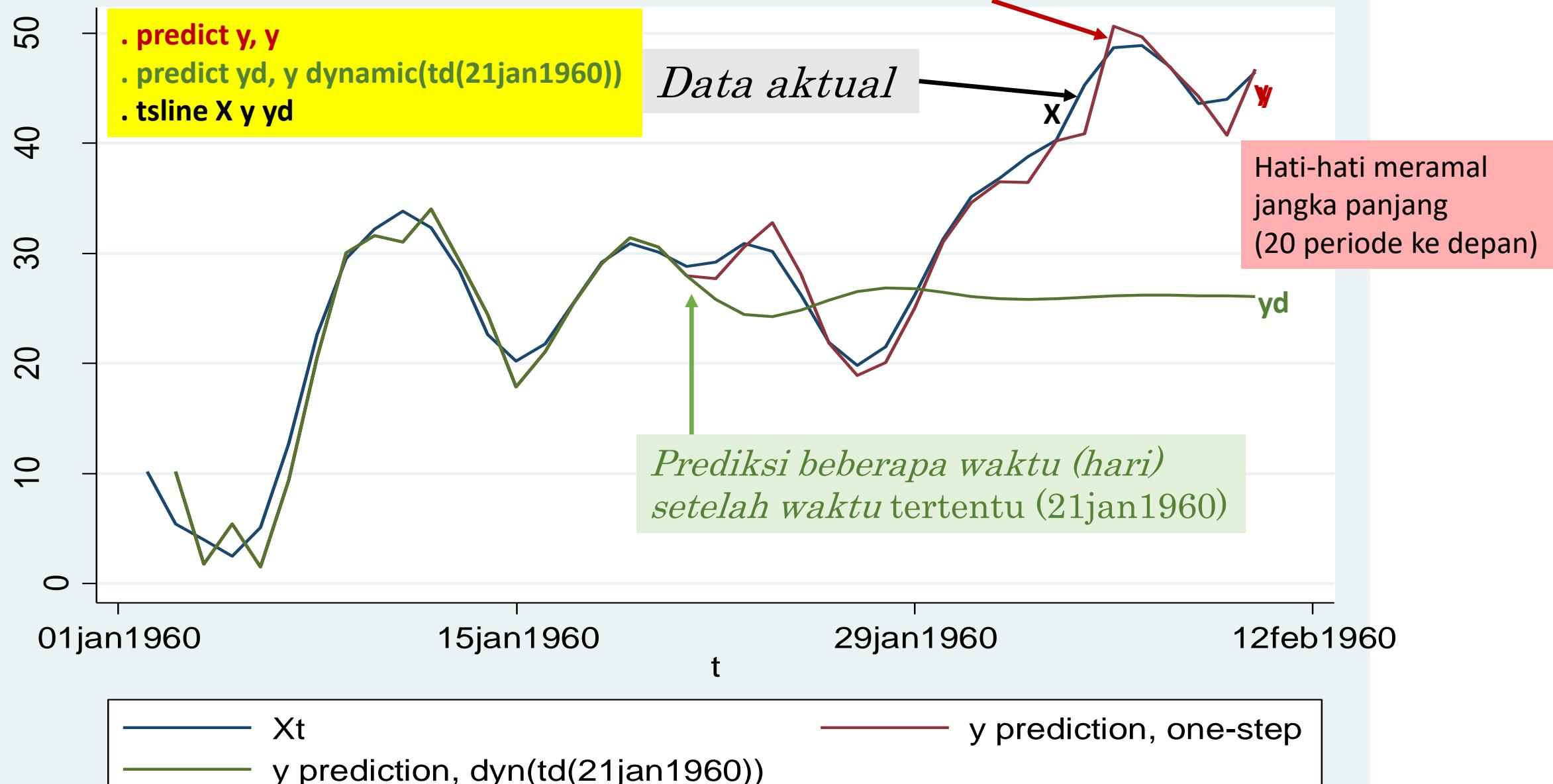
	OPG	[95% Conf. Interval]				
		Coef.	Std. Err.	z	P> z	
<hr/>						
ARMA						
ar						
L1.	1.262694	.1301251	9.70	0.000	1.007653	1.517734
L2.	-.6660373	.1283038	-5.19	0.000	-.9175081	-.4145665
/sigma	1.792343	.2190081	8.18	0.000	1.363095	2.221591
<hr/>						

Note: The test of the variance against zero is one sided, and the two-sided confidence interval is truncated at zero.

Prediksi tiap waktu (hari) berdasarkan data terakhir



Prediksi tiap waktu (hari) berdasarkan data terakhir

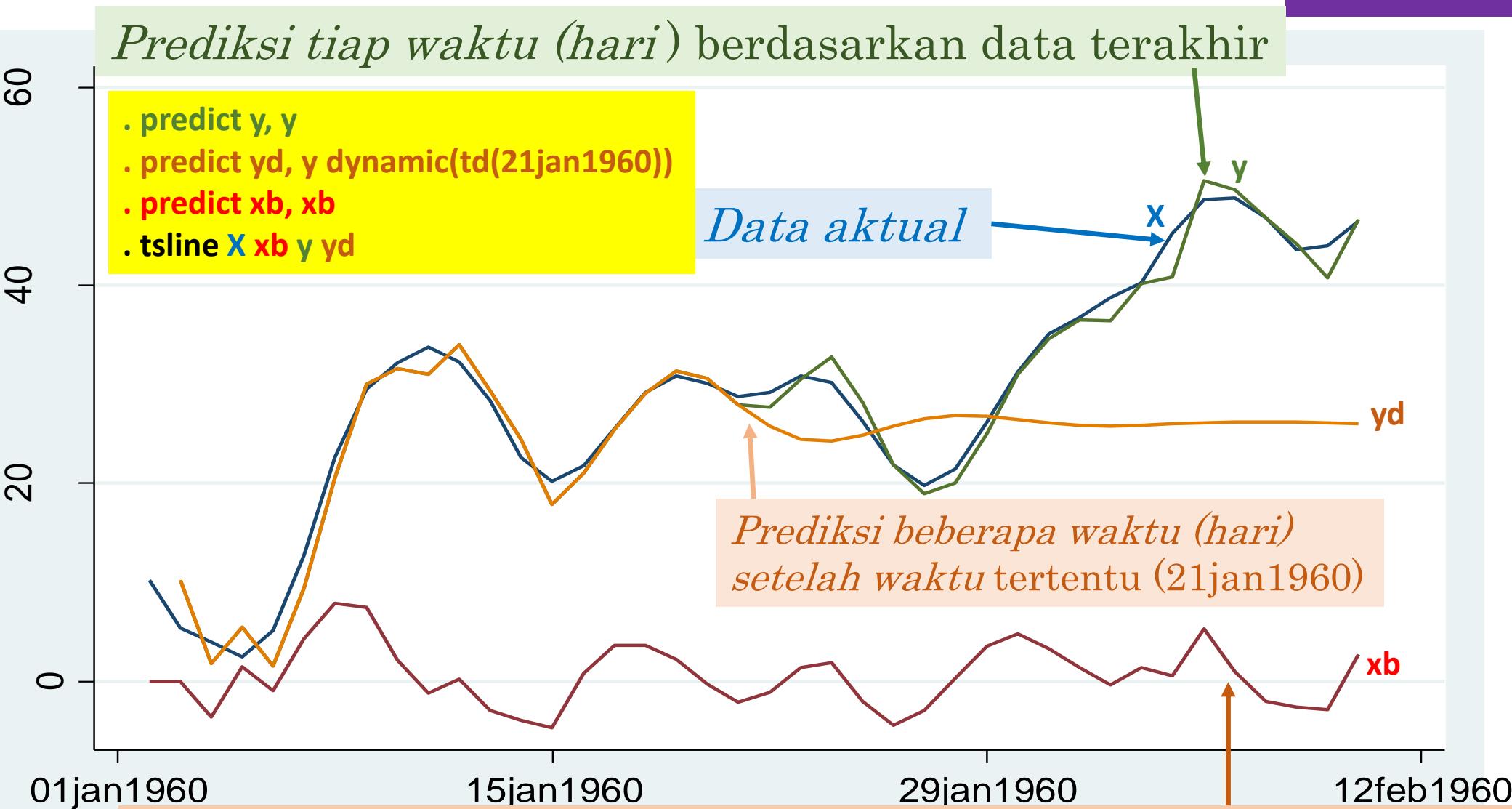


Prediksi tiap waktu (hari) berdasarkan data terakhir

```
. predict y, y  
. predict yd, y dynamic(td(21jan1960))  
. predict xb, xb  
. tsline X xb y yd
```

Data aktual

Prediksi beberapa waktu (hari)
setelah waktu tertentu (21jan1960)



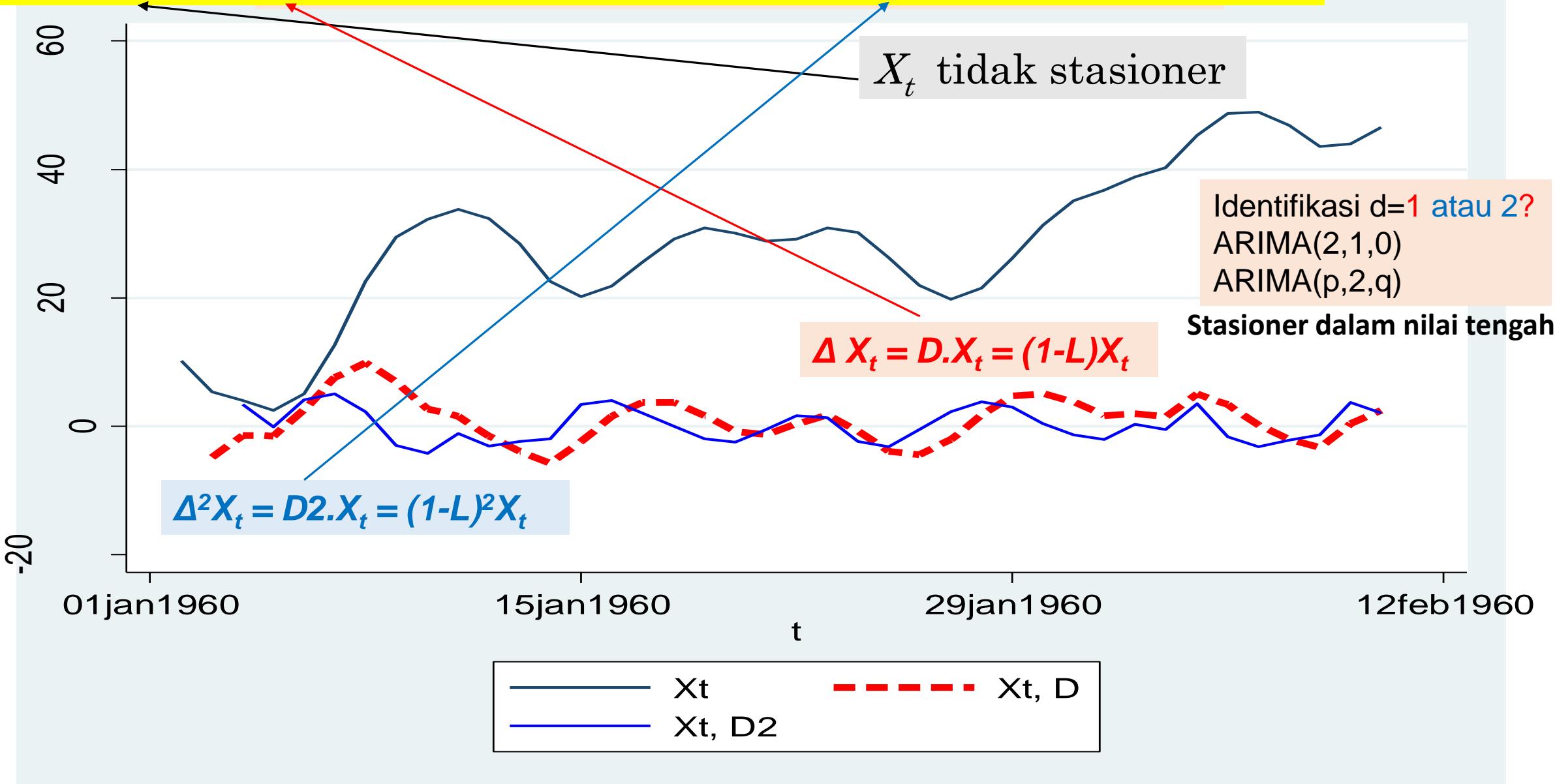
Prediksi tiap waktu (hari) berdasarkan data stasioner (D.X=xb)

— Xt	— xb prediction, one-step
— y prediction, one-step	— y prediction, dyn(td(21jan1960))

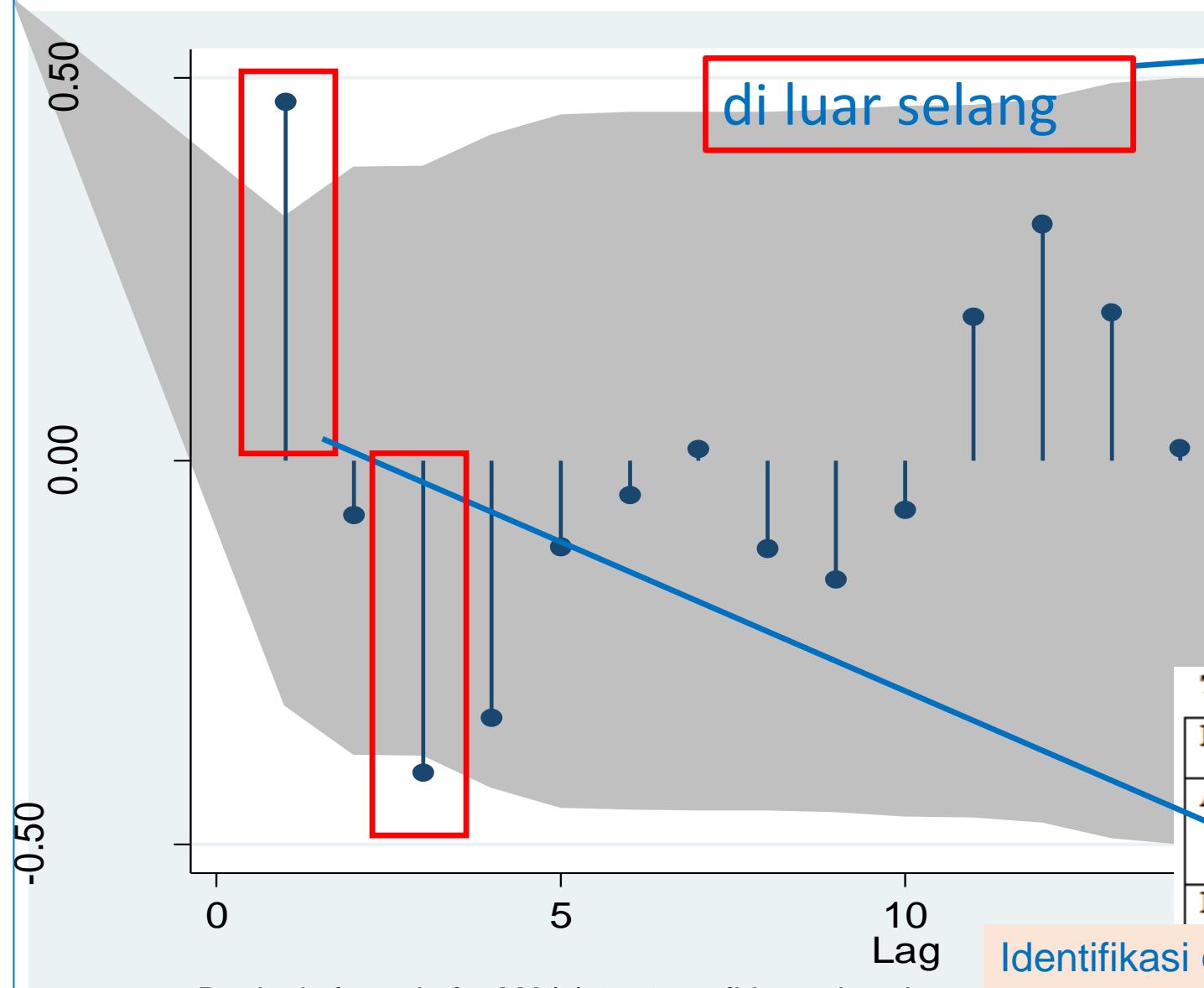
. use Tabel9-1

Data Penjualan X yg Sudah Didiferensi (D1 & D2)

. twoway (tsline X) (tsline D.X, lcolor(red) lwidth(thick) lpattern(dash)) (tsline D2.X, lcolor(blue)), legend(on)



Correlogram Data yg Sudah Didiferensi Dua Kali



di luar selang

$$-1.96(\sqrt{1/n}) < \rho_k < 1.96(\sqrt{1/n})$$

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2}$$

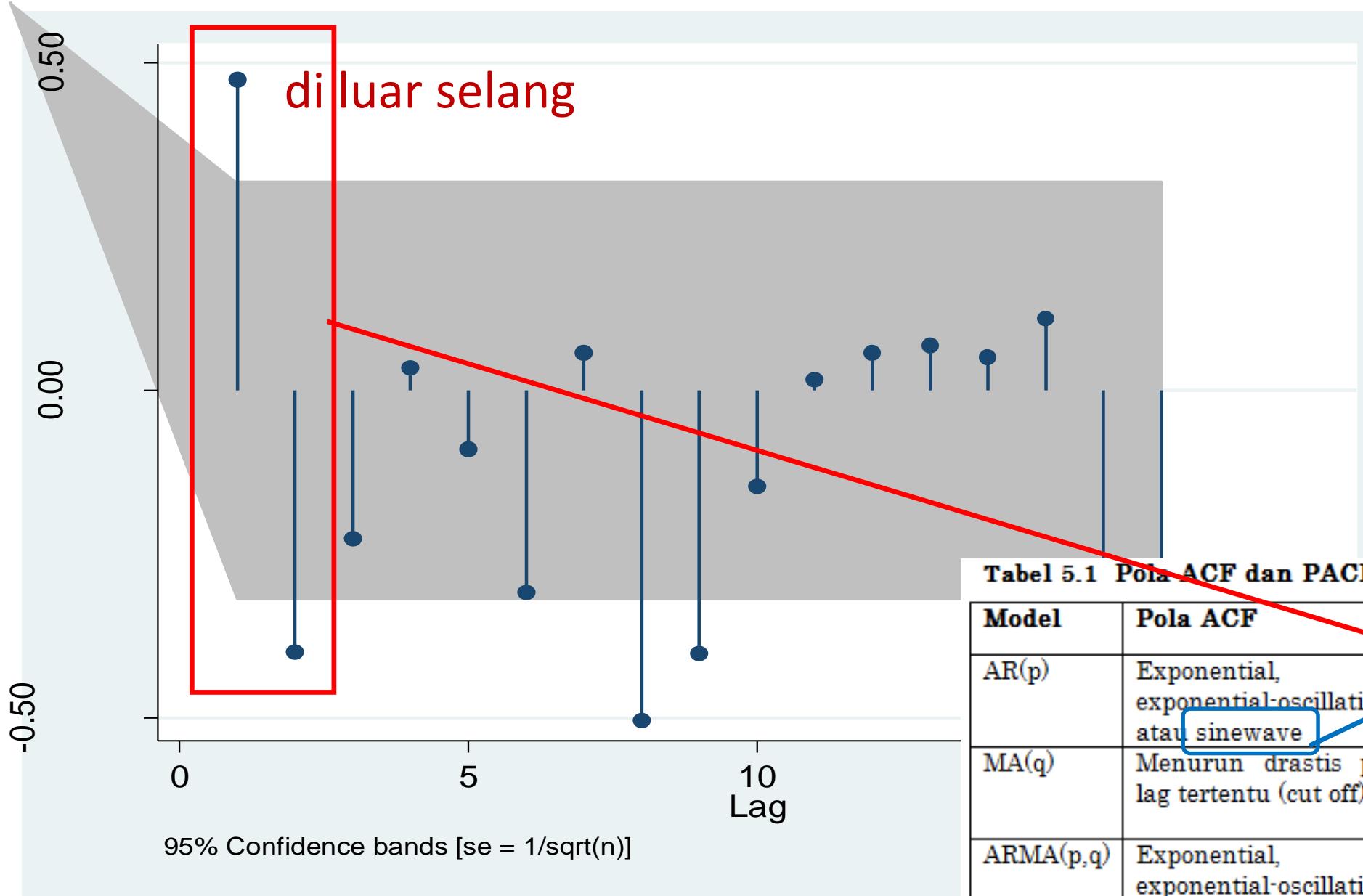
$$Y_t = D2.X_t = (1-L)^2X_t$$

Identifikasi
ARIMA(p,2,1)
ARIMA(p,2,0)

Tabel 5.1 Pola ACF dan PACF

Model	Pola ACF	Pola PACF
AR(p)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)
MA(q)	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave
ARMA(p,q)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave

Identifikasi q=1,3 ?



Tabel 5.1 Pola ACF dan PACF

Model	Pola ACF	Pola PACF
AR(p)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)
MA(q)	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave
ARMA(p,q)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave

Identifikasi $p=2$?
 ARIMA(p,d,q)
 ARIMA(2,2, 0)

. arima X, arima(2,2,1) /*ma(1) & kontanta tdk signifikan*/

ARIMA regression

Sample: 04jan1960 - 10feb1960

Log likelihood = -77.63068

Number of obs = 38

Wald chi2(2) = 102.74

Prob > chi2 = 0.0000

D2.X	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
x					
_cons	.0264928	.0730036	0.36	0.717	-.1165917 .1695773
ARMA					
ar					
L1.	1.257717	.1291463	9.74	0.000	1.004594 1.510839
L2.	-.6745601	.1661915	-4.06	0.000	-1.000289 -.3488307
ma					
L1.	-.9999996
/sigma	1.771881	.2215511	8.00	0.000	1.337649 2.206113

Note: The test of the variance against zero is one sided, and the two-sided confidence interval is truncated at zero.

. arima X, arima(2,2,0) nocons

$$D2.X_t = AR(2) = .68 D2.X_{t-1} - .40 D2.X_{t-2} + e_t$$

ARIMA regression

Sample: 04jan1960 - 10feb1960

Log likelihood = -31.94917

Number of obs = 38
Wald chi2(2) = 9.95
Prob > chi2 = 0.0069

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	OPG [95% Conf. Interval]	
					ARMA	
D2.X						
ar						
L1.	.678668	.2229759	3.04	0.002	.2416433	1.115693
L2.	-.4034143	.1698612	-2.37	0.018	-.7363362	-.0704925
/sigma	2.073186	.2919179	7.10	0.000	1.501038	2.645335

Note: The test of the variance against zero is one sided, and the two-sided confidence interval is truncated at zero.

. arima D2.X, ar(1) ma(3) nocons

ARIMA regression

Sample: 04jan1960 - 10feb1960

Log likelihood = -78.22599

Number of obs = 38

Wald chi2(2) = 20.99

Prob > chi2 = 0.0000

$$D2.X_t = D.X_t - D.X_{t-1} = .43 D2.X_{t-1} + .79 e_{t-3} + e_t$$

	D2.X	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<hr/>						
ARMA						
ar	L1.	.4314356	.1635956	2.64	0.008	.1107942 .752077
ma	L3.	-.7885197	.2174159	-3.63	0.000	-1.214647 -.3623923
<hr/>						
/sigma		1.822727	.249519	7.30	0.000	1.333678 2.311775
<hr/>						

Note: The test of the variance against zero is one sided, and the two-sided confidence interval is truncated at zero.

Bandingkan kesalahan peramalan: dengan *Mean Absolute Percentage Error (MAPE)*, bebas satuan.

Model Alternatif: Data penjualan (Tabel 9-1, Makridakis et.al.):

1. **X = ARIMA (2,1,0) nocons**

$$D.X_t = AR(2) = 1.26 D.X_{t-1} - .67 D.X_{t-2} + e_t$$

2. X = ARIMA (2,2,0) nocons

$$D2.X_t = AR(2) = .68 D2.X_{t-1} - .40 D2.X_{t-2} + e_t$$

3. D2.X = AR(1) MA(3) nocons

$$D2.X_t = .43 D2.X_{t-1} + .79 e_{t-3} + e_t$$

$$MAPE = 100 \frac{\sum \left| \frac{\hat{Y}_t - Y_t}{Y_t} \right|}{n}$$

Evaluasi Sisaan Model (Sederhana?)

Model yg baik memiliki residual bersifat random (*white noise*) → deskriptif dengan Grafik

Analisis residual dgn korelogram melalui **ACF** dan **PACF**.

Pengujian signifikansi ACF dan PACF dapat dilakukan melalui **uji** dari Barlett, Box dan Pierce, Ljung-Box

Pengujian White noise error **dapat juga dengan ADF** dan **Phillips-Perron**.

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2}{n}$$

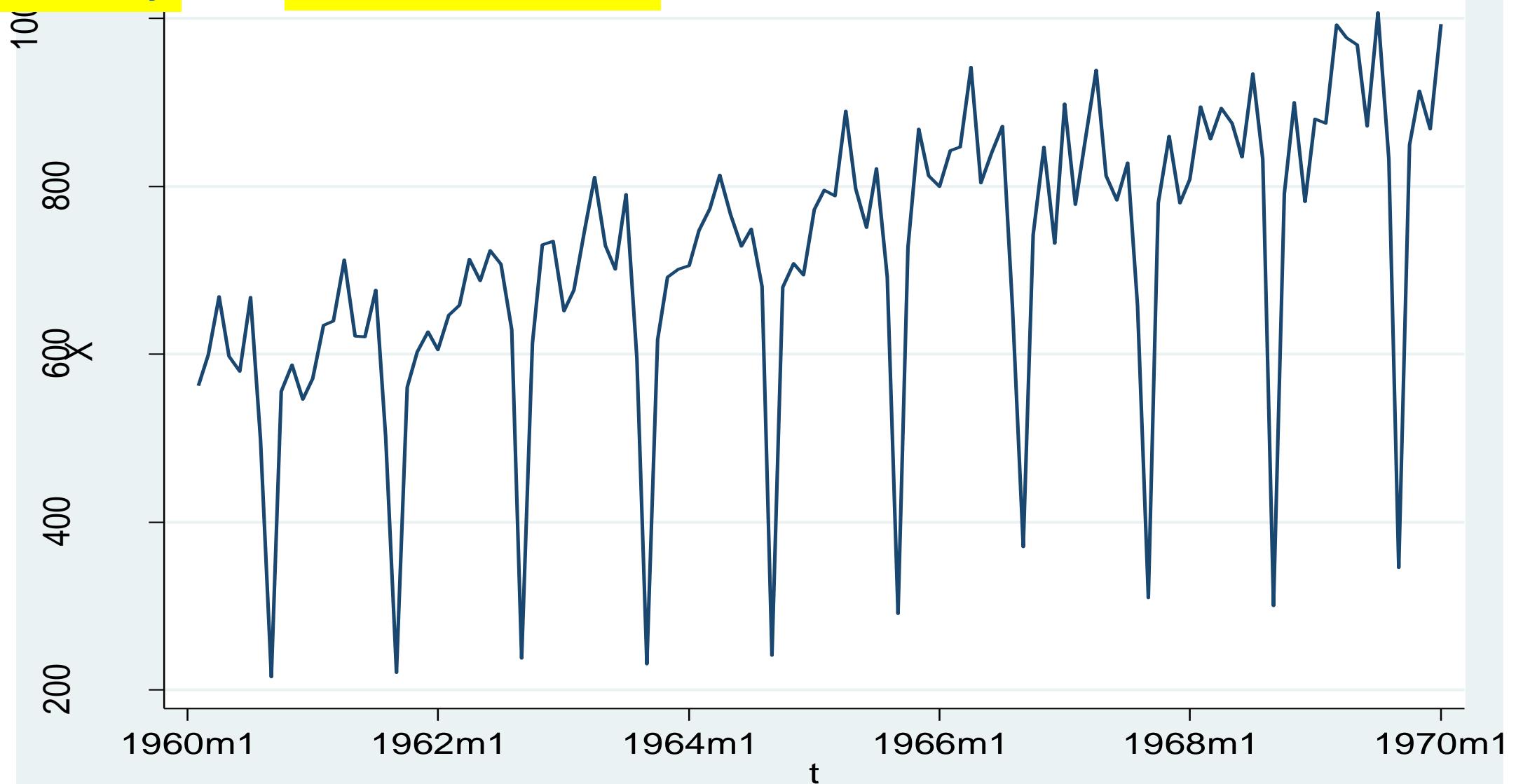
$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (\hat{Y}_t - Y_t)^2}{n}}$$

$$MAE = \frac{\sum \left| \hat{Y}_t - Y_t \right|}{n}$$

. use Tabel7-4 Data Penjualan X (*Forecasting* by Makridakis et.al.)

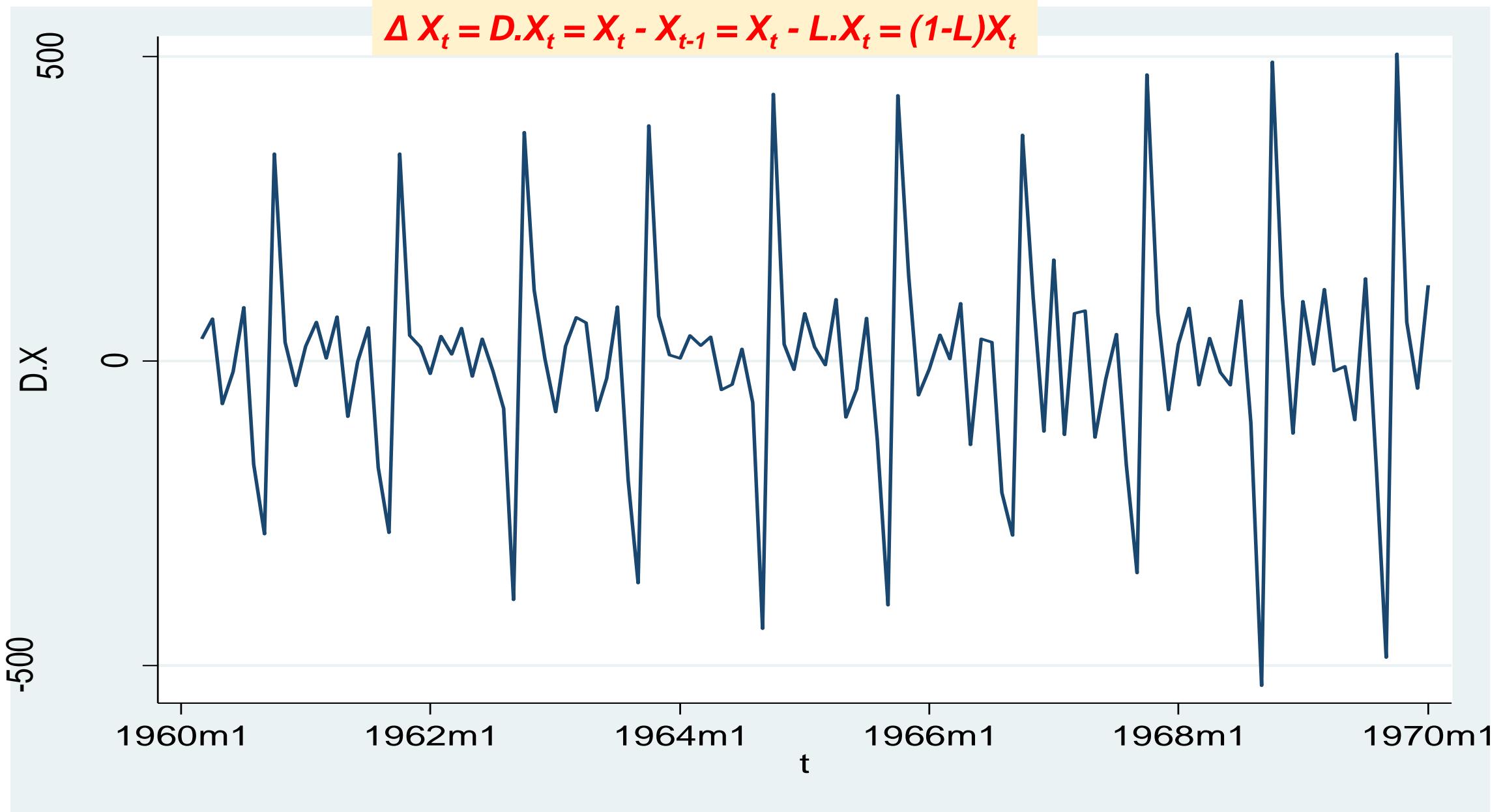
. tset t, monthly

. two way (tsline X)

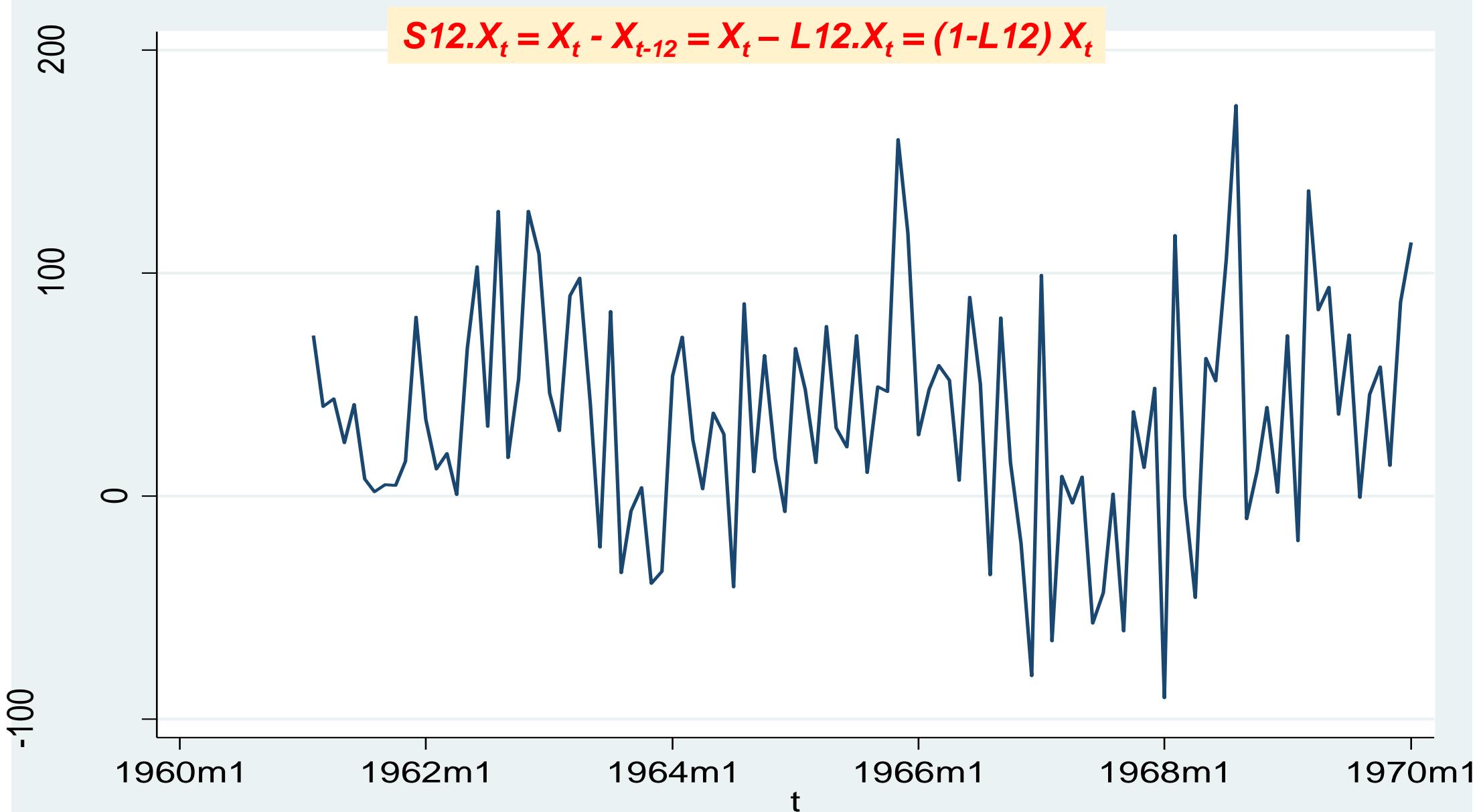


Tidak stasioner dalam nilai tengah & ragam, dan ada pola musiman (seasonal)

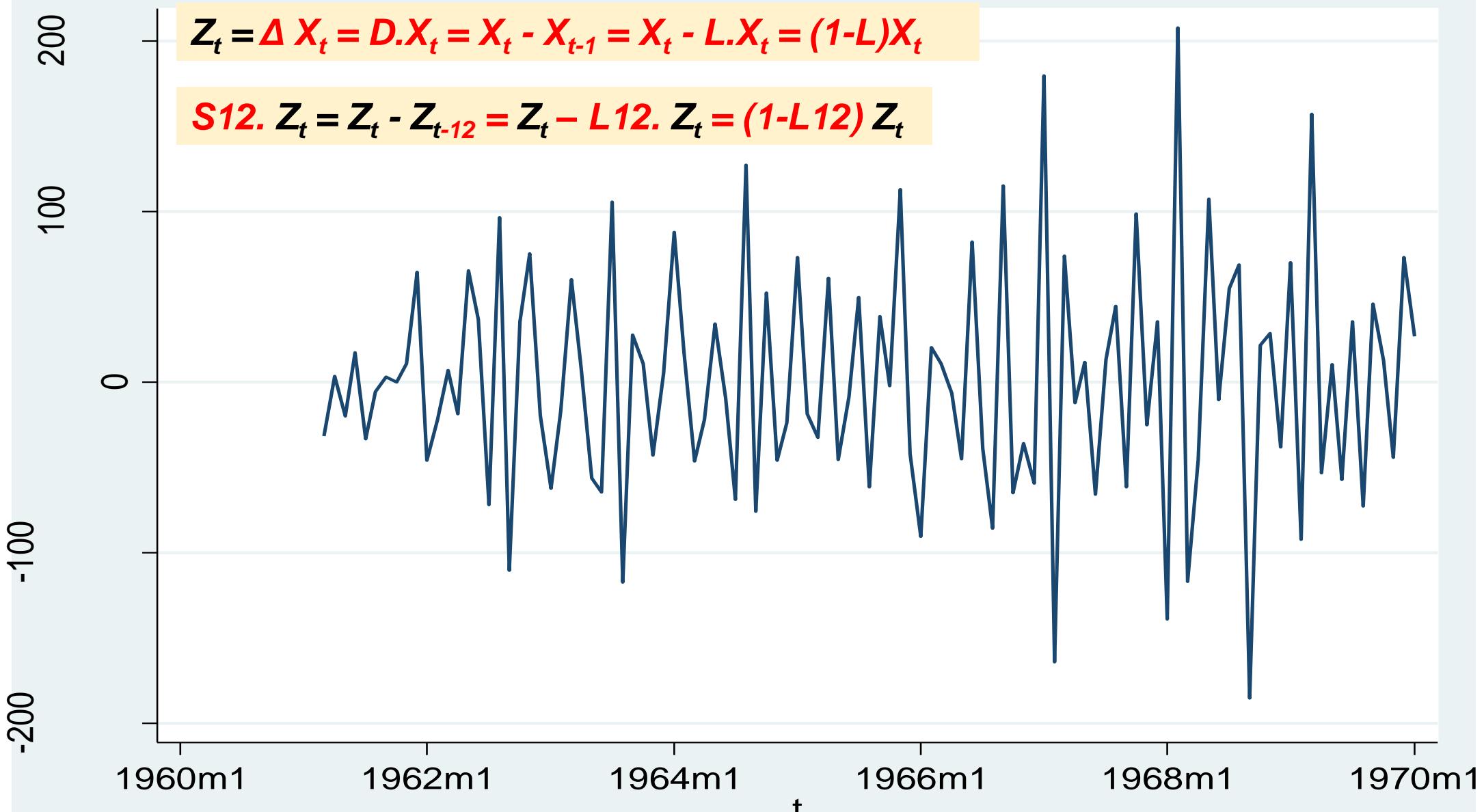
```
.twoway (tsline D1.X) /*trend hilang tapi masih terlihat musiman*/
```



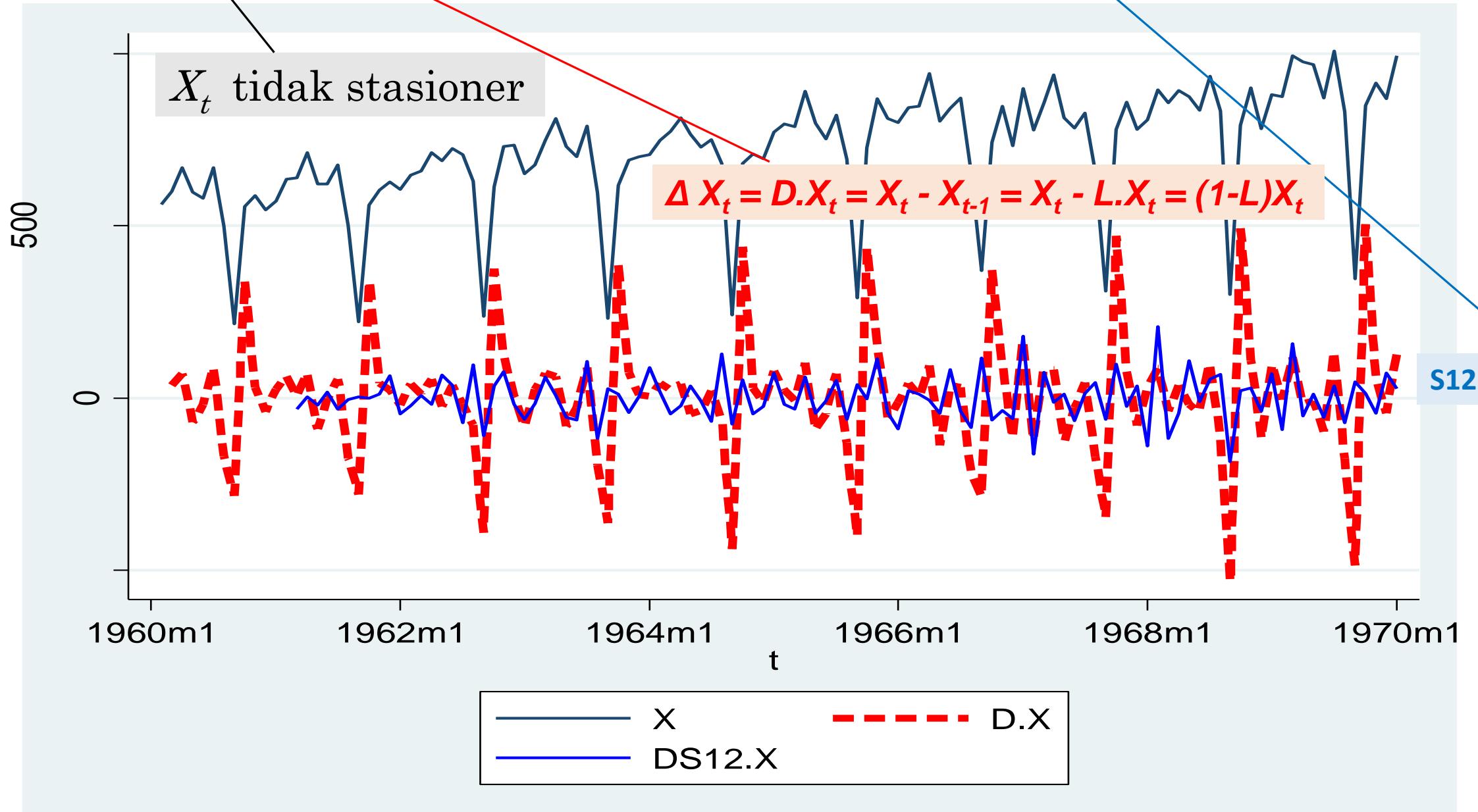
```
.twoway (tsline s12.X) /*musiman hilang tapi masih terlihat trend*/
```



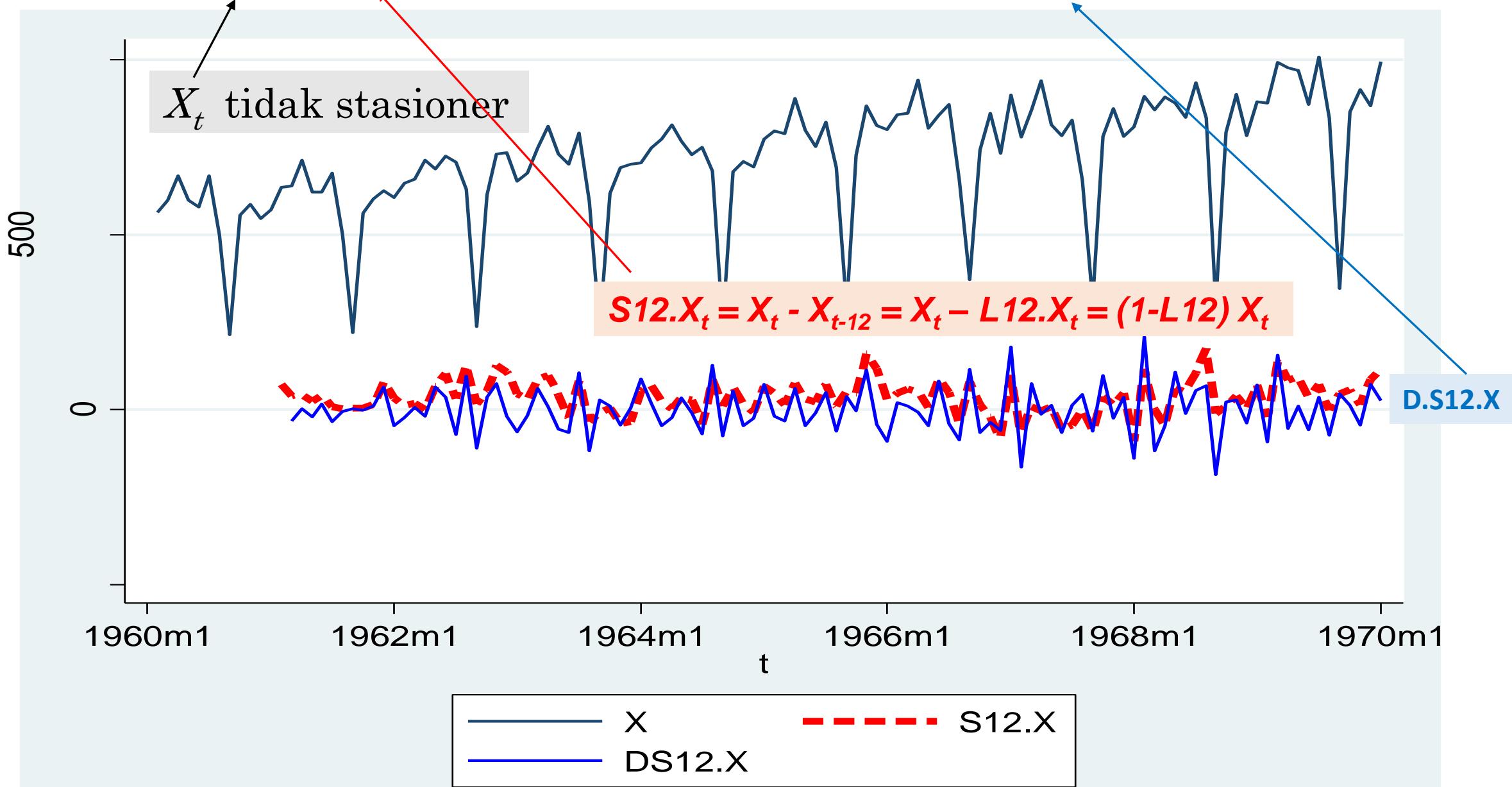
. twoway (tsline s12.D1.X) /*trend & musiman hilang*/

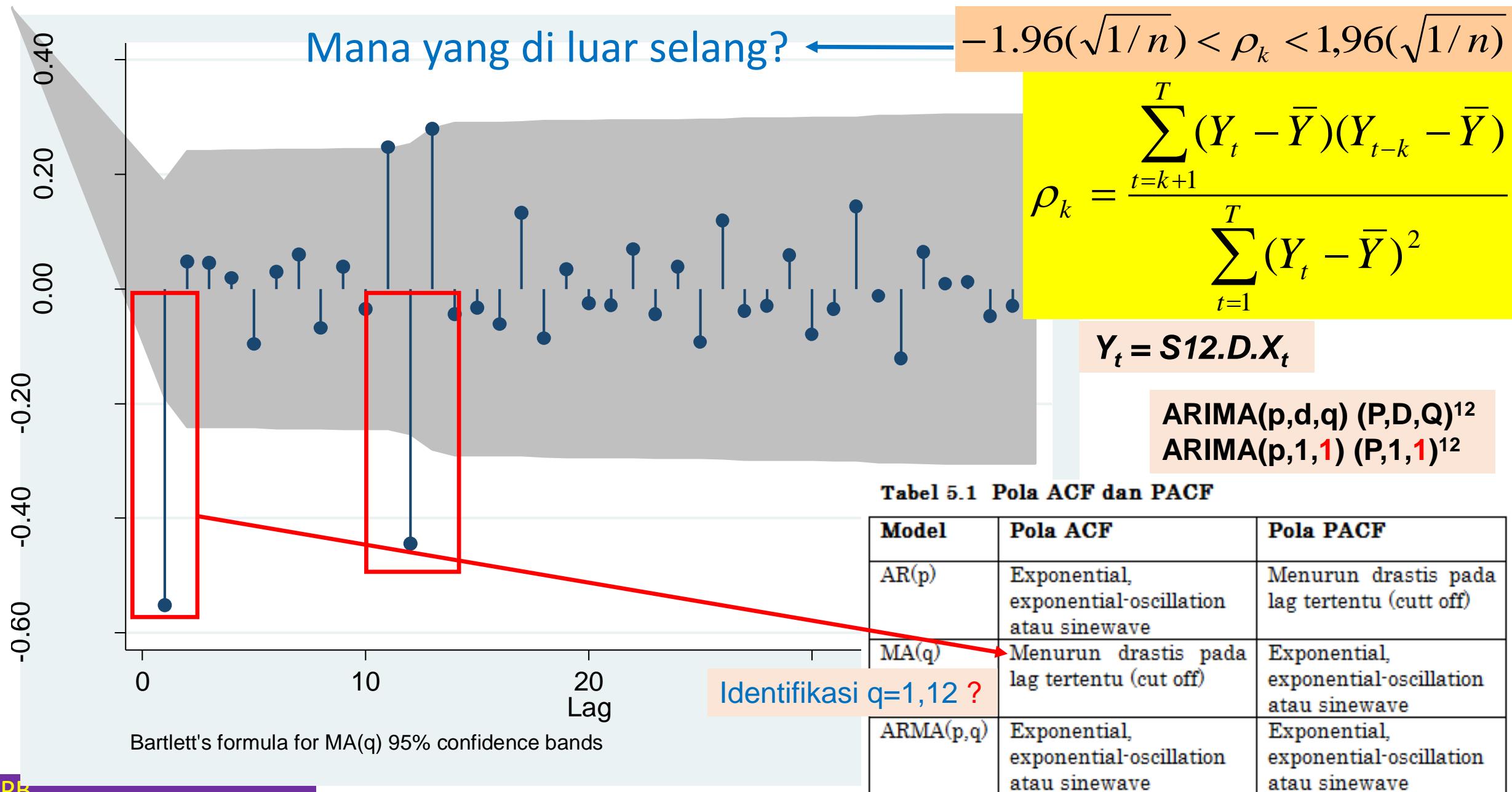


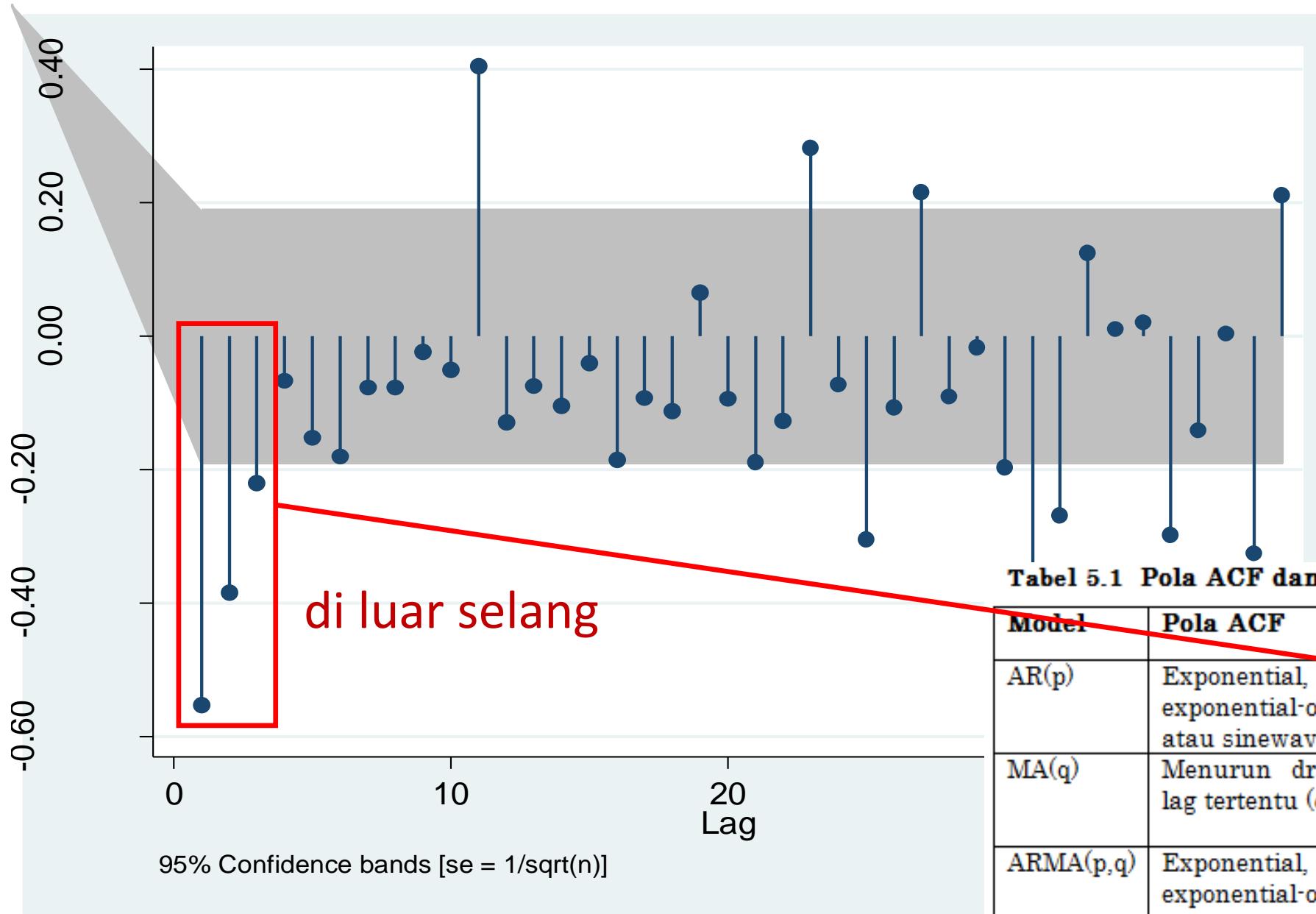
```
. twoway (tsline X) (tsline D.X, lcolor(red) lwidth(thick) lpattern(dash)) (tsline s12.D.X, lcolor(blue)), legend(on)
```



```
. twoway (tsline X) (tsline s12.X, lcolor(red) lwidth(thick) lpattern(dash)) (tsline D.s12.X, lcolor(blue)), legend(on)
```







Tabel 5.1 Pola ACF dan PACF

ARIMA(3,1,1) (P,1,1)¹²
ARIMA(0,1,1) (0,1,1)¹²

Model	Pola ACF	Pola PACF
AR(p)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)
MA(q)	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave
ARMA(p,q)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave

. arima X, arima(0,1,1) sarima(0,1,1,12)

ARIMA regression

Sample: 1961m3 - 1970m1

Number of obs = 107

Wald chi2(2) = 219.79

Log likelihood = -556.9102

Prob > chi2 = 0.0000

		OPG					
		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
X							
	_cons	.0241041	.3306555	0.07	0.942	-.6239687	.672177
ARMA							
	ma						
	L1.	-.8399526	.0573959	-14.63	0.000	-.9524464	-.7274587
ARMA12							
	ma						
	L1.	-.6354563	.1032241	-6.16	0.000	-.8377718	-.4331408
	/sigma	42.53642	3.094295	13.75	0.000	36.47172	48.60113

Note: The test of the variance against zero is one sided, and the two-sided confidence interval is truncated at zero.

. arima X, arima(0,1,1) sarima(0,1,1,12) nocons

ARIMA regression

Sample: 1961m3 - 1970m1

Log likelihood = -556.9128

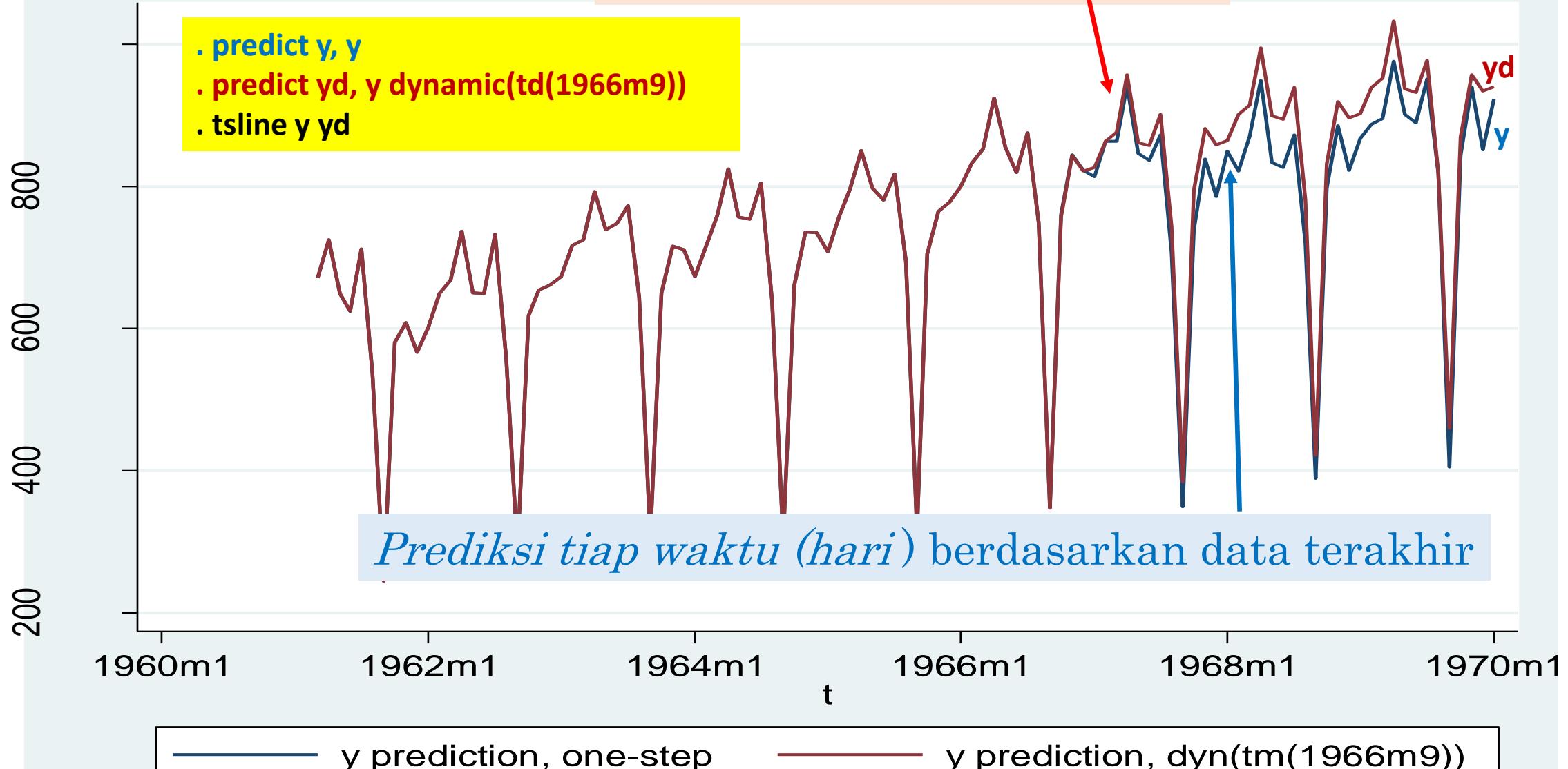
Number of obs = 107
Wald chi2(2) = 226.62
Prob > chi2 = 0.0000

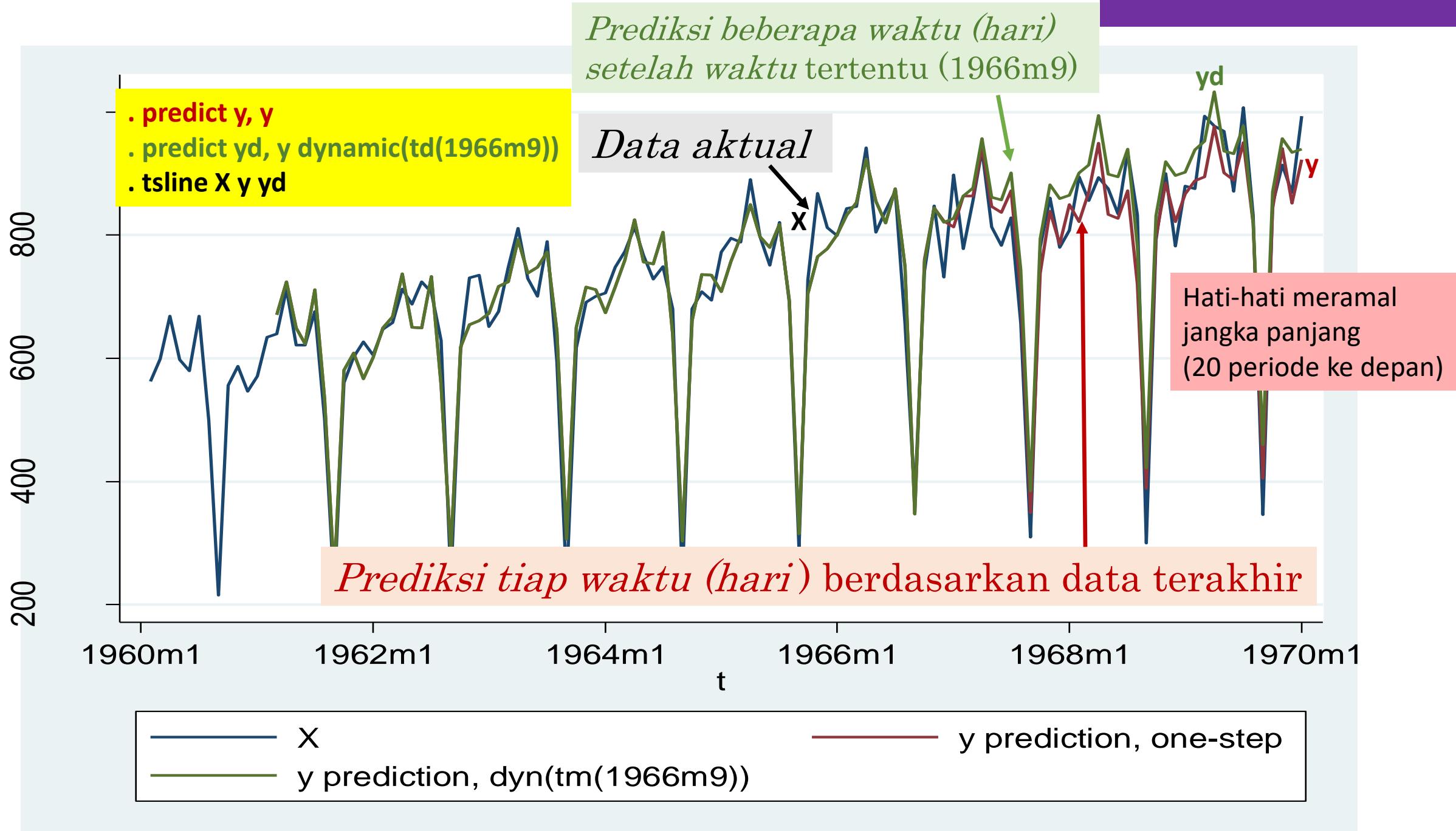
	DS12.X	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<hr/>						
ARMA	ma					
<hr/>						
	L1.	-.8401828	.0570284	-14.73	0.000	-.9519565 -.7284091
<hr/>						
ARMA12	ma					
<hr/>						
	L1.	-.6359842	.0972291	-6.54	0.000	-.8265498 -.4454187
<hr/>						
/sigma		42.53448	3.086628	13.78	0.000	36.4848 48.58416
<hr/>						

Note: The test of the variance against zero is one sided, and the two-sided confidence interval is truncated at zero.

*Prediksi beberapa waktu (hari)
setelah waktu tertentu (1966m9)*

. predict y, y
. predict yd, y dynamic(td(1966m9))
. tsline y yd

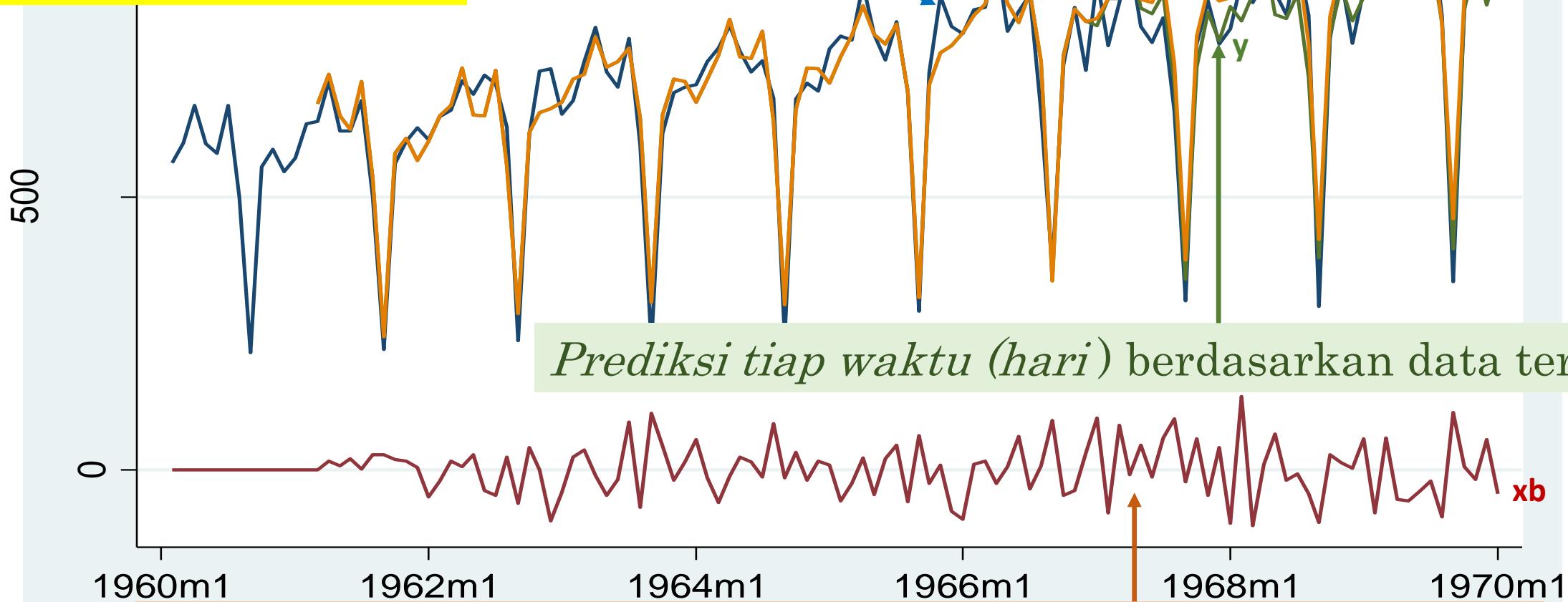




. predict y, y
. predict yd, y dynamic(td(1966m9))
. predict xb, xb
. tslide X xb y yd

Prediksi beberapa waktu (hari) setelah waktu tertentu (1966m9)

Data aktual



Prediksi tiap waktu (hari) berdasarkan data terakhir

Prediksi tiap waktu (hari) berdasarkan data stasioner (D.X=xb)

X

y prediction, one-step

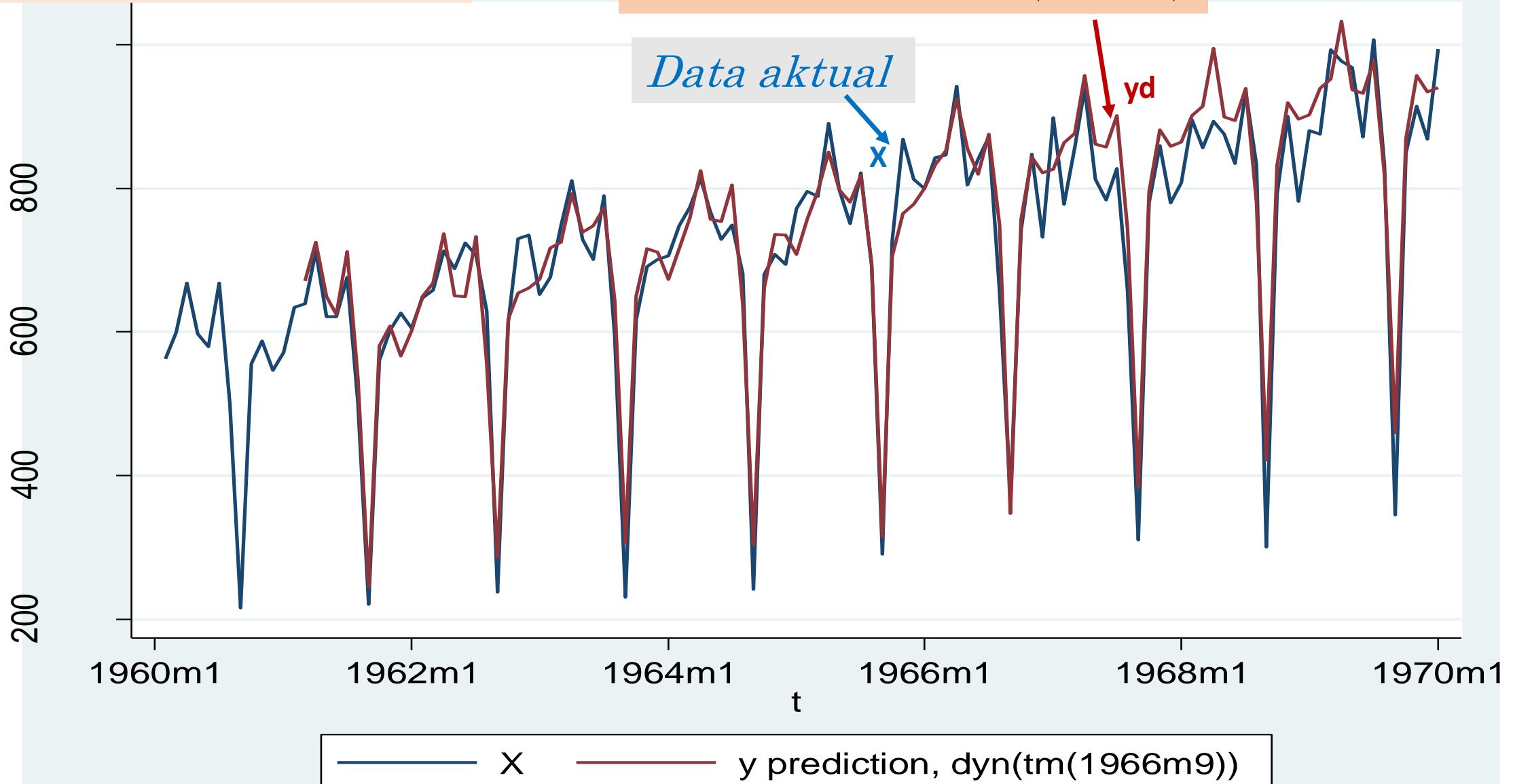
xb prediction, one-step

y prediction, dyn(tm(1966m9))

. tsline X yd

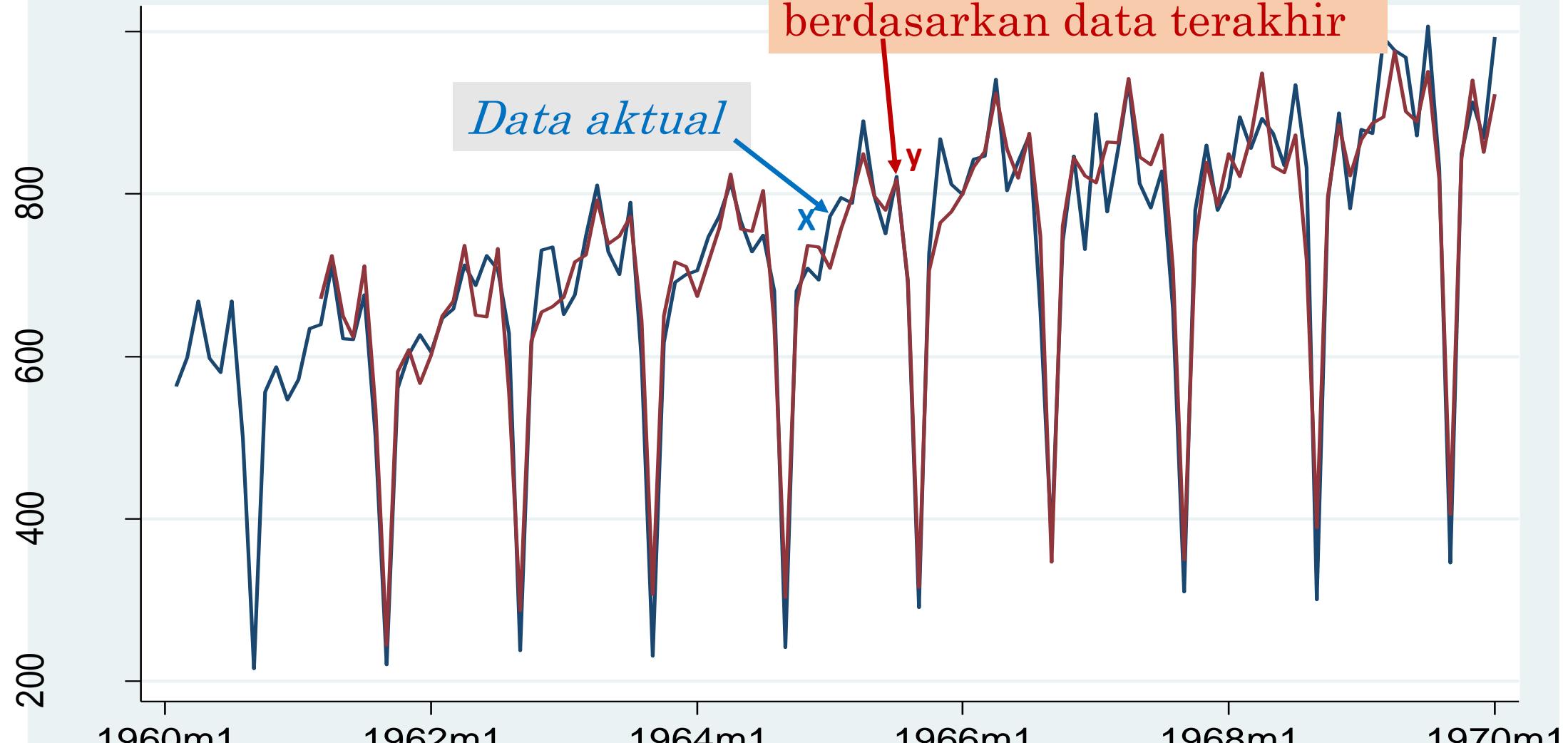
/*hati2 meramal jk panjang*/

Prediksi beberapa waktu (hari)
setelah waktu tertentu (1966m9)



. tsline x y

Prediksi tiap waktu (hari)
berdasarkan data terakhir



— X — y prediction, one-step

. arima X, arima(2,1,0) sarima(0,1,1,12)

ARIMA regression

Sample: 1961m3 - 1970m1

Number of obs = 107

Wald chi2(3) = 99.55

Log likelihood = -561.0861

Prob > chi2 = 0.0000

OPG						
DS12.X	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<hr/>						
X						
_cons	.0738355	.8892532	0.08	0.934	-1.669069	1.81674
<hr/>						
ARMA						
ar						
L1.	-.7613289	.0857483	-8.88	0.000	-.9293925	-.5932653
L2.	-.38447	.1054682	-3.65	0.000	-.5911839	-.1777562
<hr/>						
ARMA12						
ma						
L1.	-.656332	.1114817	-5.89	0.000	-.8748321	-.4378319
<hr/>						
/sigma	44.26057	3.208706	13.79	0.000	37.97163	50.54952
<hr/>						

Note: The test of the variance against zero is one sided, and the two-sided confidence interval is truncated at zero.

. arima X, arima(2,1,0) sarima(0,1,1,12) nocons

ARIMA regression

Sample: 1961m3 - 1970m1

Log likelihood = -561.0895

Number of obs = 107
Wald chi2(3) = 100.30
Prob > chi2 = 0.0000

	DS12.X	Coef.		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
		Std. Err.	OPG			[95% Conf. Interval]	
ARMA							
ar	L1.	-.7613147	.0844358	-9.02	0.000	-.9268059	-.5958235
	L2.	-.3845063	.1025038	-3.75	0.000	-.58541	-.1836026
ARMA12							
ma	L1.	-.6565207	.1114391	-5.89	0.000	-.8749373	-.4381041
/sigma		44.26029	3.160478	14.00	0.000	38.06587	50.45471

Note: The test of the variance against zero is one sided, and the two-sided confidence interval is truncated at zero.

Bandingkan kesalahan peramalan: dengan *Mean Absolute Percentage Error (MAPE)*, bebas satuan.

Model Alternatif: Data penjualan (Tabel 9-2, Makridakis et.al.):

1. $X = \text{ARIMA}(0,1,1) (0,1,1)^{12} \text{ nocons}$

2. $X = \text{ARIMA}(2,1,0) (0,1,1)^{12} \text{ nocons}$

$$MAPE = 100 \frac{\sum \left| \frac{\hat{Y}_t - Y_t}{Y_t} \right|}{n}$$

Evaluasi Sisaan Model (Sederhana?)

Model yg baik memiliki residual bersifat random (*white noise*) → deskriptif dengan Grafik Analisis residual dgn korelogram melalui **ACF** dan **PACF**.

Pengujian signifikansi ACF dan PACF dapat dilakukan melalui **uji** dari Barlett, Box dan Pierce, Ljung-Box

Pengujian White noise error **dapat juga dengan ADF** dan **Phillips-Perron**.

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2}{n}$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_n (\hat{Y}_t - Y_t)^2}{n}}$$

$$MAE = \frac{\sum \left| \hat{Y}_t - Y_t \right|}{n}$$

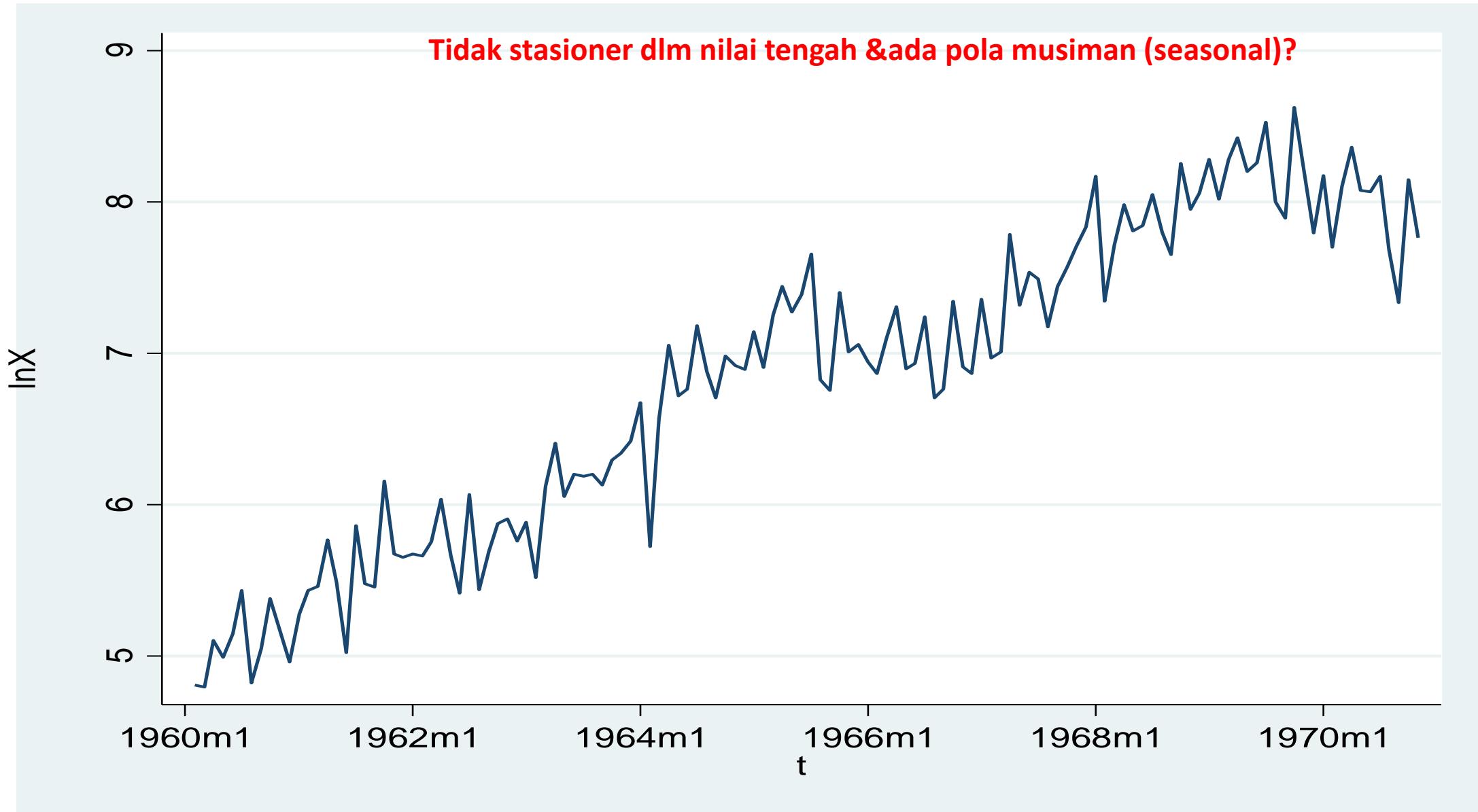
. use Tabel7-5 Data Penjualan X (*Forecasting* by Makridakis et.al.)

. tset t, monthly

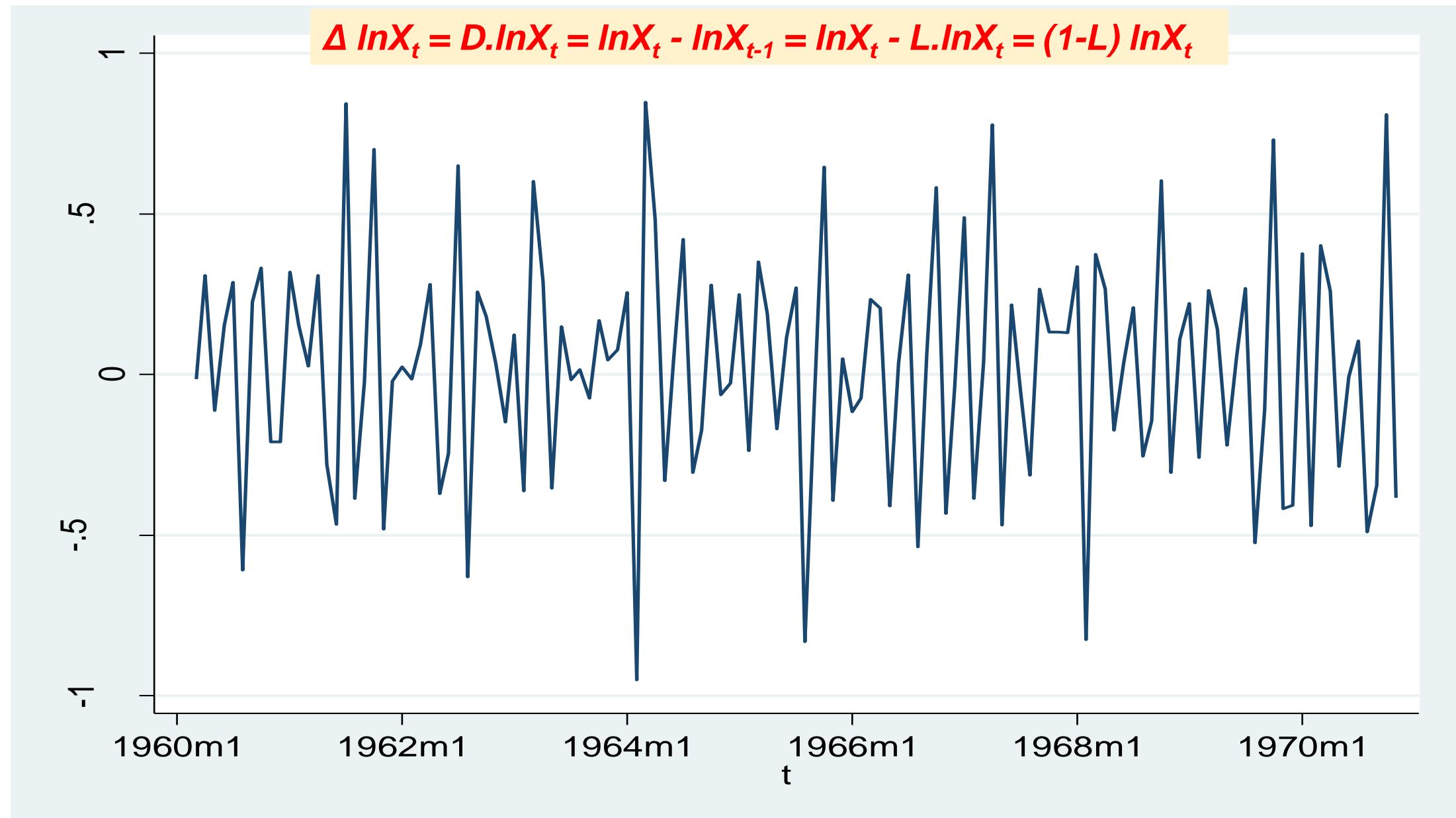
. two way (tsline X)



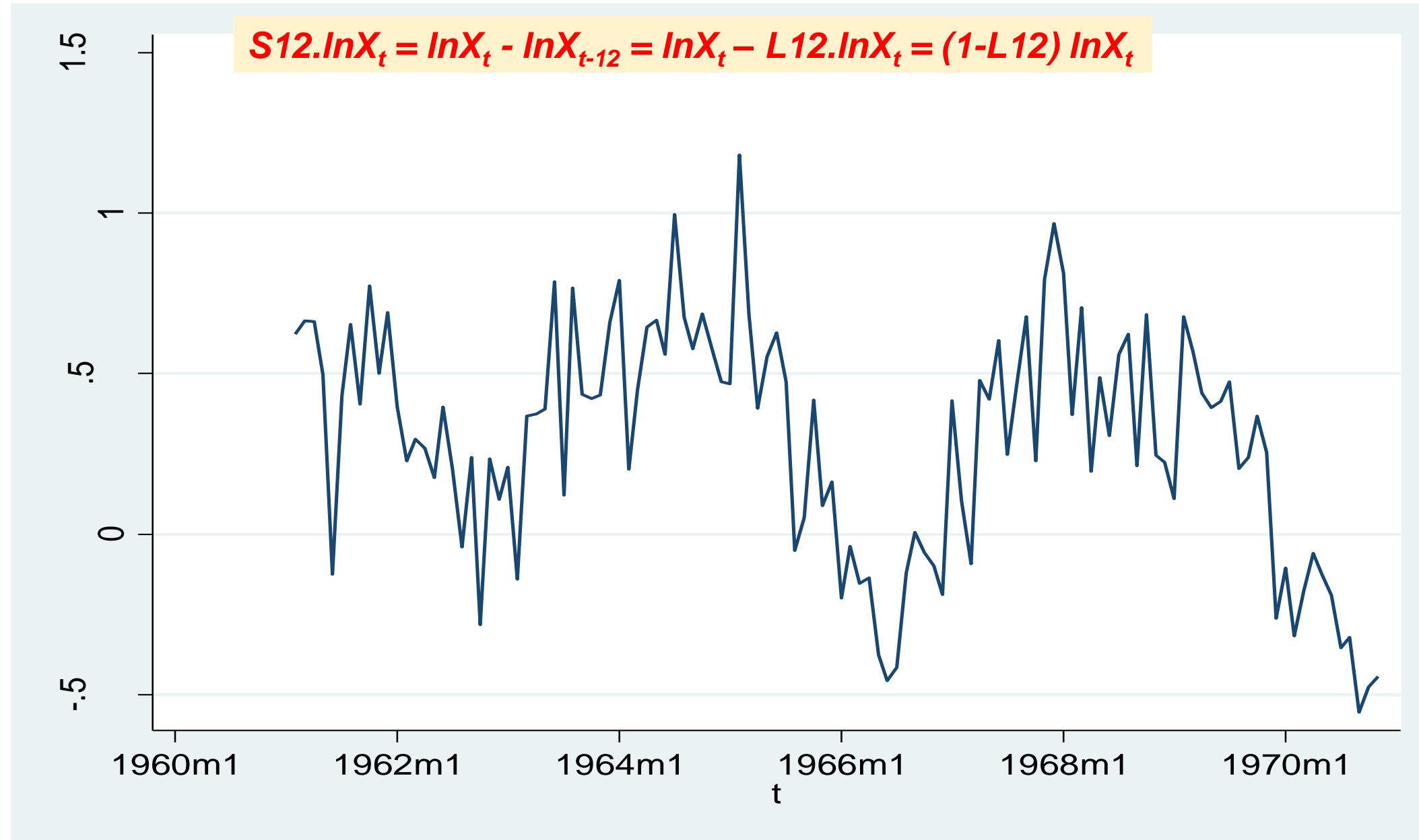
```
. twoway (tsline lnX) /*data stasioner dlm ragam*/
```



```
.twoway (tsline D1.lnX) /*trend hilang tapi masih terlihat musiman*/
```



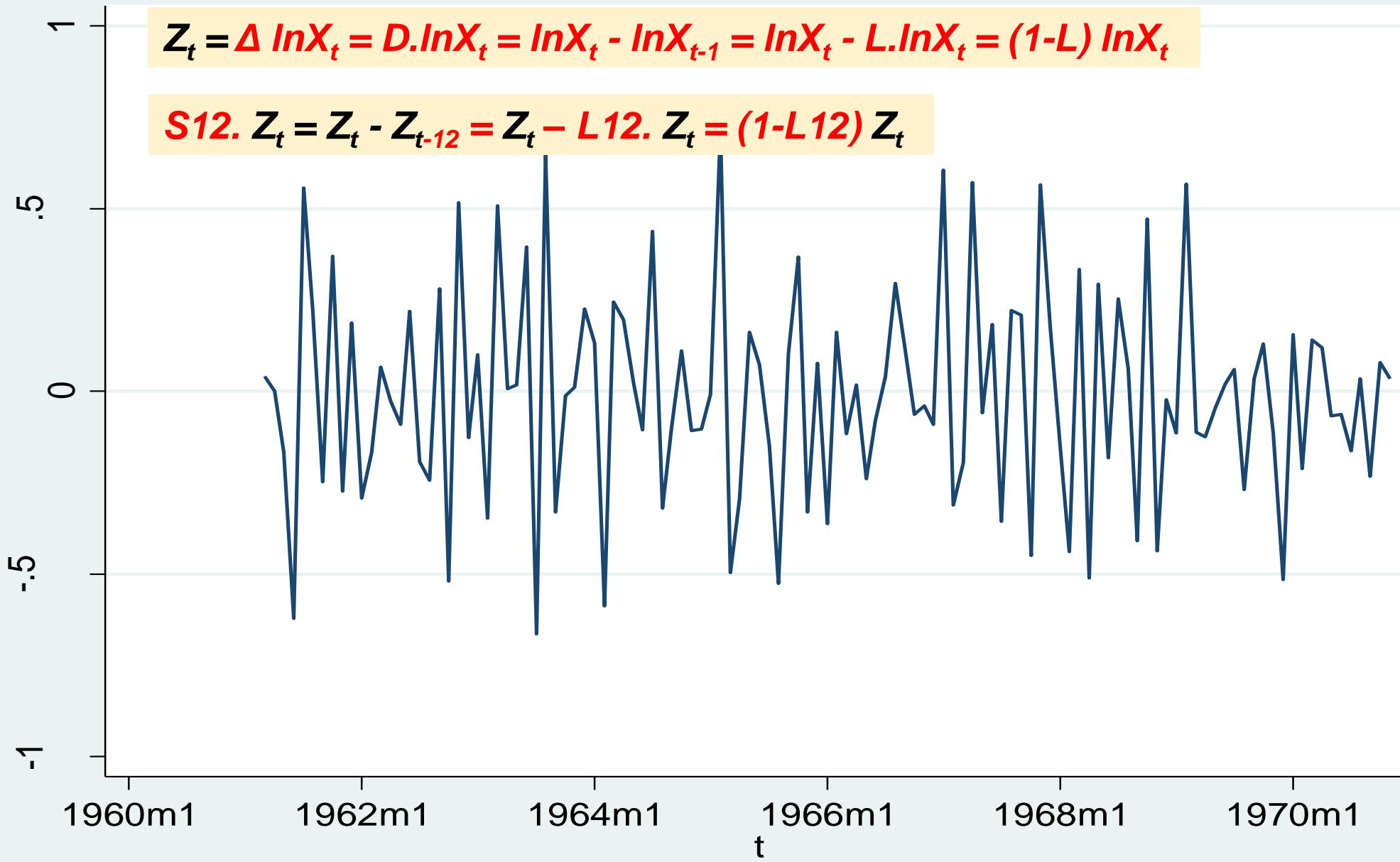
```
.twoway (tsline s12.lnX) /*musiman hilang tapi masih terlihat trend*/
```



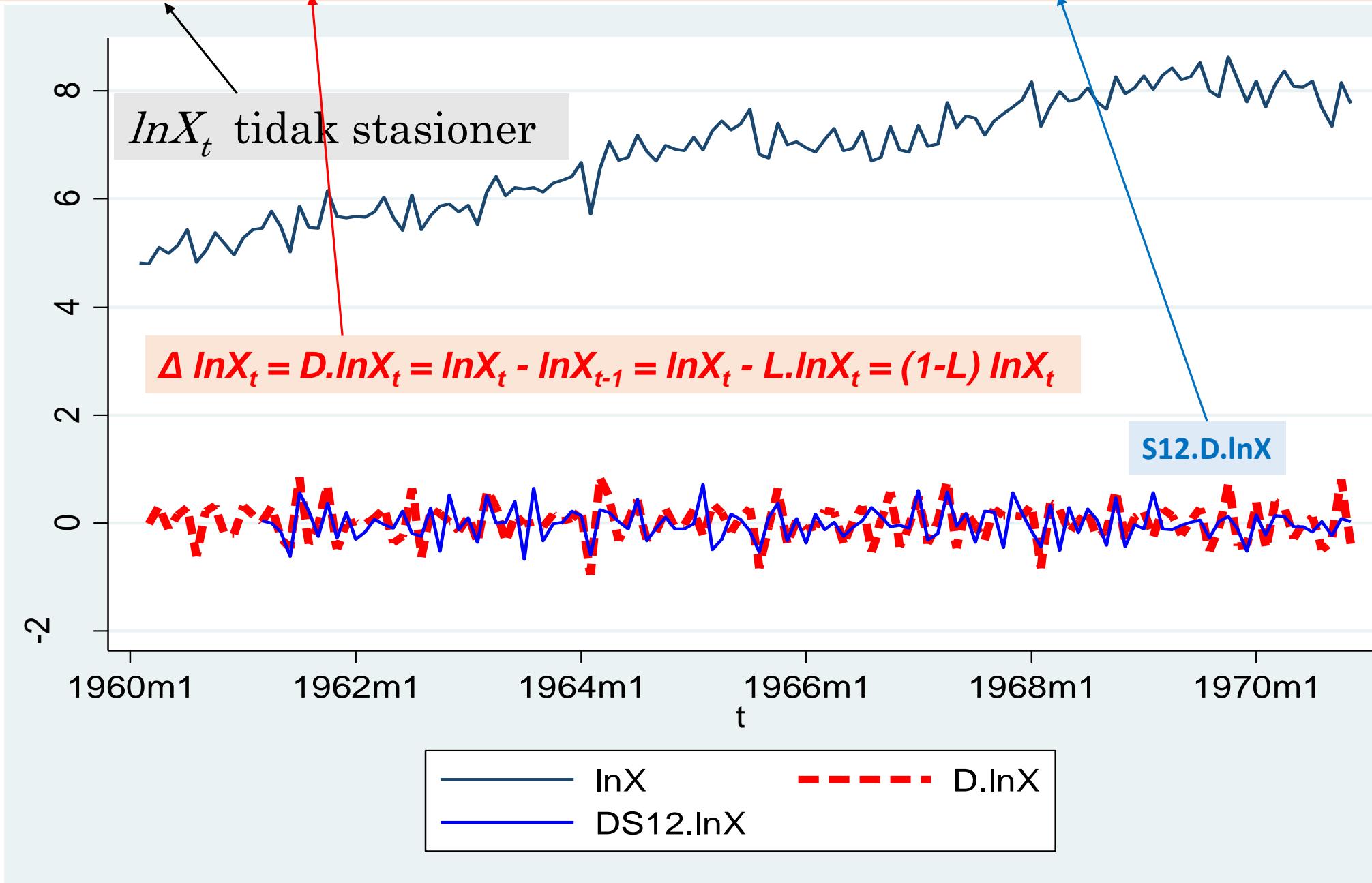
. twoway (tsline s12.D1.InX) /*trend & musiman hilang*/

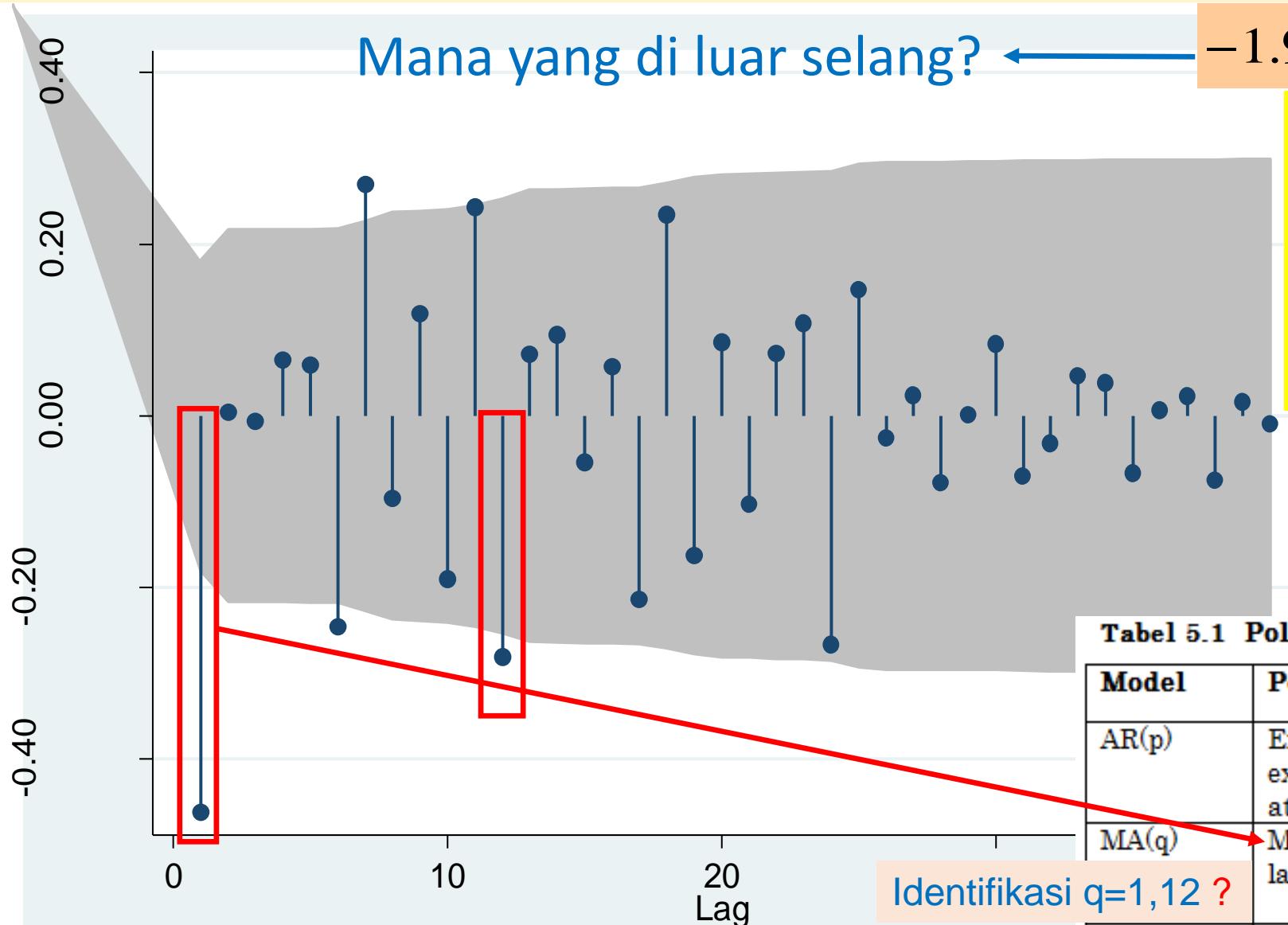
$$Z_t = \Delta \ln X_t = D.\ln X_t = \ln X_t - \ln X_{t-1} = \ln X_t - L.\ln X_t = (1-L) \ln X_t$$

$$S12. Z_t = Z_t - Z_{t-12} = Z_t - L12. Z_t = (1-L12) Z_t$$



```
. twoway (tsline lnX) (tsline D.InX, lcolor(red) lwidth(thick) lpattern(dash)) (tsline s12.D.InX, lcolor(blue)), legend(on)
```





$$\rho_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2}$$

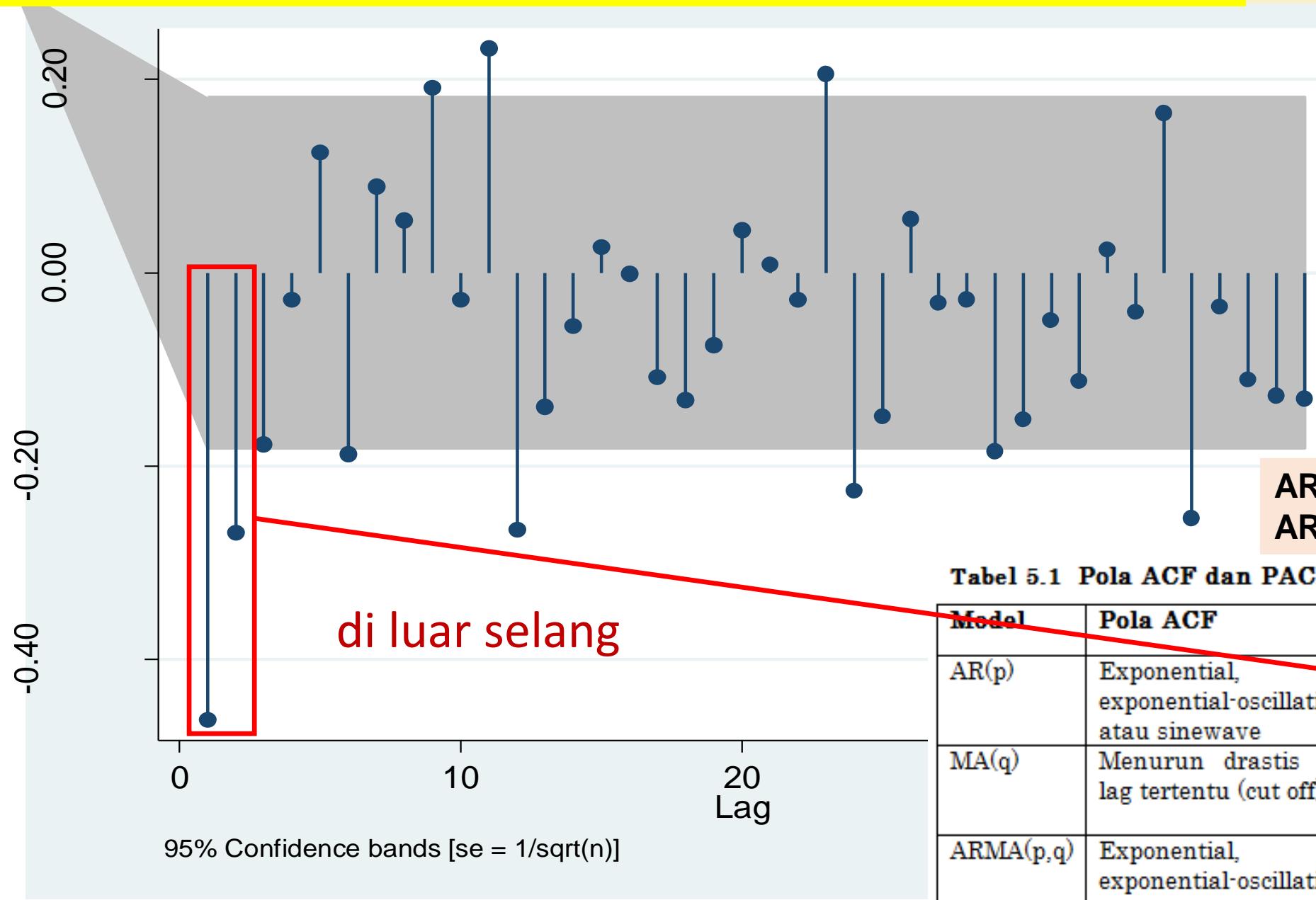
$$Y_t = S12.D.InX_t$$

ARIMA(p,d,q) (P,D,Q)¹²
ARIMA(p,1,1) (P,1,1)¹²

Tabel 5.1 Pola ACF dan PACF

Model	Pola ACF	Pola PACF
AR(p)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)
MA(q)	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave
ARMA(p,q)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave

Identifikasi q=1,12 ?



ARIMA(2,1,1) (1,1,1)¹²
ARIMA(0,1,1) (0,1,1)¹²

Tabel 5.1 Pola ACF dan PACF

Model	Pola ACF	Pola PACF
AR(p)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)
MA(q)	Menurun drastis pada lag tertentu (cut off)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave
ARMA(p,q)	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave	Exponential, exponential-oscillation atau sinewave

. arima lnX, arima(0,1,1) sarima(0,1,1,12) nocons

ARIMA regression

Sample: 1961m3 - 1970m11

Number of obs = 117

Wald chi2(2) = 96.89

Log likelihood = 12.72924

Prob > chi2 = 0.0000

		OPG				
	DS12.lnX	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ARMA						
ma						
L1.	-.5779979	.0727925	-7.94	0.000	-.7206686	-.4353271
ARMA12						
ma						
L1.	-.8416012	.1487883	-5.66	0.000	-1.133221	-.5499814
/sigma	.2036471	.0143049	14.24	0.000	.17561	.2316843

Note: The test of the variance against zero is one sided, and the two-sided confidence interval is truncated at zero.

```
. arima lnX, arima(0,1,1) sarima(1,1,0,12) nocons
```

ARIMA regression

Sample: 1961m3 - 1970m11

Number of obs = 117

Wald chi2(2) = 62.66

Log likelihood = .5401826

Prob > chi2 = 0.0000

OPG						
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
DS12.lnX						
ARMA						
ma						
L1.	-.5678316	.0788232	-7.20	0.000	-.7223223	-.4133409
ARMA12						
ar						
L1.	-.2841212	.0955095	-2.97	0.003	-.4713164	-.096926
/sigma	.2394194	.0155849	15.36	0.000	.2088735	.2699652

Note: The test of the variance against zero is one sided, and the two-sided confidence interval is truncated at zero.

Bandingkan kesalahan peramalan: dengan *Mean Absolute Percentage Error (MAPE)*, bebas satuan.

Model Alternatif: Data penjualan X (Tabel 9-3, Makridakis *et.al.*):

1. $\ln X = \text{ARIMA}(0,1,1) (0,1,1)^{12} \text{ nocons}$

2. $\ln X = \text{ARIMA}(0,1,1) (1,1,0)^{12} \text{ nocons}$

$$MAPE = 100 \frac{\sum \left| \frac{\hat{Y}_t - Y_t}{Y_t} \right|}{n}$$

Evaluasi Sisaan Model (Sederhana?)

Model yg baik memiliki residual bersifat random (*white noise*) → deskriptif dengan Grafik Analisis residual dgn korelogram melalui **ACF** dan **PACF**.

Pengujian signifikansi ACF dan PACF dapat dilakukan melalui **uji** dari Barlett, Box dan Pierce, Ljung-Box

Pengujian White noise error **dapat juga dengan ADF** dan Phillips-Perron.

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2}{n}$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (\hat{Y}_t - Y_t)^2}{n}}$$

$$MAE = \frac{\sum \left| \hat{Y}_t - Y_t \right|}{n}$$

Semoga bermanfaat
Sampai ketemu di **topik** yang lain
Terima kasih
(Salam, BJ)



IPB University
— Bogor Indonesia —

Departemen Ilmu Ekonomi
Fakultas Ekonomi dan Manajemen
Institut Pertanian Bogor

Komponen *TimeSeries*



Proses Stokastik dan Kestasioneran Data Deret Waktu

- Proses stokastik: proses yg menghasilkan rangkaian nilai-nilai peubah acak yg menggambarkan perilaku data pd berbagai kondisi.
- Setiap data deret waktu merupakan data dari hasil proses stokastik.
- Proses stokastik dpt bersifat stasioner dan menghasilkan data deret waktu yg bersifat stasioner.
- Proses stokastik dpt bersifat tidak stationer dan menghasilkan data deret waktu yg tidak stasioner.
- Data stasioner jika: $E(Y_t) = \mu$ rata-rata Y konstan

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad \text{ragam Y konstan}$$

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad \text{kovarian}$$

- Data stasioner pada nilai tengahnya jika data berfluktuasi disekitar suatu nilai tengah yg tetap dari waktu ke waktu.
- Data stasioner pada ragamnya jika data berfluktuasi dengan ragam yg tetap dari waktu ke waktu.

□ Mengatasi data yg tidak stasioner

- Proses diferensi ($Y_t - Y_{t-1}$)
- Transformasi data (Ln atau akar kuadrat)

□ Pemeriksaan Kestasioneran Data Deret Waktu

- Melihat trend (pola) data dalam grafik
- Menggunakan autokorelasi dan koreogram.
- Uji Autokorelasi, Selang Kepercayaan
- Uji Statistik Q; Uji Statistik LB
- **Uji akar unit (*unit root test*)**

Random Walk (proses dgn *trend stokastik*)

Perhatikan model *Autoregressive AR(1)* berikut.

e_t adalah komponen residual (*error*) yang menyebar bebas stokastik dan identik dengan nilai tengah nol, ragam σ^2 dan tidak ada autokorelasi.

Residual seperti ini disebut sebagai *white noise error*.

Jika $\rho=1$, maka Y_t disebut memiliki akar unit (*unit root*) dan dikenal sebagai *random walk* (langkah acak), yang tidak stasioner pada ragam. Jika untuk $t=0$ nilainya Y_0 maka dapat ditunjukkan bahwa Proses AR(1) diatas dapat juga dituliskan:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t$$

dimana

Y_t tidak stasioner
(memiliki akar unit)
jika $\rho=1$ atau $\delta=0$

$$\delta = (\rho - 1) \quad \text{dan} \quad \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (\text{diferensi ordo 1})$$

jika data tidak stasioner pada tingkat level (data asli) maka dapat dilakukan proses diferensi sbb: $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = e_t$

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t$$

$$Y_1 = Y_0 + e_1$$

$$Y_2 = Y_1 + e_2 = Y_0 + e_1 + e_2$$

$$Y_3 = Y_2 + e_3 = Y_0 + e_1 + e_2 + e_3$$

$$Y_t = Y_0 + \sum e_t$$

$$Var(Y_t) = t\sigma^2$$

Pemeriksaan Kestasioneran: Uji Akar Unit (*unit root or DF-Test*)

- Pengujian Dickey–Fuller (DF) dgn nilai τ -statistik:

$$\tau = \frac{\hat{\rho} - 1}{Se(\hat{\rho})}$$

- Hipotesis: *random walk*

$H_0 : \delta = 0$ (yg berarti Y_t tidak stasioner); $\delta \geq 0$

$H_1 : \delta < 0$ (yg berati Y_t stasioner) Daerah kritis sebelah kiri

Note: $\delta = p-1$ dlm model $Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \rightarrow \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t$

- Jika $p=1$ maka Y_t tidak stasioner; tapi ΔY_t (diferensiasi ordo 1) stasioner
Berati Y_t terintegrasi dgn ordo 1 dan ditulis $I(1)$
- Jika data menjadi stasioner setelah differensiasi d kali, ditulis $I(d)$.
- Nilai τ -statistik dibandingkan τ -McKinnon Critical Values.

Augmented Dickey–Fuller (ADF)

Penambahan dalam Uji Akar Unit

- Korelasi serial antara residual dgn ΔY_t , dapat dinyatakan dalam bentuk umum proses autoregressive:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta Y_{t-2} + \dots \alpha_p \Delta Y_{t-p} + e_t$$

- (*random walk with*) ditambah *intercept (drift)* dan *trend*
- Pengujian dengan menggunakan persamaan di atas dikenal sebagai *Augmented Dickey Fuller (ADF) test*.
- Pengujian dan aturan pengambilan keputusan atas uji ADF ini sama dengan uji DF.

Random walk with drift: $Y_t = \alpha + Y_{t-1} + \varepsilon_t$

Jika $Y_0 = 0$, maka mengandung *trend*: $Y_t = \alpha t + \sum_{t=0}^t \varepsilon_t$

$E(Y_t) = \alpha t$ dan $\text{var}(Y_t) = t\sigma^2$

Pemeriksaan Kestasioneran: Uji Akar Unit Philip-Perron (PP-Test)

- Nilai τ -statistik dari uji PP (Philip-Perron) dapat dihitung sbb:

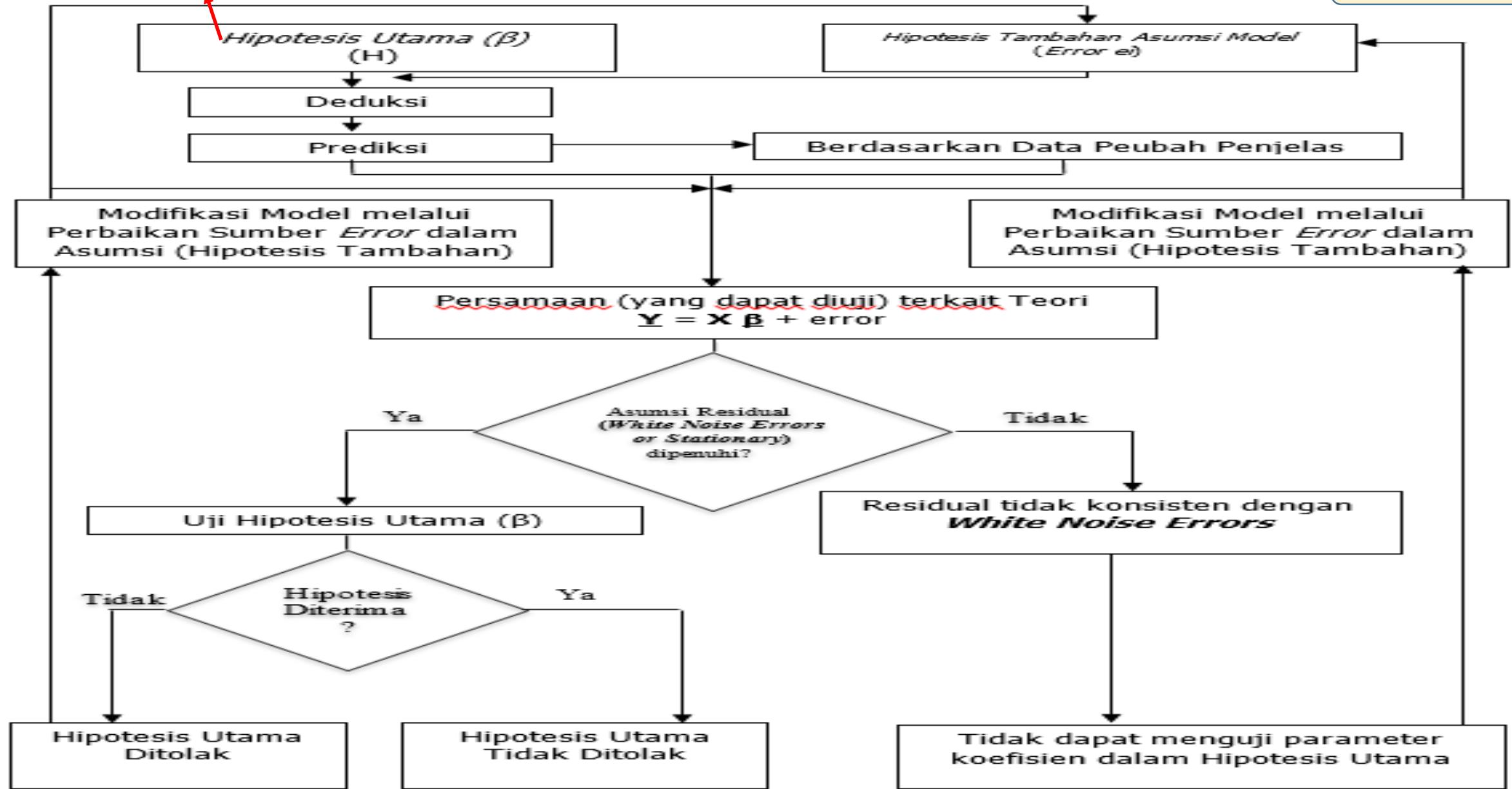
$$\tau = \sqrt{\frac{r_0}{h_0} t_0} - \frac{h_0 - r_0}{2h_0 \sigma} \sigma_\theta$$

$$h_0 = r_0 + 2 \sum_{r=1}^M \left(1 - \frac{j}{T} \right) r_j$$

dimana:

adalah spektrum dari ΔY_t pada frekuensi nol, r_j adalah fungsi autokorelasi pada lag j , t_0 adalah τ -statistik pada θ , σ_θ adalah standar error dari θ , dan σ adalah standar error uji regresi.

- Prosedur uji PP dapat diaplikasikan melalui cara yg sama dengan uji DF.



untuk menguji hipotesis, perlu diperiksa dulu apakah modelnya sudah "terspesifikasi dengan benar dengan melihat asumsi error"

Grafik Jumlah Penumpang dan Datanya yang Sudah **Ditransformasi Ln**

