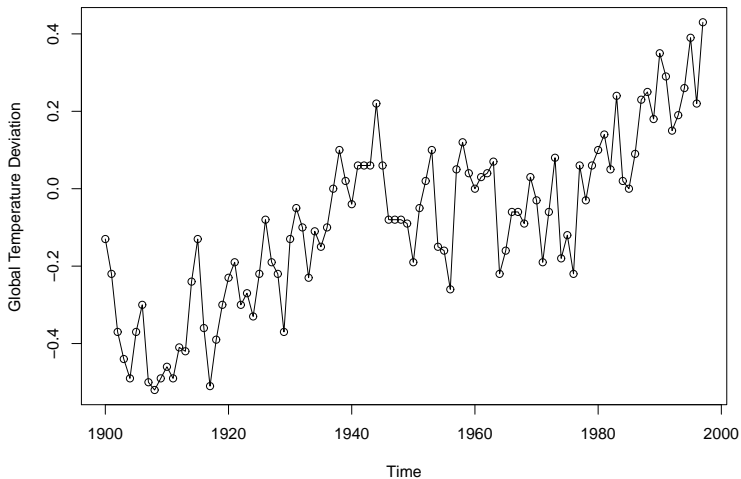


## Прикладная статистика. Занятие 9. Анализ временных рядов.

26 апреля 2011 г.

## Исходные данные

Отклонение от среднегодовой температуры в градусах Цельсия



# Линейный тренд: регрессия

Построим зависимость отклонения температуры от года:

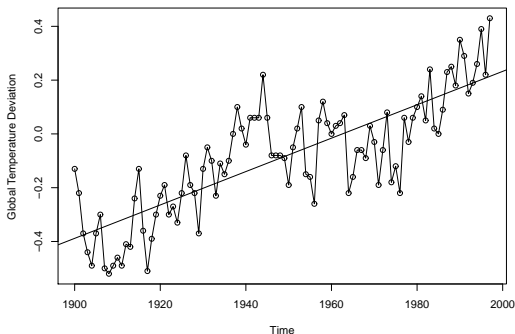
$$x_t = \beta_1 + \beta_2 t + \varepsilon_t, \quad t = 1900, \dots, 2000.$$

$$\beta_1 = -12.186, \quad \beta_2 = 0.006;$$

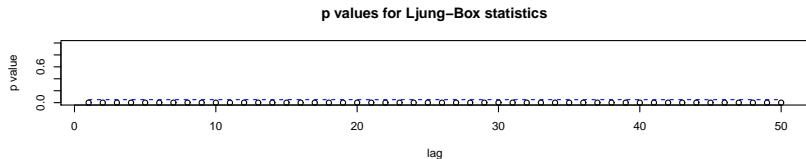
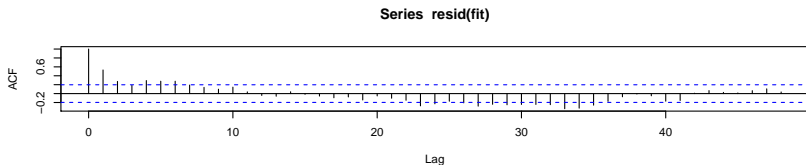
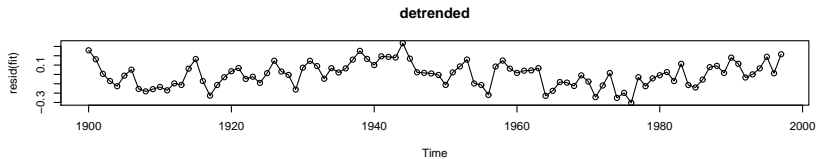
$$SE(\beta_1) = 0.9, \quad SE(\beta_2) = 0.005;$$

$$R^2 = 0.6515, \quad R_A^2 = 0.6479;$$

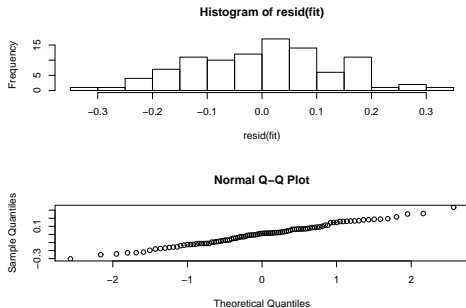
$$F = 179.5, \quad p < 2.2 \times 10^{-16}.$$



## Остатки



## Остатки



Критерий нормальности Шапиро-Уилка:  $p = 0.8618$ .

Критерий гомоскедастичности Бройша-Пагана:  $p = 0.9335$ .

Критерий стационарности KPSS:  $p > 0.1$ .

Критерий независимости Бокса-Пирса:  $p = 1.52 \times 10^{-7}$ .

Критерий автокоррелированности Дарбина-Уотсона:  $p = 1.78 \times 10^{-10}$ .

## Авторегрессия

$$AR(p) : x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \omega_t,$$

где  $x_t$  — стационарный ряд с нулевым средним,  $\phi_1, \dots, \phi_p$  — константы ( $\phi_p \neq 0$ ),  $\omega_t$  — гауссов белый шум с нулевым средним и постоянной дисперсией  $\sigma_\omega^2$ .

Если среднее равно  $\mu$ , модель принимает вид

$$x_t = \alpha + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \omega_t,$$

где  $\alpha = \mu(1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)$ .

Другой способ записи:

$$\phi(B)x_t = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)x_t = \omega_t,$$

где  $B$  — разностный оператор ( $Bx_t = x_{t-1}$ ).

Линейная комбинация  $p$  подряд идущих членов ряда  $x_t$  даёт белый шум.

## Скользящее среднее

$$MA(q) : x_t = \omega_t + \theta_1\omega_{t-1} + \theta_2\omega_{t-2} + \dots + \theta_q\omega_{t-q},$$

где  $x_t$  — стационарный ряд с нулевым средним,  $\theta_1, \dots, \theta_q$  — константы ( $\theta_q \neq 0$ ),  $\omega_t$  — гауссов белый шум с нулевым средним и постоянной дисперсией  $\sigma_\omega^2$ .

Если среднее равно  $\mu$ , модель принимает вид

$$x_t = \mu + \omega_t + \theta_1\omega_{t-1} + \theta_2\omega_{t-2} + \dots + \theta_q\omega_{t-q}.$$

Другой способ записи:

$$x_t = \theta(B)\omega_t = (1 + \theta_1B + \theta_2B^2 + \dots + \theta_qB^q)\omega_t,$$

где  $B$  — разностный оператор.

Линейная комбинация  $q$  компонент белого шума  $\omega_t$  даёт элемент ряда.

# Автокорреляции

В моделях  $MA(q)$  автокорреляция ряда равна нулю при лаге, большем  $q$ , и строго больше нуля при лаге  $q$ .

**Частичная автокорреляция** стационарного ряда  $x_t$ :

$$\phi_{hh} = \begin{cases} \text{corr}(x_1, x_0), & h = 1, \\ \text{corr}(x_h - x_h^{h-1}, x_0 - x_0^{h-1}), & h \geq 2, \end{cases}$$

где  $x_h^{h-1}$  — регрессия  $x_h$  на  $\{x_{h-1}, x_{h-2}, \dots, x_1\}$ :

$$x_h^{h-1} = \beta_1 x_{h-1} + \beta_2 x_{h-2} + \dots + \beta_{h-1} x_1,$$

$$x_0^{h-1} = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{h-1} x_{h-1}.$$

В моделях  $AR(p)$  частичная автокорреляция ряда равна нулю при лаге, большем  $p$ , и строго больше нуля при лаге  $p$ .



## ARMA (Autoregressive moving average)

$$ARMA(p, q) : x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \omega_t + \theta_1 \omega_{t-1} + \theta_2 \omega_{t-2} + \dots + \theta_q \omega_{t-q},$$

где  $x_t$  — стационарный ряд с нулевым средним,  $\phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q$  — константы ( $\phi_p \neq 0, \theta_q \neq 0$ ),  $\omega_t$  — гауссов белый шум с нулевым средним и постоянной дисперсией  $\sigma_\omega^2$ .

Если среднее равно  $\mu$ , модель принимает вид

$$x_t = \alpha + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \omega_t + \theta_1 \omega_{t-1} + \theta_2 \omega_{t-2} + \dots + \theta_q \omega_{t-q},$$

где  $\alpha = \mu(1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)$ .

Другой способ записи:

$$\phi(B)x_t = \theta(B)\omega_t.$$

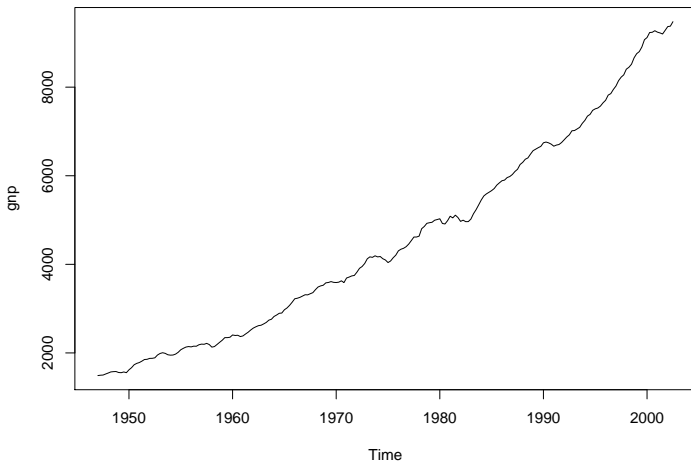
# ARIMA (Autoregressive integrated moving average)

Для нестационарного ряда стационарным может оказаться ряд его разностей.

Ряд описывается моделью  $ARIMA(p, d, q)$ , если ряд его разностей  $\nabla^d x_t = (1 - B)^d$  описывается моделью  $ARMA(p, q)$ .

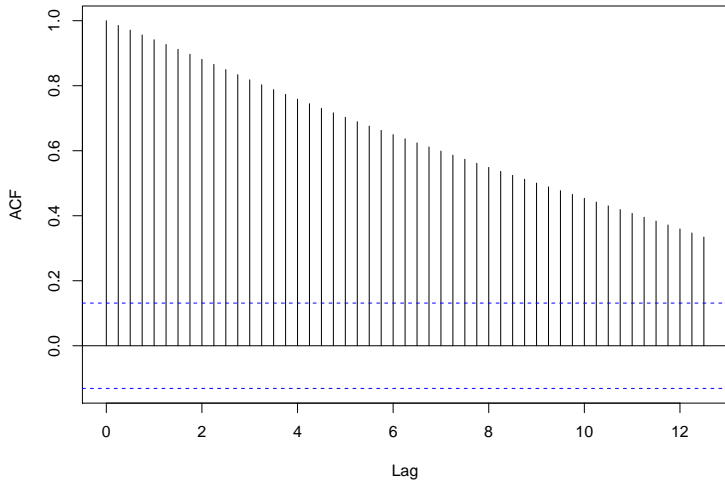
## Исходные данные

Поквартальные очищенные от сезонности данные о ВВП США в миллиардах долларов 1996 года.

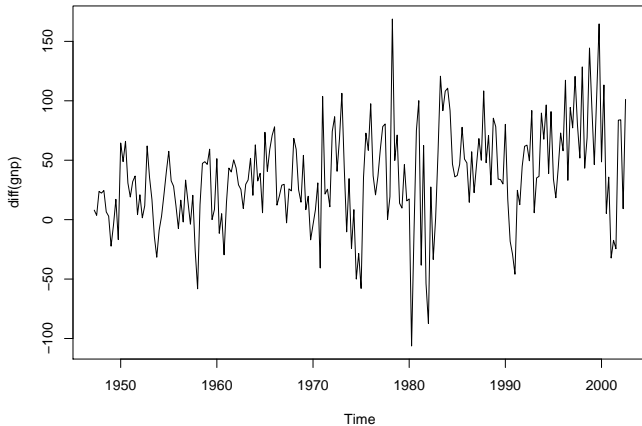


## Автокорреляция

Series gnp

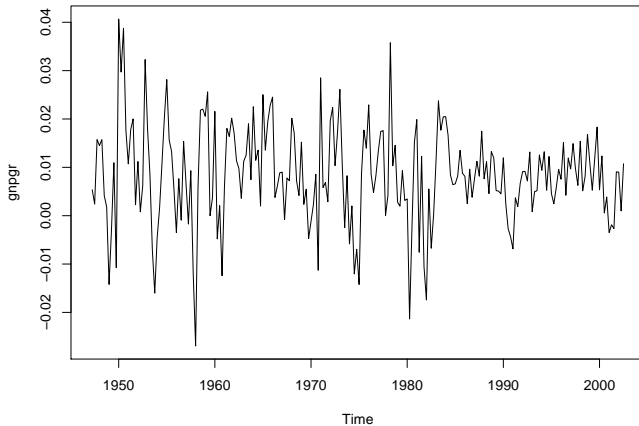


## Ряд первых разностей



Нестационарен, вариация данных выше во второй половине ряда.

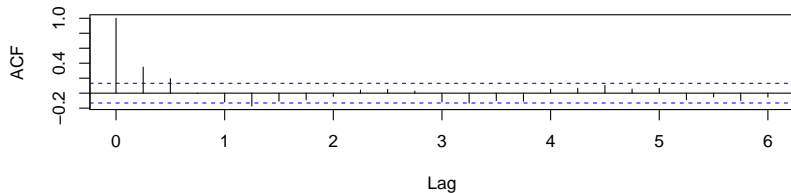
## Ряд разностей логарифмов ряда



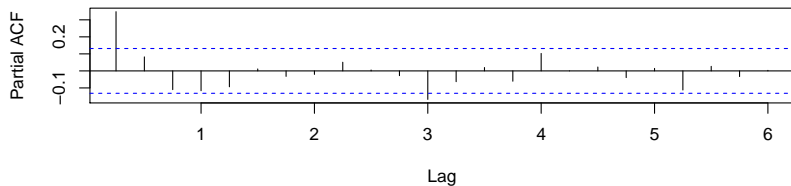
Стационарен, интерпретируется как прирост ВВП в процентах.

# Автокорреляция и частная автокорреляция ряда прироста

Series gnpgr



Series gnpgr



# Модели

Варианты интерпретации графиков:

- $AC$  равна нулю после лага 2,  $PAC$  убывает — модель  $MA(2)$ ;
- $PAC$  равна нулю после лага 1,  $AC$  убывает — модель  $AR(1)$ ;
- модель  $ARMA(1, 2)$ .

$$AR(1): x_t = 0.005 + 0.347x_{t-1} + \hat{\omega}_t, \hat{\sigma}_\omega = 0.0095.$$

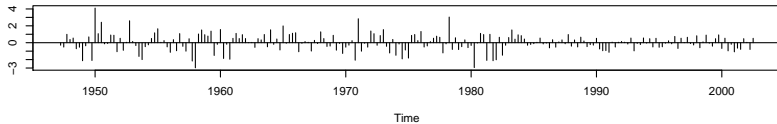
$$MA(2): x_t = 0.008 + 0.303\hat{\omega}_{t-1} + 0.204\hat{\omega}_{t-2} + \hat{\omega}_t, \hat{\sigma}_\omega = 0.0094.$$

$$ARMA(1, 2): x_t = 0.008 + 0.241x_{t-1} + 0.076\hat{\omega}_{t-1} + 0.162\hat{\omega}_{t-2} + \hat{\omega}_t, \hat{\sigma}_\omega = 0.0089.$$

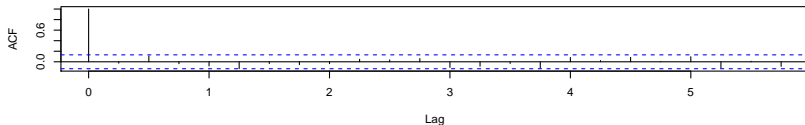


# Диагностика $AR(1)$

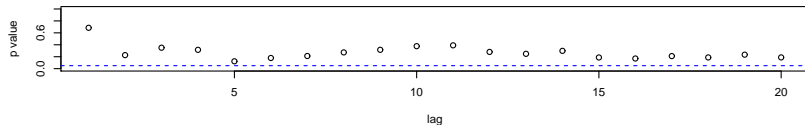
Standardized Residuals

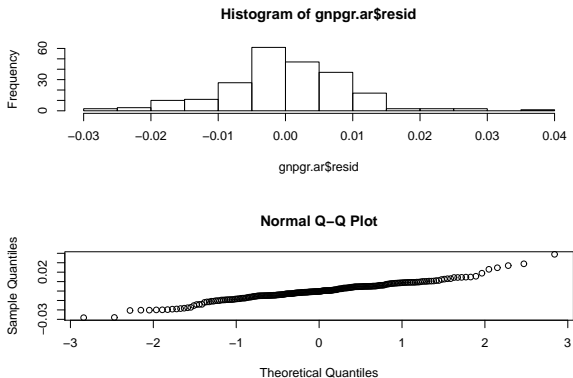


ACF of Residuals



p values for Ljung-Box statistic



Диагностика  $AR(1)$ 

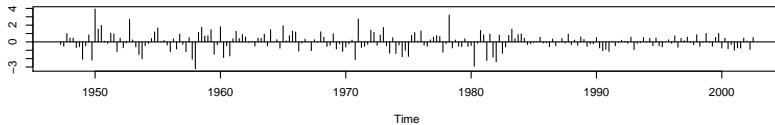
Критерий нормальности Шапиро-Уилка:  $p = 0.0006886$ .

Критерий стационарности KPSS:  $p > 0.1$ .

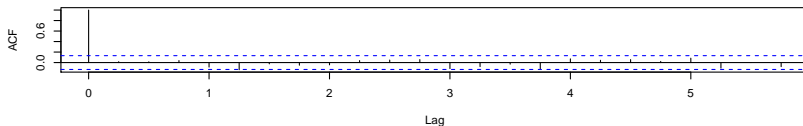
Критерий независимости Бокса-Пирса:  $p = 0.6867$ .

# Диагностика $MA(2)$

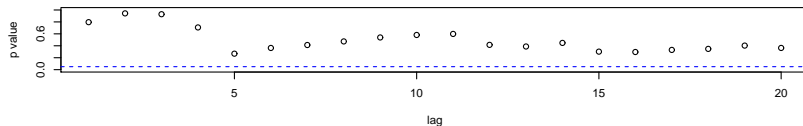
Standardized Residuals

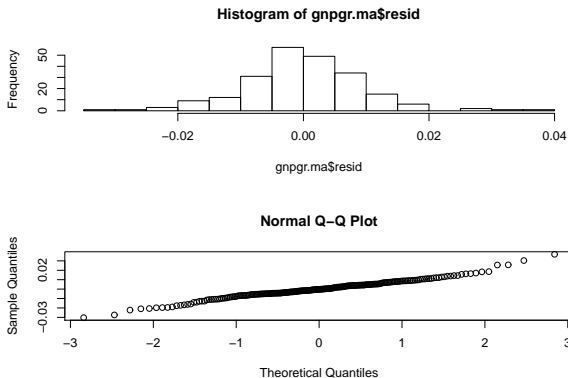


ACF of Residuals



p values for Ljung-Box statistic



Диагностика  $MA(2)$ 

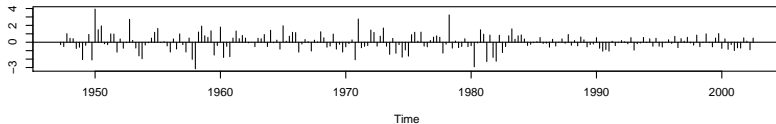
Критерий нормальности Шапиро-Уилка:  $p = 0.003416$ .

Критерий стационарности KPSS:  $p > 0.1$ .

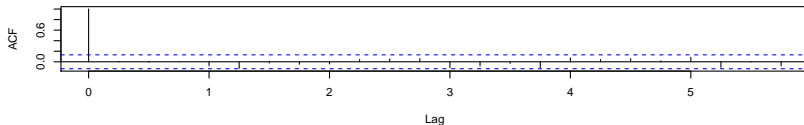
Критерий независимости Бокса-Пирса:  $p = 0.797$ .

# Диагностика $ARMA(1, 2)$

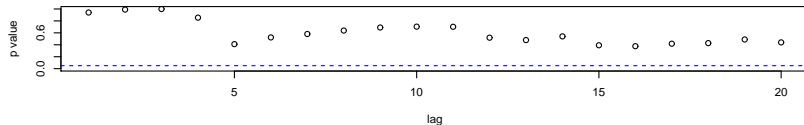
Standardized Residuals

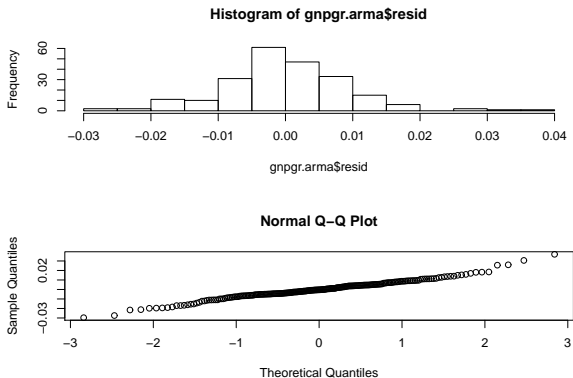


ACF of Residuals



p values for Ljung-Box statistic



Диагностика  $ARMA(1, 2)$ 

Критерий нормальности Шапиро-Уилка:  $p = 0.003497$ .

Критерий стационарности KPSS:  $p > 0.1$ .

Критерий независимости Бокса-Пирса:  $p = 0.9411$ .

## Сравнение моделей

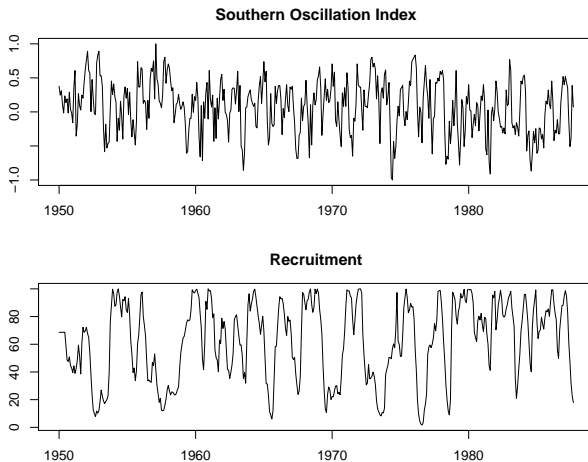
AIC — информационный критерий Акаике;

AIC<sub>c</sub> — он же с поправкой на случай небольшого размера выборки;

BIC (SIC) — байесовский (Шварца) информационный критерий.

	AIC	AIC <sub>c</sub>	BIC (SIC)
<i>AR</i> (1)	-1431.221	-8.284898	-9.263748
<i>MA</i> (2)	-1431.929	-8.297199	-9.276049
<i>ARMA</i> (1, 2)	<b>-1430.948</b>	<b>-8.301886</b>	<b>-9.280737</b>

## Исходные данные

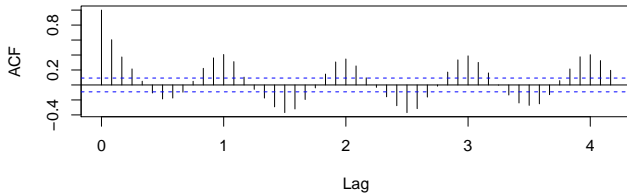


Southern Oscillation Index — изменения атмосферного давления, связанные с колебаниями температуры поверхности воды в Тихом океане.  
Recruitment — число новых особей рыбы.

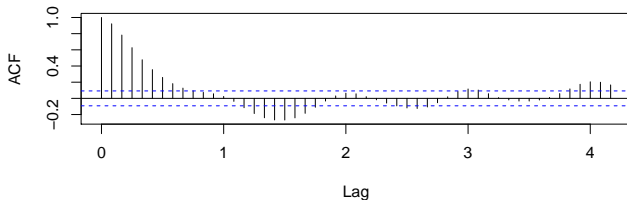


# Автокорреляции

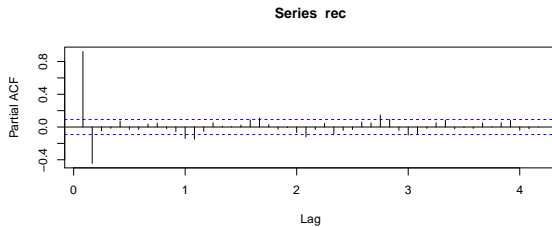
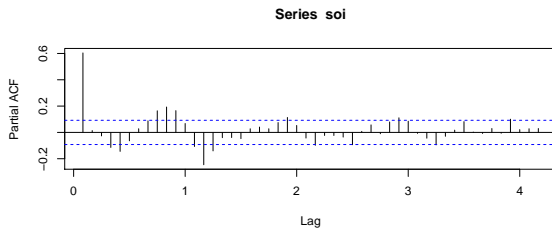
Series soi



Series rec



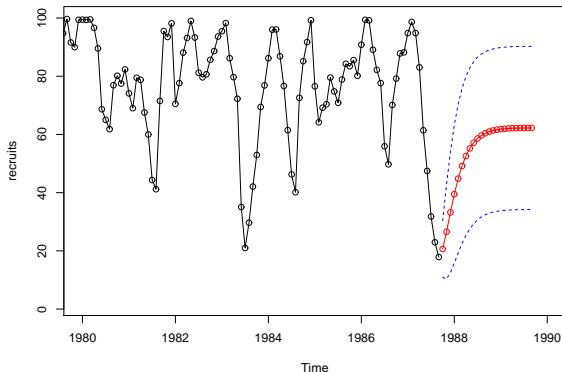
## Частичные автокорреляции



# Прогнозирование ряда Recruitment

Выбор — модель  $AR(2)$ :

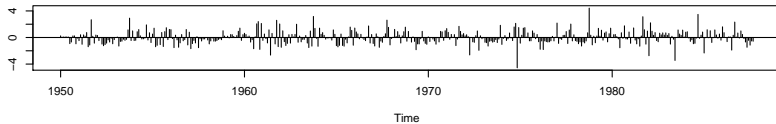
$$x_t = \phi_0 + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \omega_t.$$



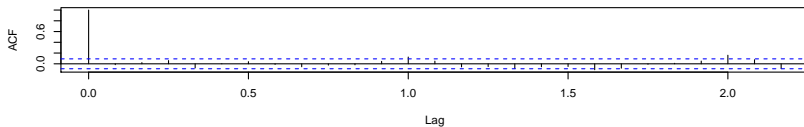
В моделях  $ARMA(p, q)$  с увеличением горизонта прогноз всё больше похож на константу.

## Остатки

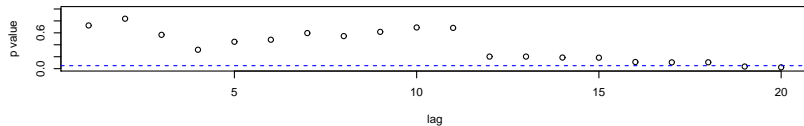
Standardized Residuals



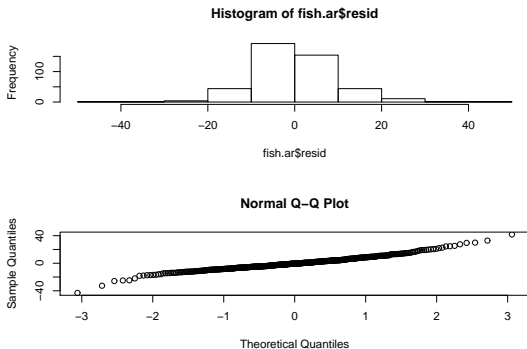
ACF of Residuals



p values for Ljung-Box statistic



## Остатки



Критерий нормальности Шапиро-Уилка:  $p = 2.72 \times 10^{-7}$ .

Критерий стационарности KPSS:  $p > 0.1$ .

Критерий независимости Бокса-Пирса:  $p = 0.7248$ .

## Seasonal multiplicative ARMA/ARIMA

$$ARMA(p, q) \times (P, Q)_s: \Phi_P(B^s)\phi(B)x_t = \Theta_Q(B^s)\theta(b)\omega_t,$$

где

$$\Phi_P(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_P B^{Ps},$$

$$\Theta_Q(B^s) = 1 + \Theta_1 B^s + \Theta_2 B^{2s} + \dots + \Theta_Q B^{Qs}.$$

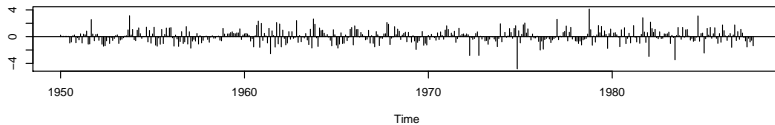
$$SARIMA: \Phi_P(B^s)\phi(B)\nabla_s^D \nabla^d x_t = \alpha + \Theta_Q(B^s)\theta(b)\omega_t,$$

## Прогнозирование ряда Recruitment

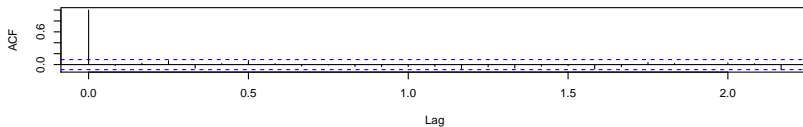
	AIC
$ARMA(2, 0) \times (3, 0)_{12}$	3308.515
$ARMA(2, 0) \times (2, 0)_{12}$	3316.283
$ARMA(2, 0) \times (1, 0)_{12}$	3325.706
$ARMA(2, 0) \times (0, 1)_{12}$	3327.352
$ARMA(2, 0) \times (0, 2)_{12}$	3321.88
$ARMA(2, 0) \times (0, 3)_{12}$	3314.787
$ARMA(2, 0) \times (1, 1)_{12}$	3283.717

Диагностика  $ARMA(2, 0) \times (1, 1)_{12}$ 

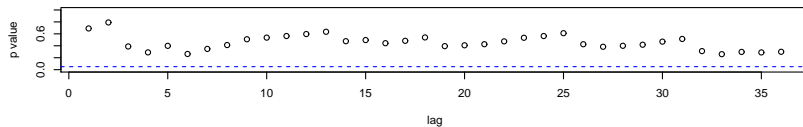
Standardized Residuals



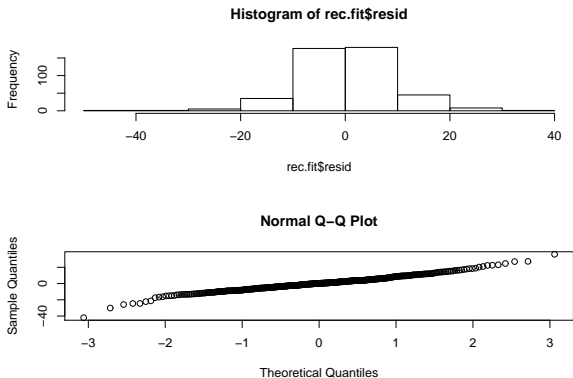
ACF of Residuals



p values for Ljung-Box statistic





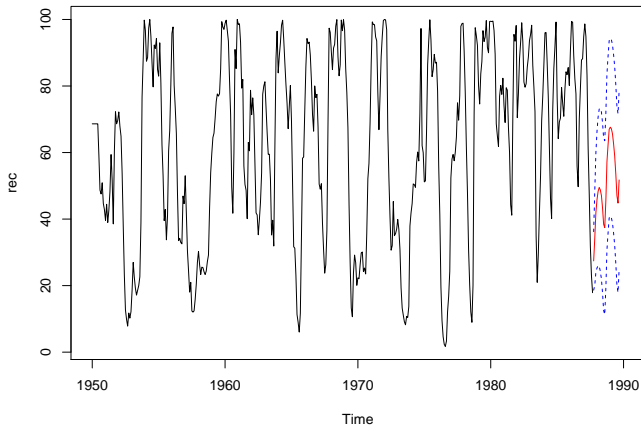
Диагностика  $ARMA(2, 0) \times (1, 1)_{12}$ 

Критерий нормальности Шапиро-Уилка:  $p = 6.781 \times 10^{-6}$ .

Критерий стационарности KPSS:  $p > 0.1$ .

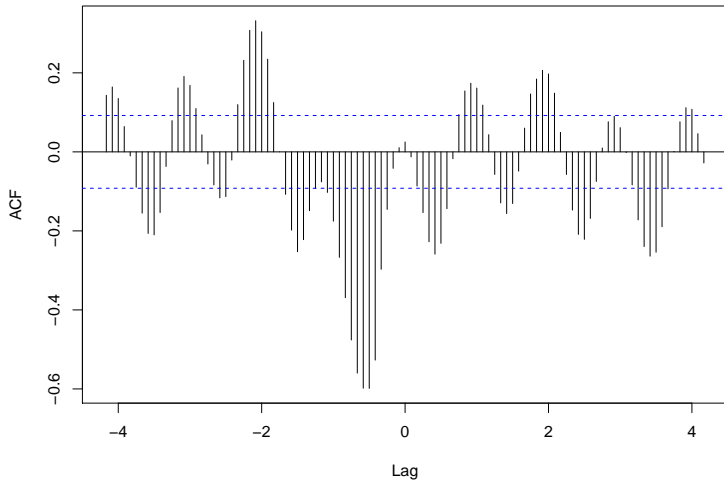
Критерий независимости Бокса-Пирса:  $p = 0.6915$ .

## Прогнозирование ряда Recruitment

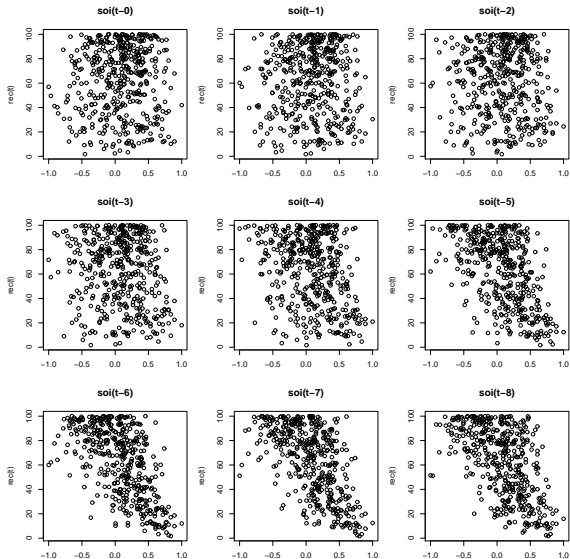


# Кросс-корреляция

soi & rec



# Кросс-корреляция



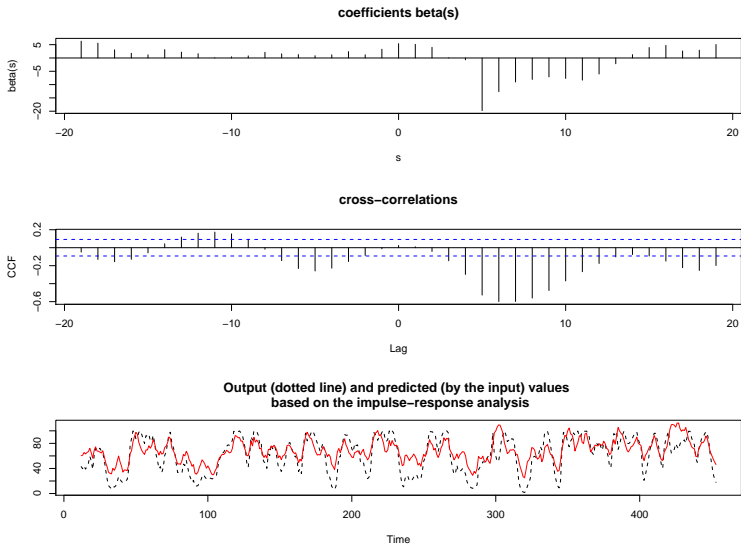
# Lagged regression models

$$y_t = \sum_{r=-\infty}^{\infty} \beta_r x_{t-r} + v_t,$$

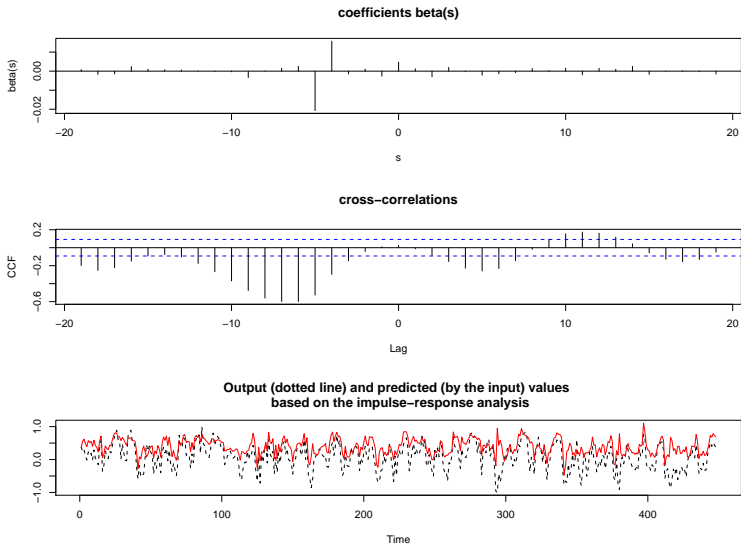
где  $v_t$  — стационарный шум.

ДАЛЕЕ ИСПОЛЬЗУЕТСЯ СПЕКТРАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ  
(Impulse-response analysis)  
(изучайте сами, если надо)

## Прогнозирование ряда Recruitment no SOI



## Прогнозирование ряда SOI по Recruitment



## VARIMA

Рассматривается и прогнозируется векторный ряд  $[SOI, Recruitment]$ ,  
можно задавать любые варианты зависимости между рядами.

...



Прикладная статистика  
Семинар 9. Анализ временных рядов.

Рябенко Евгений  
riabenko.e@gmail.com