



НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
УНИВЕРСИТЕТ

Майнор «Прикладной статистический анализ»

Временные ряды и их практическое применение (Time Series and Their Application)

Родионова Лилия Анатольевна

к.э.н., доцент департамента статистики и анализа данных НИУ ВШЭ

LRodionova@hse.ru



Тема 4.4

Адаптивные сезонные модели временных рядов

- Основа моделей – метод экспоненциально взвешенного скользящего среднего
- Адапта́ция (лат. *adapto* - приспособляю)
- Характерная черта – «подстройка» под эволюцию процесса.
- Достоинство методов: простота вычислений
- используют для краткосрочного прогнозирования

Brown R.G. Smoothing forecasting and prediction of discrete time series. - N.Y., 1963.

Brown R.G., Meyer R.F. The fundamental theorem of exponential smoothing. *Oper. Res.* - 1961. - Vol.9. - № 5.



Метод экспоненциально взвешенного скользящего среднего

(Exponential moving average – EMA)

$$Q(f) = \sum_{k=0}^{t-1} \lambda^k (y_{t-k} - f)^2 \rightarrow \min_f$$

λ – параметр сглаживания $0 < \lambda < 1$.

Веса λ^k уменьшаются экспоненциально по мере удаления наблюдений в прошлое .

$$\hat{f}(t) = \frac{1-\lambda}{1-\lambda^t} \sum_{k=0}^{t-1} \lambda^k y_{t-k} \quad (4.4.1)$$

- Влияние ЕМА на остатки $\tilde{\varepsilon}_t = \frac{1-\lambda}{1-\lambda^t} \sum_{k=0}^{t-1} \lambda^k \varepsilon_{t-k}, \varepsilon_t \sim \text{WN}(0, \sigma^2)$

$$E(\varepsilon_t) = 0,$$

$$E\tilde{\varepsilon}_t = 0,$$

$$V(\varepsilon_t) = \sigma^2$$

$$V\tilde{\varepsilon}_t = \sigma^2 \frac{(1-\lambda)(1+\lambda^t)}{(1+\lambda)(1-\lambda^t)}$$



Метод экспоненциально взвешенного скользящего среднего

Случай «бесконечно удаленного» прошлого

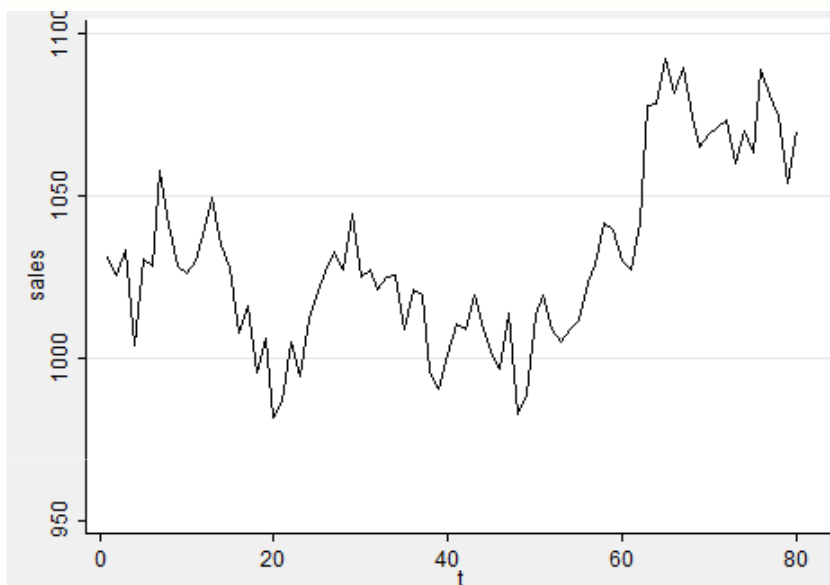
$$\hat{f}(t) = \frac{1-\lambda}{1-\lambda^t} \sum_{k=0}^{t-1} \lambda^k y_{t-k} \rightarrow \hat{f}(t) = (1-\lambda) \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k y_{t-k} \quad (4.4.2)$$

- Влияние ЕМА на остатки $V\tilde{\varepsilon}_t = \sigma^2 \frac{(1-\lambda)}{(1+\lambda)}$
- Рекуррентное соотношение: $\hat{f}(t) = \lambda \hat{f}(t-1) + (1-\lambda) y_t$
- Выбор параметра сглаживания
- Выбор начального значения

• Пример

t	1	2	3	4
y _t	2	3	4	5

Восстановление пропущенных наблюдений в середине выборки



use <http://www.stata-press.com/data/r13/sales1>, clear
tssmooth exponential sm1=sales, parms(.7) forecast(3)
generate sales2=sales if t!=28
tssmooth exponential sm3=sales2, parms(.7) forecast(3)

```
exponential coefficient = 0.7000
sum-of-squared residuals = 6842.4
root mean squared error = 11.817
. list t sales2 sm3 if t>25 & t<31
```

	t	sales2	sm3
26.	26	1011.5	1007.5
27.	27	1028.3	1010.3
28.	28	.	1022.9
29.	29	1028.4	1022.9
30.	30	1054.8	1026.75

$$S_{29} = \alpha S_{28} + (1 - \alpha) S_{28} = S_{28}$$

$$y_t = a_0 + \varepsilon_t$$

$$E\varepsilon_t = 0, V\varepsilon_t = \sigma^2$$

Прогноз:

$$\hat{y}(t, \tau) = \hat{a}_0 = \tilde{y}_t \quad (4.4.4)$$

$$Q = \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j (y_{t-j} - a_0)^2 \rightarrow \min$$

$$\hat{a}_0 = \tilde{y}_t = \frac{1-\lambda}{1-\lambda^t} \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j y_{t-j}$$

$$\hat{a}_0 = \tilde{y}_t = (1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j y_{t-j}$$

Построение прогноза: При появлении следующего $(t+1)$ -го наблюдения $y(t+1)$ перерасчет прогнозирующей функции

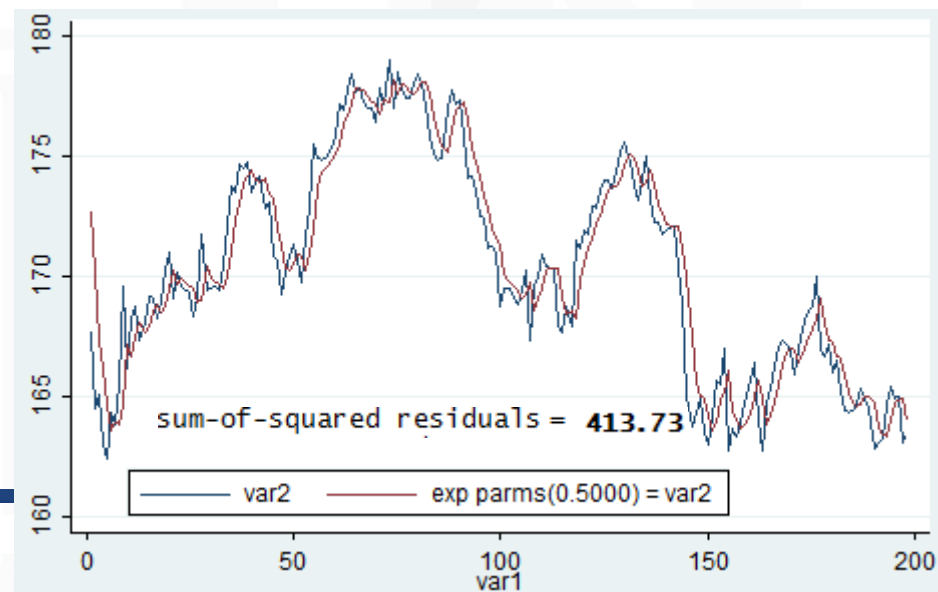
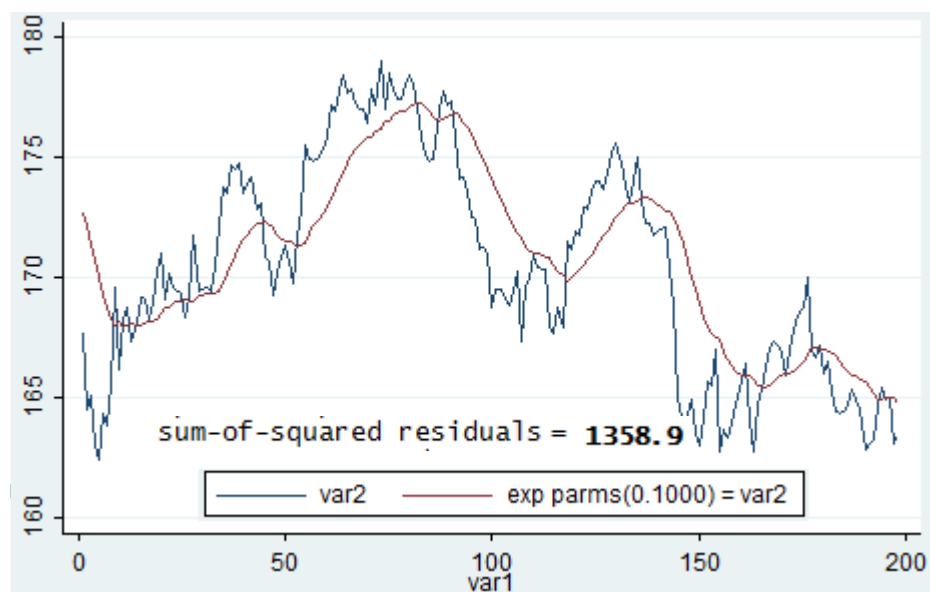
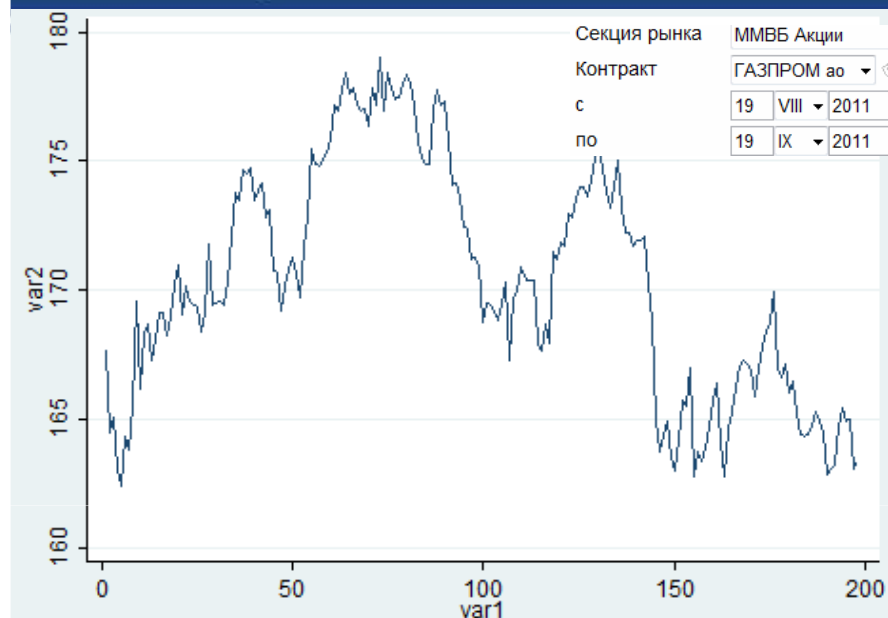
$$\hat{y}(t+1;1) = \tilde{y}_{t+1}$$

$$\tilde{y}_{t+1} = \lambda \tilde{y}_t + (1-\lambda) y_{t+1}$$



НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
УНИВЕРСИТЕТ УПРАВЛЕНИЯ

Адаптивные модели



Модель Брауна: случай линейного тренда

Прогнозная модель: $\hat{y}_{t+\tau} = a_t + b_t \tau$

- Параметры модели определяются $Q = \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j (y_{t-j} - a_j - b_j j)^2 \rightarrow \min_{a,b}$

$$\hat{a}_t = \tilde{y}_t = (1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j y_{t-j}$$

$$\hat{b}_t = (1-\lambda) \tilde{y}_t + (1-\lambda)^2 \sum_{j=0}^{\infty} (j+1) \lambda^j y_{t-j}$$

- **Прогноз:** $\hat{y}(t; \tau = 1) = \hat{a}_t + \hat{b}_t$

- Недостатки модели:

- неопределенность выбора λ
- выбор аппроксимирующего полинома
- однопараметричность подхода (λ)



Адаптивные полиномиальные модели

Развитие аппарата адаптивного прогнозирования экономических процессов:

- 1 направление - усложнение структуры адаптивных моделей,
- 2 направление - совершенствование адаптивного механизма моделей.

Метод Хольта

1. Двухпараметрическая модель Ч. Хольта [Holt (1957)] – введение двух параметров сглаживания $0 < \alpha, \beta < 1$. Прогноз на τ тактов времени в текущий момент времени t определяется линейным трендом:

$$\hat{y}(t; \tau) = \hat{y}_{t+\tau} = \hat{a}_t + \hat{b}_t \tau$$

Определение коэффициентов:

$$\begin{aligned}\hat{a}_t &= \alpha y_t + (1 - \alpha) \{\hat{a}_{t-1} + \hat{b}_{t-1}\}, \\ \hat{b}_t &= \beta \{\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1}\} + (1 - \beta) \hat{b}_{t-1}\end{aligned}$$

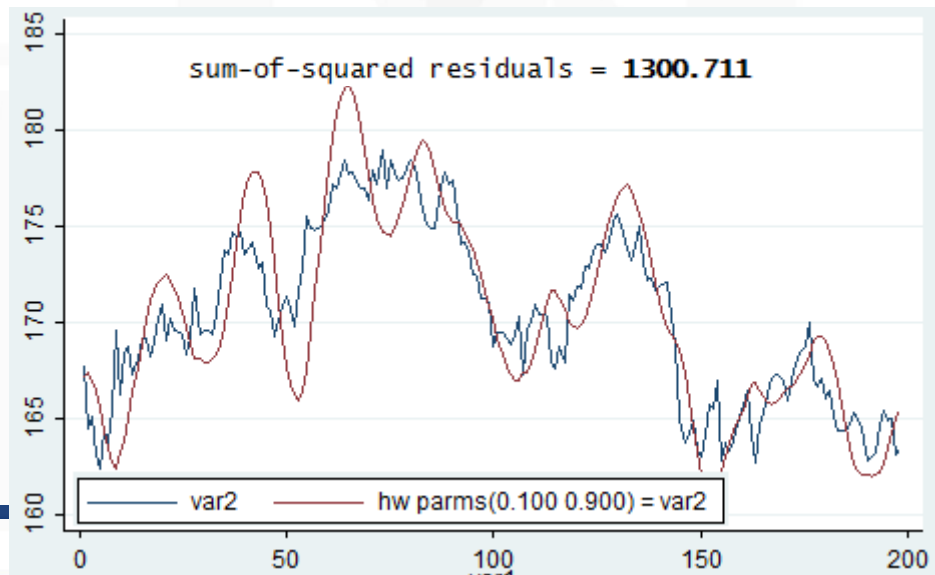
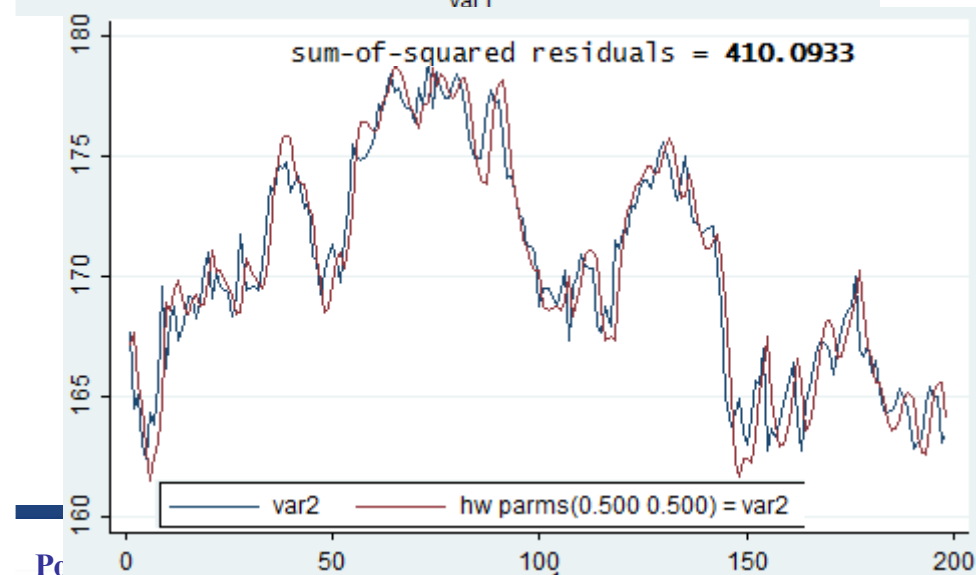
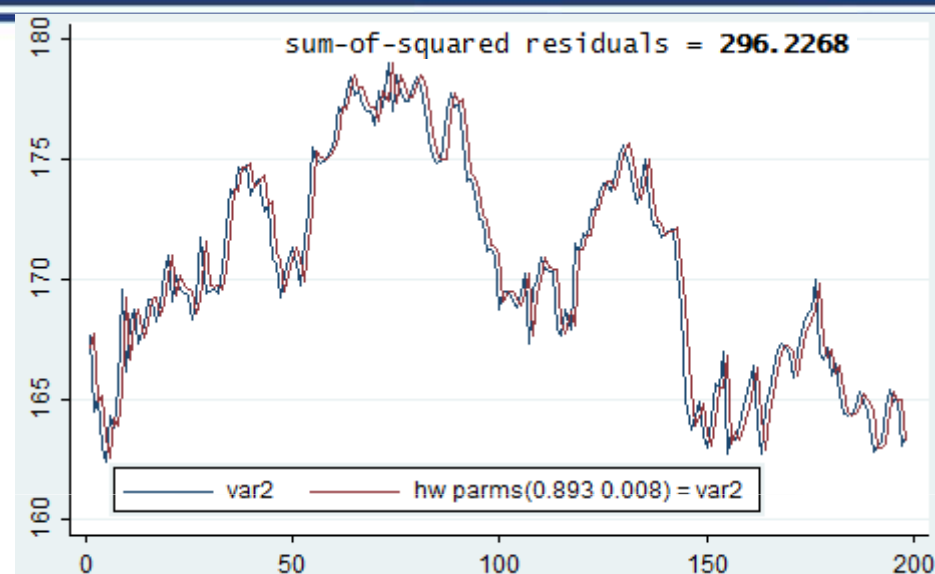
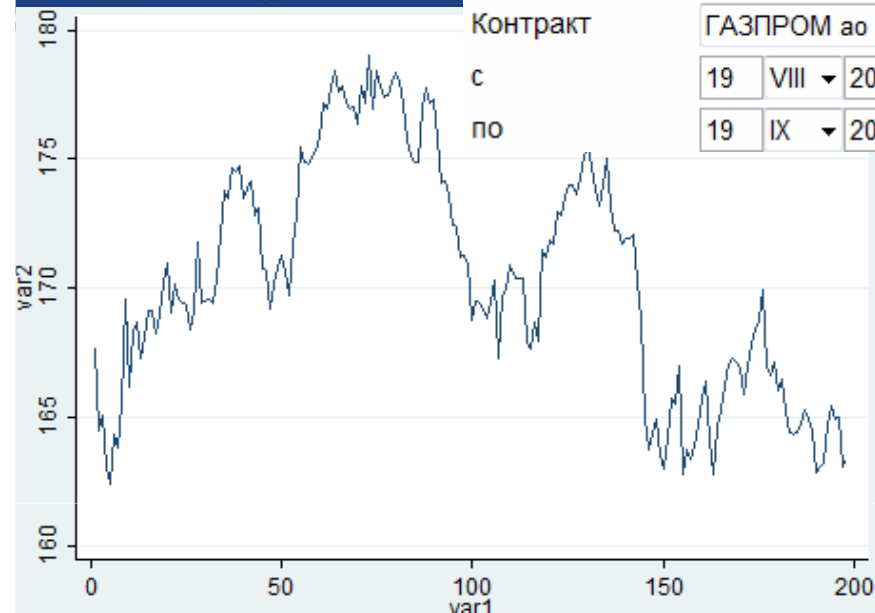
Holt C.C. Forecasting trends and seasonals by exponentially weighted moving averages // O.N.R. Memorandum, Carnegie Inst. of Technology. - 1957. - № 2.



НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
УНИВЕРСИТЕТ

Адаптивные модели – модель Хольта

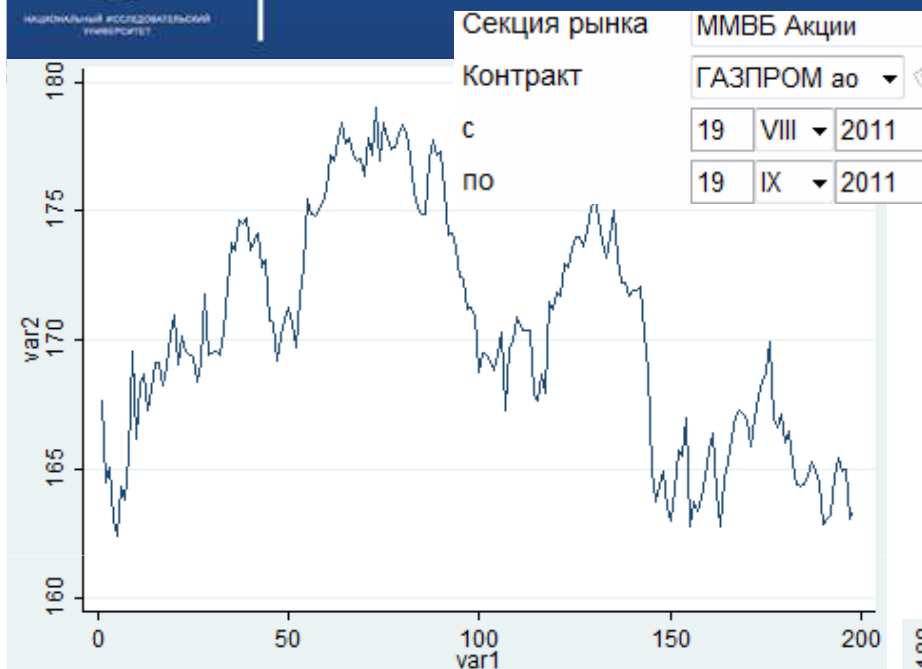
Секция рынка ММВБ Акции
Контракт ГАЗПРОМ ао
с 19 VIII 2011
по 19 IX 2011





НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
УНИВЕРСИТЕТ

Адаптивные модели – модель Хольта

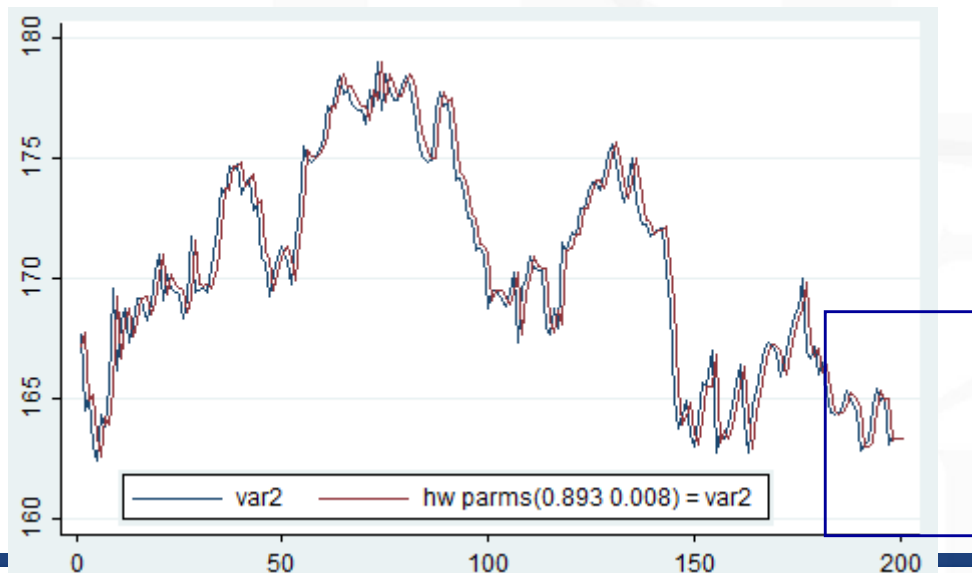


Прогнозирование

tssmooth hwinters hw4 = var2, forecast(3)

Вычисленные
значения:

	hw3	hw4
193	162.1872	163.1678
194	162.6979	164.506
195	163.4803	165.3345
196	164.2582	164.9381
197	165.0313	164.9674
198	165.3653	163.2788
199	.	163.3665
200	.	163.3461
201	.	163.3256



Замечание. В эконометрических пакетах (Stata) представлена **модель Хольта** с возможностью выбора оптимальных параметров по критерию минимума среднеквадратической ошибки путем перебора на сетке возможных значений.

В Stata: модель Хольта = Holt–Winters nonseasonal smoothing
(tssmooth hwinters)



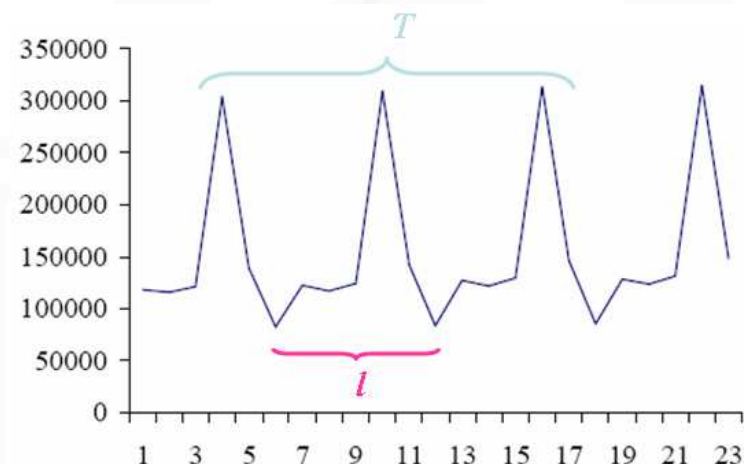
Модель Хольта-Уинтерса

Уинтерс [Winters (1960)] развил метод Хольта с учетом сезонных эффектов.

Модель Хольта-Уинтерса – сезонная мультипликативная модель с линейным трендом

Прогноз на τ шагов вперед : $\hat{y}(t, \tau) = \hat{y}_{t+\tau} = \{\hat{a}_t + \tau \cdot \hat{b}_t\} \cdot \hat{s}_{t-L+\tau}$

L-число временных тактов, содержащихся в полном сезонном цикле (в одном году 12 месяцев, $L=12$)





Мультипликативная модель Хольта-Уинтерса

$$\hat{y}(t, \tau) = \hat{y}_{t+\tau} = \{\hat{a}_t + \tau \cdot \hat{b}_t\} \cdot \hat{s}_{t-L+\tau}$$

Расчет коэффициентов:

$$\hat{a}_t = \alpha \frac{y_t}{\hat{S}(t-L)} + (1-\alpha) \{\hat{a}_{t-1} + \hat{b}_{t-1}\}$$

$$\hat{b}_t = \beta \{\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1}\} + (1-\beta) \hat{b}_{t-1};$$

$$\hat{S}_t = \gamma \frac{y_t}{\hat{a}_t} + (1-\gamma) \hat{S}(t-L);$$

$$0 < \alpha, \beta, \gamma < 1.$$

Определение начальных значений:

$$\hat{b}_t(0) = \frac{\bar{y}_m - \bar{y}_1}{(m-1)L};$$

$$\hat{a}_t(0) = \bar{y}_1 - L/2 \hat{b}_t(0);$$

$$\hat{S}_{0l} = \bar{S}_l \left(\frac{l}{\sum_{l=1}^L \bar{S}_l} \right), l = \overline{1, L};$$

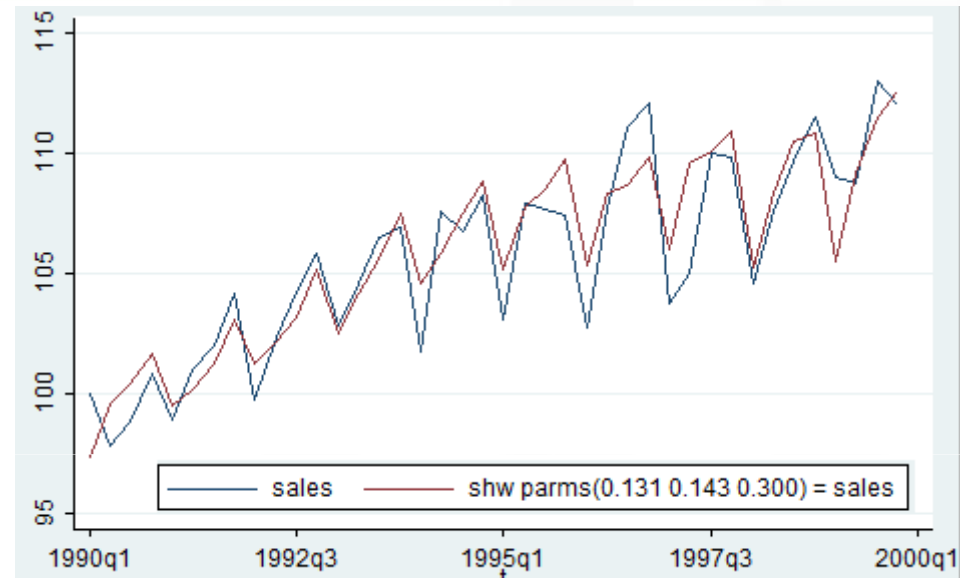
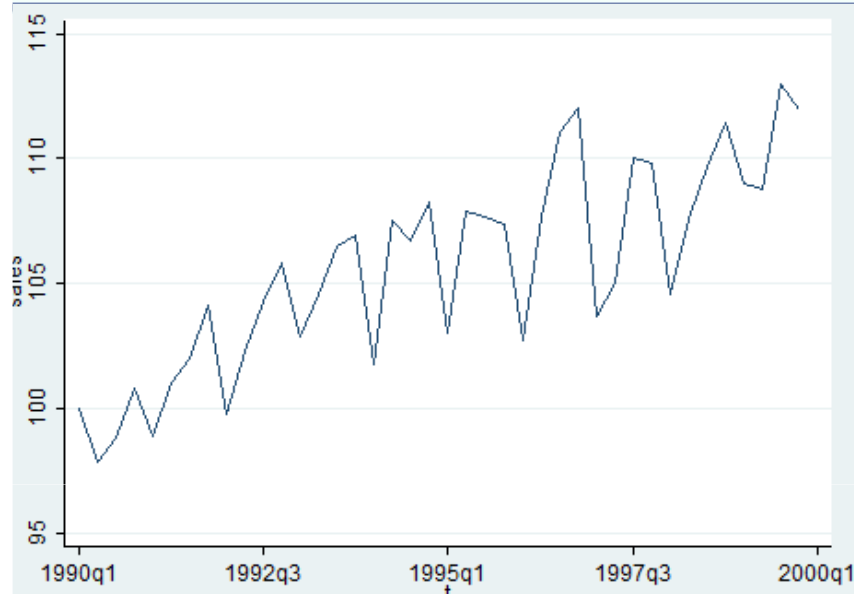
$$\bar{S}_l = \frac{1}{m} \sum_{k=0}^{m-1} S_{l+kL}$$

Пример

t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yt	2	1	3	5	3	0.5	3.5	6	2.5	1	3.2	5.5

Пусть $\alpha=0.1$, $\beta=0.2$, $\gamma=0.3$

Модель Хольта-Уинтерса



$$\hat{a}_t = \alpha \frac{y_t}{\hat{S}(t-L)} + (1-\alpha) \{\hat{a}_{t-1} + \hat{b}_{t-1}\}$$

$$\hat{b}_t = \beta \{\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1}\} + (1-\beta) \hat{b}_{t-1};$$

$$\hat{S}_t = \gamma \frac{y_t}{\hat{a}_t} + (1-\gamma) \hat{S}(t-L);$$

$$0 < \alpha, \beta, \gamma < 1.$$

optimal weights:

alpha = **0.1310**

beta = **0.1428**

gamma = **0.2999**

sum-of-squared residuals = **106.1409**

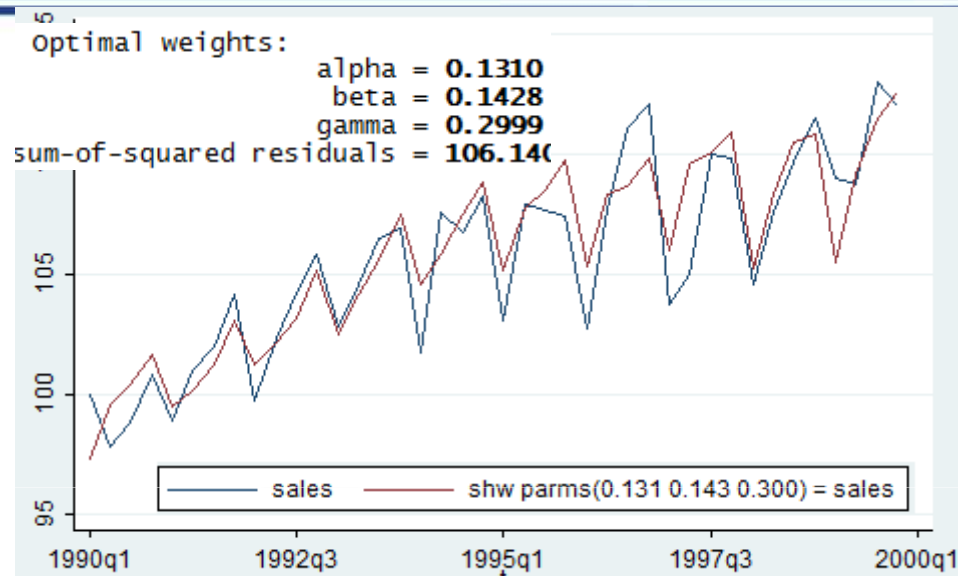
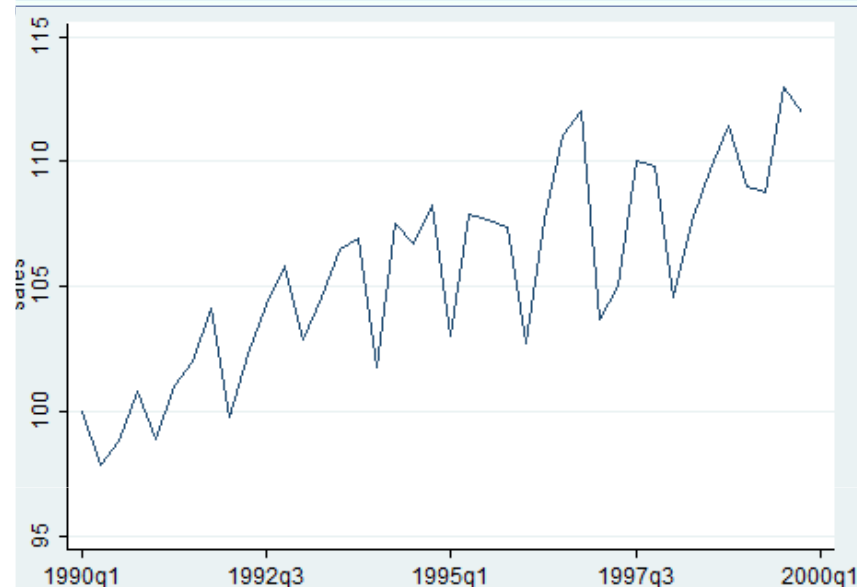
`tssmooth shwinters shw1=sales`

Menu Statistics > Time series > Smoothers/univariate forecasters > Holt-Winters seasonal smoothing

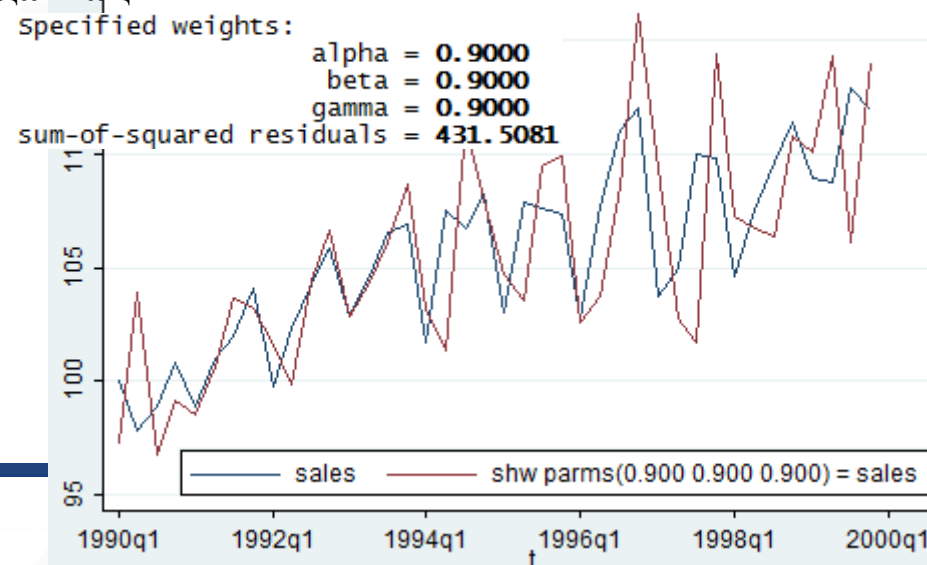
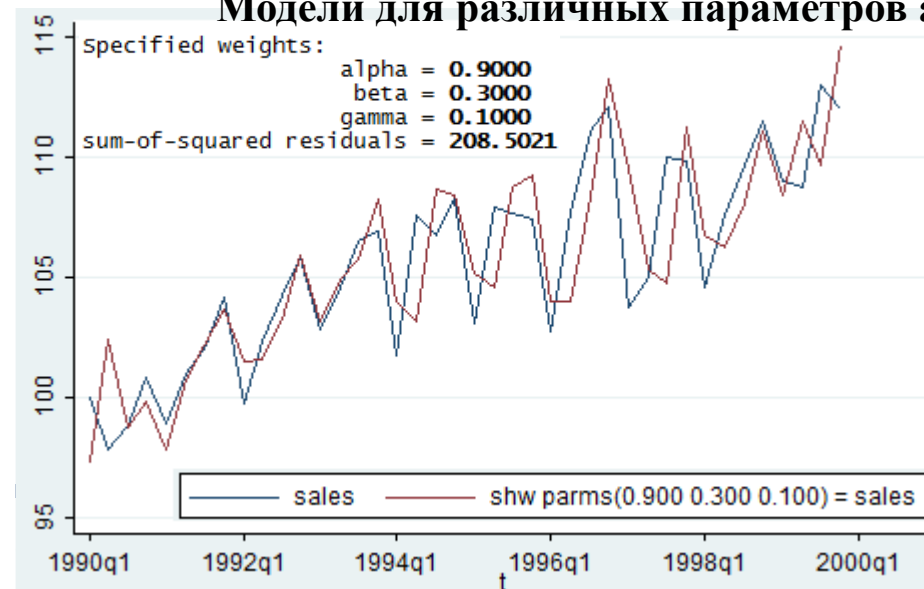


НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
УНИВЕРСИТЕТ УПРАВЛЕНИЯ

Модель Хольта-Уинтерса



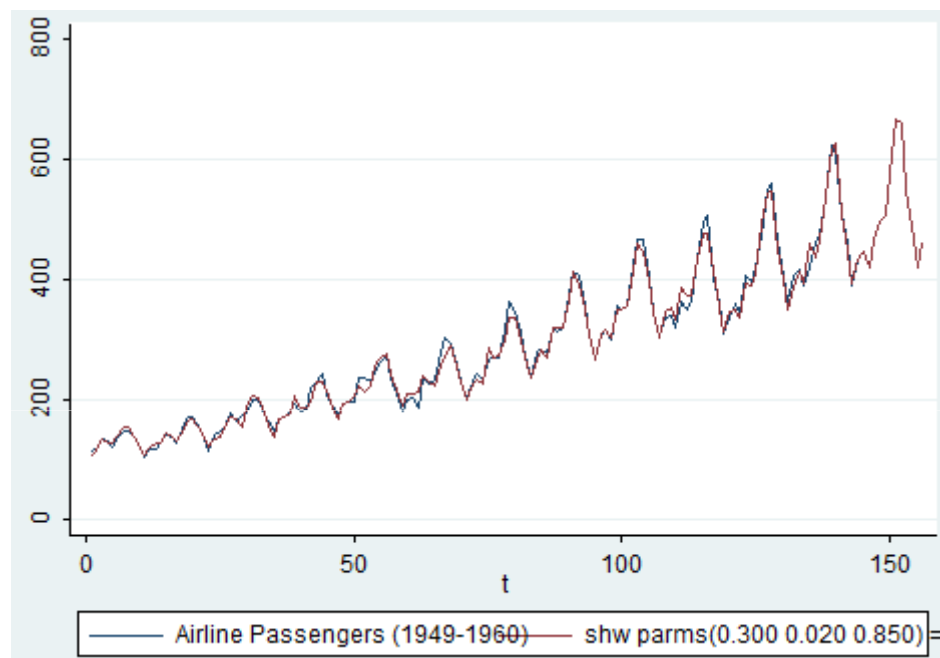
Модели для различных параметров адаптации





НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
УНИВЕРСИТЕТ УПРАВЛЕНИЯ

Модель Хольта-Уинтерса



optimal weights:

alpha = **0.2891**

beta = **0.0212**

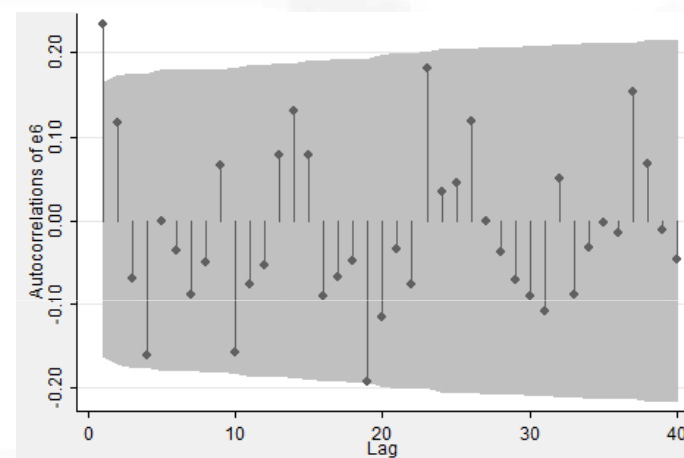
gamma = **0.8579**

penalized sum-of-squared residuals = **16514.49**

sum-of-squared residuals = **16514.49**

root mean squared error = **10.70906**

Остатки



```
. wrtestq e6
```

Portmanteau test for white noise

Portmanteau (q) statistic =	60.7559
Prob > chi2(40) =	0.0187

Аддитивная модель Хольта-Уинтерса (Модель Тейла – Вейджа)

- На практике часто встречаются экспоненциальные тенденции с мультипликативным сезонным эффектом.
- Логарифмирование: мультипликативную сезонность заменяют на аддитивную.
- **Преимущество** аддитивной модели: относительная простота вычислений.

$$\hat{y}(t, \tau) = \hat{y}_{t+\tau} = \left\{ \hat{a}_t + \tau \cdot \hat{b}_t \right\} + \hat{s}_{t-L+\tau}$$

Расчет коэффициентов:

$$\begin{aligned}\hat{a}_t &= \alpha(y_t - \hat{S}(t-L)) + (1-\alpha)\{\hat{a}_{t-1} + \hat{b}_{t-1}\}, \\ \hat{b}_t &= \beta\{\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1}\} + (1-\beta)\hat{b}_{t-1}; \\ \hat{S}_t &= \gamma(y_t - \hat{a}_t) + (1-\gamma)\hat{S}(t-L); \\ 0 &< \alpha, \beta, \gamma < 1.\end{aligned}$$

Начальные значения:

$$y_t = a_t(0) + b_t(0)t + \beta_{s,1-L}d_1 + \beta_{s,2-L}d_2 + \dots + \beta_{s0}d_L + \varepsilon_t$$



НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
УНИВЕРСИТЕТ