

R001: Что случилось с курсом доллара?

Vladislav Borkus

Аномалия

Не секрет, что примерно уже 15 лет курс рубля относительно доллара движется в достаточно узкой полосе вокруг траектории, определяемой ценой нефти марки Brent и отношением инфляции в России и США. Связь между курсом, скорректированным на разность инфляций (реальным курсом), и нефтью, практически степенная. Причина этого в целом понятна - большая часть валютных поступлений в страну происходит от продажи нефти и сырьевой продукции, цена которой хорошо с нефтью коррелирована. Несмотря на различия в проводившейся монетарной политике, курс отклонялся от “нефтяной формулы” заметно больше чем на 10% только в периоды международных финансовых кризисов.

Между тем в середине этого года произошло необычное явление - курс значительно превысил расчетное значение при довольно спокойной обстановке в мировой экономике.

Также в 2017м курс вел себя необычно по сравнению с 2015-2016 гг. - он почти не зависел от цены нефти. До этого курс плавал вполне свободно, и следовал за ценой нефтью точно, но с января 2017го по март 2018г. зависимость от нефти почти исчезла, что хорошо видно на дневных данных.

```
source("required_libs.R")
library(stargazer)
```

```
t1 <- read.zoo("ddatD.zoo", sep=",", FUN=as.Date, format="%Y-%m-%d", header = TRUE)
ddatD <- as.xts(t1)
rm(t1)
```

```
t2 <- read.zoo("ddatM.zoo", sep=",", FUN=as.Date, format="%Y-%m-%d", header = TRUE)
ddatM <- as.xts(t2)
rm(t2)
```

```
ddatM$CPIAUCNS <- na.locf(ddatM$CPIAUCNS)
ddatM$RUSCPIALLMINMEI <- na.locf(ddatM$RUSCPIALLMINMEI)
```

```
ggthemeparams <- theme(plot.title = element_text(hjust = 0.5)) +
  theme(panel.border = element_blank(), axis.line.x = element_line(), axis.line.y = element_line()) +
  theme_bw() + theme(legend.position="bottom")
```

```
dt <- ddatM["2002-01-01/2019-01-01"]
```

```
cpi0 <- c( coredata(dt["2002-12-31"]$CPIAUCNS/dt["2002-12-31", "RUSCPIALLMINMEI"]) )
```

```
lm_usd_brent <- lm( log(RUBUSD*CPIAUCNS/RUSCPIALLMINMEI/cpi0)~ log(DCOILBRENTU), data=dt["2003-02-28/2017-01-01"])
summary(lm_usd_brent)
```

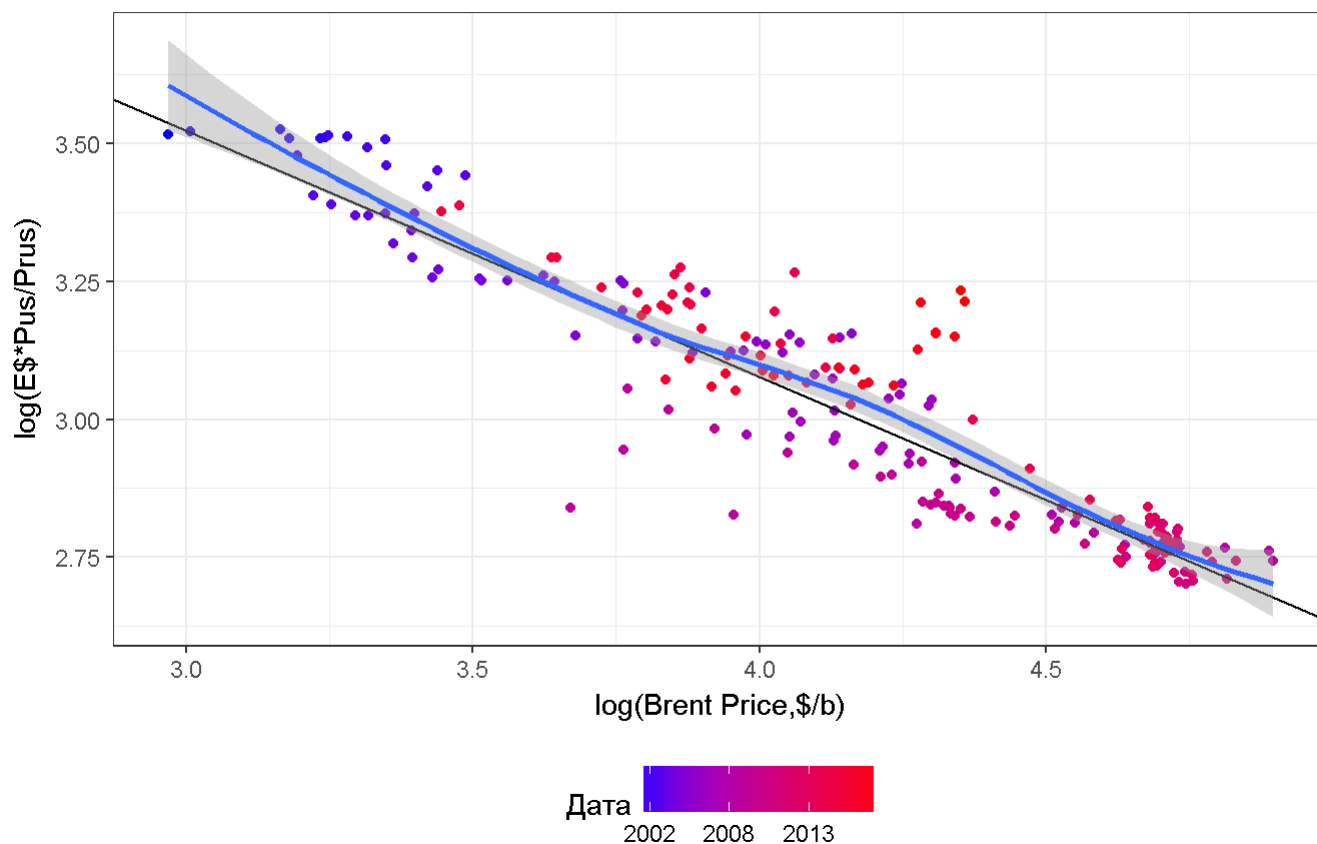
```
##
## Call:
## lm(formula = log(RUBUSD * CPIAUCNS/RUSCPIALLMINMEI/cpi0) ~ log(DCOILBRENTAU),
##     data = dt["2003-02-28/2017-01-01"])
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.38432 -0.04163 -0.00083  0.05223  0.21787
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)    4.86104    0.05777   84.14  <2e-16 ***
## log(DCOILBRENTAU) -0.44614    0.01366  -32.66  <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.07722 on 165 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.866, Adjusted R-squared:  0.8652
## F-statistic: 1066 on 1 and 165 DF, p-value: < 2.2e-16
```

```
dt <- ddatM["2002-01-01/2019-01-01"]

ggdate_format <- function(x){
  format(as.Date( x, origin = '1970-01-01' ), "%Y")
}

ggplot( dt, aes( x=log(DCOILBRENTAU), y=log(RUBUSD*CPIAUCNS/RUSCPIALLMINMEI/cpi0), colour=index(dt)))+
  geom_point()+
  scale_colour_gradient(low = "blue", high = "red", labels=ggdate_format ) +
  guides(colour=guide_colourbar(title="Дата")) +
  geom_abline(aes(intercept = coef(lm_usd_brent)[1], slope=coef(lm_usd_brent)[2], fill="black"), show.legend = FALSE ) +
  geom_smooth() +
  ggtitle("Курс доллара (помесячно, 2002-2018 гг.), скорректированный на разницу инфляций, vs. цена Brent") +
  labs(y="log(E$*Pus/Prus)", x="log(Brent Price,$/b)")+
  ggthemeparams
```

Курс доллара (помесячно, 2002-2018 гг.), скорректированный на разницу инфляций, vs. цена Brent



```
#, guide = "colourbar"
#, labels=ggdate_format,
#limits=c(min(index(dt)), max(index(dt))),
```

```
ddatD$CPIAUCNS <- NA
ddatD[ index(ddatM), "CPIAUCNS"] <- ddatM$CPIAUCNS
ddatD$CPIAUCNS <- na.locf(ddatD$CPIAUCNS)

ddatD$RUSCPIALLMINMEI <- NA
ddatD[ index(ddatM), "RUSCPIALLMINMEI"] <- ddatM$RUSCPIALLMINMEI
ddatD$RUSCPIALLMINMEI <- na.locf(ddatD$RUSCPIALLMINMEI)
```

```
lm2017 <- lm(log(RUBUSD*CPIAUCNS/RUSCPIALLMINMEI/cpi0) ~ log(DCOILBRENTU), data=ddatD["2017-01-31/2018-01-01"] )
summary( lm2017)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = log(RUBUSD * CPIAUCNS/RUSCPIALLMINMEI/cpi0) ~ log(DCOILBRETEU),
##     data = ddatD["2017-01-31/2018-01-01"])
##
## Residuals:
```

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-0.039023	-0.013449	-0.000246	0.014962	0.043570

```
##
## Coefficients:
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	2.97385	0.05166	57.56	<2e-16 ***
log(DCOILBRETEU)	0.02772	0.01296	2.14	0.0334 *

```
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01969 on 226 degrees of freedom
## (108 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.01986, Adjusted R-squared:  0.01552
## F-statistic: 4.579 on 1 and 226 DF, p-value: 0.03343
```

```
lm_usd_brent_2015_2016 <- lm( log(RUBUSD*CPIAUCNS/RUSCPIALLMINMEI/cpi0)~ log(DCOILBRETEU), data=ddatD["20
15-04-01/2016-12-31"])
summary(lm_usd_brent_2015_2016)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = log(RUBUSD * CPIAUCNS/RUSCPIALLMINMEI/cpi0) ~ log(DCOILBRETEU),
##     data = ddatD["2015-04-01/2016-12-31"])
##
## Residuals:
```

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-0.095352	-0.022948	-0.001984	0.018463	0.122222

```
##
## Coefficients:
```

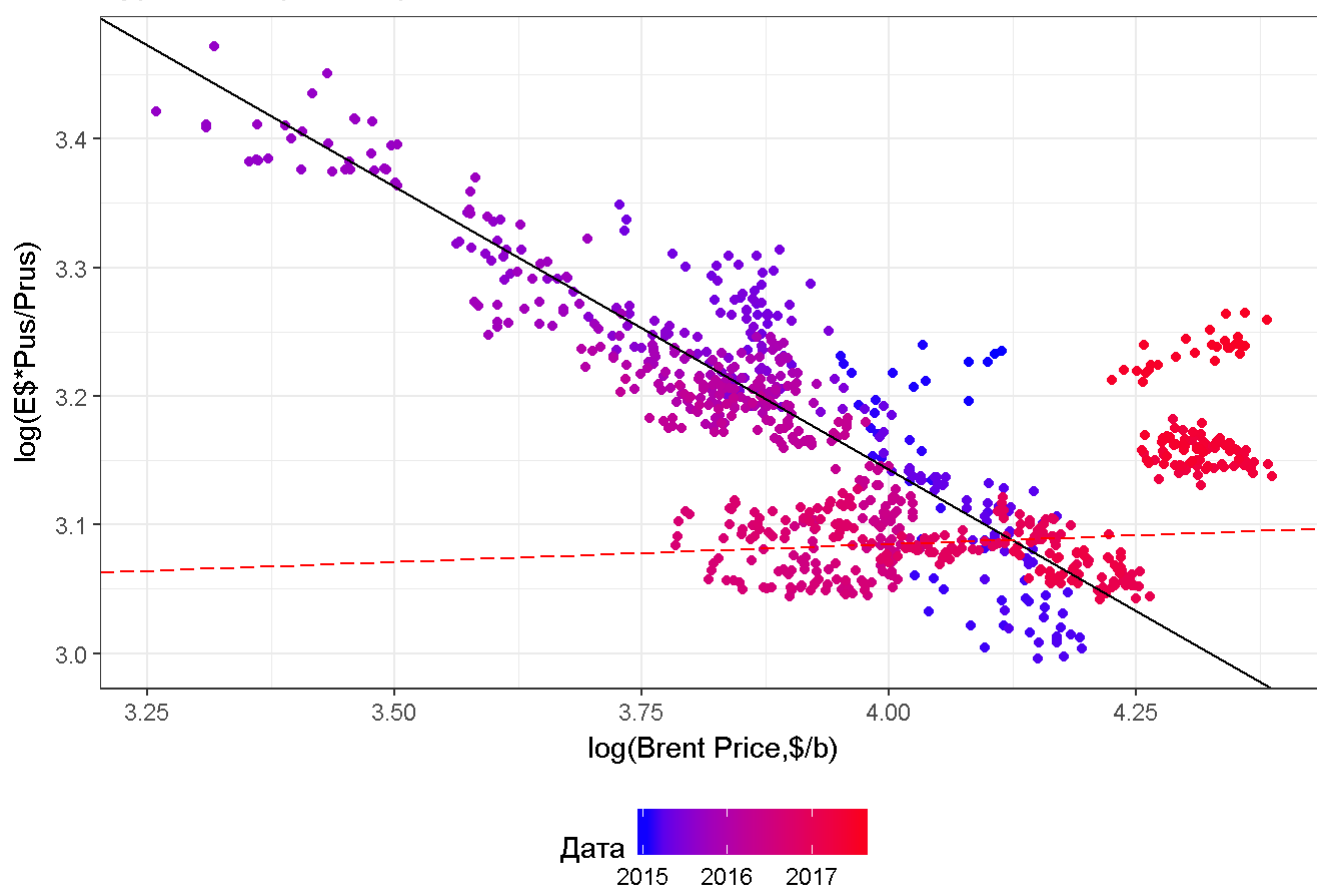
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	4.90288	0.03710	132.17	<2e-16 ***
log(DCOILBRETEU)	-0.44012	0.00965	-45.61	<2e-16 ***

```
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.03691 on 427 degrees of freedom
## (212 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.8297, Adjusted R-squared:  0.8293
## F-statistic: 2080 on 1 and 427 DF, p-value: < 2.2e-16
```

```
dt <- ddatD["2015-03-01/2019-01-01"]
#dt <- ddatD["2017-01-01/2018-01-01"]

ggplot( dt, aes( x=log(DCOILBRENT$E), y=log(RUBUSD*CPIAUCNS/RUSCPIALLMINMEI/cpi0), colour=index(dt))) +
  geom_point()+
  scale_colour_gradient(low = "blue", high = "red", labels=ggdate_format)+
  geom_abline(intercept = coef(lm_usd_brent_2015_2016)[1], slope=coef(lm_usd_brent_2015_2016)[2], label="E
D2015")+
  geom_abline(intercept = coef(lm2017)[1], slope=coef(lm2017)[2], linetype="longdash", colour="red", label
="ED2017")+
  guides(colour=guide_colourbar(title="Дата")) +
  ggtitle("Курс доллара vs. цена Brent, 2017-2018 гг.") +
  labs(y="log(E$*Pus/Prus)", x="log(Brent Price,$/b)") +
  ggthemeparams
```

Курс доллара vs. цена Brent, 2017-2018 гг.



```
# + theme(legend.position="right")
```

```
stargazer_type <- function() {
  if( isTRUE(getOption('knitr.in.progress'))) {
    return( "html")
  } else {
    return( "text" )
  } }
}
```

```
stargazer(lm_usd_brent, lm_usd_brent_2015_2016, lm2017,type=stargazer_type(), no.space=TRUE, covariate.lab
els=c("Наклон"), column.labels = c("OLS 2003-2016", "OLS 2015-2016", "OLS 2017"), dep.var.labels=c("log(RU
BUSD*Pus/Prus)", align=TRUE, title="RUBUSD-Brent models")
```

<i>Dependent variable:</i>			
	log(RUBUSD*Pus/Prus)		
	OLS 2003-2016	OLS 2015-2016	OLS 2017
	(1)	(2)	(3)
Наклон	-0.446*** (0.014)	-0.440*** (0.010)	0.028** (0.013)
Constant	4.861*** (0.058)	4.903*** (0.037)	2.974*** (0.052)
Observations	167	429	228
R ²	0.866	0.830	0.020
Adjusted R ²	0.865	0.829	0.016
Residual Std. Error	0.077 (df = 165)	0.037 (df = 427)	0.020 (df = 226)
F Statistic	1,066.417*** (df = 1; 165)	2,079.898*** (df = 1; 427)	4.579** (df = 1; 226)

Note: $p < 0.1$; **$p < 0.05$** ; $p < 0.01$

Эксперты связывали изменения в валютной формуле с такими факторами как “санкции”, общая девальвация валют развивающихся стран, выход нерезидентов из ОФЗ и массовые покупки российским Минфинов валюты на бирже. Сразу стоит отметить, что первые два и вторые два фактора - разные. Воздействие “санкций” и “общая девальвация” должны передаваться на валютный рынок через какие-то механизмы, и в модели спроса и предложения - очевидно через изменение спроса или предложения. Частью этого механизма как раз были продажи ОФЗ и выход в валюту. По этой причине и потому, что влияние операций с активами просчитать проще, так как нужные данные имеются в открытом доступе, я буду рассматривать влияние этих двух факторов.

Валютные операции

Попытаемся теперь посмотреть какие были валютные операции Минфина и нерезидентов. В качестве упрощения я буду полагать, что для того, чтобы купить ОФЗ нерезиденты продают валюту на бирже, а когда они от ОФЗ избавляются, то валюту из страны выводят, для чего приобретают ее на бирже. Минфин же просто покупает валюту, но не продает ее. В итоге их действия либо компенсируют, либо усиливают друг друга. Объемы операций довольно значительны - в 2018м они превысили в сумме 400 миллиардов рублей, 7 миллиардов долларов, более 20% экспорта. Ниже приведена диаграмма, иллюстрирующая процесс.

```

dt1 <- ddatM["2012-01-01/2018-09-01"]

dt <- as.data.frame( dt1 )
dt$date <- index(dt1)
dt[ is.na(dt) ] <- 0

# dt <- dt[, c("MinfinPRUB", "OFZNonResSales", "date", "MinFin_and_NonrezOFZ_OP") ]

dt$MinFin_and_NonrezOFZ_OP_USD <- dt$MinFin_and_NonrezOFZ_OP / dt$RUBUSD
dt$MinfinP_USD <- dt$MinfinPRUB / dt$RUBUSD
dt$OFZNonResSales_USD <- dt$OFZNonResSales / dt$RUBUSD

dt$MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX <- dt$MinFin_and_NonrezOFZ_OP_USD / (dt$EX_T_M)
dt$MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX[dt$EX_T_M==0] <-NA

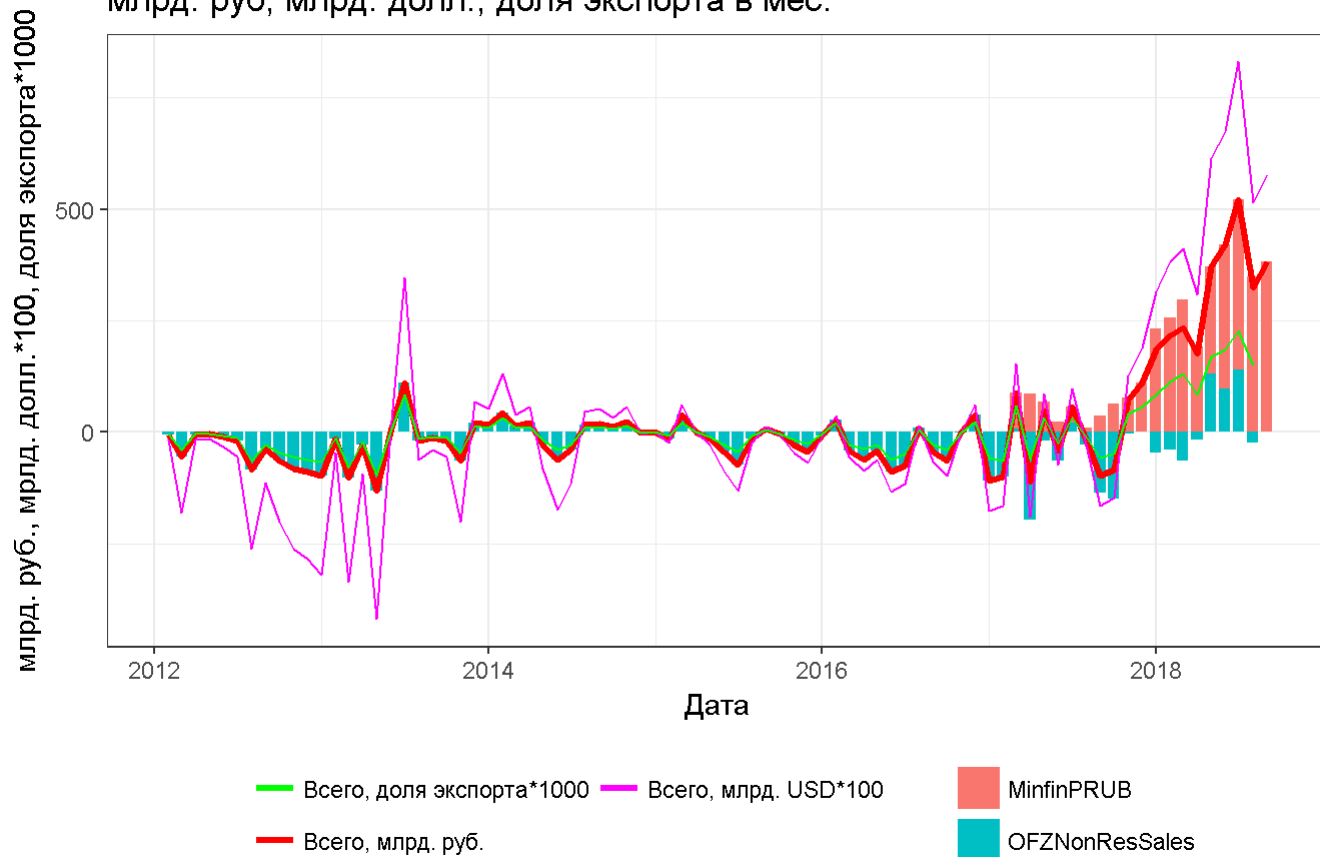
dtgg <- melt(dt, id=c("date", "MinFin_and_NonrezOFZ_OP", "MinFin_and_NonrezOFZ_OP_USD", "MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX"), measure.vars=c("MinfinPRUB", "OFZNonResSales") )

ggplot( dtgg, aes( x=date, y=value, fill=factor(variable)))+
  geom_bar( stat="identity", position="stack") +
  geom_line(aes(x=date, y=MinFin_and_NonrezOFZ_OP, color="Всего, млрд. руб."), size=1.2) +
  geom_line(aes(x=date, y=MinFin_and_NonrezOFZ_OP_USD*100, color="Всего, млрд. USD*100")) +
  geom_line(aes(x=date, y=MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX*1000, color="Всего, доля экспорта*1000")) +
  guides(fill=guide_legend(title="",nrow=2,byrow=TRUE), color=guide_legend(title="", nrow=2,byrow=TRUE)) +
  ggtitle("Закупки/Продажи валюты Минфином и ОФЗ нерезидентами,\nмлрд. руб, млрд. долл., доля экспорта в м
ес.") +
  labs(x="Дата", y="млрд. руб., млрд. долл.*100, доля экспорта*1000") +
  scale_color_manual(values = c("Всего, млрд. руб." = "red", "Всего, млрд. USD*100" = "magenta", "Всего, д
оля экспорта*1000" = "green")) +
  ggthemeparams

```

```
## Warning: Removed 2 rows containing missing values (geom_path).
```

Закупки/Продажи валюты Минфином и ОФЗ нерезидентами,
млрд. руб, млрд. долл., доля экспорта в мес.



На приведенной картинке можно отметить несколько особенностей. 1) В 2017 м операции нерезидентов с ОФЗ были значительными в сравнении действиями Минфина и укрепляли рубль. Относительно действий Минфина они были в противофазе, т.е. компенсировали закупки валюты Минфином. Между тем эти операции в сумме достигали лишь нескольких процентов экспорта. 2) Весной-летом 2018 г. оба актора действовали в одном направлении, снижая курс рубля. Но даже в максимуме продажи ОФЗ нерезидентами, начавшиеся после дела Скрипаля, давали лишь 30% объемов. Однако, в середине 2018 г. эти операции в совокупности составляли очень большую долю экспорта - до 20-25%.

Модель

Можно предположить, что в непаническом режиме работы валютного рынка объем предложения на рынке напрямую зависит от экспортной выручки. Если мы считаем, что указанные операции определяли необычное поведение курса в 2017-2018 гг., то естественно также предположить, что сдвиг точки равновесия относительно ее “нефтяного положения” можно описать в линейном приближении отношением сумм операций с валютой к экспорту. (Точнее мы описываем этот сдвиг как $\log(1+aQ/EX) \sim aQ/EX$)

Можно построить диаграмму, в которой по оси ординат отложено смещение курса относительно “нефтяного равновесия”, а по оси абсцисс - относительный объем рассматриваемых операций. Также можно провести регрессионный анализ, чтобы оценить степень рассматриваемых эффектов.

Методическое замечание С точки зрения статистики такая регрессия проводится по двум ограниченными сверху рядам (значения, близкие даже хотя бы к 0.5 маловероятны с точки зрения экономики), которые потому не могут быть рядом случайных блужданий, что упрощает задачу так как позволяет не исследовать коинтеграцию этих рядов и оправдывает использование обычной регрессии.


```
dgg <- ddatM["2017-01-01/2018-10-01"]
dgg$RUSCPIALLMINMEI <- na.locf( dgg$RUSCPIALLMINMEI )
dgg$forecast <- exp( coef(lm_usd_brent)[1]+coef(lm_usd_brent)[2]* log(dgg$DCOILBRETEU)) / (dgg$CPIAUCNS/d
gg$RUSCPIALLMINMEI/cpi0)

dgg$MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX <- dgg$MinFin_and_NonrezOFZ_OP/dgg$RUBUSD/dgg$EX_T_M
dgg$RUBUSD_FC_ratio <- dgg$RUBUSD/dgg$forecast
```

```
lm_usd_op <- lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX), data=dgg)
summary(lm_usd_op)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX),
##     data = dgg)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.116595 -0.031414  0.006261  0.033854  0.086017
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.009852   0.015281   0.645   0.528
## I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX) 0.854454   0.146887   5.817 2.06e-05 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.05536 on 17 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.6656, Adjusted R-squared:  0.6459
## F-statistic: 33.84 on 1 and 17 DF,  p-value: 2.061e-05
```

```
lm_usd_op_restr <- lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~0 + I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX), data=dgg)
summary(lm_usd_op_restr)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0 + I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX),
##     data = dgg)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.10849 -0.02232  0.01087  0.04655  0.09929
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX)  0.9071      0.1201   7.554 5.49e-07 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.05445 on 18 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.7602, Adjusted R-squared:  0.7469
## F-statistic: 57.06 on 1 and 18 DF,  p-value: 5.494e-07
```

```
lm_usd_op_x2 <- lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX)+ I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX^2
), data=dgg)
summary(lm_usd_op_x2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX) +
##     I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX^2), data = dgg)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.09054 -0.02951  0.00725  0.02787  0.08375
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)   -0.002743    0.013734  -0.200   0.8442
## I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX)    0.314379    0.231646   1.357   0.1936
## I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX^2)  4.050673    1.464905   2.765   0.0138 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.04694 on 16 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.7737, Adjusted R-squared:  0.7455
## F-statistic: 27.36 on 2 and 16 DF, p-value: 6.87e-06
```

```
anova(lm_usd_op, lm_usd_op_x2 )
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX)
## Model 2: I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX) + I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX^2)
##   Res.Df    RSS Df Sum of Sq    F Pr(>F)
## 1      17 0.052100
## 2      16 0.035253   1  0.016847 7.646 0.0138 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
lm_usd_op_x2r <- lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~0+ I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX^2), data=dgg)
summary(lm_usd_op_x2r)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0 + I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX^2),
##     data = dgg)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.084589 -0.036047  0.001876  0.024868  0.092657
##
## Coefficients:
##                                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX^2)   5.6309      0.6155   9.148 3.45e-08 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.04678 on 18 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.823, Adjusted R-squared:  0.8132
## F-statistic: 83.69 on 1 and 18 DF, p-value: 3.45e-08
```

```
anova(lm_usd_op_x2, lm_usd_op_x2r )
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX) + I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX^2)
## Model 2: I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0 + I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX^2)
##   Res.Df    RSS Df Sum of Sq    F Pr(>F)
## 1      16 0.035253
## 2      18 0.039396 -2 -0.0041433 0.9402 0.4111
```

```
anova(lm_usd_op, lm_usd_op_x2r )
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX)
## Model 2: I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0 + I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX^2)
##   Res.Df    RSS Df Sum of Sq    F Pr(>F)
## 1      17 0.052100
## 2      18 0.039396 -1  0.012703
```

```
lm_usd_op_2017 <-lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0+ I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX), data=dgg["/2018-04-01"])
summary(lm_usd_op_2017 )
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0 + I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX),
##     data = dgg["/2018-04-01"])
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.094502 -0.014828  0.009899  0.039769  0.071884
##
## Coefficients:
##                                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## I(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX)   0.4856      0.1773   2.739   0.016 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.04655 on 14 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.3489, Adjusted R-squared:  0.3023
## F-statistic: 7.501 on 1 and 14 DF,  p-value: 0.01599
```

```
ggplot( dgg, aes( x=MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX, y=log(RUBUSD_FC_ratio), color="Данные"))+
  geom_point(size=3)+
  geom_text(aes(label=substr(index(dgg), 1,7)), hjust="left", size=3, vjust="bottom", colour="blue", position = "jitter") +
  xlim( -0.15, 0.3) +
  #   geom_smooth(method="lm", show.legend=TRUE, level=0.67) +
  #   geom_abline( slope=coef(lm_usd_op)[2], intercept=coef(lm_usd_op)[1], linetype="dashed") +
  geom_abline( aes( slope=coef(lm_usd_op_restr)[1], intercept=0, color="Лин. модель"), linetype="dashed",
  size=0.8, alpha=0.6) +
  geom_line( aes(y=coef(lm_usd_op_x2r)*(MinFin_and_NonrezOFZ_OP_EX^2), color="Квадр. модель"), linetype="dotted", size=1) +
  guides(fill=guide_legend(title="Закупки/Продажи")) +
  ggtitle("Отклонение курса доллара от нефтяной модели vs\nЗакупки/Продажи валюты Минфином и ОФЗ нерезидентами") +
  labs(x="Нетто операций (Минфин, Нерез.)/Экспорт", y="log(E$/Прогноз по Brent)") +
  guides(color=guide_legend(title="")) +
  scale_colour_manual(values=c("Данные" = "blue", "Лин. модель"="red", "Квадр. модель"="magenta"))+

ggthemeparams
```

Отклонение курса доллара от нефтяной модели vs Закупки/Продажи валюты Минфином и ОФЗ нерезидентами

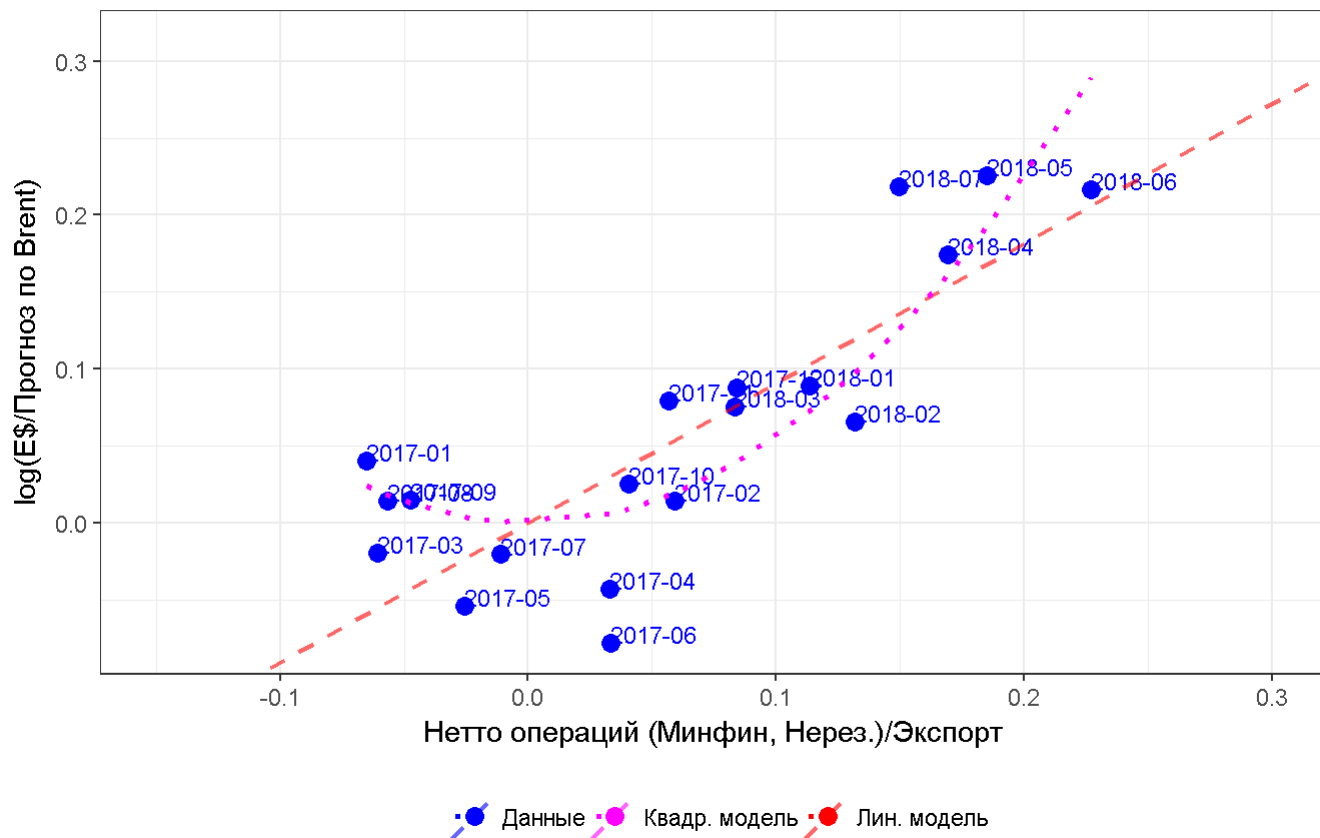


Диаграмма и регрессии показывают, что зависимость заметная. Регрессией можно объяснить до 80% изменений зависимой переменной, а F-тест показывает почти нулевую вероятность такого случайного распределения данных. Однако, эта зависимость возникает только благодаря данным середины 2018 года, в 2017м связь курса с валютными рассматриваемыми операциями почти не прослеживается ни с точки значимости коэффициентов по t-статистике, ни с точки F-теста.

С точки зрения объяснения данных квадратичная модель получается несколько лучше, чем линейная. Даже зависимость вида x^2 (т.е. без константы и линейного члена) дает более точную аппроксимацию данных как с точки R^2 , так и с точки F-теста.

Можно также попробовать ослабить предположение о том, что выходя из ОФЗ нерезиденты покупают валюту, сделав долю, направляемую на эту цель свободным параметром модели. Таким образом получится более общая модель вопрос лишь в том, достаточно ли данных, чтобы различить ее с менее общей при помощи регрессии.

```
dgg$Minfin_OP_EX <- dgg$MinfinPRUB/dgg$RUBUSD/dgg$EX_T_M
dgg$OFZNonResSales_OP_EX <- dgg$OFZNonResSales/dgg$RUBUSD/dgg$EX_T_M

lm_usd_op_sep_const <- lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(Minfin_OP_EX) + I(OFZNonResSales_OP_EX), data=dgg)
summary( lm_usd_op_sep_const )
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(Minfin_OP_EX) + I(OFZNonResSales_OP_EX),
##     data = dgg)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.092766 -0.032022 -0.002707  0.037565  0.088963
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)   -0.02008    0.02523  -0.796  0.437742
## I(Minfin_OP_EX)    1.15905    0.25196   4.600  0.000296 ***
## I(OFZNonResSales_OP_EX) 0.43940    0.31711   1.386  0.184862
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.05359 on 16 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.7051, Adjusted R-squared:  0.6683
## F-statistic: 19.13 on 2 and 16 DF,  p-value: 5.716e-05
```

```
anova(lm_usd_op_sep_const)
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Response: I(log(RUBUSD_FC_ratio))
##              Df    Sum Sq  Mean Sq F value    Pr(>F)
## I(Minfin_OP_EX)      1 0.104348  0.104348  36.3400 1.756e-05 ***
## I(OFZNonResSales_OP_EX) 1 0.005513  0.005513   1.9201  0.1849
## Residuals           16 0.045943  0.002871
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
lm_usd_op_sep <- lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0+ I(Minfin_OP_EX) +I(OFZNonResSales_OP_EX), data=dgg)
summary(lm_usd_op_sep)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0 + I(Minfin_OP_EX) +
##     I(OFZNonResSales_OP_EX), data = dgg)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.106225 -0.036936 -0.003755  0.029203  0.078366
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## I(Minfin_OP_EX)      0.9880     0.1302   7.591 7.4e-07 ***
## I(OFZNonResSales_OP_EX) 0.5853     0.2560   2.287  0.0353 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.053 on 17 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.7854, Adjusted R-squared:  0.7602
## F-statistic: 31.11 on 2 and 17 DF,  p-value: 2.083e-06
```

```
anova(lm_usd_op_sep)
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Response: I(log(RUBUSD_FC_ratio))
##              Df    Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
## I(Minfin_OP_EX)      1 0.160123  0.16012  56.9932 7.964e-07 ***
## I(OFZNonResSales_OP_EX) 1 0.014690  0.01469   5.2286  0.03532 *
## Residuals           17 0.047762  0.00281
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
anova(lm_usd_op_sep_const, lm_usd_op_sep)
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(Minfin_OP_EX) + I(OFZNonResSales_OP_EX)
## Model 2: I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0 + I(Minfin_OP_EX) + I(OFZNonResSales_OP_EX)
##   Res.Df    RSS Df Sum of Sq    F Pr(>F)
## 1      16 0.045943
## 2      17 0.047762 -1 -0.0018189 0.6334 0.4377
```

```
dgg$OpWeighted_RUB <- dgg$MinfinPRUB + coef(lm_usd_op_sep)[2]*dgg$OFZNonResSales/coef(lm_usd_op_sep)[1]
dgg$OpWeighted_USD <- dgg$OpWeighted_RUB /dgg$RUBUSD
dgg$OpWeighted_EX <- dgg$OpWeighted_USD/dgg$EX_T_M
```

```
lm_usd_op_sep_2017 <- lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0+ I(Minfin_OP_EX) +I(OFZNonResSales_OP_EX), data=dgg[
"/2018-01-01"])
summary(lm_usd_op_sep_2017)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0 + I(Minfin_OP_EX) +
##     I(OFZNonResSales_OP_EX), data = dgg["/2018-01-01"])
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.089878 -0.036288 -0.003682  0.019762  0.052548
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## I(Minfin_OP_EX)      0.4810     0.3388   1.420   0.186
## I(OFZNonResSales_OP_EX) 0.1172     0.3059   0.383   0.710
##
## Residual standard error: 0.04866 on 10 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1735, Adjusted R-squared:  0.008219
## F-statistic:  1.05 on 2 and 10 DF,  p-value: 0.3856
```

```
anova(lm_usd_op_sep_2017)
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Response: I(log(RUBUSD_FC_ratio))
##              Df    Sum Sq  Mean Sq F value Pr(>F)
## I(Minfin_OP_EX)      1 0.0046244 0.0046244   1.9527 0.1925
## I(OFZNonResSales_OP_EX) 1 0.0003474 0.0003474   0.1467 0.7097
## Residuals           10 0.0236818 0.0023682
```

```
summary( lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0+ I(Minfin_OP_EX+0.6*OFZNonResSales_OP_EX), data=dgg["/2018-01-01"]
]))
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0 + I(Minfin_OP_EX + 0.6 *
##     OFZNonResSales_OP_EX), data = dgg["/2018-01-01"])
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.090629 -0.026630 -0.001581  0.030959  0.057202
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## I(Minfin_OP_EX + 0.6 * OFZNonResSales_OP_EX)  0.4330     0.3201   1.353
## I(Minfin_OP_EX + 0.6 * OFZNonResSales_OP_EX)  0.203
##
## Residual standard error: 0.04726 on 11 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1426, Adjusted R-squared:  0.06469
## F-statistic:  1.83 on 1 and 11 DF,  p-value: 0.2033
```



```
stargazer(lm_usd_op, lm_usd_op_sep, lm_usd_op_x2r, lm_usd_op_sep_2017,
  type=stargazer_type(), no.space=TRUE,
  covariate.labels=c("(MF+OFZ)/EX", "MF/EX", "OFZ/EX", "((MF+OFZ)/EX)^2"),
  dep.var.labels=c("RUBUSD/RUBUSD(Brent)"), column.labels = c("2017-2018", "Только 2017"),
  column.separate = c( 3,1),
  align=TRUE, title="Сводная таблица моделей", single.row=FALSE, omit.stat=c("adj.rsq"))
```

Сводная таблица моделей

	Dependent variable:			
	RUBUSD/RUBUSD(Brent)			
		2017-2018		Только 2017
	(1)	(2)	(3)	(4)
(MF+OFZ)/EX	0.854*** (0.147)			
MF/EX		0.988*** (0.130)		0.481 (0.339)
OFZ/EX		0.585** (0.256)		0.117 (0.306)
((MF+OFZ)/EX)^2			5.631*** (0.616)	
Constant	0.010 (0.015)			
Observations	19	19	19	12
R ²	0.666	0.785	0.823	0.174
Residual Std. Error	0.055 (df = 17)	0.053 (df = 17)	0.047 (df = 18)	0.049 (df = 10)
F Statistic	33.838*** (df = 1; 17)	31.111*** (df = 2; 17)	83.693*** (df = 1; 18)	1.050 (df = 2; 10)
Note:	p<0.1; p<0.05 ; p<0.01			

```
#, ,
#, colnames=c("~(MF+OFZ)", "~MF+OFZ", "~const+MF+OFZ", "~const+(MF+OFZ)+(MF+OFZ)^2", "~(MF+OFZ)^2")
```

```
# Ничего нелинейного найти не получается нельзя.
lm1 <- lm( log(RUBUSD_FC_ratio) ~ OpWeighted_EX , data=dgg)
summary(lm1)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = log(RUBUSD_FC_ratio) ~ OpWeighted_EX, data = dgg)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.099290 -0.032917 -0.000651  0.033908  0.089248
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  -0.008602   0.016201  -0.531   0.602
## OpWeighted_EX  1.047203   0.166885   6.275 8.38e-06 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.05257 on 17 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.6985, Adjusted R-squared:  0.6807
## F-statistic: 39.38 on 1 and 17 DF, p-value: 8.383e-06
```

```
lm2 <- update(lm1, . ~. + I(OpWeighted_EX^2))
summary(lm2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = log(RUBUSD_FC_ratio) ~ OpWeighted_EX + I(OpWeighted_EX^2),
##     data = dgg)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.08130 -0.02929  0.01473  0.03043  0.06036
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)   -0.007007   0.014340  -0.489   0.6317
## OpWeighted_EX    0.191024   0.386413   0.494   0.6278
## I(OpWeighted_EX^2) 5.719551   2.385764   2.397   0.0291 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.04648 on 16 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.7781, Adjusted R-squared:  0.7504
## F-statistic: 28.06 on 2 and 16 DF, p-value: 5.869e-06
```

```
anova(lm1, lm2)
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: log(RUBUSD_FC_ratio) ~ OpWeighted_EX
## Model 2: log(RUBUSD_FC_ratio) ~ OpWeighted_EX + I(OpWeighted_EX^2)
##   Res.Df    RSS Df Sum of Sq    F Pr(>F)
## 1      17 0.046983
## 2      16 0.034566  1  0.012417 5.7474 0.02907 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
lm_op_w_x2 <- lm( log(RUBUSD_FC_ratio) ~ 0+ I(OpWeighted_EX^2) , data=dgg)
summary(lm_op_w_x2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = log(RUBUSD_FC_ratio) ~ 0 + I(OpWeighted_EX^2), data = dgg)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.08363 -0.03677  0.01023  0.03077  0.06175
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## I(OpWeighted_EX^2)   6.6052     0.6767   9.761 1.3e-08 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.04433 on 18 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.8411, Adjusted R-squared:  0.8323
## F-statistic: 95.27 on 1 and 18 DF, p-value: 1.295e-08
```

```
lm_op_w_res_x2 <- lm( log(RUBUSD_FC_ratio-coef(lm_usd_op_sep)[1]*OpWeighted_EX) ~ 0+ I(OpWeighted_EX^2) ,
data=dgg)
summary(lm_op_w_res_x2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = log(RUBUSD_FC_ratio - coef(lm_usd_op_sep)[1] * OpWeighted_EX) ~
##      0 + I(OpWeighted_EX^2), data = dgg)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.10984 -0.04444 -0.00938  0.02525  0.07456
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## I(OpWeighted_EX^2)   1.1139     0.8241   1.352  0.193
##
## Residual standard error: 0.05398 on 18 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.09215, Adjusted R-squared:  0.04171
## F-statistic: 1.827 on 1 and 18 DF, p-value: 0.1932
```

```
#column.labels = c("", "", ""),
```

```
stargazer(lm1, lm2, lm_op_w_x2, lm_op_w_res_x2, type=stargazer_type(), no.space=TRUE, dep.var.labels=c("RU
BUSD/RUBUSD(Brent)", "Resid. Model 1"), covariate.labels=c("OpWeighted", "OpWeighted2"), align=TRUE, title
="Поиск нелинейности")
```

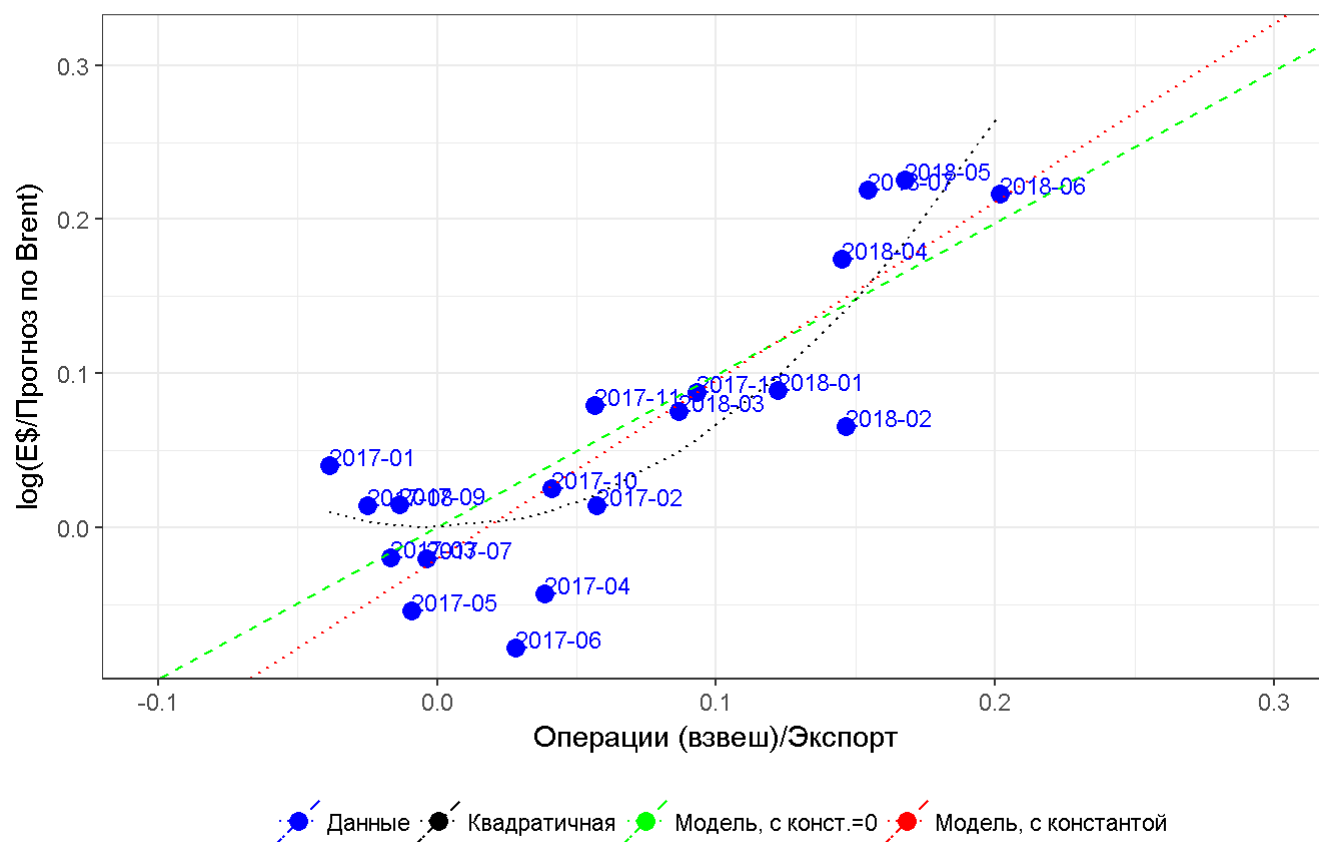
Поиск нелинейности

	Dependent variable:			
	RUBUSD/RUBUSD(Brent)		Resid. Model 1	
	(1)	(2)	(3)	(4)
OpWeighted	1.047*** (0.167)	0.191 (0.386)		
OpWeighted2		5.720**	6.605***	1.114

		(2.386)	(0.677)	(0.824)
Constant	-0.009 (0.016)	-0.007 (0.014)		
Observations	19	19	19	19
R ²	0.698	0.778	0.841	0.092
Adjusted R ²	0.681	0.750	0.832	0.042
Residual Std. Error	0.053 (df = 17)	0.046 (df = 16)	0.044 (df = 18)	0.054 (df = 18)
F Statistic	39.375*** (df = 1; 17)	28.059*** (df = 2; 16)	95.268*** (df = 1; 18)	1.827 (df = 1; 18)
Note:	$p < 0.1$; $p < 0.05$; $p < 0.01$			

```
ggplot( dgg, aes( x=dgg$OpWeighted_EX, y=log(RUBUSD_FC_ratio), color="Данные"))+
  geom_point(size=3)+
  # geom_smooth(method="lm", show.legend=TRUE, level=0.67) +
  geom_text(aes(label=substr(index(dgg), 1,7)), hjust="left", size=3, vjust="bottom", color="blue", show_guide=FALSE) +
  geom_abline(aes(slope=coef(lm_usd_op_sep)[1], intercept=0, color="Модель, с конст.=0"), linetype="dashed", show_guide=TRUE)+
  geom_abline(aes(slope=coef(lm_usd_op_sep_const)[2], intercept=coef(lm_usd_op_sep_const)[1], color="Модель, с константой"), show_guide=TRUE, linetype="dotted")+
  geom_line( aes(y=coef(lm_op_w_x2)[1]* (OpWeighted_EX^2), color="Квадратичная"), linetype="dotted")+
  guides(color=guide_legend(title="")) +
  ggtitle("Отклонение курса доллара от нефтяной модели vs\nЗакупки/Продажи валюты") +
  labs(x="Операции (взвеш)/Экспорт", y="log(E$/Прогноз по Brent)") +
  scale_colour_manual(values=c("Данные" = "blue", "Модель, с константой"="red", "Модель, с конст.=0"="green", "Квадратичная"="black"))+
  xlim( -0.1, 0.3) +
  ggthemesparams
```

Отклонение курса доллара от нефтяной модели vs Закупки/Продажи валюты



Регрессия показывает, что вклад операций Минфина в текущий уровень курса был подавляющим. Константа в регрессии оказывается незначимой, как следует из декомпозиции методом апова, совсем не нужна для объяснения данных.

Сложнее дело обстоит со вкладом операций нерезидентов, который оказывается погранично статистически значим только в модели с нулевой константой. В ней коэффициент при вкладе нерезидентов составляет ~ 0.6 , что можно интерпретировать как то, что нерезиденты тратят на валюту порядка 60% выручки от продажи ОФЗ. Однако погрешность опеределения этого параметра высока, и в принципе данные согласуются с вероятностью порядка 20% с единицей и даже, с вероятностью 4%, с нулем. В вариацию курса закупки валюты Минфином внесли примерно в 10 раз больший вклад, чем операции нерезидентов.

Регрессия по данным только 2017 г. не позволяет обнаружить статистически значимого влияния этих операций на курс (t-статистика всего 1.5)- это значит в тот период на него сильнее влияли другие факторы.

Что касается нелинейности, то для объяснения данных достаточно модели, в которой отклонение курса пропорционально квадрату объясняющей переменной (линейные члены и константа в такой модели не требуются). В качестве объясняющей переменной можно использовать взвешенную сумму операций Минфина и нерезидентов, с весами, 1 для операций Минфина и 0.6 для операций резидентов. Точность описания данных сопоставима с просто линейной моделью.

Методическое замечание Проверка при помощи вспомогательной регрессии GNR не дает оснований считать остатки коррелированными. Остатки распределены почти нормально, но есть ряд точек, которые оказывают на регрессию заметно большее влияние, чем другие – в частности точки лета 2018 г., что достаточно очевидно. Регрессия по первым разностям не позволяет найти каких-либо зависимостей на фоне шума.

Экстраполяция данных

К сожалению данные по экспорту в рядах ВШЭ пока есть только до июля, но август и сентябрь можно дополнить аппроксимацией, вспомнив, что в первом приближении экспорт РФ линейно зависит от цены нефти. (Здесь стоит отметить, что начиная с 2015 г. экспорт РФ при той же цене нефти чуть выше, чем до 2015 г., примерно на 7 млрд. долл. в мес. Не разбирая структурных причин этого, а просто используя более позднюю зависимость.)

```
dt1 <- ddatM["/2015-01-01"]
lm_b_ex <- lm(EX_T_M ~ DCOILBRENTU, data=dt1)
summary(lm_b_ex)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = EX_T_M ~ DCOILBRENTU, data = dt1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -9.3010 -1.4689 -0.0946  1.0421 14.3346
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  -0.142247   0.311061  -0.457    0.648
## DCOILBRENTU   0.394494   0.004856  81.239 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 2.796 on 250 degrees of freedom
## (24 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.9635, Adjusted R-squared:  0.9634
## F-statistic: 6600 on 1 and 250 DF, p-value: < 2.2e-16
```

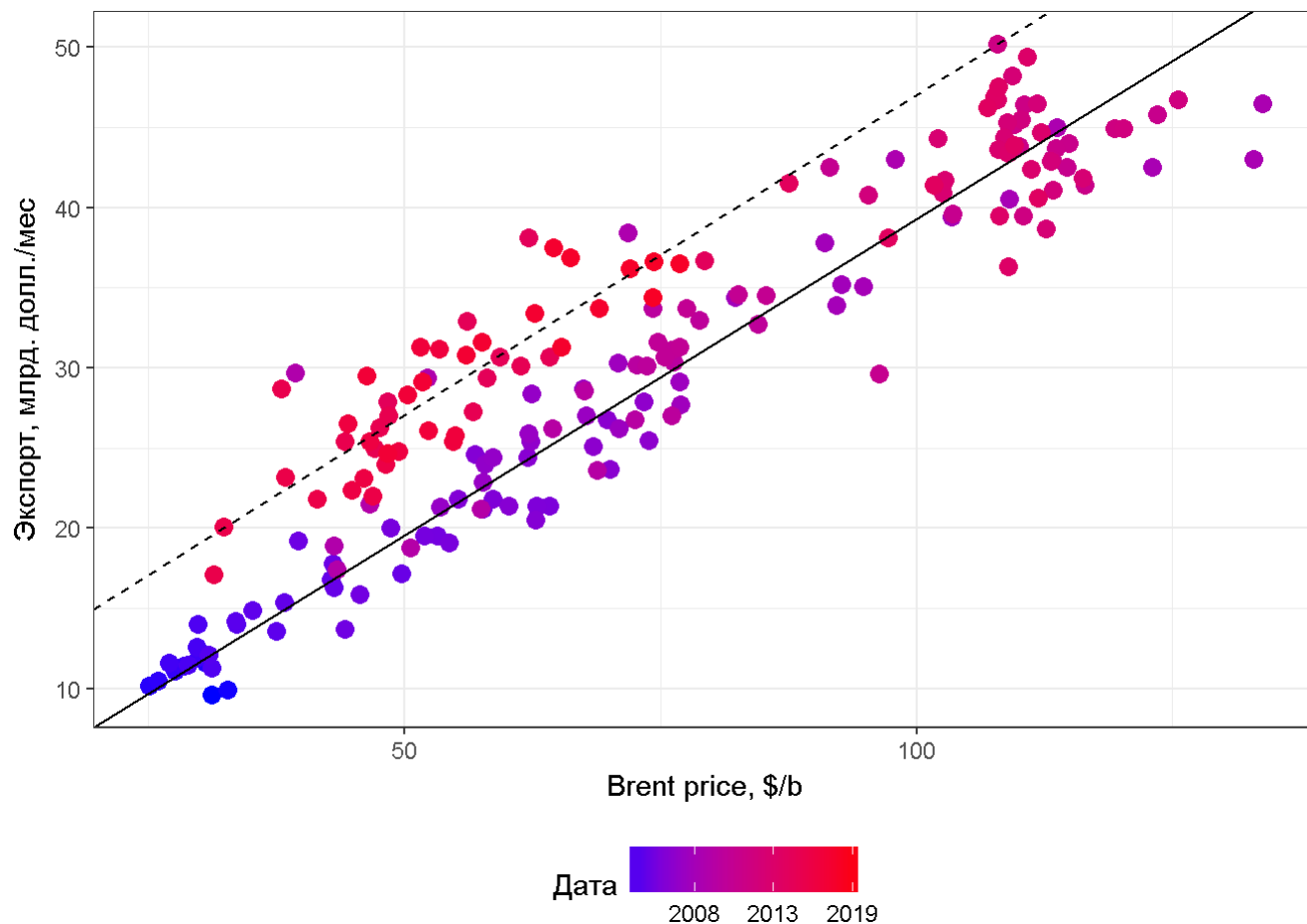
```
lm_b_ex_restr <- lm(EX_T_M ~ 0 + DCOILBRENTU, data=dt1)
summary(lm_b_ex_restr)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = EX_T_M ~ 0 + DCOILBRETEU, data = dt1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -9.1999 -1.5301 -0.1852  1.0005 14.2643
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## DCOILBRETEU  0.392663   0.002745   143.1  <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 2.791 on 251 degrees of freedom
## (24 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.9879, Adjusted R-squared:  0.9878
## F-statistic: 2.046e+04 on 1 and 251 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

```
dt2 <- ddatM["2015-01-01/2018-07-01"]
lm_b_ex2 <- lm(EX_T_M ~ DCOILBRETEU, data=dt2)
summary(lm_b_ex2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = EX_T_M ~ DCOILBRETEU, data = dt2)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -3.843 -1.910 -0.147  1.345  6.425
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)   7.08540    1.93661   3.659 0.000732 ***
## DCOILBRETEU   0.39968    0.03584  11.152 7.6e-14 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 2.415 on 40 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.7566, Adjusted R-squared:  0.7506
## F-statistic: 124.4 on 1 and 40 DF,  p-value: 7.595e-14
```

```
dt <- ddatM["2003-01-01/"]
ggplot( dt, aes( x=DCOILBRETEU, y=EX_T_M, colour=index(dt)))+geom_point(size=3)+ scale_colour_gradient(low = "blue", high = "red", labels=ggdate_format) + geom_abline( aes(intercept = coef(lm_b_ex)[1], slope = coef(lm_b_ex)[2]), fill="0") + geom_abline( aes( intercept = coef(lm_b_ex2)[1], slope = coef(lm_b_ex2)[2], fill=2), linetype="dashed") +ggthemaparams + guides(colour=guide_colourbar(title="Дата"))+ylab("Экспорт, млрд. долл./мес")+xlab("Brent price, $/b")
```



```
# +geom_text(aes(label=substr(index(dgg), 1,7)), hjust="left", size=3, vjust="bottom", colour="blue") + theme_bw()
```

```
stargazer(lm_b_ex, lm_b_ex2, type=stargazer_type(), no.space=TRUE, covariate.labels=c("Brent price, USD"),
dep.var.labels=c("Export, B.USD."), column.labels = c("Dataset 2003-2014", "Dataset 2015-2018"), align=TRUE, title="Модели экспорт-цена нефти")
```

Модели экспорт-цена нефти

	<i>Dependent variable:</i>	
	Export, B.USD.	
	Dataset 2003-2014	Dataset 2015-2018
	(1)	(2)
Brent price, USD	0.394*** (0.005)	0.400*** (0.036)
Constant	-0.142 (0.311)	7.085*** (1.937)
Observations	252	42
R ²	0.964	0.757
Adjusted R ²	0.963	0.751
Residual Std. Error	2.796 (df = 250)	2.415 (df = 40)
F Statistic	6,599.802*** (df = 1; 250)	124.364*** (df = 1; 40)

Note: $p < 0.1$; $p < 0.05$; $p < 0.01$

```
dgg$Ex_Est <- coef(lm_b_ex2)[2]* dgg$DCOILBRENTU+coef(lm_b_ex2)[1]
```

```
dgg$Minfin_OP_EX_est <- dgg$MinfinPRUB/dgg$RUBUSD/dgg$Ex_Est
dgg$OFZNonResSales_OP_EX_est <- dgg$OFZNonResSales/dgg$RUBUSD/dgg$Ex_Est

summary( lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(Minfin_OP_EX_est) +I(OFZNonResSales_OP_EX_est), data=dgg["/2018-08-01"])))
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(Minfin_OP_EX_est) +
##     I(OFZNonResSales_OP_EX_est), data = dgg["/2018-08-01"])
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.090423 -0.026899 -0.004003  0.035346  0.087954
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)    -0.02293     0.02542  -0.902  0.380439
## I(Minfin_OP_EX_est)    1.19734     0.25637   4.670  0.000256 ***
## I(OFZNonResSales_OP_EX_est)  0.43336     0.30062   1.442  0.168716
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.05357 on 16 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.7053, Adjusted R-squared:  0.6685
## F-statistic: 19.15 on 2 and 16 DF,  p-value: 5.69e-05
```

```
lm_usd_op_extrap <- lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0+ I(Minfin_OP_EX_est) +I(OFZNonResSales_OP_EX_est), data=dgg["/2018-08-01"])
summary(lm_usd_op_extrap)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0 + I(Minfin_OP_EX_est) +
##     I(OFZNonResSales_OP_EX_est), data = dgg["/2018-08-01"])
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.11074 -0.03314 -0.01724  0.02795  0.07455
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## I(Minfin_OP_EX_est)    0.9996     0.1322   7.562 7.79e-07 ***
## I(OFZNonResSales_OP_EX_est)  0.5855     0.2475   2.366  0.0301 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.05328 on 17 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.7832, Adjusted R-squared:  0.7577
## F-statistic: 30.71 on 2 and 17 DF,  p-value: 2.271e-06
```

```
anova(lm_usd_op_extrap)
```



```
## Analysis of Variance Table
##
## Response: I(log(RUBUSD_FC_ratio))
##              Df    Sum Sq  Mean Sq F value    Pr(>F)
## I(Minfin_OP_EX_est)      1 0.158437 0.158437 55.8214 9.14e-07 ***
## I(OFZNonResSales_OP_EX_est) 1 0.015886 0.015886  5.5972 0.03013 *
## Residuals                17 0.048251 0.002838
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
dgg$OpWeighted_Est <- dgg$MinfinPRUB + dgg$OFZNonResSales*coef(lm_usd_op_extrap)[2]/ coef(lm_usd_op_extrap)[1]
```

```
# Нелинейность
lm_usd_op_extrap2 <- lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(Minfin_OP_EX_est)+I(OFZNonResSales_OP_EX_est)+I(Minfin_OP_EX_est^2)+I(OFZNonResSales_OP_EX_est^2)+I(Minfin_OP_EX_est*OFZNonResSales_OP_EX_est), data=dgg["/2018-08-01"])
summary(lm_usd_op_extrap2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(Minfin_OP_EX_est) +
##      I(OFZNonResSales_OP_EX_est) + I(Minfin_OP_EX_est^2) + I(OFZNonResSales_OP_EX_est^2) +
##      I(Minfin_OP_EX_est * OFZNonResSales_OP_EX_est), data = dgg["/2018-08-01"])
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.059481 -0.023123 -0.002023  0.027249  0.079346
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value
## (Intercept)      -0.08512    0.03861  -2.205
## I(Minfin_OP_EX_est)    2.38132    1.08080   2.203
## I(OFZNonResSales_OP_EX_est) -1.74980    0.94071  -1.860
## I(Minfin_OP_EX_est^2)   -5.05141    5.83614  -0.866
## I(OFZNonResSales_OP_EX_est^2) -7.36719    5.83504  -1.263
## I(Minfin_OP_EX_est * OFZNonResSales_OP_EX_est) 23.48976    8.32964   2.820
##              Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.0461 *
## I(Minfin_OP_EX_est)    0.0462 *
## I(OFZNonResSales_OP_EX_est) 0.0856 .
## I(Minfin_OP_EX_est^2)    0.4024
## I(OFZNonResSales_OP_EX_est^2) 0.2289
## I(Minfin_OP_EX_est * OFZNonResSales_OP_EX_est) 0.0145 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.04373 on 13 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.8405, Adjusted R-squared:  0.7791
## F-statistic: 13.7 on 5 and 13 DF,  p-value: 8.544e-05
```

```
lm_usd_op_extrap2r <- lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0+ I(Minfin_OP_EX_est^2)+I(OFZNonResSales_OP_EX_est^2)
+I(Minfin_OP_EX_est*OFZNonResSales_OP_EX_est), data=dgg["/2018-08-01"])
summary(lm_usd_op_extrap2r)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0 + I(Minfin_OP_EX_est^2) +
##     I(OFZNonResSales_OP_EX_est^2) + I(Minfin_OP_EX_est * OFZNonResSales_OP_EX_est),
##     data = dgg["/2018-08-01"])
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.08561 -0.03581  0.01248  0.02331  0.07685
##
## Coefficients:
##                                Estimate Std. Error t value
## I(Minfin_OP_EX_est^2)             6.8573      0.9159   7.487
## I(OFZNonResSales_OP_EX_est^2)      1.7158      2.6326   0.652
## I(Minfin_OP_EX_est * OFZNonResSales_OP_EX_est)  8.5312      2.9566   2.885
##                                Pr(>|t|)
## I(Minfin_OP_EX_est^2)             1.3e-06 ***
## I(OFZNonResSales_OP_EX_est^2)      0.5238
## I(Minfin_OP_EX_est * OFZNonResSales_OP_EX_est)  0.0108 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.04676 on 16 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.8428, Adjusted R-squared:  0.8133
## F-statistic: 28.59 on 3 and 16 DF,  p-value: 1.154e-06
```

```
lm_usd_op_extrap_w2 <- lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0+I((OpWeighted_Est/RUBUSD/Ex_Est)^2), data=dgg["/2018-08-01"])
summary(lm_usd_op_extrap_w2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ 0 + I((OpWeighted_Est/RUBUSD/Ex_Est)^2),
##     data = dgg["/2018-08-01"])
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.085581 -0.036671  0.009843  0.020456  0.075847
##
## Coefficients:
##                                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## I((OpWeighted_Est/RUBUSD/Ex_Est)^2)   6.865      0.702   9.779 1.26e-08
##
## I((OpWeighted_Est/RUBUSD/Ex_Est)^2) ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.04426 on 18 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.8416, Adjusted R-squared:  0.8328
## F-statistic: 95.64 on 1 and 18 DF,  p-value: 1.257e-08
```

```
stargazer(lm_usd_op_extrap, lm_usd_op_extrap2, lm_usd_op_extrap2r, lm_usd_op_extrap_w2,
          type=stargazer_type(), no.space=TRUE, align=TRUE,
          title="Модели курса на основе оценки экспорта по цене нефти", dep.var.labels=c("RUBUSD/RUBUSD(Brent)"),
          covariate.labels=c("MF/EX(est)", "OFZ/EX(est)", "(MF/EX(est))2", "(MF/EX(est))*OFZ/EX(est)", "(OFZ/EX(est))2", "OpWeighted/Ex(est)"))
```

Модели курса на основе оценки экспорта по цене нефти

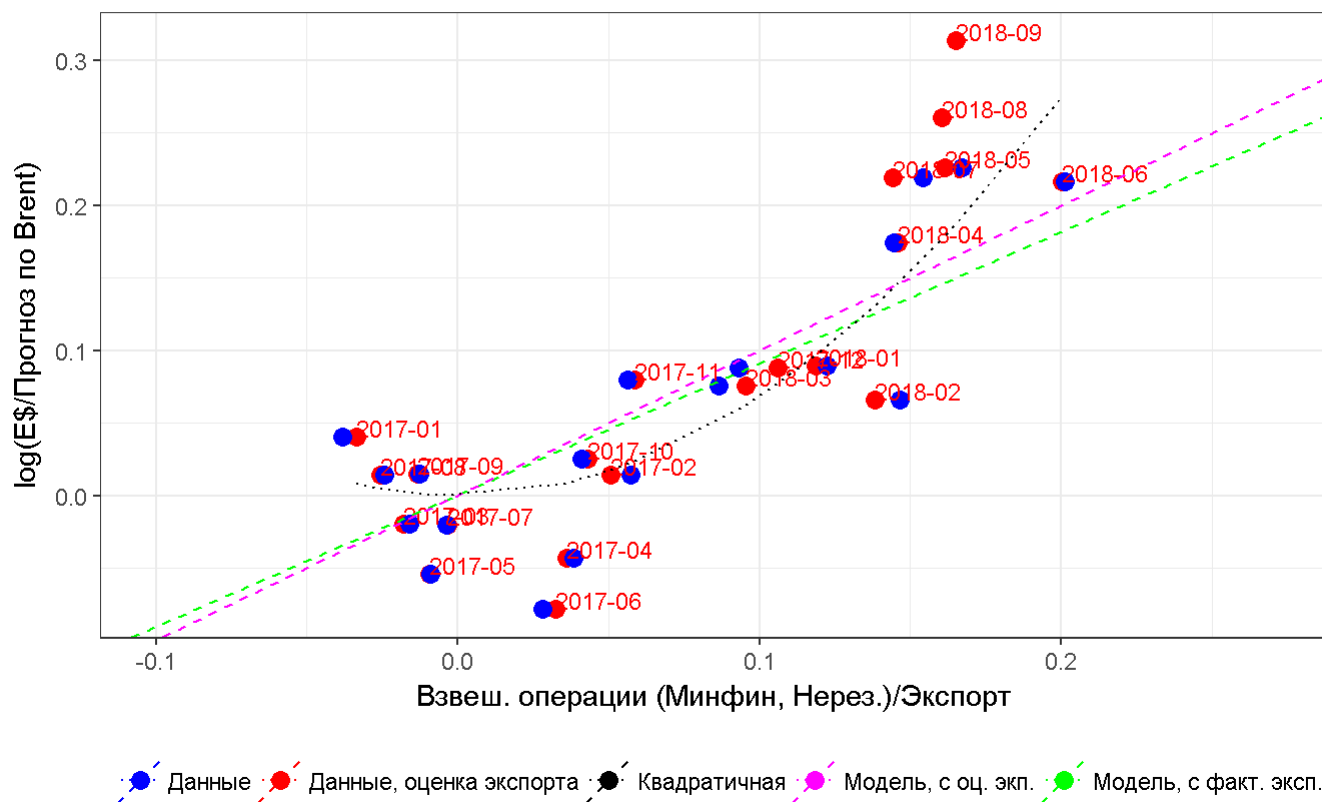
	Dependent variable:			
	RUBUSD/RUBUSD(Brent)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
MF/EX(est)	1.000*** (0.132)	2.381** (1.081)		
OFZ/EX(est)	0.585** (0.247)	-1.750* (0.941)		
(MF/EX(est))2		-5.051 (5.836)	6.857*** (0.916)	
(MF/EX(est))*OFZ/EX(est)		-7.367 (5.835)	1.716 (2.633)	
(OFZ/EX(est))2		23.490** (8.330)	8.531** (2.957)	
OpWeighted/Ex(est)				6.865*** (0.702)
Constant		-0.085** (0.039)		
Observations	19	19	19	19
R ²	0.783	0.840	0.843	0.842
Adjusted R ²	0.758	0.779	0.813	0.833
Residual Std. Error	0.053 (df = 17)	0.044 (df = 13)	0.047 (df = 16)	0.044 (df = 18)
F Statistic	30.709*** (df = 2; 17)	13.696*** (df = 5; 13)	28.595*** (df = 3; 16)	95.637*** (df = 1; 18)

Note: p<0.1; **p<0.05**; p<0.01

```
ggplot( dgg, aes( x=OpWeighted_Est/RUBUSD/ Ex_Est, y=log(RUBUSD_FC_ratio), color="Данные, оценка экспорта"
)) +
  geom_point(size=3) +
# geom_smooth(level=0.67) +
  geom_point(aes(x=OpWeighted_Est/RUBUSD/ EX_T_M, color="Данные"), size=3)+
  geom_text(aes(label=substr(index(dgg), 1,7)), hjust="left", size=3, vjust="bottom", color="red") +
  geom_abline( aes(intercept = 0, slope = coef(lm_usd_op_restr)[1], color="Модель, с факт. эксп."), linety
pe="dashed") +
  geom_abline( aes(intercept = 0, slope = coef(lm_usd_op_extrap)[1], color="Модель, с оц. экп."), linetype
="dashed") +
  geom_line( aes(y=coef(lm_usd_op_extrap_w2)[1]*((OpWeighted_Est/RUBUSD/ Ex_Est)^2), color="Квадратичная"
), linetype="dotted") +
# geom_abline( intercept = coef(lm_usd_op)[1], slope = coef(lm_usd_op)[2], linetype="dashed") +
  guides(colour=guide_legend(title="")) +
  ggtitle("Отклонение курса доллара от нефтяной модели vs\nЗакупки/Продажи валюты Минфином и ОФЗ нерезиден
тами\nс оценкой экспорта по цене нефти") +
  labs(x="Взвеш. операции (Минфин, Нерез.)\Экспорт", y="log(E$/Прогноз по Brent)") +
  scale_colour_manual(values=c("Данные" = "blue", "Данные, оценка экспорта"="red", "Модель, с факт. эксп."
="green", "Модель, с оц. экп."="magenta", "Квадратичная"="black"))+

ggthemeparams + xlim( -0.1, 0.27)
```

Отклонение курса доллара от нефтяной модели vs Закупки/Продажи валюты Минфином и ОФЗ нерезидентами С оценкой экспорта по цене нефти



В целом результаты на основе экстраполированной и фактической модели получаются сопоставимыми.

Регрессия по построенному таким образом набору данных дает достаточно близкие оценки к тому, что получены только по данным, заканчивающихся июлем. (Заметим также, что данные по закупкам Минфина на сентябрь тоже плановые, а не фактические).

В августе-сентябре курс оказывается гораздо выше, чем можно было бы ожидать от наивной регрессии, но вполне укладываются в картину нарастающей паники. Скорее всего имел место и повышенный спрос на валюту (например в связи и с изъятием валютных вкладов из банков, подпадающих под американские санкции), и снижение предложения (за счет того, что, например, "Роснефть" как сообщали некоторые эксперты не возвращала валютную выручку).

Выводы и ожидания

В целом модель не объясняет поведения курса в первой половине 2017м, но объясняет около 70-75% отклонений от "нефтяного уровня" в 2018м.

Августовский курс, вероятно, можно декомпозировать так: в июне примерно +0.2 (от "нефтяного уровня", около 10 руб.) дали покупки валюты Минфином, бегство нерезидентов - около нуля (в июне - 0.04). Еще 0.05-0.07 (+5 руб.) дала нарастающая паника в более позднее время, обычные стохастические и авторегрессионные эффекты, и прочее неучтенное. Если интерпретировать "неучтенное" как дополнительное изменение спроса на валюту, то оно соответствует нетто повышению спроса (или снижению предложения) на ~ 2.7-3 миллиарда долларов ($=0.07 \cdot \text{экспорт} / \text{коэффициент_модели}$).

Если бы отклонение курса определялось только действиями Минфина, то курс, вероятно, был бы в конце августа 60-62 руб., но другие факторы подняли его существенно выше.

```

vec1 <- (coef(lm_usd_op_sep)[1]* dgg$MinfinPRUB + coef(lm_usd_op_sep)[2]*dgg$OFZNonResSales)/dgg$EX_T_M
vec2 <- (coef(lm_usd_op_sep)[1]* dgg$MinfinPRUB + coef(lm_usd_op_sep)[2]*dgg$OFZNonResSales)/dgg$Ex_Est

i1 <- c("2018-08-31", "2018-09-30")
vec1[i1] <- vec2[i1]

cost1 <- function( E ) {
# print(i)
dy <- E*log(E/as.numeric(dgg$forecast[i])) - as.numeric(vec1[i])
return(dy*dy)
}

dgg$RUBUSD_FC <- 0

for( i in seq( 1:length(index(dgg["/2018-10-01"])))) {
e1 <- optim( 60, cost1 )$par
# print(e1)
dgg$RUBUSD_FC[i] <- e1
}

##
vec1 <- (coef(lm_usd_op_extrap)[1]* dgg$MinfinPRUB + coef(lm_usd_op_extrap)[2]*dgg$OFZNonResSales)/dgg$Ex_Est

cost1 <- function( E ) {
# print(i)
dy <- E*log(E/as.numeric(dgg$forecast[i])) - as.numeric(vec1[i])
return(dy*dy)
}

dgg$RUBUSD_FC_e <- 0

for( i in seq( 1:length(index(dgg["/2018-10-01"])))) {
e1 <- optim( 60, cost1 )$par
# print(e1)
dgg$RUBUSD_FC_e[i] <- e1
}

#vec1 <- (dgg$MinfinPRUB + coef(lm_usd_op_sep)[2]/coef(lm_usd_op_sep)[1]*dgg$OFZNonResSales)/dgg$EX_T_M
#vec2 <- (dgg$MinfinPRUB + coef(lm_usd_op_sep)[2]/coef(lm_usd_op_sep)[1]*dgg$OFZNonResSales)/dgg$Ex_Est
#vec1[i1] <- vec2[i1]
#vec1 <- coef(lm_usd_op_x2r)*vec1*vec1

##
vec1 <- (dgg$MinfinPRUB + coef(lm_usd_op_extrap)[2]/coef(lm_usd_op_extrap)[1]*dgg$OFZNonResSales)/dgg$Ex_Est
vec1 <- coef(lm_usd_op_extrap_w2)*vec1*vec1

cost1 <- function( E ) {
# print(i)
dy <- E*log(E/as.numeric(dgg$forecast[i])) - as.numeric(vec1[i])
return(dy*dy)
}

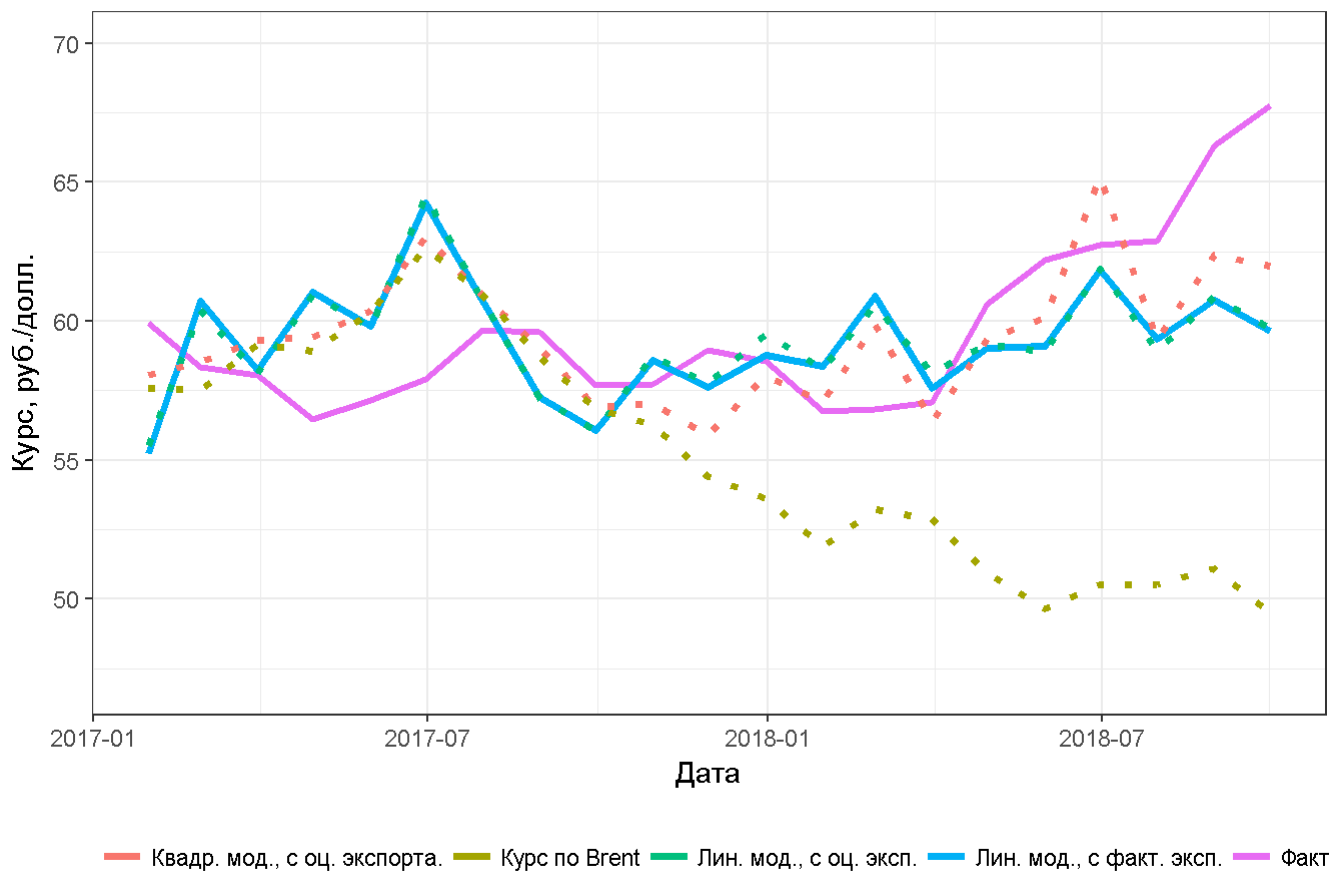
```

```
dgg$RUBUSD_FC_e_x2 <- 0
```

```
for( i in seq( 1:length(index(dgg["/2018-10-01"])) ) ) {
  e1 <- optim( 60, cost1 )$par
  # print(e1)
  dgg$RUBUSD_FC_e_x2[i] <- e1
}
```

```
ggplot( dgg, aes( x=index(dgg), y= RUBUSD, colour="Факт"))+
  geom_line(size=1.2) +
  geom_line( aes(y=RUBUSD_FC, colour="Лин. мод., с факт. эксп."), size=1.3) +
  geom_line( aes(y=RUBUSD_FC_e, colour="Лин. мод., с оц. эксп."), size=1.3, linetype="dotted") +
  geom_line( aes(y=RUBUSD_FC_e_x2, colour="Квадр. мод., с оц. экспорта."), linetype="dotted", size=1.3) +
  geom_line( aes(y=forecast, colour="Курс по Brent"), size=1.3, linetype="dotted") +
  guides(colour=guide_legend(title="")) +
  ggtitle("Курс доллара и его ожидание по модели") +
  labs(x="Дата", y="Курс, руб./долл.") +
  ggthemeparams + ylim(47,70)
```

Курс доллара и его ожидание по модели



```
df1 <- data.frame( coef(lm_usd_op_extrap)[1]* dgg$MinfinPRUB/dgg$RUBUSD/dgg$Ex_Est,
  coef(lm_usd_op_extrap)[2]*dgg$OFZNonResSales/dgg$RUBUSD/dgg$Ex_Est, dgg$OpWeighted_Est/dgg$RUB
USD/dgg$Ex_Est )
```

```
e1 <- - coef(lm_usd_op_extrap)[1]*df1["2018-08-31", "OpWeighted_Est"]
e2 <- as.numeric(dgg["2018-08-31"]$forecast*e1)
```

```
paste( "start=", df1["2018-08-31", "OpWeighted_Est"],
      "\nchange relative=", as.numeric(e1),
      "\nchange abs=", as.numeric(e2),
      "\nfinal=", e2 + as.numeric(dgg["2018-08-31"]$RUBUSD))
```

```
## [1] "start= 0.160446661276259 \nchange relative= -0.160381841088378 \nchange abs= -8.19542733752084 \nfinal= 58.1113726624792"
```

Это означает, что если бы Минфин прекратил закупки валюты в нынешнем объеме, то курс бы существенно снизился. Потенциал его снижения только при прекращении действия рассматриваемых в модели факторов - примерно 9 рублей, т.е. с учетом инфляционной коррекции (~2%, +1 руб) до уровня ~60 руб/\$. Инерционность движения курса велика, как правило на такие сдвиги требуется пара месяцев.

Возможные факторы, которые не дадут курсу снизиться:

- Минфин продолжит закупки валюты в текущих объемах.
- Нерезиденты, переставшие выходить из рубля в августе, могут снова начать выход из рубля.
- Фактор монетизации политического риска, давший примерно 0.1 отклонения от “нефтяного уровня” (5 руб) может оказаться выше текущих ожиданий. Внешнеполитических рисков для экономики руководство страны создает предостаточно и постоянно расширяет их перечень.

Возможные факторы дополнительного давления вниз:

- Растущая цена на нефть.
- Стабилизация ожиданий рынка после опубликования списка контрентных американских санкций, а не домыслов.

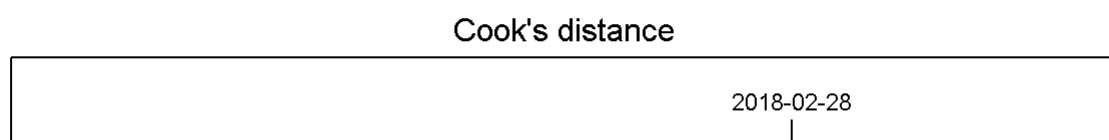
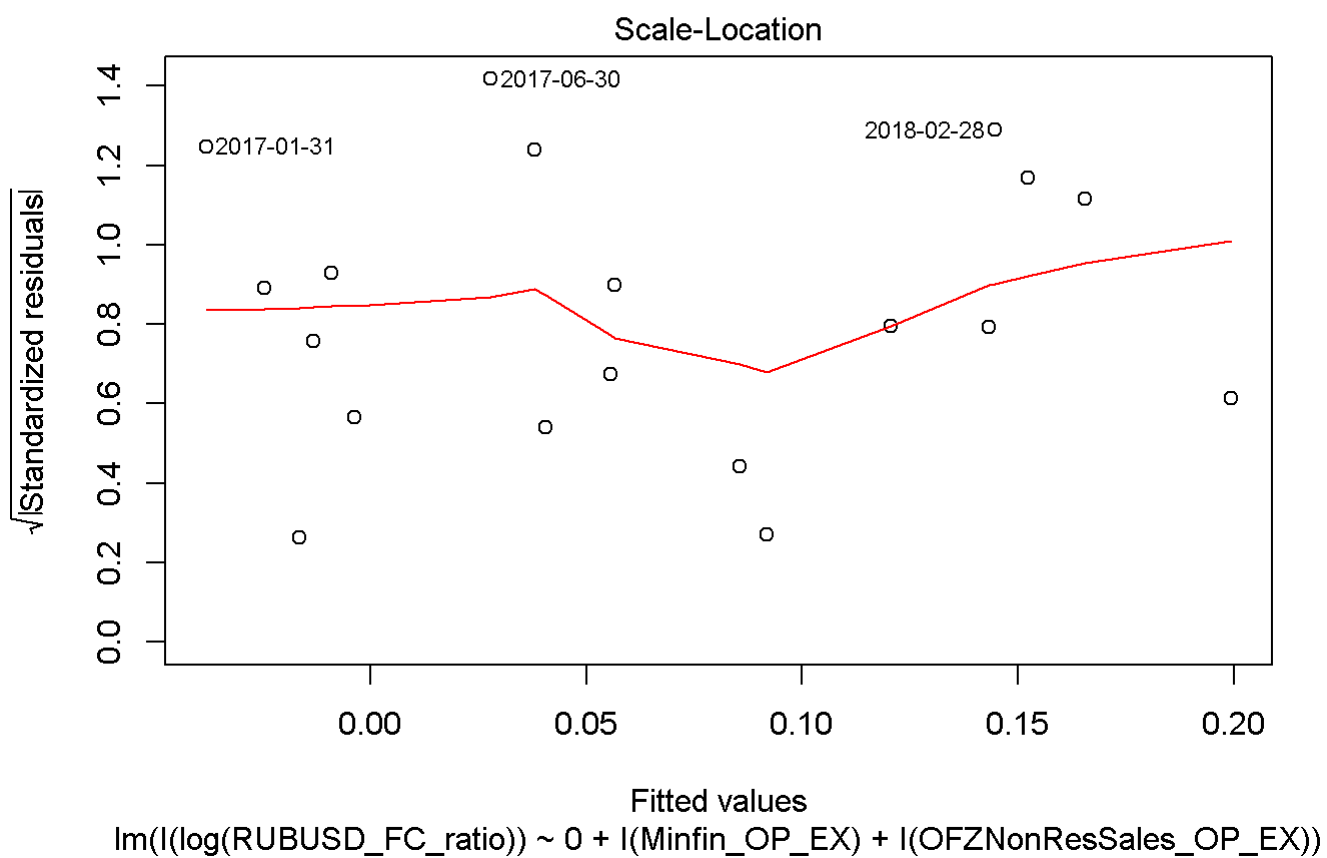
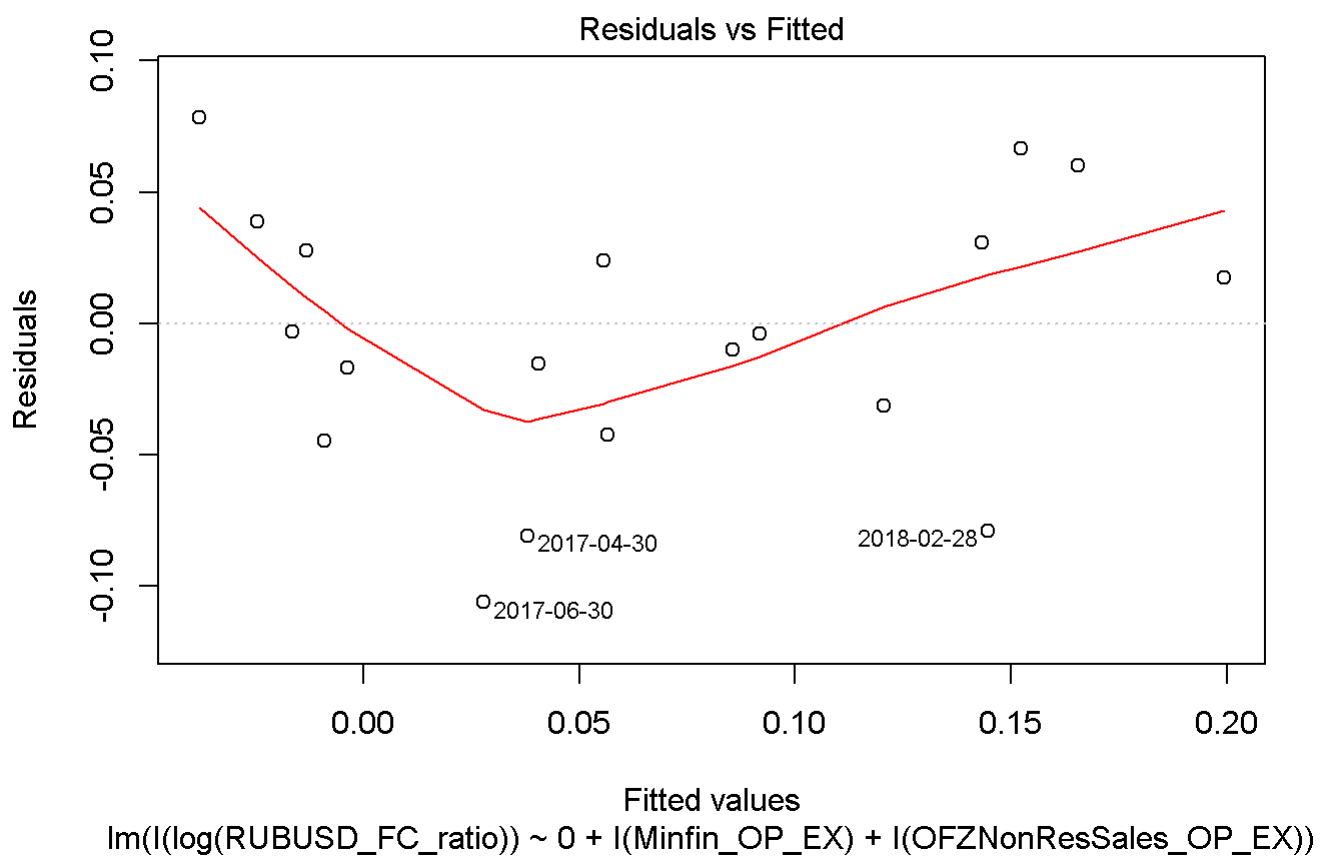
На эти процессы накладываются обычные колебания размера ~0.1 “нефтяного уровня” (5 руб.).

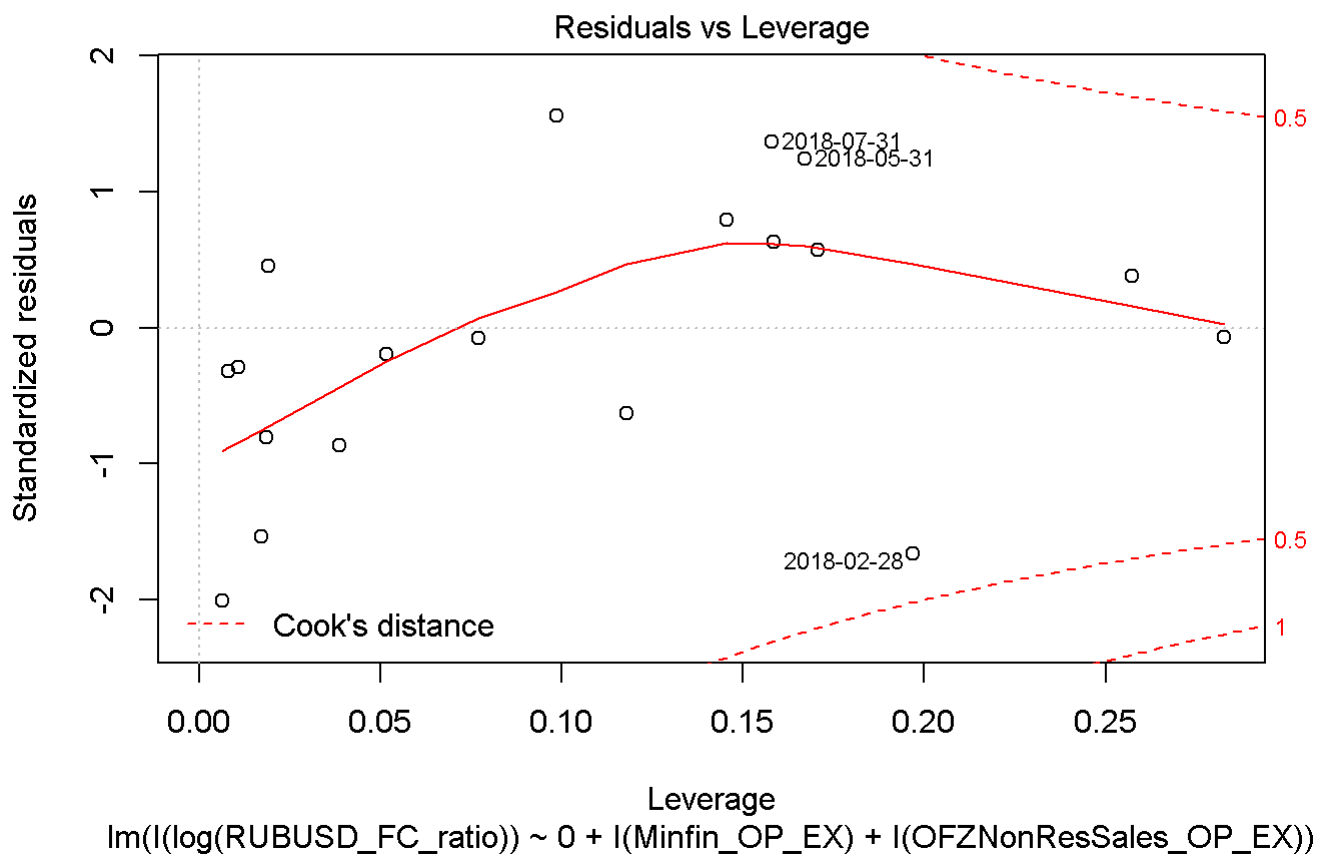
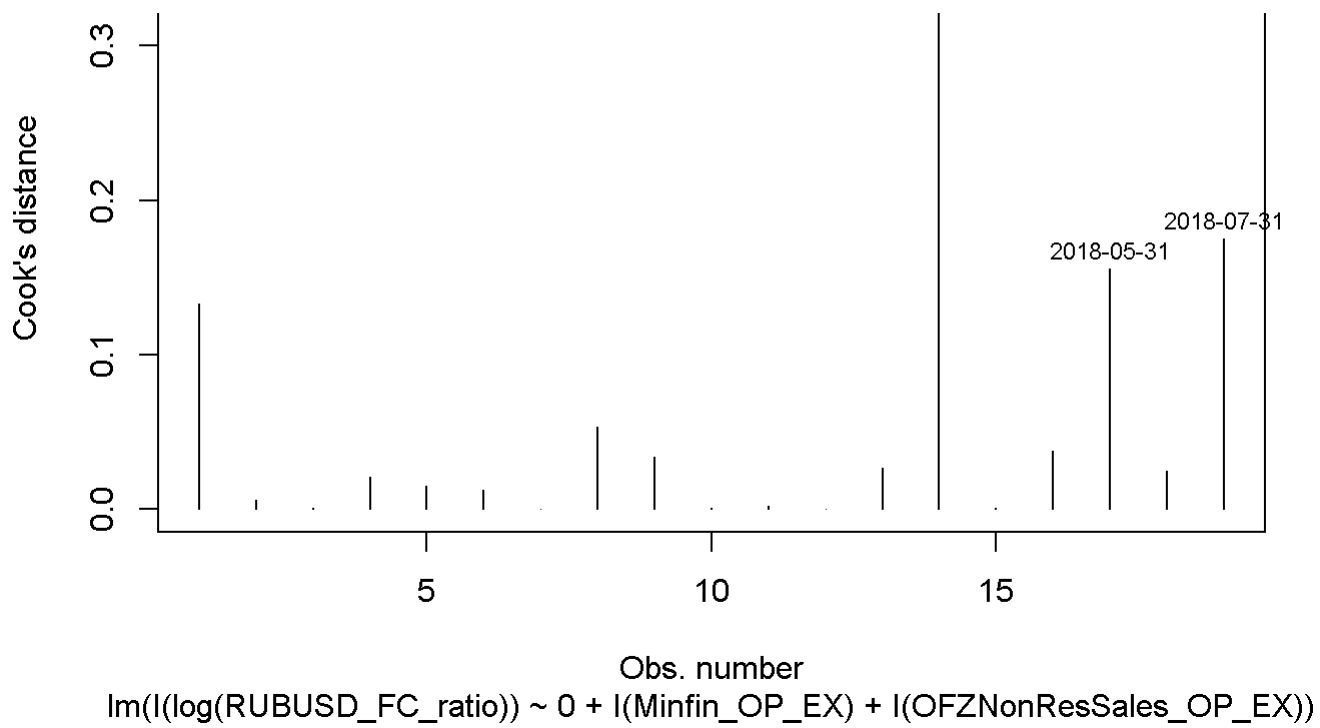
Если модель верна, то при отказе Минфина от закупок валюты при некризисном развитии событий потенциал ослабления доллара значителен. При продолжении закупок курс будет держаться выше 60-62 руб./долл. Естественно, стоит помнить, что на валютном рынке реальность может посмеяться над любыми ожиданиями.

Приложения

Проверки моделей

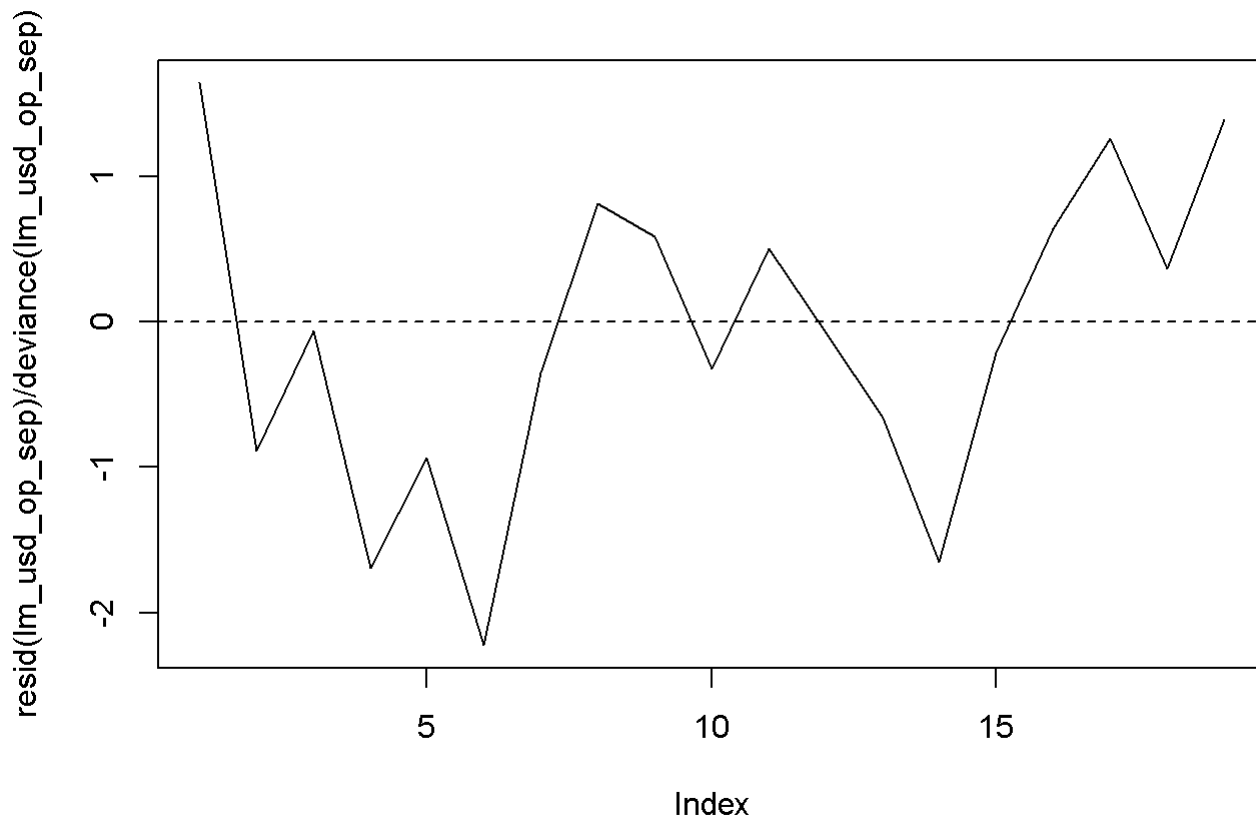
```
##Uncomment to see diag plots
plot( lm_usd_op_sep, which=c(1,3:5))
```



```
##Uncommento to see diag plot
```

```
plot( resid(lm_usd_op_sep)/deviance(lm_usd_op_sep ), type="l" )
abline(h=0, lty=2)
```



#коэфф при r_1 ассимптотически распределен как $N(0,1)$ в рамках гипотезы о некоррелированности => ОК

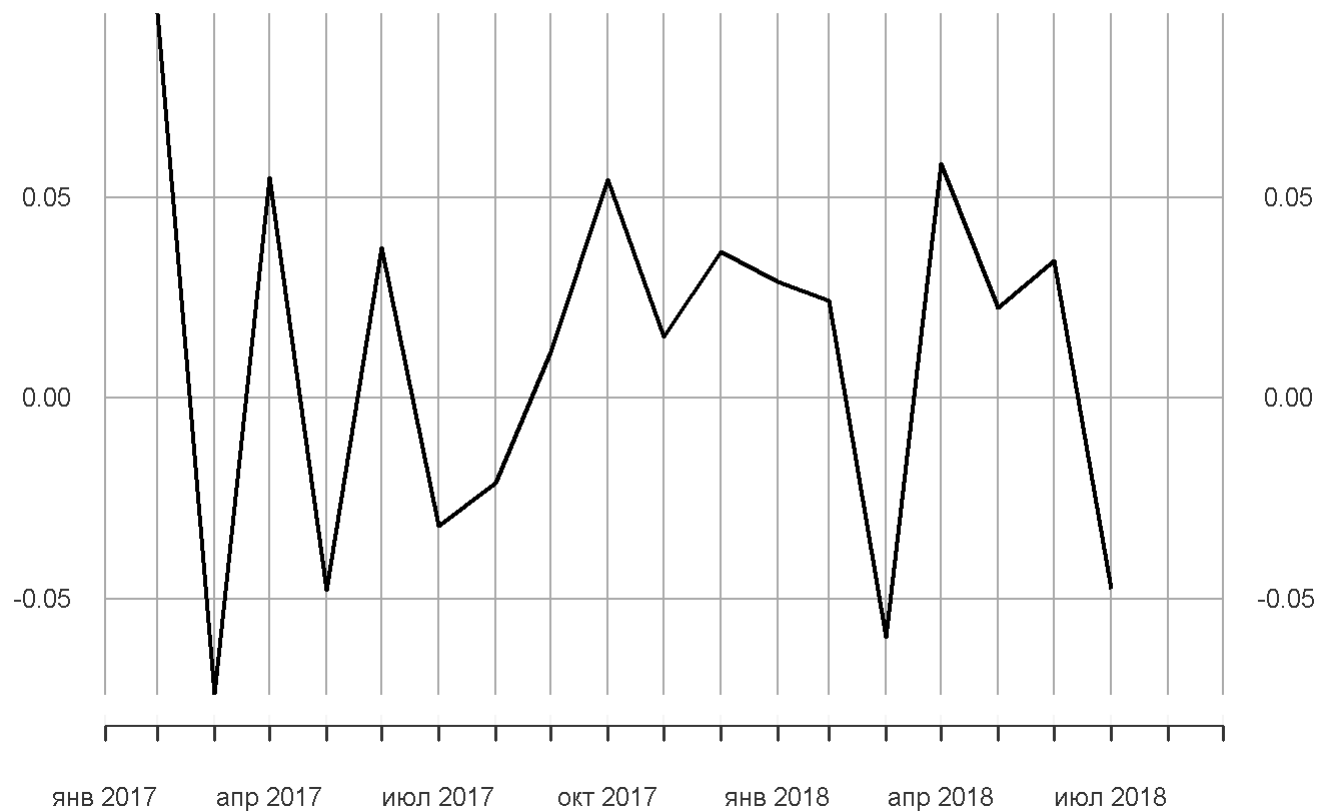
```
dgg$r <- 0
dgg$r[ names(lm_usd_op_sep$residuals ), "r"] <- lm_usd_op_sep$residuals
dgg$r_1 <- lag(dgg$r)
summary( update( lm_usd_op_sep, . ~ . + r_1))
```

```
##
## Call:
## lm(formula = I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(Minfin_OP_EX) + I(OFZNonResSales_OP_EX) +
##     r_1 - 1, data = dgg)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.092132 -0.027126  0.006002  0.026482  0.063096
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## I(Minfin_OP_EX)      0.9767    0.1226   7.969 9.03e-07 ***
## I(OFZNonResSales_OP_EX) 0.6090    0.2674   2.277  0.0378 *
## r_1                  0.3154    0.2532   1.246  0.2320
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.04974 on 15 degrees of freedom
## (3 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.832, Adjusted R-squared:  0.7985
## F-statistic: 24.77 on 3 and 15 DF, p-value: 4.622e-06
```

```
plot( diff(dgg$OpWeighted_EX))
```

diff(dgg\$OpWeighted_EX)

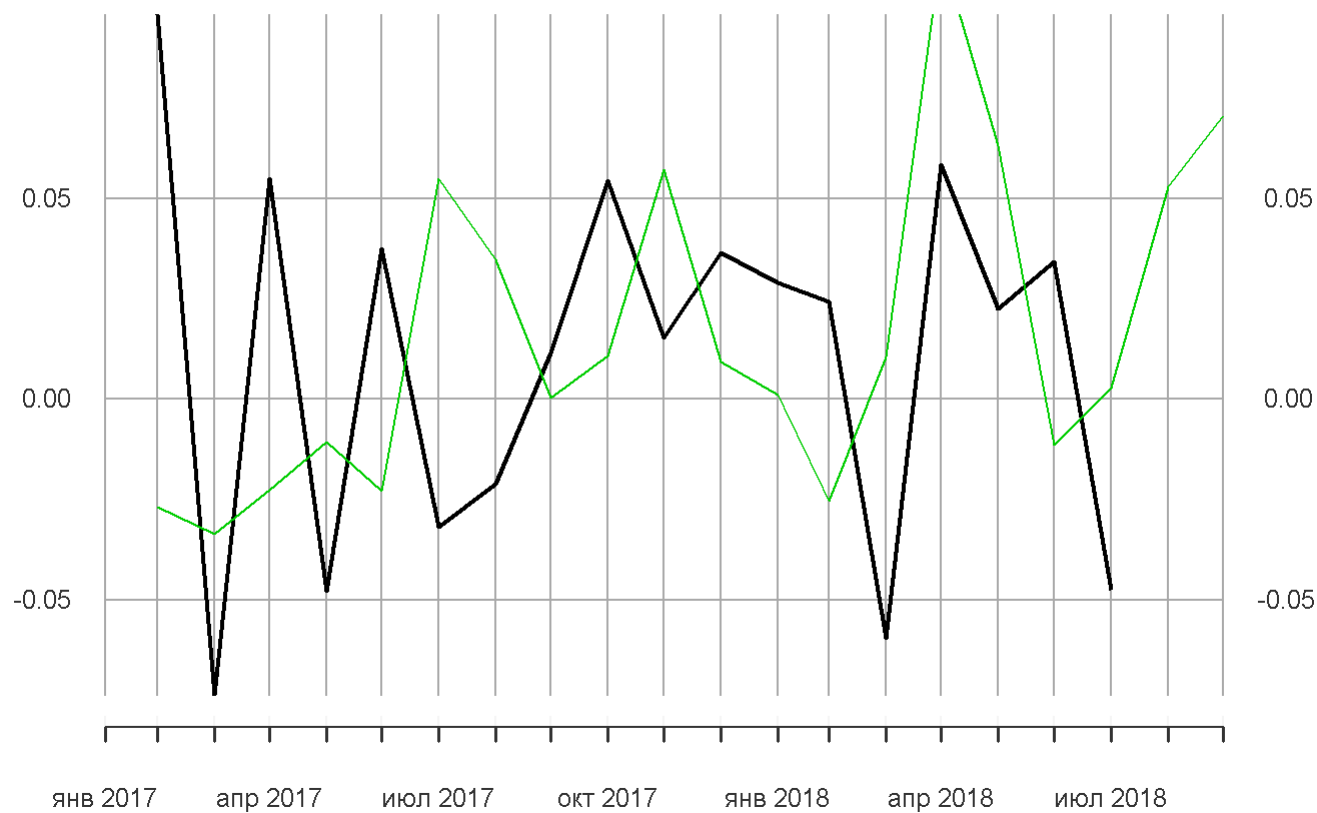
2017-01-31 / 2018-09-30



```
lines( diff(dgg$RUBUSD_FC_ratio), col=3 )
```

diff(dgg\$OpWeighted_EX)

2017-01-31 / 2018-09-30



```
lm1 <- lm( diff( log(RUBUSD_FC_ratio) ) ~ diff(OpWeighted_EX), data=dgg)
summary(lm1)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = diff(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ diff(OpWeighted_EX),
##     data = dgg)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.041537 -0.030211 -0.007795  0.019702  0.087412
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)    0.009652   0.008997   1.073   0.299
## diff(OpWeighted_EX) 0.024652   0.191350   0.129   0.899
##
## Residual standard error: 0.03717 on 16 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.001036, Adjusted R-squared:  -0.0614
## F-statistic: 0.0166 on 1 and 16 DF, p-value: 0.8991
```

```
lm1 <- lm( diff( log(RUBUSD_FC_ratio) ) ~ diff(OpWeighted_EX), data=dgg["2018-01-01/"])
summary(lm1)
```

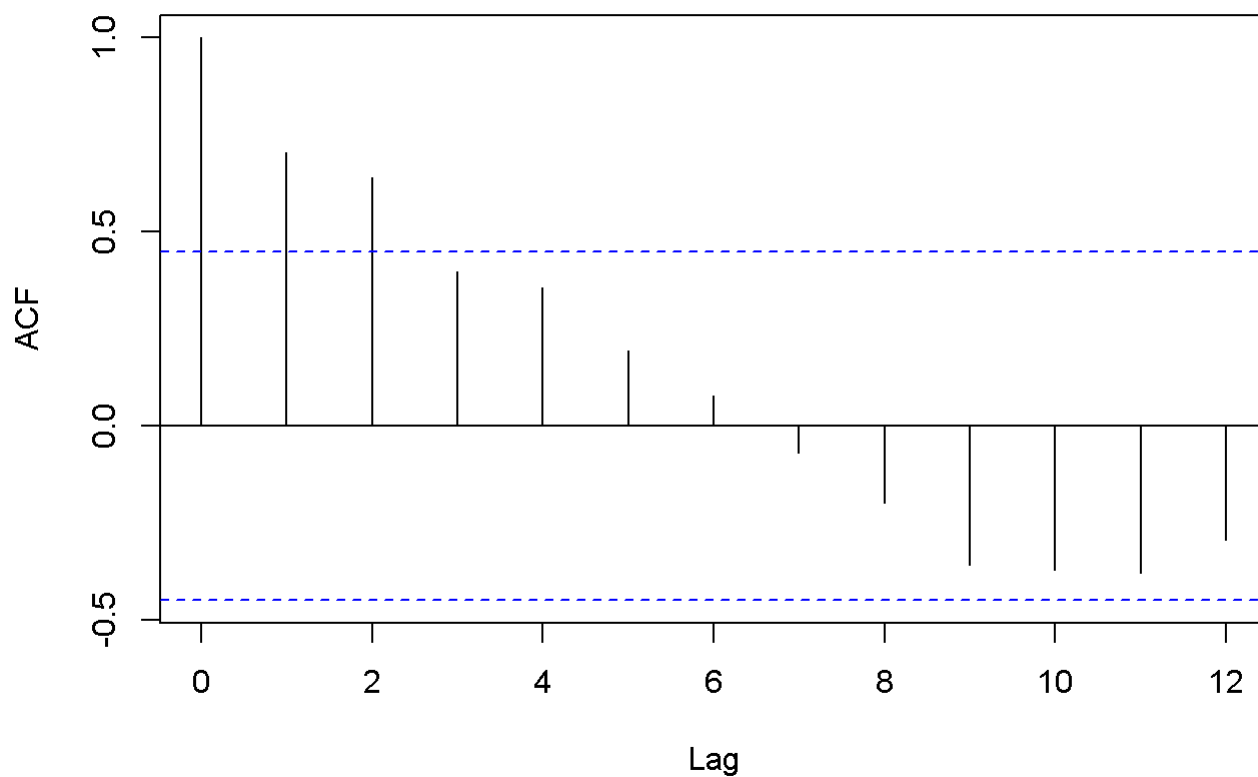
```
##
## Call:
## lm(formula = diff(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ diff(OpWeighted_EX),
##     data = dgg["2018-01-01/"])
##
## Residuals:
##      1       2       3       4       5       6
## -0.052835  0.014893  0.055131  0.023110 -0.042600  0.002301
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)    0.01942   0.01886   1.030   0.361
## diff(OpWeighted_EX) 0.41006   0.43083   0.952   0.395
##
## Residual standard error: 0.04584 on 4 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.1847, Adjusted R-squared:  -0.01918
## F-statistic: 0.9059 on 1 and 4 DF, p-value: 0.3951
```

```
anova(lm1)
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Response: diff(log(RUBUSD_FC_ratio))
##              Df    Sum Sq  Mean Sq F value Pr(>F)
## diff(OpWeighted_EX) 1 0.0019040 0.0019040  0.9059 0.3951
## Residuals         4 0.0084069 0.0021017
```

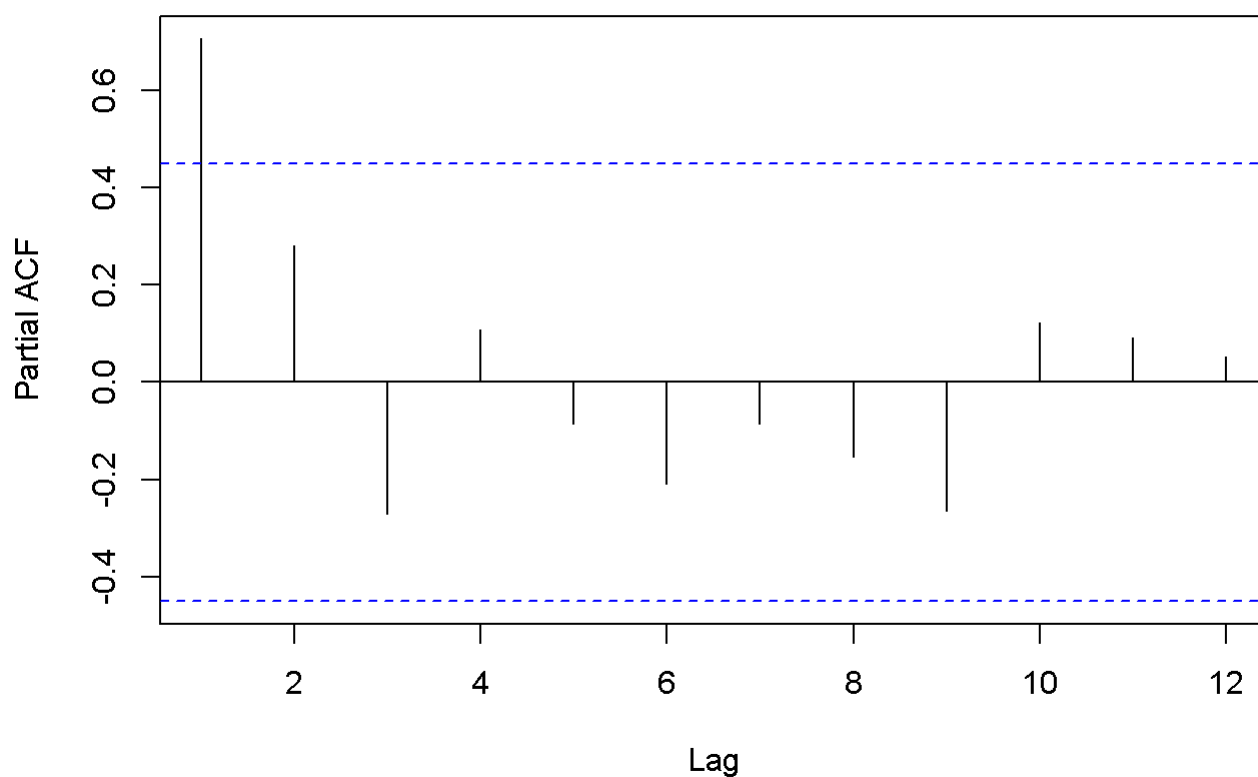
```
acf(na.omit(dgg$OpWeighted_EX))
```

Series na.omit(dgg\$OpWeighted_EX)



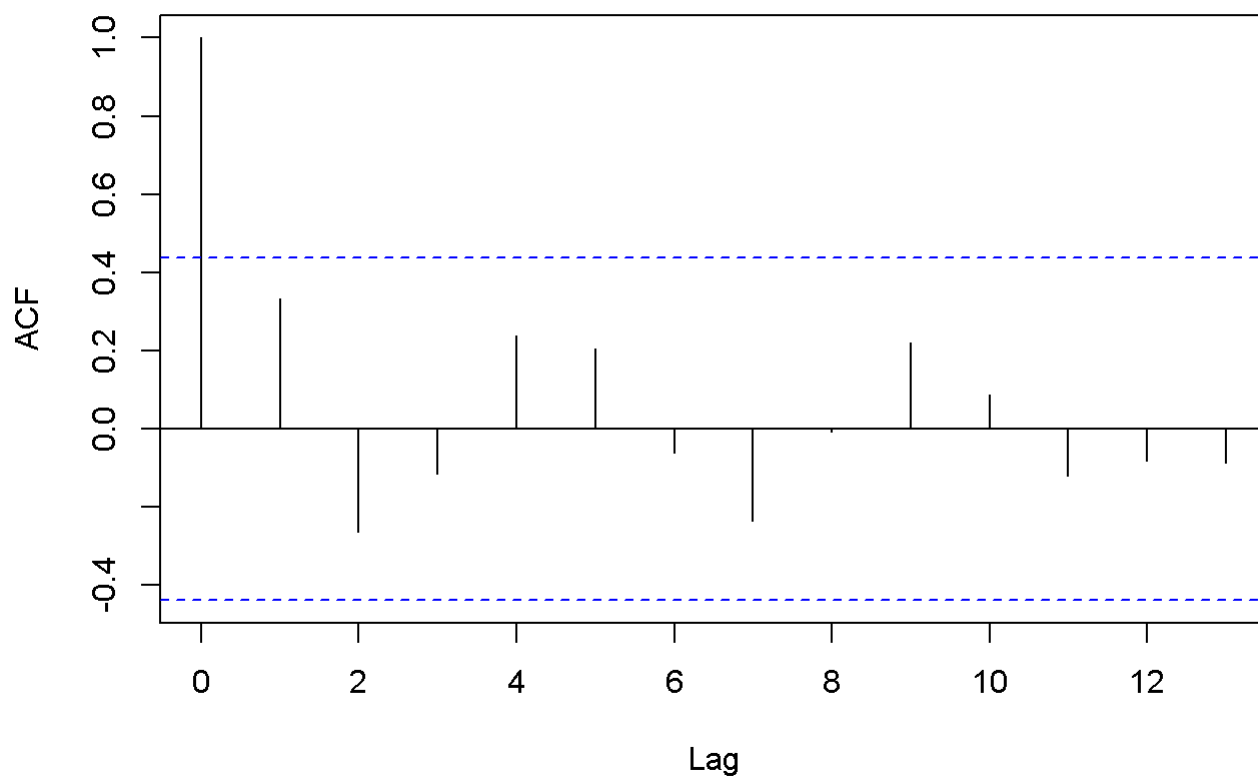
```
pacf(na.omit(dgg$OpWeighted_EX))
```

Series na.omit(dgg\$OpWeighted_EX)



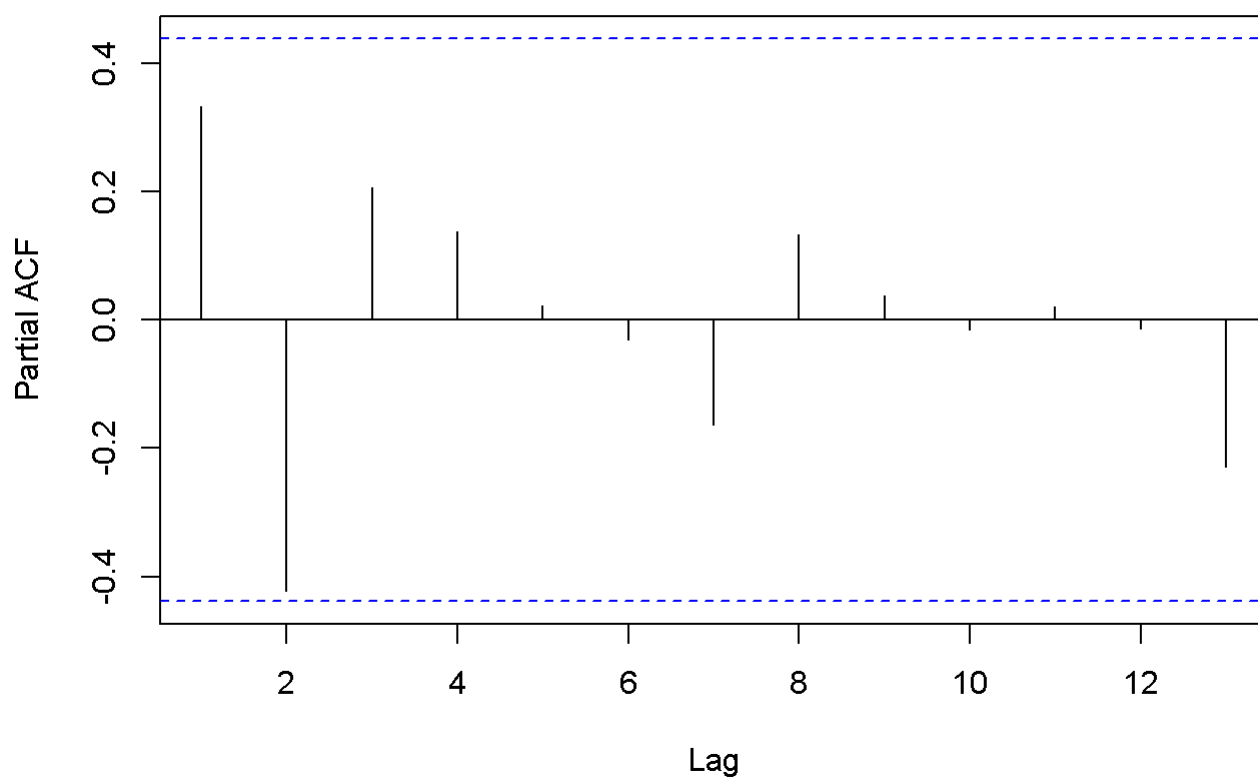
```
acf(na.omit(diff(dgg$RUBUSD_FC_ratio)))
```

Series na.omit(diff(dgg\$RUBUSD_FC_ratio))



```
pacf(na.omit(diff(dgg$RUBUSD_FC_ratio)))
```

Series na.omit(diff(dgg\$RUBUSD_FC_ratio))



#укороченный датасет

```
lm_usd_op_sep_rest <- lm( I(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ I(Minfin_OP_EX) +I(OFZNonResSales_OP_EX), data=dgg["2017-06-01/"])
summary(lm1)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = diff(log(RUBUSD_FC_ratio)) ~ diff(OpWeighted_EX),
##     data = dgg["2018-01-01/"])
##
## Residuals:
##      1      2      3      4      5      6
## -0.052835  0.014893  0.055131  0.023110 -0.042600  0.002301
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)    0.01942    0.01886   1.030   0.361
## diff(OpWeighted_EX) 0.41006    0.43083   0.952   0.395
##
## Residual standard error: 0.04584 on 4 degrees of freedom
## (2 observations deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.1847, Adjusted R-squared:  -0.01918
## F-statistic: 0.9059 on 1 and 4 DF,  p-value: 0.3951
```