

**СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИЕ  
ПРОБЛЕМЫ РАЗВИТИЯ ОБЩЕСТВА  
(SOCIAL-ECONOMIC PROBLEMS OF SOCIETY PROGRESS)**

DOI: 10.12731/2218-7405-2015-1-10

УДК 33

**О ВЛИЯНИИ МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ ЦБ РФ НА ИНФЛЯЦИЮ И КУРС РУБЛЯ**

**Поляков Е.Н.**

*Авторы статьи изучили влияние монетарной политики ЦБ РФ на инфляцию в период с 2002 по 2014 годы. Изучено 2 канала ужесточения монетарной политики ЦБ РФ: повышение процентных ставок и сокращение денежного предложения. Анализ был проведен с использованием моделей 2 типов: ADL и VAR. В результате моделирования была подтверждена гипотеза о том, что рост процентных ставок влечет рост потребительской инфляции. Такая зависимость характерна для большинства развивающихся рынков и в научной литературе называется *price puzzle*. Также авторы пришли к выводу, что увеличение темпов роста денежной массы влечет снижение темпов роста потребительских цен. В ходе анализа трансмиссионного механизма монетарной политики было установлено, что как рост процентных ставок, так и рост денежного предложения влечет падение курса рубля, что и является основной причиной роста потребительской инфляции. Такая зависимость между процентными ставками и курсом также характерна для развивающихся стран и в научной литературе называется *exchange rate puzzle*. Таким образом, ужесточение денежно-кредитной политики, которое в последние 3 года проводит ЦБ, не только не достигает декларируемой цели, но и приводит к прямо противоположным результатам. Выводы, сделанные в статье, полностью корреспондируют с научными исследованиями последних лет по вопросам влияния шоков монетарной политики на основные макроэкономические переменные.*

**Ключевые слова:** монетарная политика; инфляция; процентные ставки; курс валюты; Центробанк.

## ON IMPACT OF RUSSIAN CENTRAL BANK MONETARY POLICY ON INFLATION AND RUBLE EXCHANGE RATE

Polyakov E.N.

*An article's authors studied an impact of CBR monetary policy on inflation throughout 2002-2014. They studied 2 channels of monetary policy tightening: raising interest rates and liquidity contraction. Two types of modeling were applied: ADL and VAR. As a result of modeling the following hypothesis was confirmed: interest rates growth causes consumption prices to increase. This type of relationship between interest rates and consumption prices is typical for emerging markets and called price puzzle. The authors came to the conclusion as well that higher money supply growth rate causes inflation to decrease. Monetary policy reaction function showed that interest rates growth and money supply growth causes ruble to depreciate, which is the main reason of consumption prices growth. This type of relationship between interest rates and exchange rate is typical for emerging markets and called exchange rate puzzle. Thus monetary policy tightening which Russian Central Bank has been conducting for last 3 years results in opposite outcomes than expected. The article findings fully correspond with studies of last years about monetary policy shocks impact on inflation and exchange rate.*

**Keywords:** *monetary policy reaction function; inflation; price puzzle; exchange rate puzzle; ruble.*

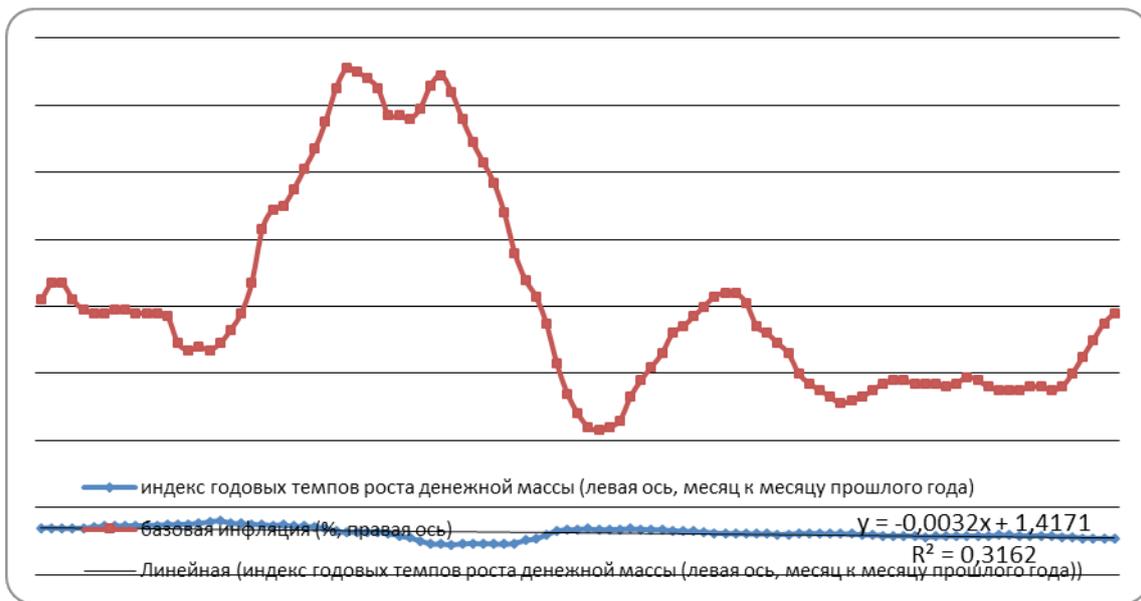
В связи с тем, что ЦБ декларирует основной целью своей политики борьбу с инфляцией, целесообразно внимательно изучить связь между основными переменными, которыми управляет ЦБ и инфляцией. Таких переменных – две: денежная масса и процентные ставки. Проанализируем, как обе эти переменные влияют на потребительскую инфляцию (CPI) и индекс цен производителей в промышленном производстве (PPI). В качестве потребительской инфляции возьмем базовую инфляцию.

### I. Общие тезисы

ЦБ утверждает, что ужесточая денежно-кредитную политику, влияет на инфляцию. Это спорный тезис. На диаграмме №1 изображены темпы базовой инфляции и темпы роста денежной массы. Отсутствие положительной связи между 2 рядами видно невооруженным глазом.

Диаграмма №1

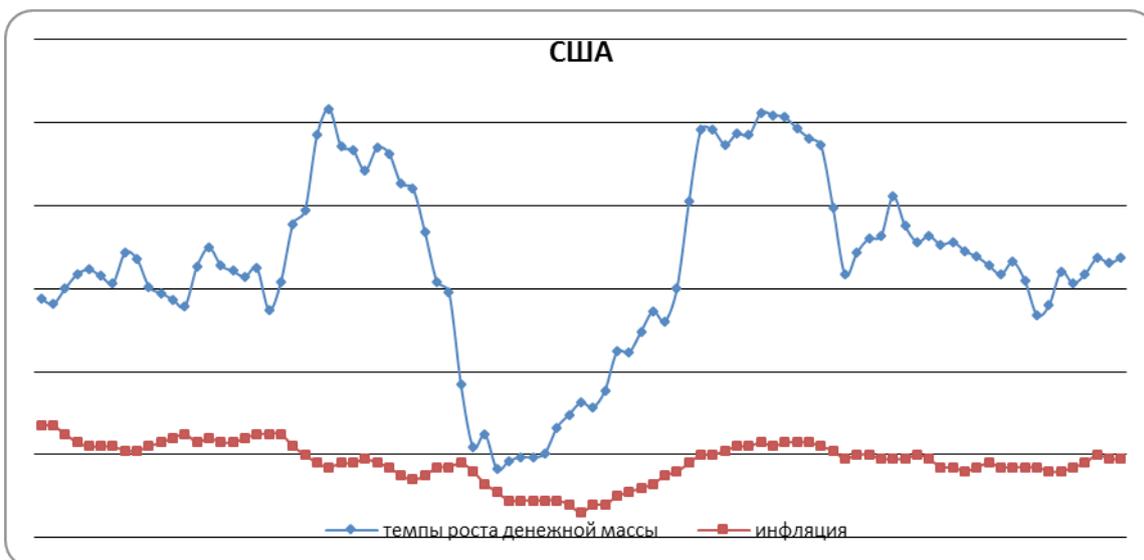
**Темпы базовой инфляции и темпы роста денежной массы**



Для сравнения продемонстрируем, как выглядит динамика денежной массы (M2) и инфляции в США (диаграмма №2).

Диаграмма №2

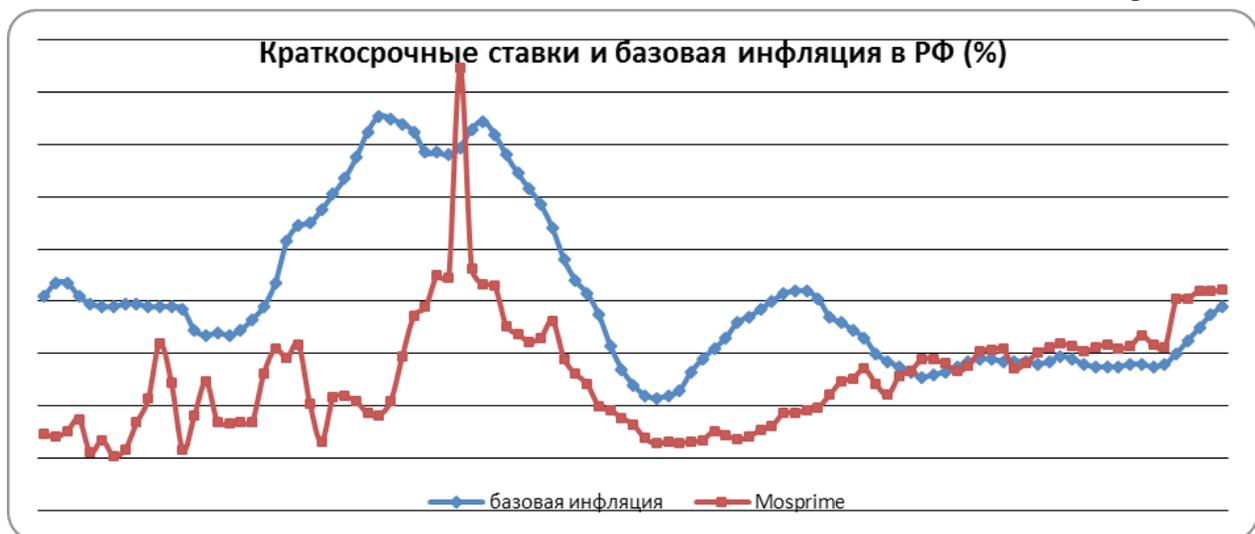
**Динамика денежной массы (M2) и инфляции в США**



Положительная связь явно видна. При этом нужно отметить, что среди стран ОЭСР есть всего несколько стран, у которых тесная положительная связь между темпами роста денежной массы и инфляцией не вызывает сомнений. Кроме США к таким странам относятся Чили, Польша, Норвегия и Чехия. Для всех остальных стран ОЭСР визуальный анализ не позволяет сделать вывод о наличии положительной связи между этими 2 переменными.

Теперь посмотрим на связь между динамикой процентных ставок и инфляцией (диаграмма №3).

Диаграмма №3

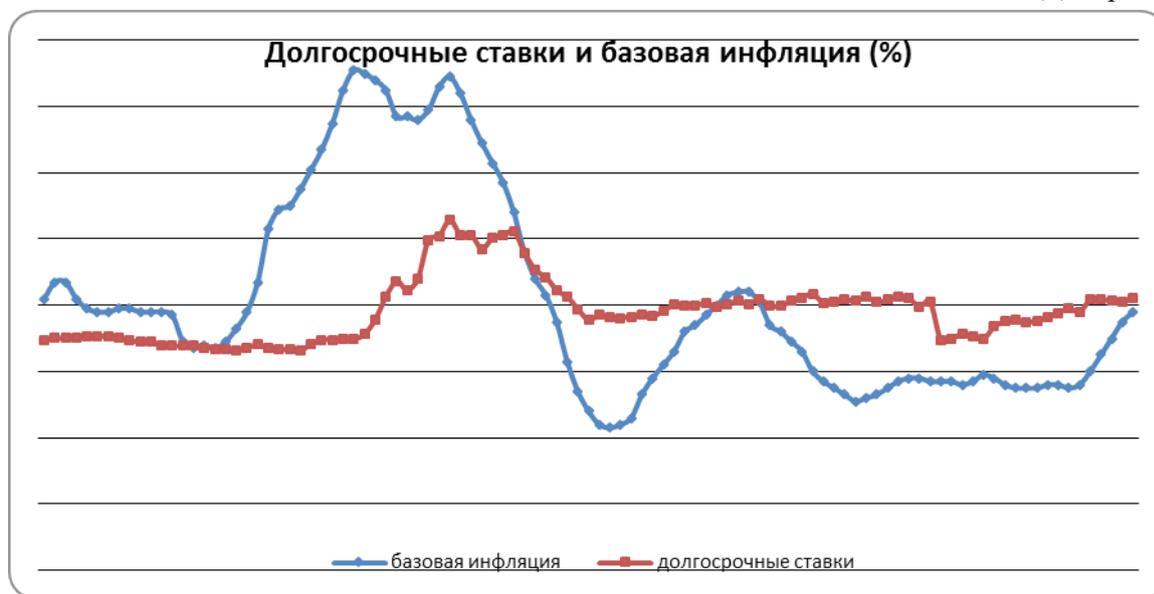


По графику видно, что связь, возможно, носит положительный характер и точно неотрицательный. Далее построим график долгосрочных ставок (источник ОЭСР) и базовой инфляции (диаграмма №4).

На этом графике также не видно отрицательной связи между переменными. Скорее можно утверждать, что базовая инфляция с лагом в несколько месяцев влияет на динамику долгосрочных ставок и связь эта носит положительный характер.

Отрицательная связь между процентными ставками и потребительской инфляцией должна присутствовать у стран, ЦБ которых таргетируют инфляцию. В частности считается, что правило Тэйлора хорошо работало в США при Поле Волкере и Алане Гринспене. Также есть исследования, доказывающие наличие отрицательной связи между процентными ставками и инфляцией в Новой Зеландии, Германии, Канаде.

Диаграмма №4



В целом ставки лучше характеризуют денежно-кредитную политику, нежели денежная масса, но доказывают классическую модель они хуже. Существует множество исследований, объясняющих почему правило Тэйлора не работает, но мало ярких примеров его подтверждающих.

РФ не таргетирует инфляцию, хоть и декларирует свое движение в направлении инфляционного таргетирования. Попробуем эмпирически оценить, как в России выглядит monetary policy reaction function.

## II. Анализ зависимости базовой инфляции от ставок, денежной массы и номинального курса рубля

Построим диаграмму с агрегатом M2 и потребительской инфляцией на квартальных данных (диаграмма №5).

На диаграмме значительно лучше видна отрицательная связь между приростом денежной массы и инфляцией.

Согласно результатам нашего моделирования зависимость между индексом потребительских цен и темпами роста денежной массы является отрицательной с очень высокой t-статистикой (-6,2) зависимой переменной. Т.е. чем выше темпы роста денежной массы, тем ниже потребительская инфляция.

Диаграмма №5



Однако, квартальные данные не очень хорошо использовать для моделирования в силу невозможности корректно учесть сезонность. В частности, темпы роста денежной массы всегда резко падают в январе. Поэтому, во-первых, построим модель на месячных данных, а во-вторых, сгладим график темпов роста денежной массы. Сглаживание позволит нам перевести нестационарный ряд к стационарному виду.

Включим в модель 4 переменные:

VIN – базовая инфляция;

M3G – темпы роста агрегата М3;

MPR – краткосрочные процентные ставки;

NER – номинальный курс рубля.

Сначала определим оптимальное количество лагов в модели, для чего воспользуемся тестом Вайлда.

Спецификация теста Вайлда

VEC Lag Exclusion Wald Tests

Date: 11/05/14 Time: 20:54

Sample: 2006M01 2014M07

Included observations: 99

Chi-squared test statistics for lag exclusion:

Numbers in [ ] are p-values

	D(BIN)	D(MPR)	D(M3G)	D(NER)	Joint
DLag 1	82.97501 [ 0.000000]	17.56266 [ 0.001502]	70.90677 [ 1.47e-14]	15.14175 [ 0.004416]	171.9897 [ 0.000000]
DLag 2	5.169401 [ 0.270353]	7.975190 [ 0.092491]	16.45888 [ 0.002461]	0.453558 [ 0.977862]	33.72295 [ 0.005919]
DLag 3	11.10521 [ 0.025407]	6.325424 [ 0.176128]	1.987152 [ 0.738122]	2.598512 [ 0.627087]	21.80433 [ 0.149623]
df	4	4	4	4	16

Тест показал, что оптимально число лагов равно 2.

Далее воспользуемся тестом Йохансена чтобы определить ранг коинтеграции.

Спецификация теста Йохансена

Date: 11/05/14 Time: 20:57

Sample (adjusted): 2006M04

2014M07

Included observations: 100 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: BIN MPR M3G NER

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Value	Prob.**
None *	0.320619	74.02481	47.85613	0.0000
At most 1 *	0.210532	35.36743	29.79707	0.0103
At most 2	0.097526	11.72784	15.49471	0.1704
At most 3	0.014556	1.466278	3.841466	0.2259

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Value	Prob.**
None *	0.320619	38.65738	27.58434	0.0013
At most 1 *	0.210532	23.63959	21.13162	0.0217
At most 2	0.097526	10.26156	14.26460	0.1953
At most 3	0.014556	1.466278	3.841466	0.2259

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

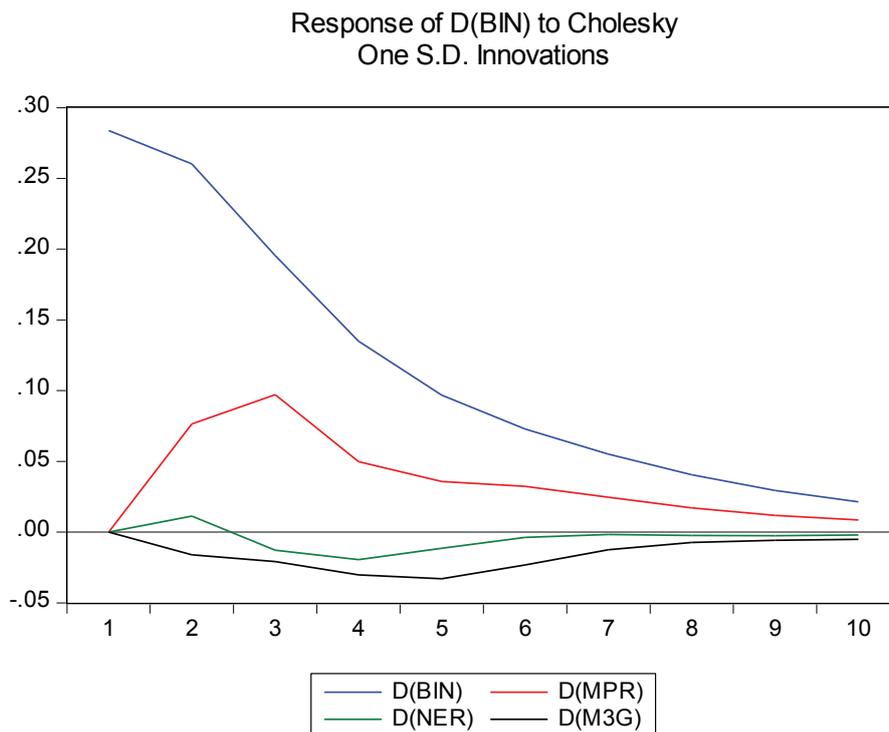
\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Обе статистики говорят о том, что ранг коинтеграции равен 2.

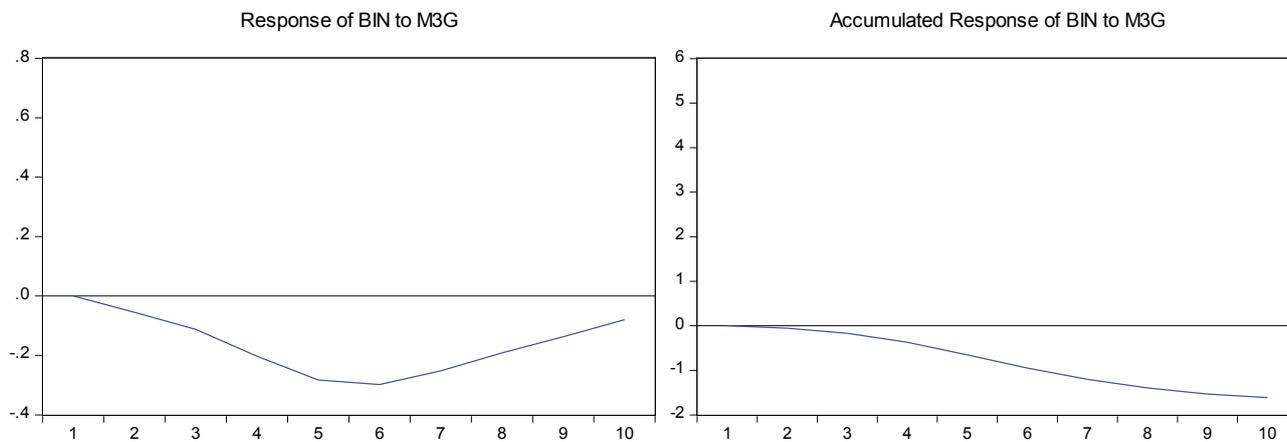
Спецификация модели приведена в приложении 2.  
Построим impulse response function (диаграмма №6).

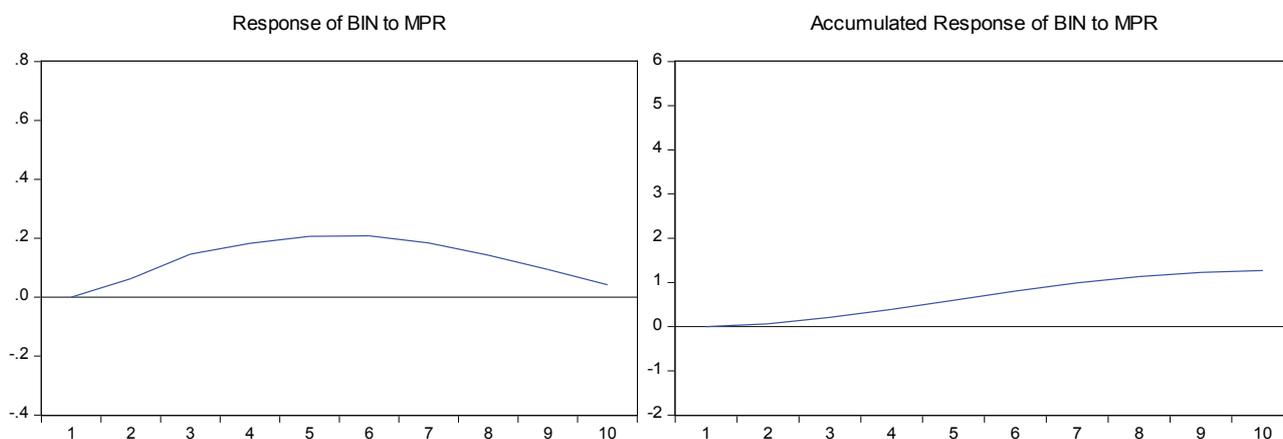
Диаграмма №6



В наибольшей степени нам интересен отклик базовой инфляции на импульс денежной массы и процентных ставок (диаграмма №7).

Диаграмма №7





Также нам интересна декомпозиция вариации переменной BIN (табл. 1).

Таблица 1

*Декомпозиция вариации переменной BIN*

Period	S.E.	BIN	MPR	M3G	NER
1	0.265349	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.546175	98.08085	1.322678	0.180584	0.415891
3	0.827572	94.27060	3.684016	1.274233	0.771150
4	1.091392	90.77713	4.921730	3.174779	1.126361
5	1.332570	87.98511	5.696924	4.844796	1.473169
6	1.539621	86.49913	6.102828	5.646773	1.751274
7	1.706304	86.11745	6.130468	5.816884	1.935195
8	1.834756	86.34035	5.906715	5.716379	2.036551
9	1.930680	86.82825	5.572561	5.516490	2.082696
10	2.000375	87.39325	5.235625	5.274239	2.096882

Variance decomposition analysis говорит нам о том, что процентные ставки и денежная масса хоть и являются значимыми факторами базовой инфляции, но определяют вариацию базовой инфляции незначительно в сравнении с самой базовой инфляцией. Т.е. вариация базовой инфляции на 87% определяется самой базовой инфляцией и только на 5% темпами роста денежной массы и на 5% процентными ставками.

Модель получилась с высокой F-статистикой и высокой детерминацией. Влияние всех 3 переменных на базовую инфляцию значимо.

При этом необходимо отметить тот факт, что добавление переменных MPR и NER в модель не делает ее лучше, а наоборот ухудшает, на что указывают критерии Акаике и Шварца.

Оптимальной моделью является модель с 2 переменными:  $BIN$  и  $M3G$ , 1 коинтеграционным уравнением и 4 лагами. Спецификация модели приведена в приложении 3.

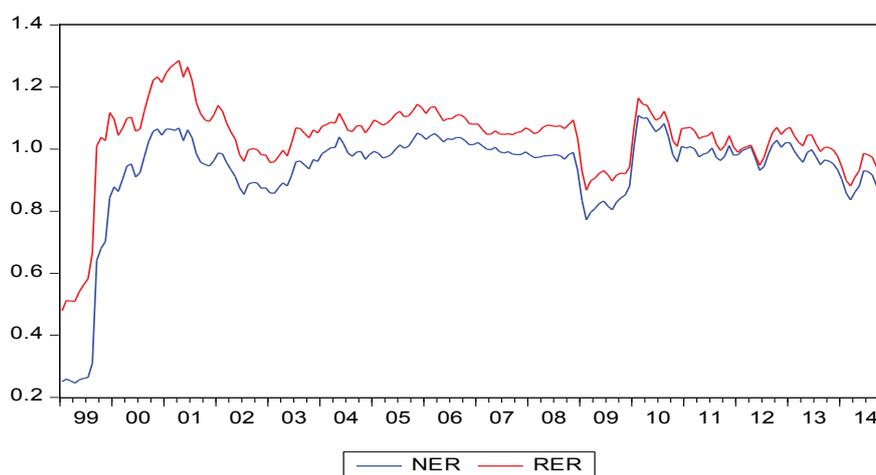
Данная модель характеризуется более высокой F-статистикой и детерминацией в сравнении с 4-факторной моделью. В модели видна сильная отрицательная связь между темпами роста денежной массы и потребительской инфляцией. Impulse response function в этой модели выглядит идентично предыдущей.

Отрицательная зависимость потребительских цен и темпа роста денежной массы объясняется легко. Более высокие темпы роста денежной массы влекут более высокий уровень роста цен в экономике, что в свою очередь означает более высокие темпы роста REER. А когда растет REER, то укрепляется также номинальный курс рубля. А когда укрепляется номинальный курс рубля, импорт дешевеет. В потребительском сегменте у нас доминирует импорт. Соответственно, когда  $M2$  растет более высокими темпами, потребительская инфляция наоборот падает.

Чтобы подтвердить этот вывод необходимо проверить есть ли положительная связь между REER и NER. Для этого даже модель не нужно строить, достаточно построить график (диаграмма №8).

Диаграмма №8

### Взаимосвязь между REER и NER



Теперь проверим, как связаны между собой потребительская инфляция и процентные ставки в экономике. Возьмем базовую инфляцию и процентные ставки на межбанковском рынке. Данные по базовой инфляции доступны с 2006 года. Процентные ставки на межбанковском рынке возьмем среднемесячные.

BIN – базовая инфляция

MPR – процентная ставка на межбанковском рынке

Спецификация модели с 2 переменными: BIN, MPR

Dependent Variable: D(BIN)

Method: Least Squares

Date: 11/03/14 Time: 13:52

Sample (adjusted): 2006M03 2014M07

Included observations: 101 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BIN(-1))	0.786026	0.059734	13.15879	0.0000
D(MPR(-1))	0.047279	0.021094	2.241341	0.0272
-				
R-squared	0.644287	Mean dependent	0.00891	
Adjusted squared	0.640694	var	1	
		S.D. dependent	0.47730	
		var	5	
		Akaike info	0.35469	
S.E. of regression	0.286107	crit	8	
Sum squared resid	8.103837	Schwarz criterion	3	
		Hannan-Quinn	0.37566	
Log likelihood	15.91226	crit.	2	
Durbin-Watson stat	1.794831			

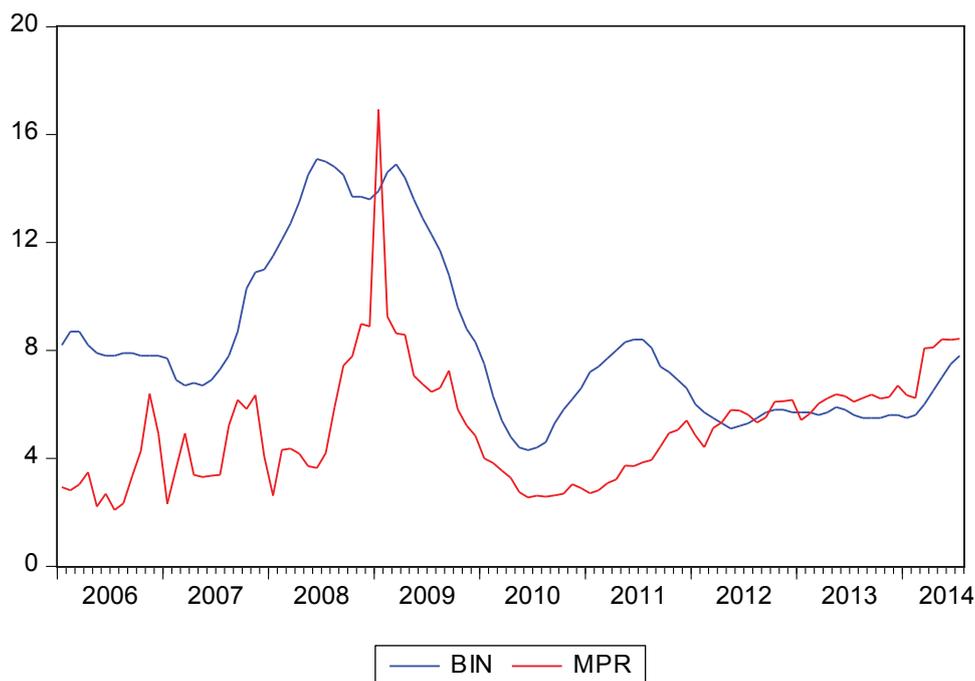
В модели нет ни гетероскедастичности, ни автокорреляции остатков.

Как видно из модели основным фактором базовой инфляции является сама базовая инфляция с лагом 1. Это обусловлено высокой инерцией потребительской инфляции. Ставки на межбанке также являются значимым фактором с вполне приличной t-статистикой. *Причем зависимость носит положительный характер. Т.е. чем выше ставки на межбанковском рынке, тем выше потребительская инфляция.*

Графически зависимость выглядит следующим образом (диаграмма №9).

Диаграмма №9

*Взаимосвязь между BIN и MPR*



Т.е. при росте процентных ставок базовая инфляция растет.

Сделаем impulse response function (диаграмма №10).

Диаграмма №10

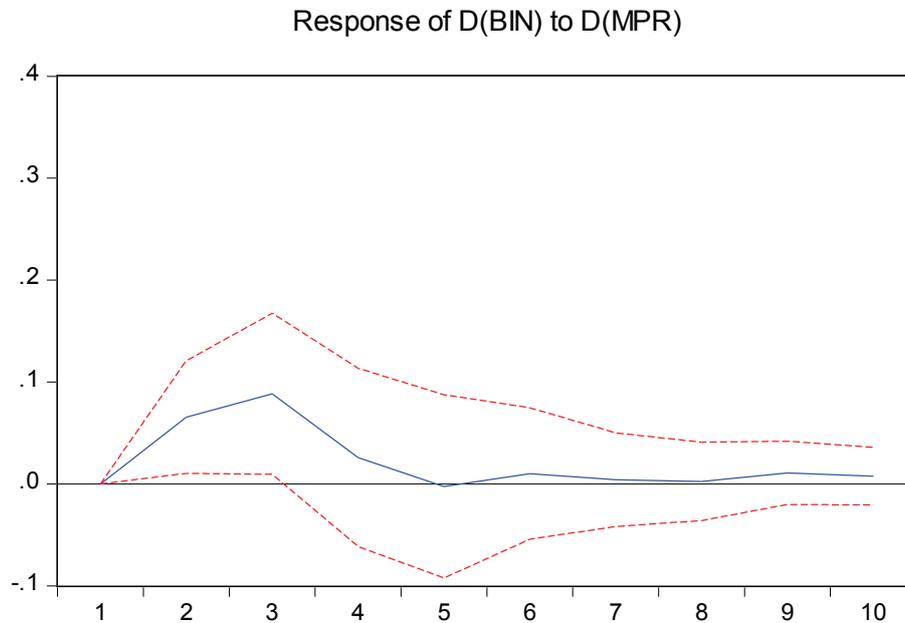


График показывает нам, что в течение 3 месяцев с шока связь является статистически значимой.

Объясняется эта зависимость очень легко. Дело в том, что при росте ставок номинальный курс рубля падает, а когда падает номинальный курс рубля, растет потребительская инфляция. Если мы построим зависимость между ставками и номинальным курсом рубля, то найдем подтверждение этому выводу.

Спецификация модели с 2 переменными: NER и MPR

Dependent Variable: D(NER)

Method: Least Squares

Date: 11/23/14 Time: 15:31

Sample (adjusted): 2007M04 2014M06

Included observations: 87 after adjustments

Convergence achieved after 7 iterations

Coefficie			
Variable	nt	Std. Error	t-Statistic Prob.

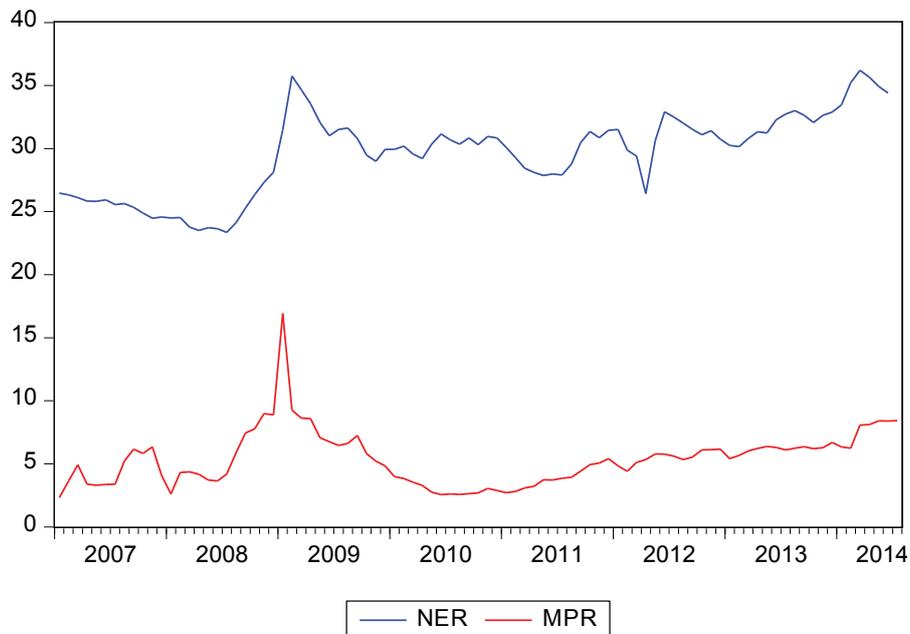
D(MPR(-1))	0.229907	0.070628	3.255187	0.0016
AR(1)	0.244298	0.106021	2.304244	0.0236
		Mean	dependent	0.09535
R-squared	0.172200	var		6
Adjusted R-squared	0.162461	R-S.D.	dependent	1.08004
		var		2
		Akaike	info	2.83731
S.E. of regression	0.988424	criterion		0
Sum squared resid	83.04344	Schwarz criterion		7
		Hannan-Quinn		2.86013
Log likelihood	121.4230	criter.		6
Durbin-Watson stat	1.927725			
Inverted Roots	.24	AR		

Гетероскедастичности нет, автокорреляции остатков нет, *t*-статистика высокая.

Визуально на графике (диаграмма №11) положительная связь тоже видна. NER в данном случае это не индекс NER, а просто номинальный курс рубля.

Диаграмма №11

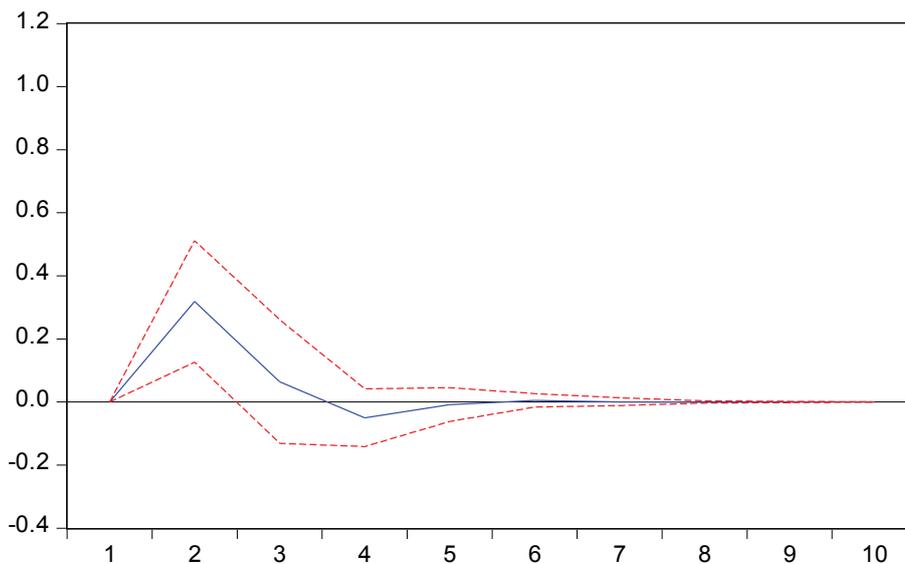
Взаимосвязь между *NER* и *MPR*



Построим impulse response function (диаграмма №12).

Диаграмма №12

Response of  $D(NER)$  to  $D(MPR)$



Функция показывает нам, что:

- при росте процентных ставок номинальный курс падает;

- в течение 2 месяцев влияние процентных ставок на номинальный курс является значимым.

В заключении сделаем тест причинности по Грэнджеру.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 12/10/14 Time: 20:04

Sample: 2006M01 2014M07

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
<hr/>			
D(BIN) does not Granger Cause D(NER)			
D(BIN)	100	1.138060	0.3248
D(BIN) does not Granger Cause D(NER)		0.233250	0.7924
<hr/>			
D(M3G) does not Granger Cause D(BIN)			
D(BIN)	100	0.168270	0.8454
D(BIN) does not Granger Cause D(M3G)		3.486430	0.0346
<hr/>			
D(MPR) does not Granger Cause D(BIN)			
D(BIN)	100	4.609640	0.0123
D(BIN) does not Granger Cause D(MPR)		0.105160	0.9003
<hr/>			
D(NER) does not Granger Cause D(M3G)			
D(NER)	100	1.000630	0.3715
D(NER) does not Granger Cause D(M3G)		3.697750	0.0284
<hr/>			
D(NER) does not Granger Cause D(MPR)			
D(NER)	100	5.716380	0.0045
D(NER) does not Granger Cause D(MPR)		0.140840	0.8688
<hr/>			
D(M3G) does not Granger Cause D(MPR)			
D(M3G)	100	3.420300	0.0368
D(M3G) does not Granger Cause D(MPR)		2.630710	0.0773
<hr/>			

Тест показал, что наименее вероятно отсутствие причинной связи между переменными MPR и NER ( $p=0,0045$ ). Иными словами тест подтвердил, что ставки влияют на курс рубля. Также тест подтвердил влияние процентных ставок на базовую инфляцию.

### III. Анализ зависимости инфляции в промышленности от ставок, денежной массы и номинального курса рубля

Теперь посмотрим как процентные ставки и денежная масса влияют на PPI. Возьмем PPI в промышленности.

C – константа

PPI – индекс цен производителей промышленности

NER – индекс номинального курса рубля (источник – BIS)

LIR – долгосрочные процентные ставки (источник – ОЭСР)

AR(1), AR(2) – авторегрессия первого и второго порядка

Спецификация модели с 3 переменными: PPI, NER, LIR

Dependent Variable: PPI

Method: Least Squares

Date: 11/04/14 Time: 16:46

Sample (adjusted): 2003M06 2014M08

Included observations: 135 after adjustments

Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficie			
	nt	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.332427	0.073249	18.19049	0.0000
-				
LIR(-2)	0.008793	0.004606	-1.909177	0.0584
-				
NER(-1)	0.165994	0.056383	-2.944043	0.0038
AR(1)	1.615417	0.065726	24.57786	0.0000
-				
AR(2)	0.665512	0.065546	-10.15335	0.0000

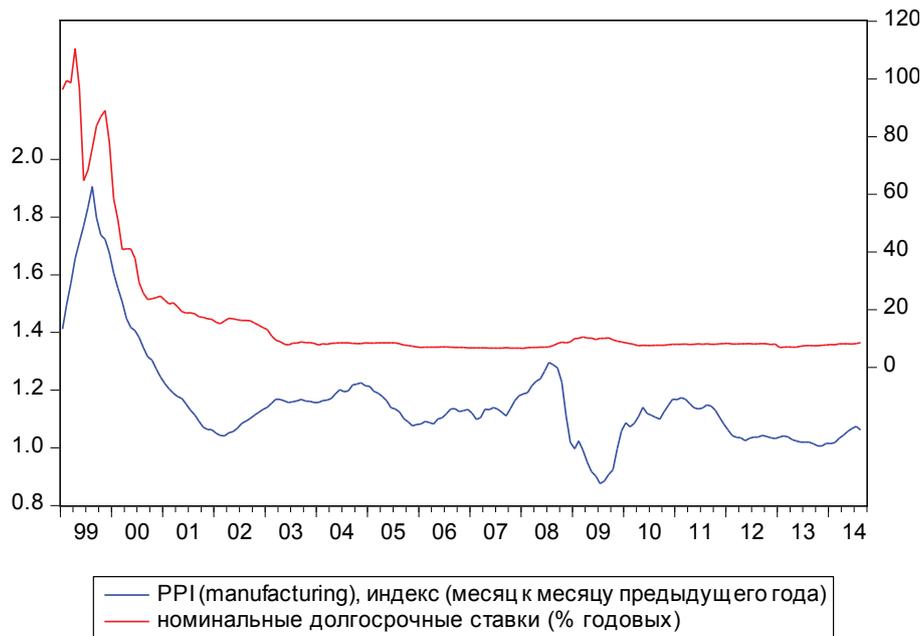
	Mean	dependent	1.10497
R-squared	0.964895	var	8
Adjusted R-squared	0.963815	S.D. var	0.08234
			3
			-
	Akaike	info	5.43864
S.E. of regression	0.015663	criterion	2
			-
Sum squared resid	0.031895	Schwarz criterion	0
			-
	Hannan-Quinn		5.39491
Log likelihood	372.1084	criter.	6
		Durbin-Watson	1.89557
F-statistic	893.3048	stat	1
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR			
Roots	.81-.11i	.81+.11i	

Автокорреляция остатков и гетероскедастичности нет. Между процентными ставками и индексом цен производителей наблюдается отрицательная связь с лагом 2, но слабая.

На графике (диаграмме №13) она почти не заметна. (Шкала процентных ставок размещена на правой оси, индекс PPI – на левой).

Диаграмма №13

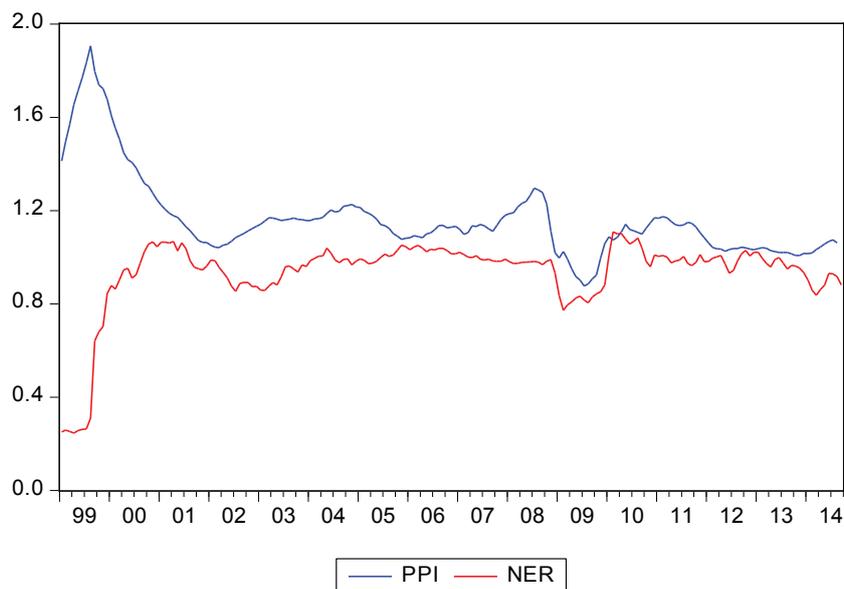
**Взаимосвязь между PPI и процентными ставками**



Кроме того, наблюдается отрицательная связь между номинальным курсом рубля и PPI (диаграмма №14). Это означает, что при девальвации рубля индекс цен производителей растёт.

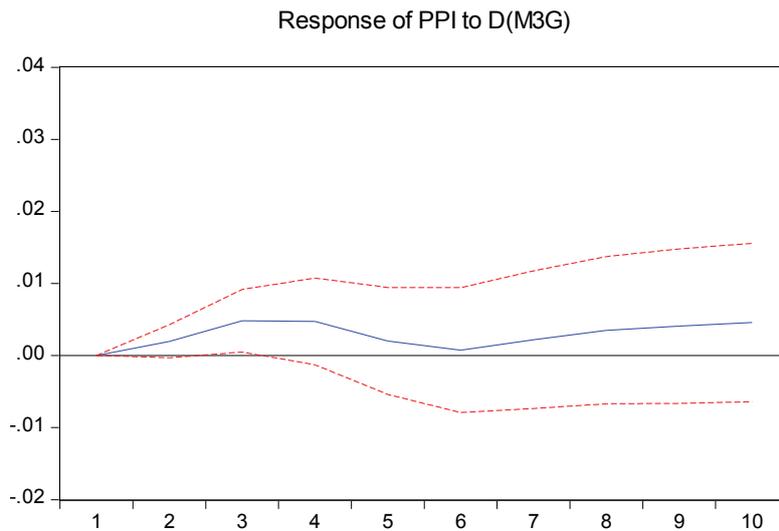
Диаграмма №14

**Взаимосвязь между PPI и номинальным курсом рубля**



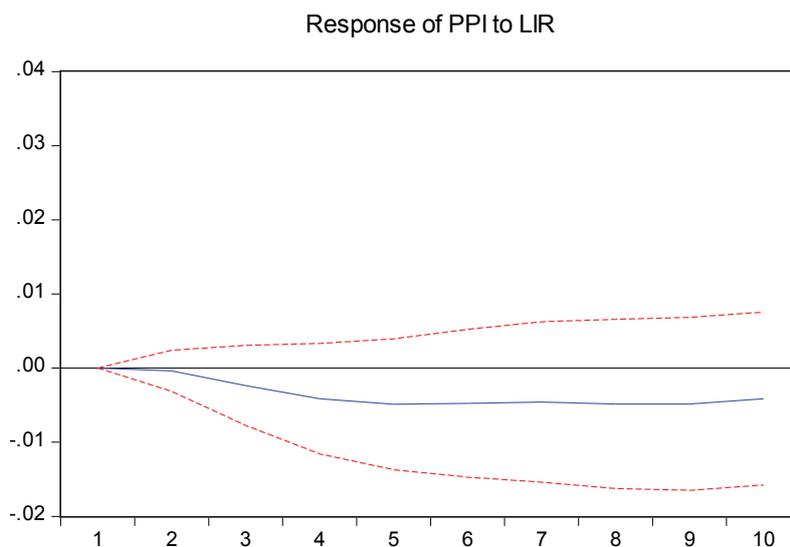
Между денежной массой и PPI существует положительная связь. Эта положительная связь статистически значима в течение 3 месяцев (диаграмма №15).

*Диаграмма №15*



Impulse response показывает отрицательную связь между PPI и LIR, но из графика (диаграмма №16) видно, что значимой эту связь признать нельзя.

*Диаграмма №16*



Оптимальная модель имеет 2 коинтеграционных уравнения и 2 лага. Спецификация модели приведена в приложение 1.

Декомпозиция вариации РРІ выглядит следующим образом (табл. 2).

Таблица 2

Variance Decomposition of PPI:						
Period	S.E.	PPI	NER	LIR	M3G	
1	0.014441	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	
2	0.027987	98.11921	0.576642	0.002234	1.301911	
3	0.038650	96.68601	0.992010	0.035866	2.286117	
4	0.046540	97.37510	0.720032	0.064651	1.840222	
5	0.052197	97.85964	0.587240	0.088104	1.465021	
6	0.055933	98.05994	0.533158	0.130756	1.276147	
7	0.058452	97.89471	0.714222	0.158280	1.232790	
8	0.060122	97.41555	1.001858	0.162510	1.420088	
9	0.061071	96.65335	1.266441	0.164382	1.915828	
10	0.061617	95.51074	1.499278	0.172920	2.817058	

Из таблицы видно, что инерция РРІ чрезвычайно сильна, денежная масса, номинальный курс и процентные ставки определяют вариацию РРІ незначительно.

Из всего нашего анализа следует, что денежную массу можно признать значимым фактором РРІ и рост денежной массы положительно влияет на РРІ в течение 3 кварталов. В тоже время связь между процентными ставками и РРІ – слабая. Визуально эту связь на графике также не видна.

И тут возникает очень важный вопрос: а нужно ли подавлять инфляцию в промышленности? Дело в том, что рост индекса цен производителей является основным источником роста в промышленности.

Спецификация модели с 3 переменными: IPG, PPI, LIR

Dependent Variable: IPG

Method: Least Squares

Date: 11/04/14 Time: 16:20

Sample (adjusted): 2003M01 2014M08

Included observations: 140 after adjustments

Convergence achieved after 21 iterations

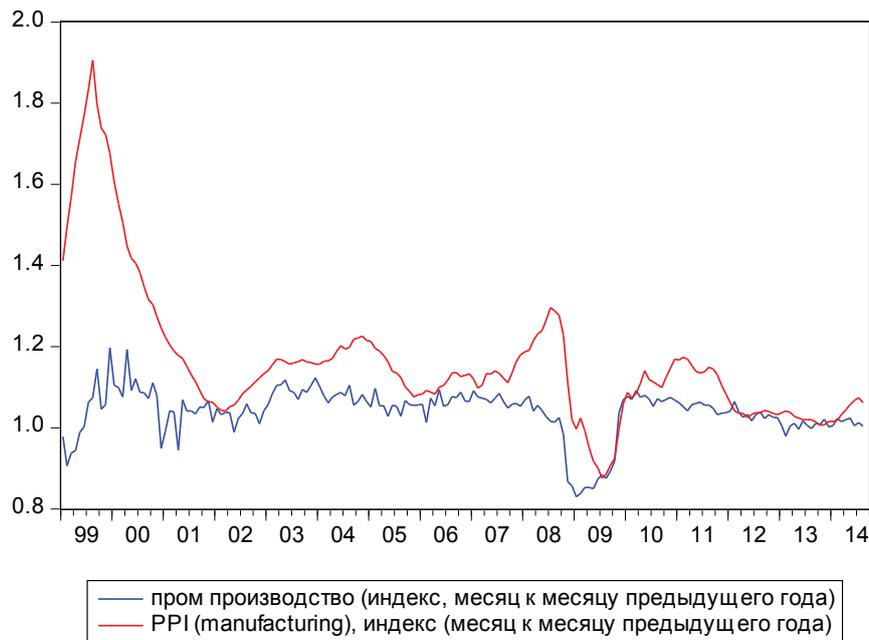
Variable	Coefficie			
	nt	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPI	0.811805	0.038690	20.98246	0.0000
LIR(-2)	0.016586	0.005249	3.160206	0.0019
AR(1)	0.899457	0.034850	25.80925	0.0000
		Mean	dependent	1.03704
R-squared	0.858675	var		3
Adjusted	R-	S.D.	dependent	0.06027
squared	0.856612	var		5
		Akaike	info	4.70081
S.E. of regression	0.022824	criterion		3
				-
Sum	squared			4.63777
resid	0.071368	Schwarz	criterion	8
				-
		Hannan-Quinn		4.67519
Log likelihood	332.0569	criter.		7
Durbin-Watson				
stat	2.098741			
Inverted	AR			
Roots	.90			

Как видно из модели между PPI и IPG существует сильнейшая связь. Связь хорошо видна на графике (диаграмма №17).

Также существует достаточно сильная отрицательная связь между процентными ставками и темпом роста в промышленности.

Диаграмма №17

**Взаимосвязь между процентными ставками и темпом роста в промышленности**



В заключении сделаем тест причинности по Грэнджеру.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 12/10/14 Time: 20:21

Sample: 1999M01 2014M09

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PPI does not Granger Cause IPG	186	13.97162	E-06
IPG does not Granger Cause PPI		0.27308	0.7613
LIR does not Granger Cause IPG	186	2.60281	0.0768
IPG does not Granger Cause LIR		0.85885	0.4254
NER does not Granger Cause IPG	186	4.53957	0.0119
IPG does not Granger Cause NER		6.47469	0.0019

LIR does not Granger Cause PPI	186	7.990550.0005
PPI does not Granger Cause LIR		2.609780.0763
NER does not Granger Cause PPI	186	4.066710.0187
PPI does not Granger Cause NER		9.406870.0001
NER does not Granger Cause LIR	186	6.930400.0013
LIR does not Granger Cause NER		1.688840.1876

Тест подтвердил, что переменная PPI влияет на переменную IPG, а переменные LIR и NER влияют на переменную PPI.

*Таким образом, мы установили, что на потребительскую инфляцию рост процентных ставок оказывает положительное влияние, а рост денежной массы отрицательное. В то же время на инфляцию в промышленности рост процентных ставок влияет отрицательно, но влияние это минимально. Влияние же денежной массы на PPI положительное. При этом нужно иметь ввиду что ЦБ таргетирует именно потребительскую инфляцию.*

#### **IV. Объяснение выявленных закономерностей**

Таким образом, мы по результатам эмпирического анализа сделали 2 фундаментальных вывода:

- 1) между процентными ставками и потребительской инфляцией существует положительная связь;
- 2) между темпами роста денежной массы и потребительской инфляцией существует отрицательная связь.

Пытаясь объяснить эти зависимости, мы пришли к еще одному фундаментальному выводу:

- 3) рост ставок в экономике приводит к ослаблению рубля.

Все 3 вывода противоречат классической теории.

Теперь попытаемся разобраться, является ли выявленные зависимости прецедентом и если нет, то как часто такая monetary policy reaction function описана в научной литературе.

Классическая теория (модель Манделла-Флеминга) постулирует, что в открытой экономике при плавающем курсе национальной валюты ужесточение денежно-кредитной политики приводит к повышению процентных ставок, что в свою очередь влечет приток капитала в страну и, соответственно, укрепление курса национальной валюты. Укрепление национальной валюты сокращает инфляцию. Кроме того, ужесточение денежно-кредитной политики сокращает совокупный спрос, что тоже влечет падение инфляции. Вместе с тем, существует множество примеров, опровергающих классическую теорию. Они показывают, что при ужесточении денежно-кредитной политики:

- 1) курс национальной валюты не растет, а падает;
- 2) инфляция не падает, а растет.

В англоязычной научной литературе положительная зависимость процентных ставок и инфляции получила название «price puzzle». Такая зависимость многократно описана в литературе. В частности однозначная положительная зависимость процентных ставок и инфляции наблюдалась в экономике США в период с 1960 по 1983 годы [Dueker, 2006; Emery, 1994].

2 самых известных исследования положительной зависимости процентных ставок и инфляции в США это [Eichenbaum, 1992] и [Sims, 1992]. Авторы этих исследований делают вывод о том, что ужесточение денежно-кредитной политики ФРС влечет рост цен в США в течение 2 лет.

В известном исследовании [Hnatovska et al, 2014] на выборке из 25 развитых и 47 развивающихся стран авторы доказывают что рост ставок влечет рост инфляции для 73% развитых и 80% развивающихся стран.

Ситуация когда рост процентных ставок влечет падение номинального курса валюты называется «exchange rate puzzle». Такая зависимость также многократно описана в научной литературе. К примеру, в исследовании [Grilli and Roubini, 1993] авторы, проанализировав монетарную политику стран G-7, пришли к выводу, что за исключением США во всех странах G-7 имеет место отрицательная зависимость между процентными ставками и номинальным курсом национальной валюты.

В исследовании [Hnatovska et al, 2014] на выборке из 47 развивающихся стран авторы доказывают, что рост ставок влечет ослабление курса национальной валюты для 73% развивающихся стран.

Объяснение перечисленных отклонений от классической теории не является сложным. Дело в том, что повышение процентных ставок по-разному влияет на прямые и портфельные

инвестиции. Прямые инвестиции от повышения процентных ставок сокращаются, портфельные – растут. Т.е. при повышении процентных ставок мы имеем 2 противоположных эффекта: приток портфельных инвестиций в страну и отток прямых (долгосрочных) инвестиций из страны. Соответственно, если первый эффект (приток краткосрочного капитала в страну) сильнее второго, то курс национальной валюты растет. В противном случае падает. В первом случае имеем место падение темпов роста цен, во втором случае – рост инфляции.

Таким образом, классическая теория работает только в том случае, когда финансовый рынок является развитым и сопоставимым по своим объемам с экономикой страны. В этом случае действительно повышение процентных ставок влечет приток краткосрочного капитала в страну и отток прямых инвестиций, то есть долгосрочного капитала и, соответственно, укрепление курса национальной валюты. Но в России финансовый рынок невелик в сравнении с ВВП и потому классическая модель не работает.

#### Приложение 1.

##### *Спецификация VECM модели зависимости PPI от процентных ставок, номинального курса рубля, и денежной массы*

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 11/19/14 Time: 18:09  
 Sample (adjusted): 2003M01 2014M08  
 Included observations: 140 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
PPI(-1)	1.000000	0.000000
NER(-1)	0.000000	1.000000
LIR(-1)	0.007591 (0.00065) [ 11.7673]	0.031584 (0.00642) [ 4.91940]
M3G(-1)	-0.087692 (0.04739) [-1.85061]	1.381197 (0.47162) [ 2.92865]
C	-0.975452	-2.642396

Error Correction:	D(PPI)	D(NER)	D(LIR)	D(M3G)
CointEq1	-0.074869 (0.15534) [-0.48196]	-0.200695 (0.22364) [-0.89742]	-12.64735 (15.8761) [-0.79663]	0.105364 (0.12287) [ 0.85752]
CointEq2	0.024343 (0.01504) [ 1.61832]	-0.027177 (0.02166) [-1.25499]	-4.441820 (1.53734) [-2.88928]	0.023671 (0.01190) [ 1.98947]
D(PPI(-1))	0.811659 (0.41147) [ 1.97257]	-0.705380 (0.59237) [-1.19077]	-64.41082 (42.0533) [-1.53165]	-0.575061 (0.32547) [-1.76689]
D(PPI(-2))	-0.727610 (0.40720) [-1.78685]	0.469385 (0.58623) [ 0.80069]	86.51078 (41.6169) [ 2.07874]	0.236616 (0.32209) [ 0.73463]
D(NER(-1))	-0.083852 (0.05987) [-1.40055]	0.391663 (0.08619) [ 4.54404]	9.608547 (6.11893) [ 1.57030]	0.037819 (0.04736) [ 0.79860]
D(NER(-2))	0.068232 (0.05392) [ 1.26542]	-0.230495 (0.07763) [-2.96930]	-6.352467 (5.51076) [-1.15274]	0.087981 (0.04265) [ 2.06289]
D(LIR(-1))	0.000880 (0.00403) [ 0.21858]	-0.009365 (0.00580) [-1.61576]	0.094250 (0.41147) [ 0.22906]	-0.006226 (0.00318) [-1.95508]
D(LIR(-2))	-0.006655 (0.00401) [-1.65952]	0.003778 (0.00577) [ 0.65430]	0.848349 (0.40987) [ 2.06980]	0.002136 (0.00317) [ 0.67327]
D(M3G(-1))	0.275106 (0.10990) [ 2.50323]	-0.058949 (0.15822) [-0.37258]	-22.94859 (11.2320) [-2.04314]	0.667679 (0.08693) [ 7.68078]
D(M3G(-2))	-0.386296 (0.10920) [-3.53746]	0.398642 (0.15721) [ 2.53572]	36.88827 (11.1606) [ 3.30523]	-0.303330 (0.08638) [-3.51175]

C	-0.000656 (0.00126) [-0.52080]	0.000522 (0.00181) [ 0.28778]	0.048292 (0.12881) [ 0.37490]	-0.001283 (0.00100) [-1.28735]
R-squared	0.559877	0.394946	0.573967	0.513705
Adj. R-squared	0.525759	0.348043	0.540941	0.476008
Sum sq. resid	0.026965	0.055887	281.6554	0.016870
S.E. equation	0.014458	0.020814	1.477625	0.011436
F-statistic	16.41001	8.420420	17.37931	13.62711
Log likelihood	400.1887	349.1735	-247.5843	433.0171
Akaike AIC	-5.559838	-4.831050	3.694062	-6.028816
Schwarz SC	-5.328709	-4.599921	3.925191	-5.797687
Mean dependent	-0.000507	0.000295	0.013500	-0.001711
S.D. dependent	0.020995	0.025778	2.180870	0.015798
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.33E-13		
Determinant resid covariance		5.28E-13		
Log likelihood		1184.253		
Akaike information criterion		-16.17504		
Schwarz criterion		-15.08243		

## Приложение 2.

### *Спецификация VECM модели базовой инфляции от процентных ставок, денежной массы и номинального курса рубля*

Vector Error Correction Estimates

Date: 11/05/14 Time: 20:59

Sample (adjusted): 2006M04 2014M07

Included observations: 100 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
BIN(-1)	1.000000	0.000000
MPR(-1)	0.000000	1.000000
M3G(-1)	-6.201538 (7.74598) [-0.80061]	-30.53422 (7.05789) [-4.32626]

NER(-1)	0.471641 (0.25566) [ 1.84476]	-1.143797 (0.23295) [-4.90998]		
C	-14.33253	66.24840		
Error Correction:	D(BIN)	D(MPR)	D(M3G)	D(NER)
CointEq1	-0.023940 (0.01461) [-1.63898]	-0.134652 (0.07022) [-1.91744]	-0.001371 (0.00060) [-2.29667]	-0.168123 (0.04623) [-3.63627]
CointEq2	-0.021215 (0.01469) [-1.44432]	-0.005126 (0.07062) [-0.07259]	0.000417 (0.00060) [ 0.69395]	0.226939 (0.04650) [ 4.88091]
D(BIN(-1))	0.746896 (0.10122) [ 7.37895]	-0.454787 (0.48664) [-0.93455]	-0.006273 (0.00414) [-1.51674]	0.041049 (0.32040) [ 0.12812]
D(BIN(-2))	-0.124570 (0.09845) [-1.26531]	-0.101271 (0.47332) [-0.21396]	-0.002785 (0.00402) [-0.69228]	0.081689 (0.31163) [ 0.26214]
D(MPR(-1))	0.061697 (0.02483) [ 2.48466]	-0.388412 (0.11938) [-3.25352]	-0.002303 (0.00101) [-2.27029]	0.040718 (0.07860) [ 0.51805]
D(MPR(-2))	0.044227 (0.02381) [ 1.85765]	-0.155510 (0.11446) [-1.35860]	-0.001502 (0.00097) [-1.54438]	-0.051603 (0.07536) [-0.68475]
D(M3G(-1))	-3.258260 (2.39035) [-1.36309]	-12.98583 (11.4922) [-1.12997]	0.760239 (0.09767) [ 7.78374]	6.398934 (7.56626) [ 0.84572]
D(M3G(-2))	-3.377802 (2.56298) [-1.31792]	-28.31102 (12.3221) [-2.29757]	-0.455322 (0.10472) [-4.34783]	-1.176040 (8.11272) [-0.14496]
D(NER(-1))	0.030346 (0.03098)	0.032036 (0.14896)	-0.001718 (0.00127)	0.335619 (0.09808)

	[ 0.97939]	[ 0.21506]	[-1.35710]	[ 3.42204]
D(NER(-2))	-0.015250 (0.03029) [-0.50349]	0.088341 (0.14562) [ 0.60665]	0.000840 (0.00124) [ 0.67877]	0.020150 (0.09587) [ 0.21017]
C	-0.024143 (0.02757) [-0.87565]	-0.028536 (0.13256) [-0.21527]	-0.001605 (0.00113) [-1.42436]	0.060059 (0.08728) [ 0.68816]
R-squared	0.724935	0.211424	0.607512	0.380688
Adj. R-squared	0.694029	0.122820	0.563412	0.311102
Sum sq. resids	6.266501	144.8455	0.010462	62.78638
S.E. equation	0.265349	1.275726	0.010842	0.839920
F-statistic	23.45600	2.386165	13.77583	5.470775
Log likelihood	-3.396248	-160.4187	316.3637	-118.6223
Akaike AIC	0.287925	3.428375	-6.107273	2.592445
Schwarz SC	0.574494	3.714943	-5.820704	2.879014
Mean dependent	-0.009000	0.054004	-0.002510	0.067570
S.D. dependent	0.479708	1.362113	0.016409	1.011953
Determinant resid covariance (dof				
adj.)		8.07E-06		
Determinant resid covariance		5.06E-06		
Log likelihood		42.11613		
Akaike information criterion		0.197677		
Schwarz criterion		1.552366		

### Приложение 3.

*Спецификация модели с 2 переменными:  
 базовая инфляция и денежная масса*

Vector Error Correction Estimates

Date: 11/06/14 Time: 19:23

Sample (adjusted): 2006M06 2014M07

Included observations: 98 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---

Cointegrating Eq: CointEq1

---

BIN(-1) 1.000000

M3G(-1)	-21.53241 (4.08585) [-5.27000]	
C	18.46302	
Error Correction:	D(BIN)	D(M3G)
CointEq1	-0.055685 (0.01173) [-4.74737]	-0.001011 (0.00053) [-1.90455]
D(BIN(-1))	0.690327 (0.10574) [ 6.52876]	-0.010483 (0.00479) [-2.19018]
D(BIN(-2))	-0.267587 (0.12216) [-2.19049]	0.003384 (0.00553) [ 0.61205]
D(BIN(-3))	0.165697 (0.12185) [ 1.35986]	-0.005479 (0.00552) [-0.99333]
D(BIN(-4))	-0.071116 (0.09143) [-0.77786]	-3.40E-07 (0.00414) [-8.2e-05]
D(M3G(-1))	-7.713161 (2.53222) [-3.04601]	0.800180 (0.11462) [ 6.98094]
D(M3G(-2))	1.553803 (3.14186) [ 0.49455]	-0.632222 (0.14222) [-4.44540]
D(M3G(-3))	-9.814617 (3.06841) [-3.19860]	0.249243 (0.13889) [ 1.79447]
D(M3G(-4))	0.548140 (2.81711)	-0.205359 (0.12752)

	[ 0.19458]	[-1.61042]
C	-0.034433 (0.02742) [-1.25554]	-0.002225 (0.00124) [-1.79197]
R-squared	0.757058	0.575866
Adj. R-squared	0.732212	0.532489
Sum sq. resids	5.454013	0.011175
S.E. equation	0.248953	0.011269
F-statistic	30.46968	13.27574
Log likelihood	2.486202	305.8157
Akaike AIC	0.153343	-6.037055
Schwarz SC	0.417115	-5.773283
Mean dependent	-0.001020	-0.002729
S.D. dependent	0.481084	0.016481
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.05E-06
Determinant resid covariance		5.69E-06
Log likelihood		313.6753
Akaike information criterion		-5.952558
Schwarz criterion		-5.372259

### Список литературы / References

1. The Price Puzzle: An Update and a Lesson. M.J. Dueker, 2006.
2. Understanding the Price Puzzle. N.S. Balke, K.M. Emery, 1994.
3. Risk premium shocks, monetary policy and exchange rate pass-through in the Czech Republic, Hungary and Poland. Balázs Vonnák, 2010.
4. An alternative explanation of the price puzzle. P. Giordani. 2004.
5. The link between interest rates and exchange rates. Do contractionary depreciation make a difference? M. Sanchez. 2005.
6. Comment on interpreting the macroeconomic time series facts: the effect of monetary policy. M. Eichenbaum, 1992.
7. Interpreting the macroeconomic time series fact: the effect of monetary policy. C. Sims, 1992.

8. Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates. David O. Cushman and Tao Zha. 1995.
9. V. Grilli, N. Roubini, 1993. Liquidity and exchange rate: Puzzling evidence from the G-7 countries.
10. Viktoria Hnatkovska, Amartya Lahiri, and Carlos A. Vegh. The Exchange Rate Response Puzzle. 2014.

#### **ДАННЫЕ ОБ АВТОРЕ**

**Поляков Егор Николаевич**

*Санкт-Петербургский государственный университет экономики и финансов  
Наб. канала Грибоедова 30/32, г. Санкт-Петербург, 191023, Россия  
e-mail: u511a@mail.ru*

#### **DATA ABOUT THE AUTHOR**

**Polyakov Egor Nikolaevich**

*Saint Petersburg State University of Economics and Finance  
Griboedov emb 30/32, Saint Petersburg, 191023, Russia  
e-mail: u511a@mail.ru*