

## Макроэкономический прогноз экономики России на 2015–2017 годы

2014 год принес с собой резкие сдвиги в мировой экономической ситуации и российской макроэкономической политике. Введение экономических санкций в отношении России, продолжающийся военный конфликт на Украине являются лишь слабыми отголосками более мощного экономического фактора, вступающего в борьбу за мировое господство. Это — появление на энергетическом рынке **сланцевой нефти и сланцевого газа**, уже составивших серьезную конкуренцию традиционным энергоресурсам, обеспечившим России экономическое процветание в 2000-е годы. На сегодняшний день мы видим снижение мировых цен на нефть с уровня 110 долл. до 70–80 долл. за баррель, вызванное, главным образом, желанием выставить заградительный барьер для входа на рынок для непрошенных конкурентов (при уровне цены 80 долл. за баррель и ниже добыча сланцевой нефти становится нерентабельной).

Нашей целью здесь является обоснованный прогноз негативных тенденций, уже замаячивших на горизонте российской экономики в 2015–2017 годах. Но не стоит поддаваться унынию: негативные прогнозы, как правило, заставляют власть искать выходы из сложившейся ситуации, что объективно способствует преодолению тенденций изоляционизма в российской экономической политике и активизирует интеграционные процессы.

Формат работы определяется поставленными задачами: разработка и оценка эконометрических зависимостей по ключевым параметрам экономики, обзор перспектив развития экономики России, предоставленными ключевыми игроками экспертного сообщества, оценка сценариев и прогноз показателей социально-экономического развития России на 2014 и 2015-2017 гг.

### Эконометрическая модель

#### Инфляция на потребительском рынке

Для построения модели была использована выборка квартальных данных 1995(1)–2014(2), включающая следующие показатели:

$\pi_i = CPI / 100 - 1$  — темп инфляции на потребительском рынке;

$\pi_{oilp} = POILP / 100 - 1$  — темп роста цен на бензин;

$\epsilon_p = E / E(-1) - 1$  — темп изменения обменного курса доллара;

$\text{piel} = \text{PEL} / 100 - 1$  — темп изменения цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей;

$\text{Seas}$  — сезонная дамми-переменная, например,  $\text{Seas}(-3)$  — сезонность в 4-м квартале.

Проверка этих временных рядов на единичные корни по критерию ADF подтвердила гипотезу стационарности. Полученная регрессионная зависимость на интервале квартальных данных 1995(1)–2014(2) имеет следующий вид (в скобках внизу — значения t-статистик для коэффициентов):

$$\begin{aligned} \text{pi} = & 0.0034 + 0.2924 \text{ eps} + 0.4107 \text{ piel} + 0.0951 \text{ pioilp} - 0.0242 \text{ Seas} - 0.0240 \text{ Seas}(-1) - \\ & (5.13) \quad (16.6) \quad (10.0) \quad (4.89) \quad (-2.39) \quad (-2.47) \\ & 0.0506 \text{ Seas}(-2) \\ & (-5.11) \end{aligned}$$

Интегральные показатели для этой зависимости:  $R^2 = 0.87$ ,  $DW = 1.72$  — свидетельствуют о ее приемлемом качестве. Коэффициенты являются значениями показателей эластичности по соответствующим факторам.

Отметим, что фактор  $\text{eps}$  — темп изменения обменного курса доллара — является, по существу, монетарным. Факторы  $\text{piel}$ ,  $\text{pioilp}$  отражают воздействие немонетарных шоков на динамику инфляции на потребительском рынке. Обращают на себя внимание высокие показатели эластичности темпа инфляции на потребительском рынке по факторам  $\text{piel}$ ,  $\text{eps}$ .

Из полученной модели можно извлечь некоторые практически полезные выводы. Во-первых, снижение мировых и экспортных цен на российскую нефть и соответствующий рост курса доллара (с 31 до 41 долл. за рубль) приведут, согласно этой модели к росту темпа инфляции до 9.7% (за тот же период), что по итогам 2015 года может составить более 10%. Во-вторых, власть, скорее всего, задействует альтернативные инструменты для снижения темпов инфляции. Фактически, мы уже не первый год наблюдаем снижение темпов роста тарифов инфраструктурных монополий

### **Инфляция в промышленности**

Для построения модели была использована выборка квартальных данных 1995(1)–2014(2), включающая следующие показатели:

$\text{pirpi} = \text{PPI} / 100 - 1$  — темп инфляции в промышленности;

$\text{pioile} = \text{POLIE} / 100 - 1$  — темп роста цен в нефтедобыче;

$\text{eps} = E / E(-1) - 1$  — темп изменения обменного курса доллара;

$\text{piel} = \text{PEL} / 100 - 1$  — темп изменения цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей.

Проверка этих временных рядов на единичные корни по критерию ADF подтвердила гипотезу стационарности. Построенная эконометрическая модель по квартальным данным за период 1995(1)–2014(2) имеет вид (в скобках внизу — значения t-статистик для коэффициентов):

$$\text{ripri} = 0.0028 + 0.2876 \text{pioile} + 0.0999 \text{eps} + 0.4567 \text{piel}$$

(0.52)      (11.5)                      (4.27)                      (9.02)

Интегральные показатели этой зависимости:  $R^2 = 0.81$ ,  $DW = 1.72$  — свидетельствуют о ее хорошем качестве. Таким образом, эластичность индекса цен в промышленности по фактору цен в нефтедобыче составляет 29%, по фактору номинального обменного курса доллара 10%, по фактору цен на электроэнергию, газ и воду 45.6%.

Построенная эконометрическая зависимость позволяет объяснить, почему в конце 2008 года произошла дефляция в российской промышленности. Причина — резкое падение цен в нефтедобыче ( $\text{pioile}$ ).

Отметим, что набор предикторов в полученных уравнениях инфляции на потребительском рынке и промышленности — принципиально один и тот же. Различны лишь коэффициенты эластичности темпа инфляции на потребительском рынке и в промышленности по этим предикторам. Если для инфляции на потребительском рынке важнейшее значение имеет монетарный фактор  $\text{eps}$ , то для инфляции в промышленности влияние монетарных факторов выражено намного слабее, однако влияние немонетарных факторов ( $\text{pioile}$ ,  $\text{piel}$ ) является преобладающим.

## **ВВП**

К фундаментальным факторам, определяющим долгосрочные и среднесрочные тренды в динамике реального ВВП, следует отнести:

- Мировые и экспортные цены на российскую нефть
- Индекс инвестиций в основной капитал
- Факторы налоговой политики
- Факторы тарифной политики в отраслях естественных монополий

Помимо вышеперечисленных, можно назвать множество других макроэкономических факторов, также оказывающих существенное влияние на динамику реального ВВП, в частности, реальный обменный курс рубля. Нетрудно понять, однако, что эти дополнительные факторы являются производными и зависимыми от отмеченных факторов мировой конъюнктуры, инвестиционной, налоговой и тарифной политики. В частности, динамика реального обменного курса рубля тесно связана с динамикой мировых цен на российскую нефть. Поэтому с целью исключения эффекта мультиколлинеарности при эконометрическом моделировании в спецификацию модели были включены только следующие факторы:

woil — контрактная экспортная цена на российскую нефть;

rmon — дефлированный (на базисный индекс потребительских цен) индекс цен на электроэнергию, газ и воду;

Inv — индекс инвестиций в основной капитал;

s2001p2 — дамми-переменная, отражающая долгосрочный эффект изменений налоговой политики во 2-м кв. 2001 г.

С использованием квартальных данных 1995(1)–2014(2) получена следующая коинтеграционная зависимость (Engle, Granger, 1987) для индекса реального ВВП (GDP) (t-статистики для регрессионных коэффициентов — внизу в скобках):

$$\log(\text{GDP}) = 2.7432 + 0.1720 \log(\text{woil}) - 0.0935 \log(\text{rmon}) + 0.2197 \log(\text{Inv}(-4)) + 0.1218 \text{s2001p2},$$

(41.7)      (13.4)                      (-3.21)                      (12.3)

(6.77)

Показатели качества этой зависимости:  $R^2 = 0.97$ ,  $DW = 1.96$ . Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона-Маккиннона подтвердила гипотезу стационарности. Таким образом, долгосрочный коэффициент эластичности индекса реального ВВП по фактору экспортных цен на нефть составляет +0.17; по фактору дефлированных тарифов на электроэнергию: -0.09; по фактору реальных инвестиций в основной капитал: +0.22; по фактору налоговой политики: 0.12.

Для оценки влияния реального эффективного курса рубля на темпы роста ВВП коинтеграционная зависимость была расширена до модели коррекции регрессионных остатков. При этом в спецификацию эконометрической модели следует включить реальный эффективный курс рубля к иностранным валютам, который более точно

отражает макроэкономический эффект данного фактора. Далее в расчетах использован индекс реального эффективного курса российского рубля к иностранным валютам (1995 г. = 100%),  $rer$ , рассчитываемый как взвешенное среднее геометрическое индексов реальных обменных курсов рубля к валютам стран — основных торговых партнеров России. Точная методика расчета этого показателя приведена в работе Balassa (1964).

Модель коррекции регрессионными остатками, полученная на интервале данных 1995(3)–2013(4), имеет вид (в скобках —  $t$ -статистики для коэффициентов):

$$\begin{aligned} D\log(\text{GDP}) = & -0.054 + 0.537 D\log(\text{GDP}(-2)) - 0.197 R\log(\text{GDP}(-1)) - 0.126 D\log(\text{rer}(-1)) - \\ & (-5.20) \quad (4.34) \quad (-2.20) \quad (-2.53) \\ & 0.134 \text{Seas} + 0.134 \text{Seas}(-1) + 0.246 \text{Seas}(-2), \\ & (-7.82) \quad (8.62) \quad (10.61) \end{aligned}$$

Показатели качества этой модели:  $R^2 = 0.94$ , критерий Бройша-Годфри на автокорреляцию остатков высокого порядка:  $AR\ 1-4F(4,43) = 3.34$  — подтверждают ее приемлемое качество.

Из этих результатов следует, что рост реального эффективного курса рубля влечет за собой снижение темпов роста ВВП: эластичность реального ВВП по данному фактору составляет величину  $-0.126$ .

### **Индекс промышленного производства**

Из дезагрегированной макромоделю российской экономики (Айвазян, Бродский, 2006) следует, что факторы мировых цен на экспортные ресурсы, тарифов естественных монополий, инвестиционной и налоговой политики можно рассматривать как фундаментальные, т.е. определяющие устойчивые среднесрочные тренды развития российской экономики, тогда как факторы политики реального обменного курса более тесно связаны с краткосрочной динамикой основных макроиндикаторов. Поэтому при построении эконометрических моделей фундаментальные факторы были включены в спецификацию т.н. «долгосрочной» коинтеграции, а фактор реального курса рубля — в спецификацию модели коррекции регрессионных остатков.

Полученная коинтеграционная зависимость по квартальным данным за период 1995(1)–2014(2) имеет следующий вид (в скобках —  $t$ -статистики для коэффициентов):

$$\log(\text{Ind}) = 3.0987 + 0.1933 \log(\text{woil}) - 0.0862 \log(\text{rmon}) + 0.1133 \log(\text{Inv}(-4)) + 0.0823 s2001p2,$$

$$(31.08) \quad (9.9128) \quad (-1.9502) \quad (4.1808) \quad (3.0147)$$

где

$\text{Ind}$  — базисный индекс физического объема производства в промышленности

woil — контрактная экспортная цена на российскую нефть;

gtop — дефлированный (на базисный индекс потребительских цен) индекс тарифов на электроэнергию для конечных потребителей;

Inv — индекс инвестиций в основной капитал;

s2001p2 — дамми-переменная, отражающая долгосрочный эффект изменений налоговой политики во 2-м кв. 2001 г.

Статистические показатели качества этой зависимости:  $R^2 = 0.91$ ;  $DW = 1.63$ .

Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона-Маккиннона подтвердила гипотезу стационарности.

Модель коррекции регрессионными остатками (в скобках —  $t$ -статистики для коэффициентов) представлена ниже.

Период 1995(3)–2013(3):

$$\begin{aligned} D\log(\text{Ind}) = & 0.0533 - 0.4749 R\log(\text{Ind}(-1)) + 0.1241 D\log(\text{Inv}) \\ & (6.21) \quad (-4.66) \quad (7.42) \\ & - 0.117 \text{Seas}(-1) - 0.0694 \text{Seas}(-2), \\ & (-6.55) \quad (-4.95) \end{aligned}$$

$R^2 = 0.75$ ;  $DW = 1.64$ ,

где

$D$  — оператор последовательных разностей прологарифмированного динамического ряда, т.е. фактически перехода к темпу изменения соответствующего показателя;

$R$  — обозначение ряда регрессионных остатков;

$er$  — реальный обменный курс доллара;

$\text{Seas}$  — сезонная дамми-переменная.

### **Инвестиции в основной капитал**

Как видно из полученной выше коинтеграционной зависимости для показателя реального ВВП, одним из главных факторов экономического роста в российской экономике является реальный объем инвестиций в основной капитал. Поэтому исследование факторов, предопределяющих динамику инвестиций, представляет собой существенный экономический интерес. Период 1992–2002 гг. характеризовался крайне неблагоприятным инвестиционным климатом в России: подавляющее большинство предприятий были лишены банковского инвестиционного кредита и поэтому были



Интегральные показатели этой зависимости:  $R^2 = 0.91$ ,  $DW = 1.56$ . Проверка ряда остатков этой зависимости на стационарность по критерию Дэвидсона-МакКиннона подтвердила гипотезу стационарности.

Для учета краткосрочных факторов в динамике оборота розничной торговли построенная модель была расширена до модели коррекции регрессионными остатками на интервале 1995(1)–2013(3) (в скобках — t-статистики для регрессионных коэффициентов):

$$D\log(\text{Retail}) = 0.0579 - 0.3439 R\log(\text{retail}) - 0.1705 \text{Seas}$$

(7.74)      (-5.17)                                      (-11.3)

Интегральные показатели этой зависимости:  $R^2 = 0.67$ ,  $DW = 2.62$  — свидетельствуют о ее приемлемом качестве.

### Экспорт

Эконометрическое моделирование основных показателей российской внешней торговли имеет существенное значение для выработки экономической политики в России. Основная трудность состоит в отсутствии интервалов стационарности эконометрических временных рядов, участвующих в зависимостях для объемов экспорта и импорта. Поэтому для расчета эконометрических моделей экспорта и импорта была использована коинтеграционная процедура, включающая этап построения долгосрочной коинтеграции, описывающей устойчивые тренды в динамике экспорта и импорта, и этап построения модели коррекции регрессионными остатками, позволяющей учесть краткосрочные факторы, влияющие на динамику экспорта и импорта.

В качестве зависимой переменной в модели экспорта был выбран показатель «Объем экспорта товаров и услуг (млрд. долл.)» (Export), публикуемый Росстатом. Использовалась выборка квартальных данных за период 1994(1)–2014(2). В качестве объясняющих переменных использовались контрактные цены на основные экспортируемые товары (нефть, газ, черные и цветные металлы, лес, удобрения), а также фактор, связанный с налоговой политикой. При этом во избежание эффекта мультиколлинеарности в итоговой зависимости были сохранены лишь факторы, задающие устойчивые тренды в динамике всех остальных предикторов, а именно: контрактные цены на нефть и никель, налоговая дамми-переменная.

Полученная коинтеграционная зависимость (в скобках — t-статистики для коэффициентов) имеет вид:

$$\log(\text{Export}) = - 1.8479 + 0.8294 \log(\text{woil}) + 0.1090 \log(\text{W\_Ni}) + 0.1045 s_{2001p2},$$



(-5.55) (20.9) (2.22) (2.15)

где  $W_{Ni}$  — экспортная цена на никель.

Показатели качества этой зависимости  $R^2 = 0.97$ ,  $DW = 0.83$ . Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона-Маккиннона подтвердила гипотезу стационарности.

Для учета влияния краткосрочных факторов на динамику экспорта построенная модель была расширена до модели коррекции регрессионными остатками.

Период 1994(2)–2013(3)

$$D\log(\text{Export}) = 0.0645 - 0.3893 R\log(\text{Export}(-1)) + 0.4090 D\log(\text{woil}) - 0.1451 \text{Seas} -$$

(6.41) (-6.88) (9.32) (-7.85)

$$0.0453 \text{Seas}(-2)$$

(-2.66)

$R^2 = 0.79$ ,  $DW = 1.77$ .

### Импорт

В качестве основных макроэкономических факторов, формирующих долгосрочные тренды в динамике импорта, целесообразно выбрать экспортную цену на нефть и отношение евро-доллар ( $\text{Eur} / \text{E}$ ). В теоретических моделях внешней торговли обычно добавляют сюда фактор агрегированного выпуска (возможно, в предыдущий период), однако для российской экономики динамика агрегированного выпуска тесно связана с мировыми ценами на нефть и, как следствие, с обменным курсом доллара. Поэтому во избежание эффекта мультиколлинеарности далее в коинтеграционной модели мы ограничимся факторами  $\text{woil}$  и  $\text{Eur} / \text{E}$ .

В качестве зависимой переменной в модели импорта был выбран показатель «Объем импорта товаров и услуг (млрд. долл.)» ( $\text{Import}$ ), публикуемый Росстатом. Использовалась выборка квартальных данных за период 1999(1)–2014(2). Полученная коинтеграционная зависимость имеет вид (внизу в скобках — t-статистики для коэффициентов):

$$\log(\text{Import}) = -1.5640 + 0.8319 \log(\text{woil}) + 1.2542 \log(\text{Eur}/\text{E})$$

(-5.05) (14.1) (5.05)

Интегральные показатели качества этой модели:  $R^2 = 0.94$ ,  $DW = 1.54$ . Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона-Маккиннона подтвердила гипотезу стационарности.



модели коррекции регрессионными остатками (1995(2)–2013(3), внизу в скобках — t-статистики для коэффициентов):

$$D\log(rwage) = 0.0717 - 0.1137 R\log(rwage(-1)) - 0.1473 Seas - 0.0436 Seas(-3) -$$

$$(14.6) \quad (-2.62) \quad (-16.2) \quad (-5.20)$$

$$0.3672 i1998p3 - 0.1659 i1998p4$$

$$(-12.4) \quad (-5.50)$$

Интегральные показатели этой зависимости:  $R^2 = 0.88$ ,  $DW = 2.08$  — свидетельствуют о ее приемлемом качестве. Полученные результаты позволяют утверждать, что финансовый кризис 1998 года оказал существенный негативный эффект на динамику реальной заработной платы.

### Реальные доходы населения

В модели исследуется динамика реальных располагаемых среднедушевых доходов населения:  $\text{rinc} = \text{Income} / \text{rcum}$ . Полученная коинтеграционная зависимость по квартальным данным за период 1995(1)–2014(2) имеет следующий вид (в скобках — t-статистика для коэффициента):

$$\log(\text{rinc}) = 2.4084 + 0.4258 \log(\text{woil}) + 0.1476 s2001p2$$

$$(14.5) \quad (12.3) \quad (2.57)$$

Интегральные показатели этой зависимости:  $R^2 = 0.87$ ,  $DW = 1.72$ . Проверка ряда регрессионных остатков полученной зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона-МакКиннона подтвердила гипотезу стационарности.

Для учета влияния краткосрочных факторов на динамику реальных доходов населения построенная модель была расширена до модели коррекции регрессионными остатками (1995(2)–2013(3)):

$$D\log(\text{rinc}) = 0.1182 - 0.1450 R\log(\text{rinc}(-1)) - 0.3471 i1998p3 - 0.3106 Seas - 0.0927 Seas(-3)$$

$$(14.6) \quad (-2.57) \quad (-7.43) \quad (-19.0) \quad (-6.93)$$

Показатели качества этой зависимости:  $R^2 = 0.91$ ,  $DW = 2.46$  свидетельствуют о ее хорошем качестве.

### Безработица

В модели исследуется динамика показателя  $Unemp$  — общее количество безработных (млн. чел.; Росстат). Полученная коинтеграционная зависимость по квартальным данным за период 1996(2)–2014(2) имеет следующий вид (в скобках — t-статистика для коэффициента):

$$\log(\text{Unemp}) = 3.1434 - 0.1565 \log(\text{woil}) - 0.1306 \text{s2001p2} - 0.0886 \log(\text{Inv}(-3))$$

(21.0)      (-4.88)                      (-3.07)                      (-2.03)

Интегральные показатели этой зависимости:  $R^2 = 0.77$ ,  $DW = 0.81$ .

Проверка ряда регрессионных остатков полученной зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона-МакКиннона подтвердила гипотезу стационарности.

Для учета влияния краткосрочных факторов на динамику безработицы построенная модель была расширена до модели коррекции регрессионными остатками (1995(2)–2013(3)):

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(\text{Unemp}) = & 0.0430 + 0.2667 \text{Dlog}(\text{Unemp}(-1)) - 0.1850 \text{Rlog}(\text{Unemp}(-1)) + \\ & (5.28) \quad (2.81) \quad (-3.60) \\ & 0.1688 \text{i2009p1} - 0.1179 \text{Seas}(-1) - 0.0720 \text{Seas}(-2) \\ & (3.30) \quad (-7.90) \quad (-5.01) \end{aligned}$$

Интегральные показатели этой зависимости:  $R^2 = 0.63$ ,  $\text{AR 1-5 test} = 1.6358$  — свидетельствуют о ее приемлемом качестве.

### **Доходы консолидированного бюджета**

Эконометрическое исследование факторов, оказывающих влияние на динамику доходов государственного бюджета, представляет существенный интерес для разработки экономической политики в России. С использованием квартальных данных за период 1994(1)–2014(2) по доходам консолидированного бюджета в России была построена следующая коинтеграционная модель для показателя реальных доходов консолидированного бюджета:  $\text{rincons} = \text{Incons} / \text{rcum}$ , где  $\text{Incons}$  — номинальные поквартальные доходы консолидированного бюджета,  $\text{rcum}$  — базисный индекс потребительских цен (в скобках снизу — статистика Стьюдента для коэффициента):

$$\log(\text{rincons}) = 0.2705 + 0.5247 \log(\text{woil}) + 0.2232 \text{s2001p2} + 0.2984 \log(\text{rmon})$$

(1.49)      (13.7)                      (3.52)                      (3.07)

Интегральные показатели этой зависимости:  $R^2 = 0.91$ ,  $DW = 2.26$ .

Весьма неожиданной в этой коинтеграционной зависимости является высокая положительная эластичность реальных доходов бюджета по фактору дефлированных тарифов естественных монополий ( $\text{rmon}$ ). Это объясняется, однако, довольно просто: естественные монополии в России являются одними из главных налогоплательщиков, поэтому опережающий рост тарифов естественных монополий до определенной степени (пока не начнется значительное сокращение объемов производства в секторе «Обработка») способствует росту реальных доходов бюджета.



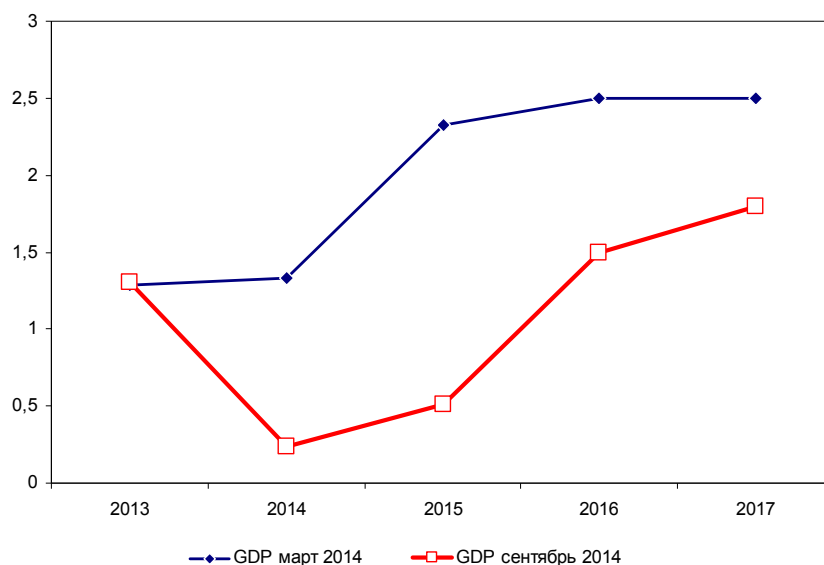
Energy Information Administration и доклады ВР по топливно-энергетическому сектору, попытаемся описать контуры развития экономики России и сформировать сценарные условия прогноза.

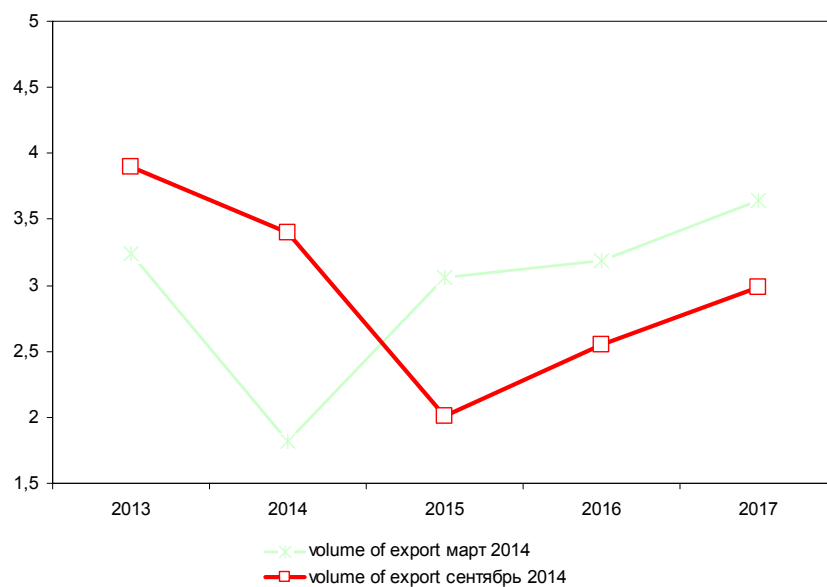
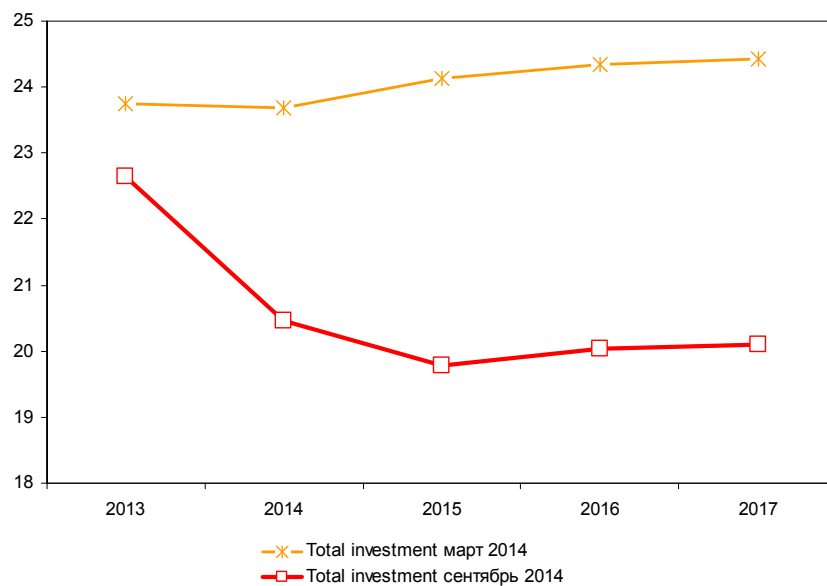
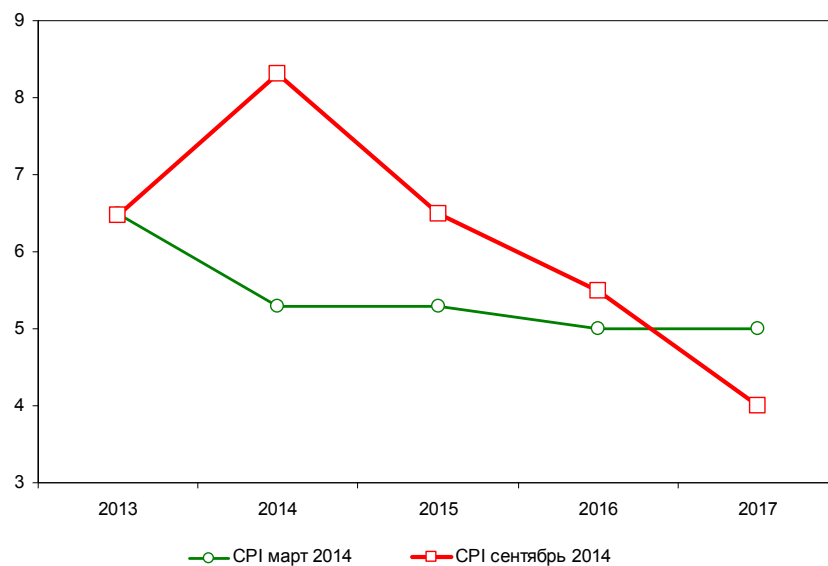
Как следует из предыдущего раздела, для формирования прогноза с использованием полученных эконометрических зависимостей нам необходимо оценить как минимум следующие значения: цены на нефть, цены на никель, курс доллара США и Евро, при этом необходимо понимать возможную динамику цен и тарифов естественных монополий.

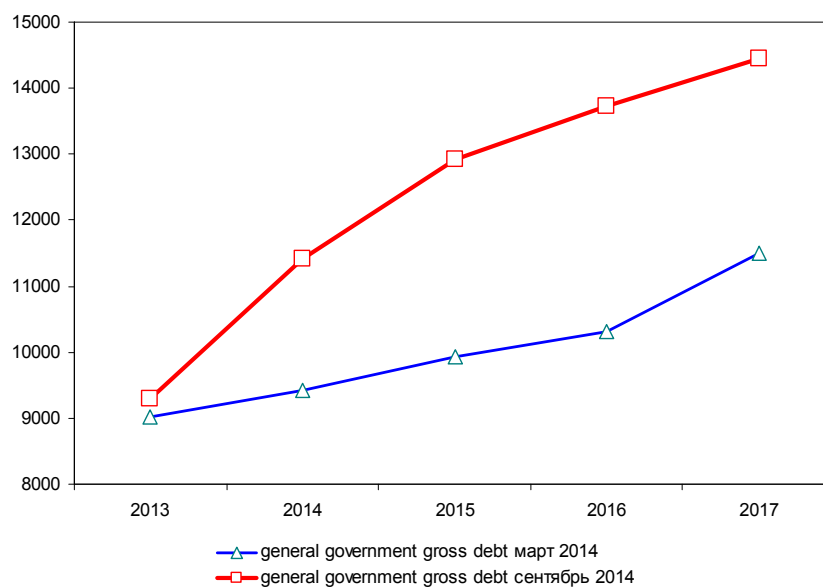
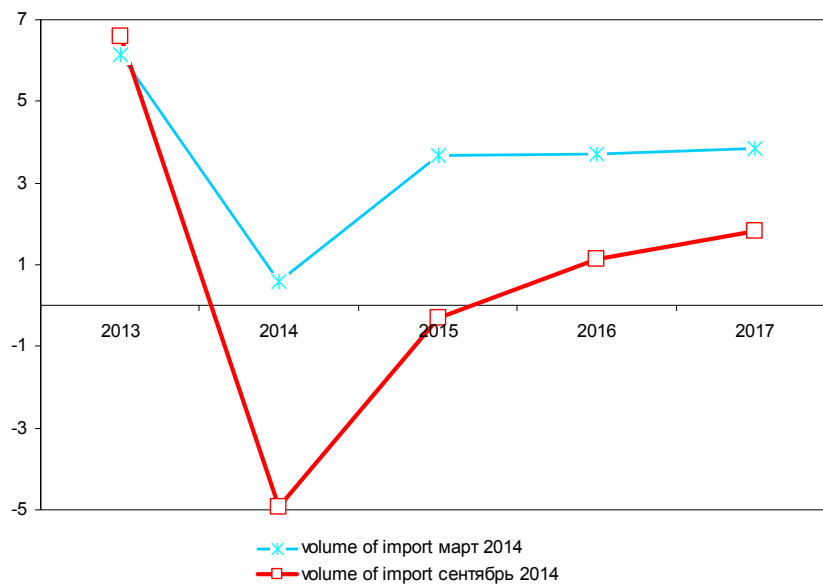
В соответствии с докладами Всемирного Банка по состоянию на сентябрь 2014 года для российской экономики рассматривалось 3 сценария развития: оптимистический (включает в себя отмену всех санкции против России к концу 2014 года, снижение геополитической напряженности), базовый (скатывание экономики в режим стагнации при сохраняющихся геополитических рисках и напряженности), пессимистический (с резким ростом напряженности в геополитике и скатыванием экономики России в рецессию). К настоящему моменту вероятность развития сценария по наихудшему варианту резко возросла, таким образом Всемирный Банк ожидает итоговый рост ВВП России в 2014 году на уровне 0,5% и спад в 0,9% и 0,4% соответственно в 2015 и в 2016 гг.

На представленных далее графиках отражены прогнозы МВФ по развитию экономики России. Изменение прогнозируемых величин представлено в ретроспективе.

**Рис.1. Прогноз отдельных показателей экономического развития России по расчетам МВФ.**







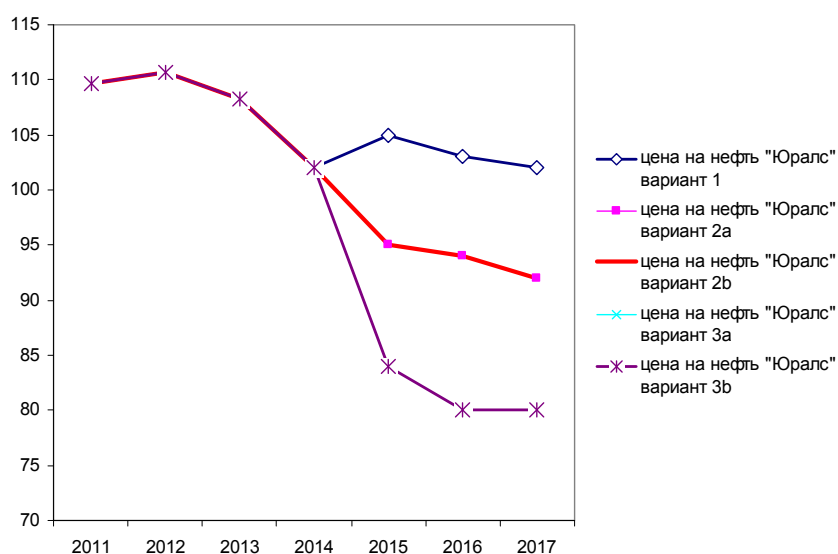


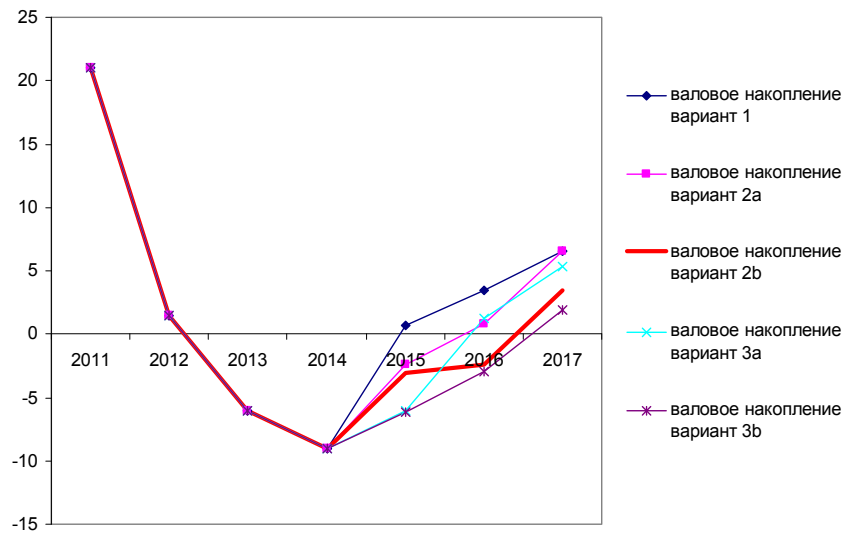
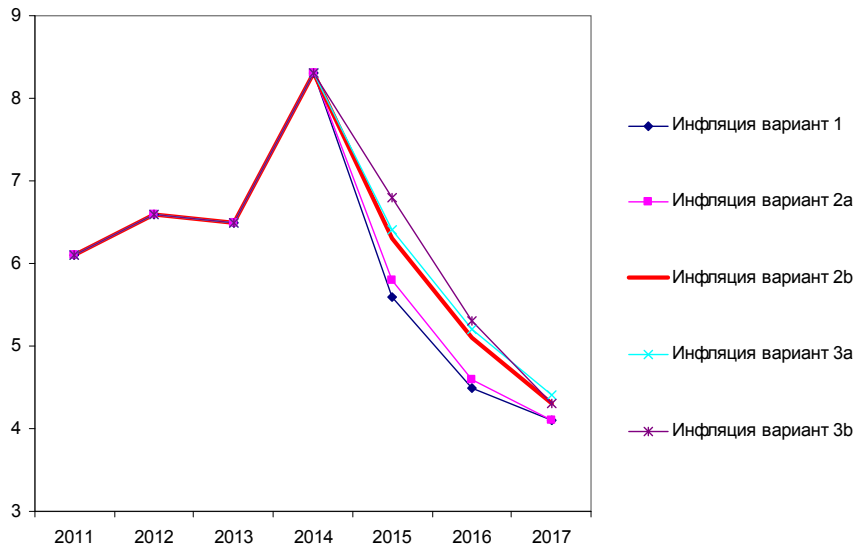
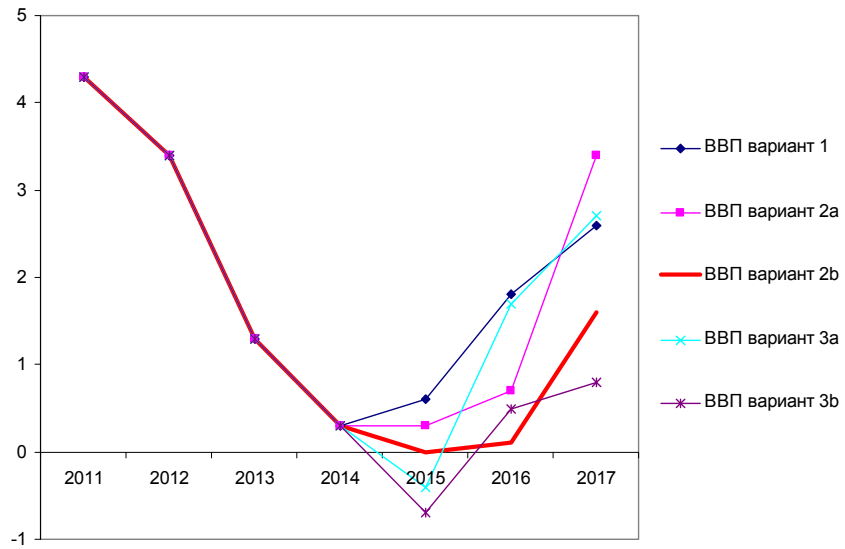
*CPI* - индекс потребительских цен на конец периода в %, *total investment* - доля совокупных инвестиций в ВВП, экспорт и импорт в постоянных ценах - в процентах от уровня 2000 года, *unemployment rate* - % от уровня экономически активного населения, *general government debt* – млрд. рублей.

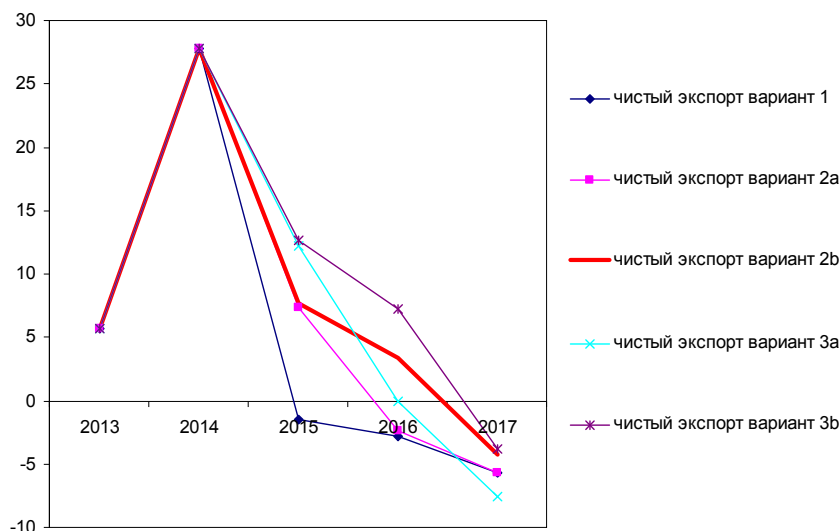
Банк России рассматривает 5 сценариев развития экономики России, которые отличаются возможными ценами на нефть и развитием ситуации с санкциями. Первый вариант наиболее оптимистический и подразумевает отмену действия санкций к 3 кварталу 2015 года; рост цен на нефть до уровня первой половины 2014 года с последующим незначительным снижением. Остальные варианты представляют собой различные комбинации более умеренного роста или снижения цен на нефть и различного срока окончания санкций. Общая предпосылка для всех сценариев заключается в том, что динамика роста мировой экономики, стран – основных торговых партнеров России будет умеренной и не будет оказывать существенного стимулирующего влияния на развитие экономики России.

Далее на графиках представлен прогноз основных показателей экономического развития Банка России на период 2015-2017 гг.

**Рис.2. Прогноз отдельных показателей экономического развития России по расчетам Банка России.**







Базовый вариант Банка России выделен красным цветом; ВВП в постоянных ценах % прироста; инфляция в % декабрь к декабрю; валовое накопление в постоянных ценах в % прироста; чистый экспорт в постоянных ценах в % прироста.

Результаты прогнозирования Минэкономразвития России представлены в таблице 1.

**Таблица 1. Прогноз отдельных показателей экономического развития России по расчетам Минэкономразвития.**

Показатель	2013	2014	2015
ВВП, % прироста	1.3	0.5	1.2
Цена на нефть (долл. США за 1 баррель)	108	104	100
Чистый приток капитала (частный сектор), млрд. долл. США	-60	-100	-50
Инфляция, % прироста на конец периода	6.5	7.5	5.5
Инвестиции, % прироста	-0.2	-2.4	2.0
Оборот розничной торговли, % прироста	3.9	1.9	0.6
Реальная заработная плата, % прироста	4.8	1.5	0.5
Экспорт	3.4	0.7	-0.2
Импорт	-0.8	-8.2	1.3
Счет текущих операций, млрд. долл. США	33	61	38

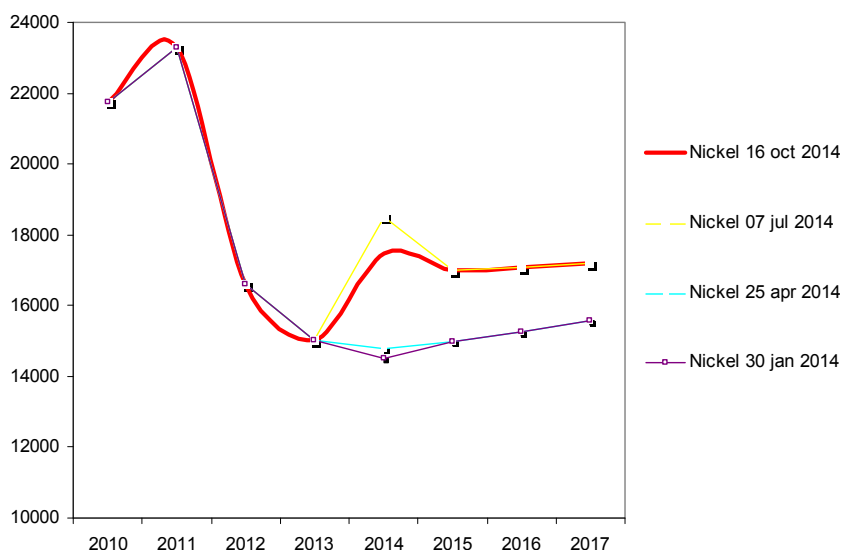
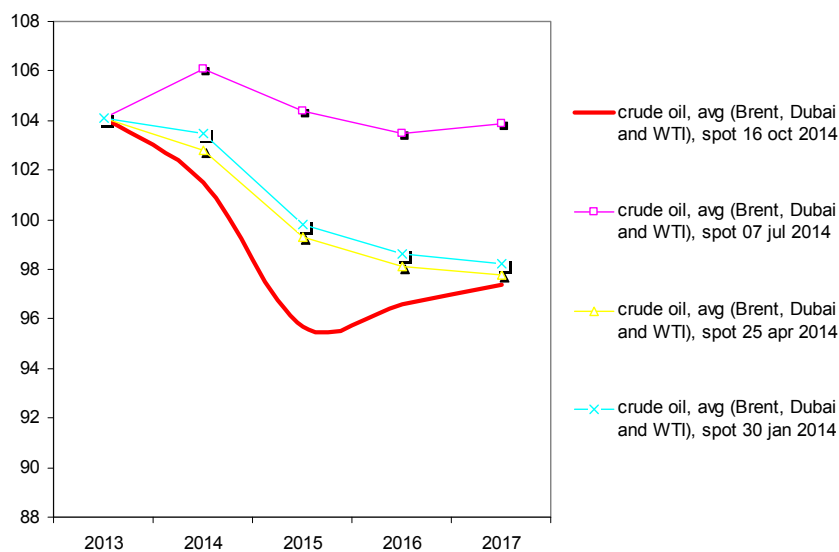
Исходя из данных, представленных в обзоре прогнозов, можно сформировать диапазоны минимальных и максимальных возможных значений по индикаторам социально-экономического развития. По всей видимости, они отражают те пределы

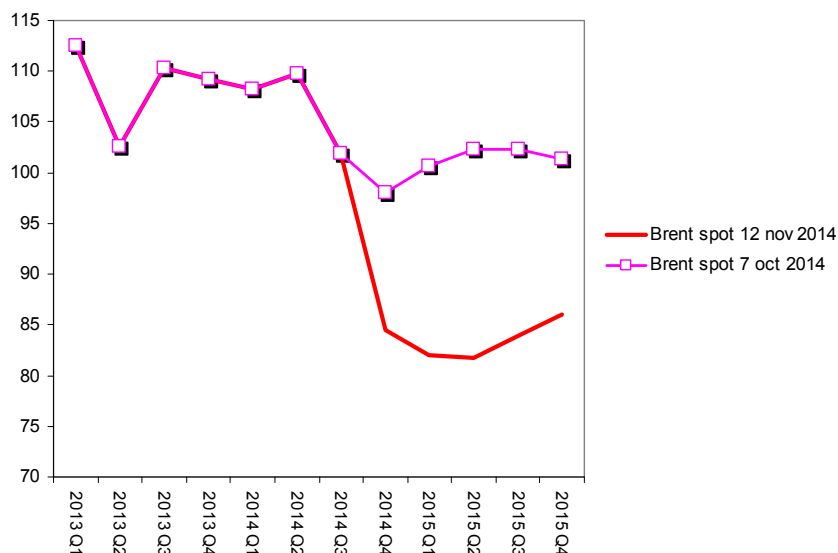
**развития**, которые возможны в России при сохранении текущей структуры производства и потребления, модели экономической политики. Для **ВВП** этот предел от **-0,9%** до **4,3%**. По инфляции диапазон от 4,1% до 8,3%. Цена на нефть, закладываемая в сценарии экономического развития, варьируется от 80 долл. США за баррель вплоть до 105 долл. США.

Далее приводятся выборочные данные прогнозов состояния отдельных сырьевых рынков.

**Рис.3. Прогноз цен на сырую нефть и никель по данным Всемирного Банка и EIA.**

*(отражены изменения прогнозных значений в течение года)*





Макроэкономический прогноз рассчитанный на основе эконометрических моделей, приведенных в работе.

### Сценарные условия прогноза

	2013	2014	2015	2016	2017
woil, долл./т.	734.0	<u>725.53</u>	<u>660</u>	<u>726</u>	<u>762.3</u>
Е, руб /долл.	31.83	<u>37.5</u>	<u>43</u>	<u>44.62</u>	<u>47.07</u>
Еuro руб./ евро	42.29	<u>49.78</u>	<u>54.9</u>	<u>55.8</u>	<u>60.11</u>
W_Ni, долл/ /т.	15327	<u>16565</u>	<u>18759</u>	<u>15300</u>	<u>13005</u>

### Прогноз показателей социально-экономического развития РФ до 2017 года

Показатель	Единица	2013	2014	2015	2016	2017
CPI	% к пред. году	106.5	<u>108.2</u>	<u>107.2</u>	<u>106.7</u>	<u>105.9</u>
PPI	% к пред году	103.7	<u>100.1</u>	<u>101.1</u>	<u>101.6</u>	<u>102.2</u>
GDP	% к пред году	101.3	<u>100.2</u>	<u>100.5</u>	<u>101.2</u>	<u>101.4</u>
Inv	% к пред году	99.8	<u>92.8</u>	<u>97.6</u>	<u>98.2</u>	<u>100.3</u>
Ind	% к пред году	100,4	<u>103.8</u>	<u>104.2</u>	<u>104.5</u>	<u>105.7</u>
Retail	% к пред году	103.9	<u>102.2</u>	<u>101.1</u>	<u>100.8</u>	<u>102.3</u>
Export	млрд. долл	523.3	<u>497.2</u>	<u>502.1</u>	<u>510.3</u>	<u>529.5</u>
Import	млрд. долл	341.3	<u>324.2</u>	<u>335.3</u>	<u>340.2</u>	<u>342.5</u>

rwage	% к пред году	104.8	<u>86.2</u>	<u>97</u>	<u>98</u>	<u>102</u>
rinc	% к пред году	103.2	<u>88.1</u>	<u>99</u>	<u>101</u>	<u>104</u>
Unemp	млн.чел.	5,5	<u>4.2</u>	<u>4.1</u>	<u>4.1</u>	<u>4.0</u>
rincons	% к пред. году	98.1	<u>86</u>	<u>97</u>	<u>99</u>	<u>103</u>
rinfed	% к пред. году	93.1	<u>87</u>	<u>93</u>	<u>99</u>	<u>101</u>

## Выводы

Основные выводы из построенных эконометрических моделей для ключевых макроэкономических показателей российской экономики таковы: 2014 год принес с собой резкое изменение макроэкономической ситуации в России, характеризующееся ростом инфляции до 8.5% годовых, падением индекса роста реального ВВП до 0.4%-0,5% в год, сокращением реальных бюджетных доходов на 13–14%.

В 2015–2017 годах ожидается постепенный рост мировых цен на российскую нефть вплоть до 90–100 долл. за баррель, что отразится, прежде всего, в снижении темпов инфляции до 4–5% годовых, росте индекса реального ВВП вплоть до 1.2–1.6% годовых.

Причины столь драматичных изменений в макроэкономической ситуации: появление на рынках энергоносителей новых конкурирующих продуктов и технологий (сланцевая нефть и сланцевый газ), а также негативные факторы санкционной политики ЕС в отношении России и ситуация на Украине.

Методология макроэконометрического моделирования строится на коинтеграционном анализе: в соответствии с подходом Энгеля-Грейнджера на первом этапе строится коинтеграционная зависимость, включающая факторы, предопределяющие долгосрочные тренды в динамике исследуемого показателя; на втором этапе строится модель коррекции регрессионными остатками, включающая факторы, определяющие краткосрочную динамику исследуемого показателя.

## Литература

Айвазян С.А., Бродский Б. Е. (2006). Макроэкономическое моделирование: подходы, проблемы, пример экономической модели российской экономики. *Прикладная эконометрика*, 2(2), 85–111.

*Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2015 год и период 2016 и 2017 годов.* На сайте Банка России [http://www.cbr.ru/today/?Prtid=pubdoc&ch=itm\\_27397#CheckedItem](http://www.cbr.ru/today/?Prtid=pubdoc&ch=itm_27397#CheckedItem)

*Прогноз социально-экономического развития Российской Федерации на 2015 год и на плановый период 2016-2017 годов.* Министерство экономического развития Российской Федерации. <http://economy.gov.ru/minec/activity/sections/macro/prognoz/201409261>

Engle R. F., Granger C. W. (1987). Co-integration and error corrections representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251–76.

Balassa B. (1964), “The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal,” *Journal of Political Economy*, Vol. 72, 584–96.

Shirov A.A., Gusev M.S. (2011). Development of scenario conditions as a key stage of economic forecast preparation. *Studies on Russian Economic Development*, 22(1), 11–19.

*International Energy Outlook 2014: World Petroleum and Other Liquid Fuels. With Projections to 2040.* Issue September 2014. U.S. Energy Information Administration (EIA).

*Short-Term Energy and Winter Fuels Outlook (STEO).* Issue October 2014. U.S. Energy Information Administration (EIA).

*Short-Term Energy Outlook Market Prices and Uncertainty Report.* Issue October 2014. U.S. Energy Information Administration (EIA).

*BP Statistical Review of World Energy.* Issue June 2014. <http://www.bp.com/statisticalreview>

*World Economic Outlook. Legacies, Clouds, Uncertainties.* Issue October 2014. IMF. <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2014/02/>

*Russian Federation. Selected Issues. July 2014.* IMF. <https://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=41683.0>

*World Bank Commodities Price Forecast. Issue October 2014.* World Bank.  
<http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTDECPROSPECTS/0,,contentMDK:21574907~menuPK:7859231~pagePK:64165401~piPK:64165026~theSitePK:476883,00.html>

*World development report. Risk and Opportunity. Managing Risk for Development.* World Bank.  
<http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTRESEARCH/EXTWDRS/0,,contentMDK:20227703~pagePK:478093~piPK:477627~theSitePK:477624,00.html>