

Макроэкономический прогноз на 2014-2015 годы

На сегодняшний день стало почти очевидным, что потенциал экономического роста в России почти исчерпан. Повышенные социальные обязательства и застарелые институциональные проблемы российской экономики вызывают снижение темпов роста ВВП вплоть до 2-3 % в год. И это отнюдь не предел. Российской экономике ставится диагноз – стагфляция, подразумевающая снижение годовых темпов роста почти до нулевых значений при значительной инфляции: 5-6% в год.

Ситуационному центру уже приходилось высказываться на эту тему (что, впрочем, прошло почти незамеченным). Рецепты оживления макроэкономической конъюнктуры (стимулирование конечного потребительского спроса, дополнительный рост за счет притока инвестиций в реальную экономику), как мы уже показали (и постараемся показать ниже), являются не более чем благими пожеланиями. А на значимые изменения в макроэкономической политике у действующей власти не хватает решимости. По всей видимости, первоочередной задачей для России является противостояние «голландской болезни», вызывающей снижение темпов экономического роста за счет укрепления рубля в номинальном и (в особенности) в реальном выражении. И здесь Россия отнюдь не уникальна. Сегодня становится ясно, что пресловутая «голландская болезнь» является универсальным макроэкономическим механизмом «отбраковки» ресурсодобывающих и ресурсозависимых экономик посткоммунистического типа. На постсоветском пространстве, согласно недавнему докладу Всемирного Банка, действует особенный механизм «голландской болезни», связанной с экспортом трудовых ресурсов и частными трансфертами из-за рубежа.

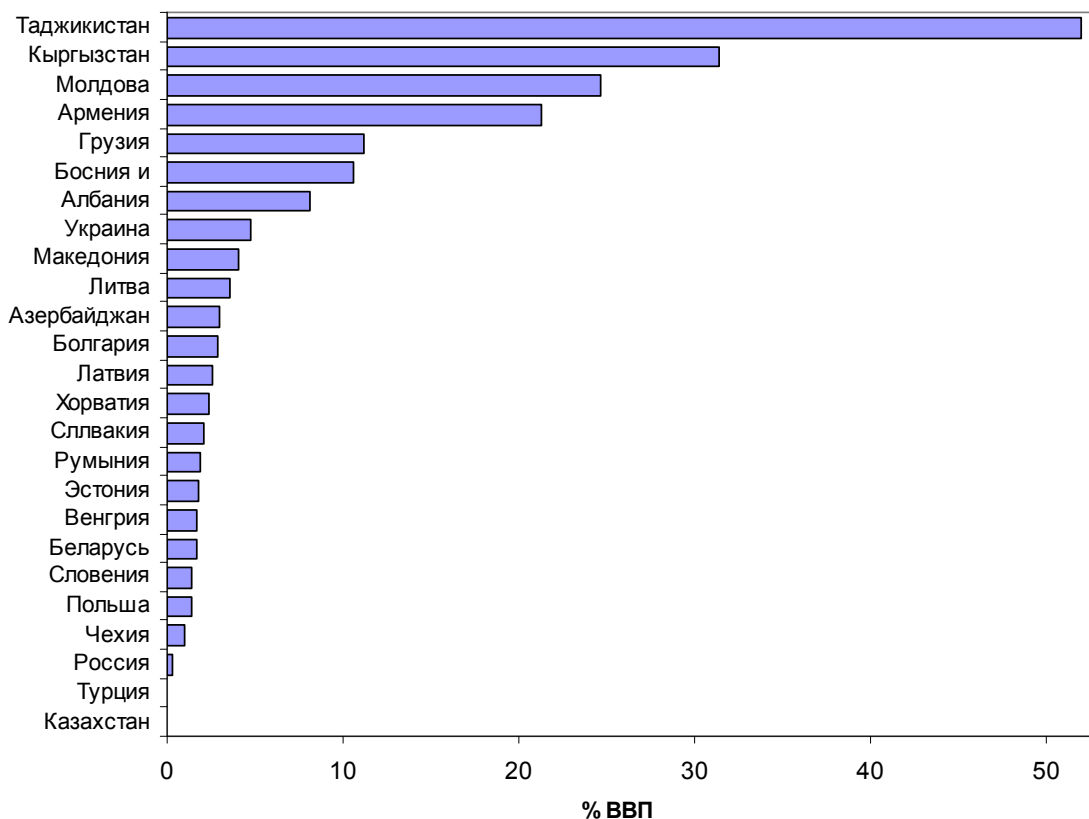


Рис.1 Доля частных трансфертов в ВВП посткоммунистических стран/ Источник: The World Bank

Из диаграммы (доля частных трансфертов в ВВП) следует, что обозначенное макроэкономическое явление достигает масштабов национального бедствия в таких странах, как Таджикистан, Кыргызстан, Молдова, Армения, Грузия, Грузия, Гruzия, Босния и Герцеговина, Албания, Украина и Македония. Помимо того, что значительная доля работоспособного населения покидает эти страны в поисках заработка, частные трансферты из-за рубежа вызывают серьезные изменения макроэкономических пропорций внутри этих стран (в частности, быстрый рост сектора услуг и деградацию промышленного производства) вследствие укрепления курса национальной валюты в номинальном и реальном выражении. Из базисных макроэкономических взаимосвязей следует, что укрепление курса национальной валюты приводит к снижению чистого экспорта прежде всего из-за роста импортных поставок. Возрастающая конкуренция с импортом и приводит к снижению темпов роста промышленного производства внутри страны и быстрому росту сферы услуг.

Темпы роста ВВП России почти напрямую увязаны с количеством частных трансфертов, поступающих в эти страны, а, следовательно, и с потенциалом экономического роста в них.

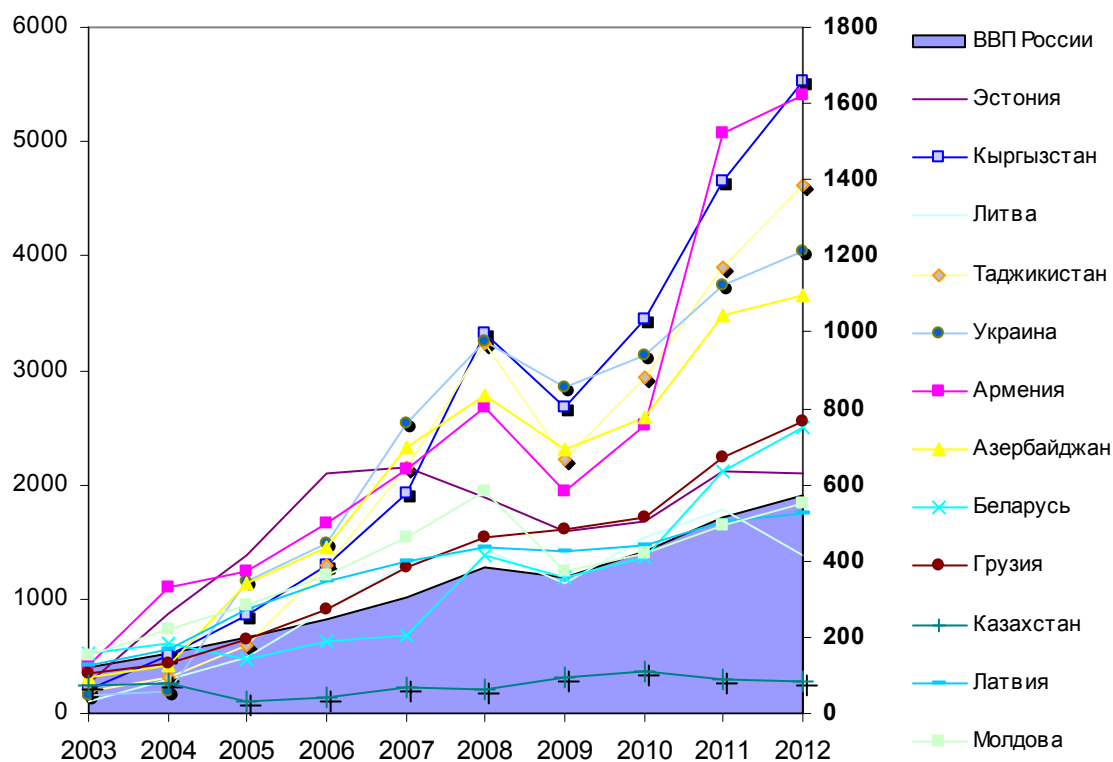


Рис.2 Динамика частных трансфертов на фоне динамики номинального ВВП России, в % к 2003 году /

Источник: The World Bank, IMF, Ситуационный Центр

Однако динамика номинального обменного курса российского рубля тесно связана с динамикой мировых цен на российскую нефть. Чем выше мировая цена на нефть марки «Юралс», тем больше долларов поступает с Россию и тем выше номинальный обменный курс рубля к доллару (см. Рис. ниже).

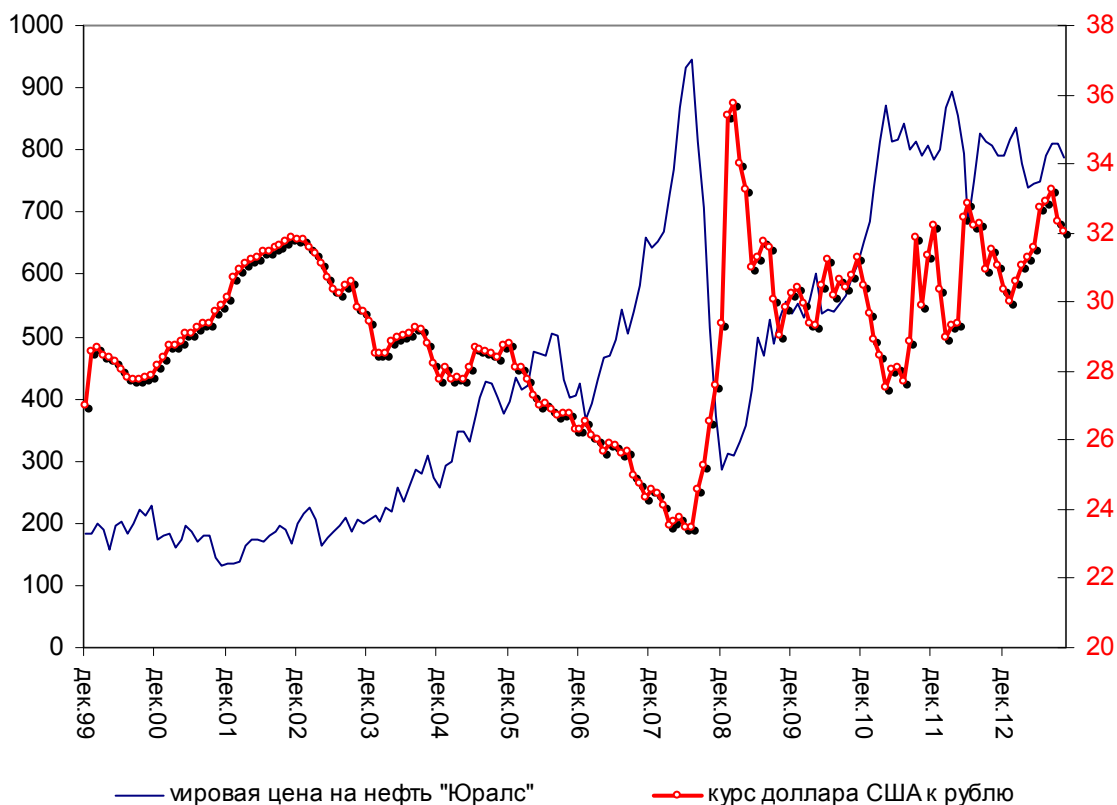


Рис.3 Курс доллара США в сравнении с динамикой мировой цены на нефть марки «Юралс» / *Источник:* Федеральная служба государственной статистики России, Банк России

И здесь для точной оценки макроэкономического вклада различных факторов в динамику российского ВВП пользу может принести эконометрический анализ.

Далее были построены макроэконометрические модели таких показателей российской экономики, как индекс реального ВВП, индекс промышленного производства, индекс реальных инвестиций в основной капитал, экспорт и импорт (всего, млн. долл.), реальная заработная плата, реальные доходы населения и на основе этих моделей разработан краткосрочный макропрогноз на 2014-2015 гг.

Исходная информация

Для эконометрического исследования были использованы официальные данные о важнейших макроэкономических индикаторах в России за 1994-2013 годы. Пересчет в систему статистических показателей ОКВЭД проводился по методикам Росстата.

В качестве основных факторов, влияющих на динамику важнейших макроэкономических индикаторов в России 1994-2013 годов, следует выбрать:

- $woil$ – контрактные цены на российскую нефть
- $r_{top} = p_{cel} / p_{sum}$, $p_{sum} = p_{sum}(-1) CPI / 100$, $p_{cel} = p_{cel}(-1) PEL / 100$ – дефлированный индекс цен и тарифов на продукцию естественных монополий (в модели PEL – индекс цен на электроэнергию, газ и воду)

- $eur = Euro / E$ – отношение курса евро к доллару
- $ratio = (Wage / pcum) / (GDP / empl)$ – индекс опережающего роста заработной платы в сравнении с производительностью труда, где GDP – индекс реального ВВП, $Wage$ – средняя номинальная заработная плата, $pcum$ – уровень цен (базовый индекс инфляции), $empl$ – уровень занятости (процент занятых в численности экономически активного населения).
- rer – реальный эффективный обменный курс рубля

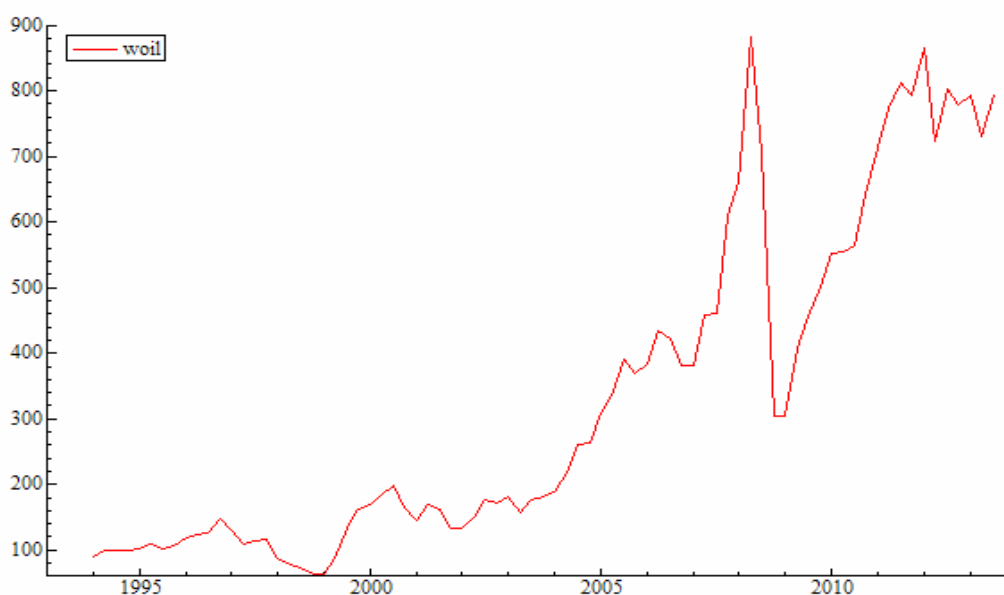


Рис.4 Экспортная цена нефти в России / Источник: Федеральная служба государственной статистики России

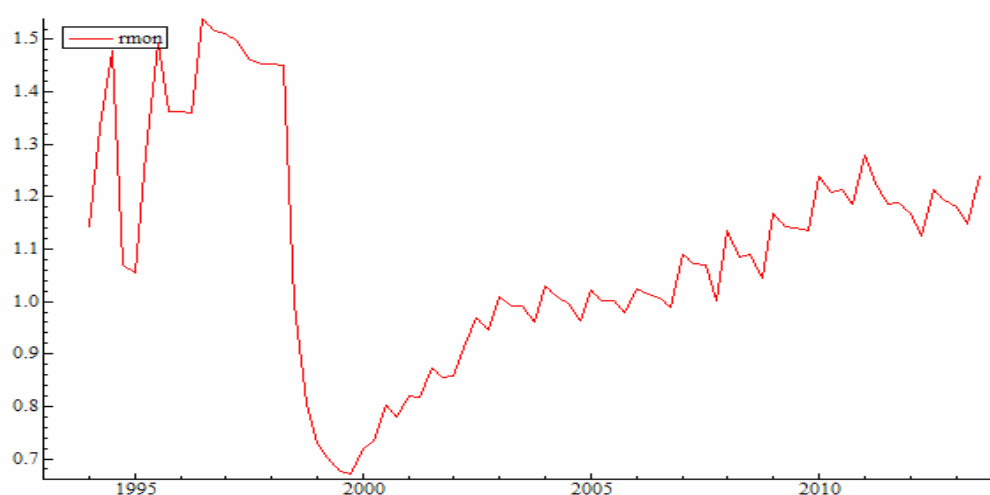


Рис.5 Дефлированный индекс тарифов естественных монополий / Источник: Федеральная служба государственной статистики России, Ситуационный Центр

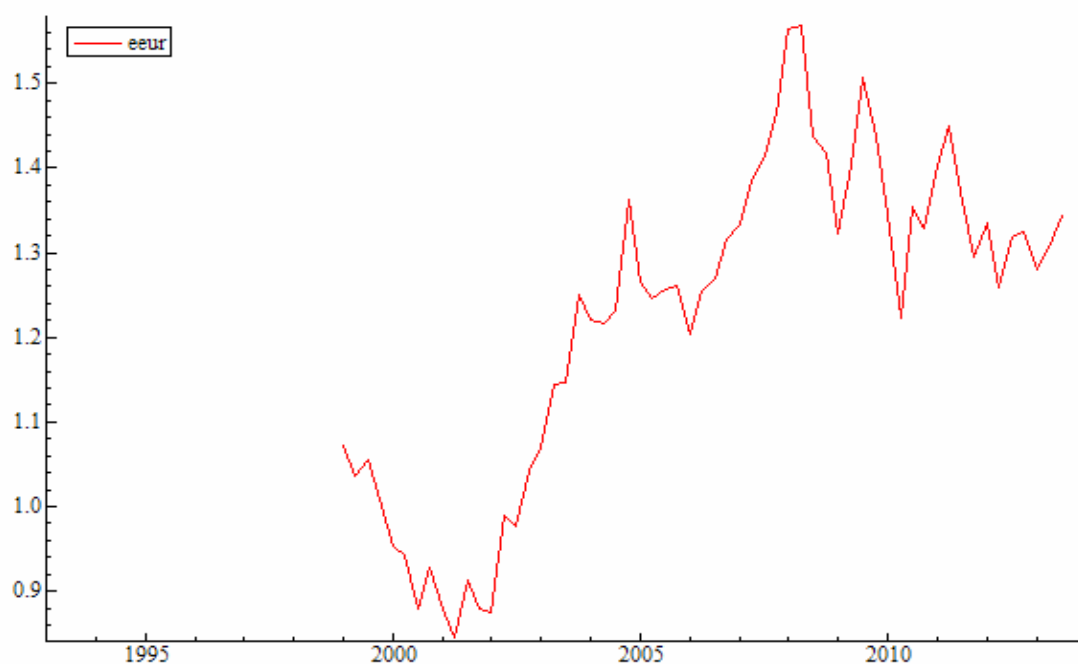


Рис.6 Отношение номинального курса евро к курсу доллара США / Источник: Банк России, Ситуационный Центр

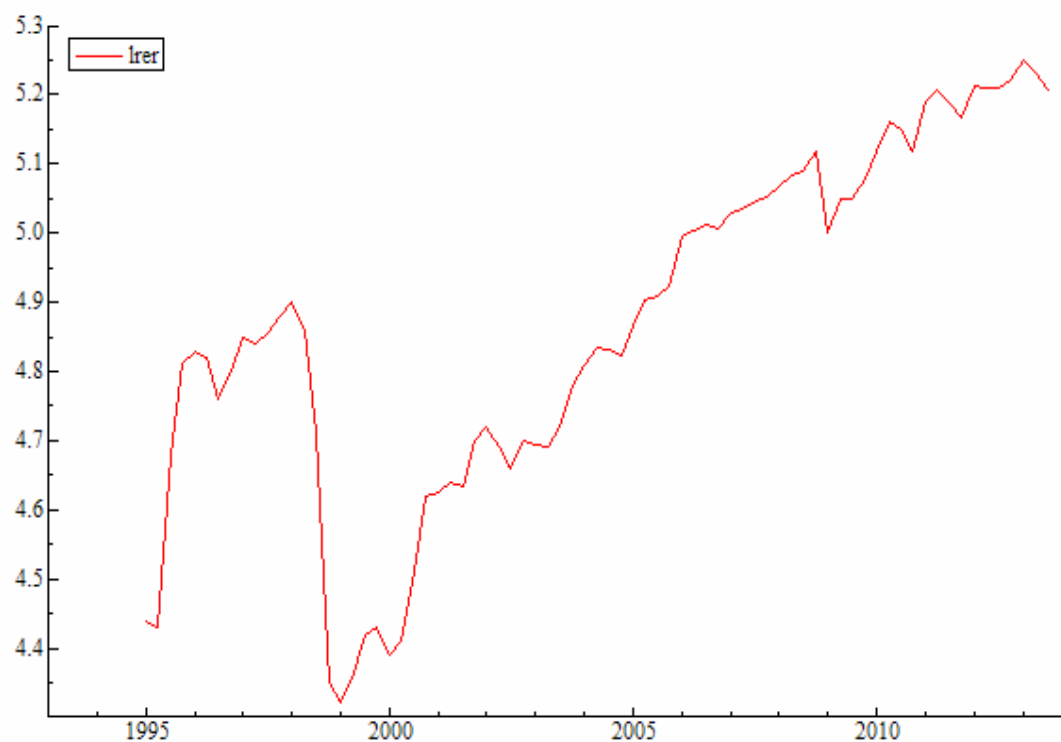


Рис.7 $lrer = \log(rer)$ Логарифм реального эффективного обменного курса рубля / Источник: Банк России, Ситуационный Центр

Сделаем несколько комментариев к приведенным графикам этих переменных. Бурный рост экспортных цен на российскую нефть (*woil*) в 2003-2007 гг. приводил к укреплению рубля в номинальном и реальном выражении ($lrer = \log(rer)$). Осенью 2008 года ситуация сменилась на противоположную: «схлопывание» пузыря на рынке нефти (по некоторым оценкам на 1 тонну реальной нефти приходилось 50 тонн «бумажной» нефти в виде акций и финансовых деривативов) привело к падению мировых и экспортных цен на нефть более чем на 50% в сравнении с июлем 2008 года.

Далее построены эконометрические модели для основных макроэкономических индикаторов российской экономики, которые затем будут использованы для согласованного среднесрочного макроэкономического прогноза.

Инфляция на потребительском рынке

Для построения модели была использована выборка квартальных данных включающая следующие показатели:

$pi = CPI / 100 - 1$ – темп инфляции на потребительском рынке

$pioilp = POILP / 100 - 1$ – темп прироста цен на бензин

$eps = E / E(-1) - 1$ – темп изменения обменного курса доллара

$piel = PEL / 100 - 1$ – темп изменения цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей

Seas – сезонная дамми-переменная, например, *Seas*(-3) - сезонность в 4-м квартале.

Отметим, что одной из главных целей разработки макроэконометрических зависимостей является построение устойчивых моделей важнейших макропоказателей российской экономики для различных временных периодов. С этой целью для проверки сопоставимости коэффициентов моделей для различных временных периодов был проведен расчет зависимостей на интервалах 1995(1)-2008(3) и 1995(1)-2013(3).

Проверка исходных временных рядов для используемых показателей моделей российской инфляции (далее были взяты именно темпы прироста соответствующих статистических показателей инфляции) на единичные корни по критерию *ADF* подтвердила гипотезу стационарности. Полученная регрессионная зависимость имеет следующий вид (в скобках внизу – значения *t*-статистик для коэффициентов):

Период 1995(1)-2008(3)

$$pi = 0.0017 + 0.2929\ eps + 0.4519\ piel + 0.0883\ pioilp - 0.0391\ Seas(-3)$$

(4.20) (15.15) (9.92) (3.92) (3.72)

Интегральные показатели для этой зависимости: $R^2=0.88$, $DW=1.72$ – свидетельствуют о ее приемлемом качестве. Коэффициенты являются значениями показателей эластичности по соответствующим факторам.

Период 1995(1) - 2013(3)

$$pi = 0.0200 + 0.2946 \textit{eps} + 0.3828 \textit{piel} + 0.0886 \textit{pioilp} - 0.0338 \textit{Seas}(-3)$$

(4.33) (16.0) (9.68) (4.51) (-4.07)

$R^2=0.85$, $DW=1.61$.

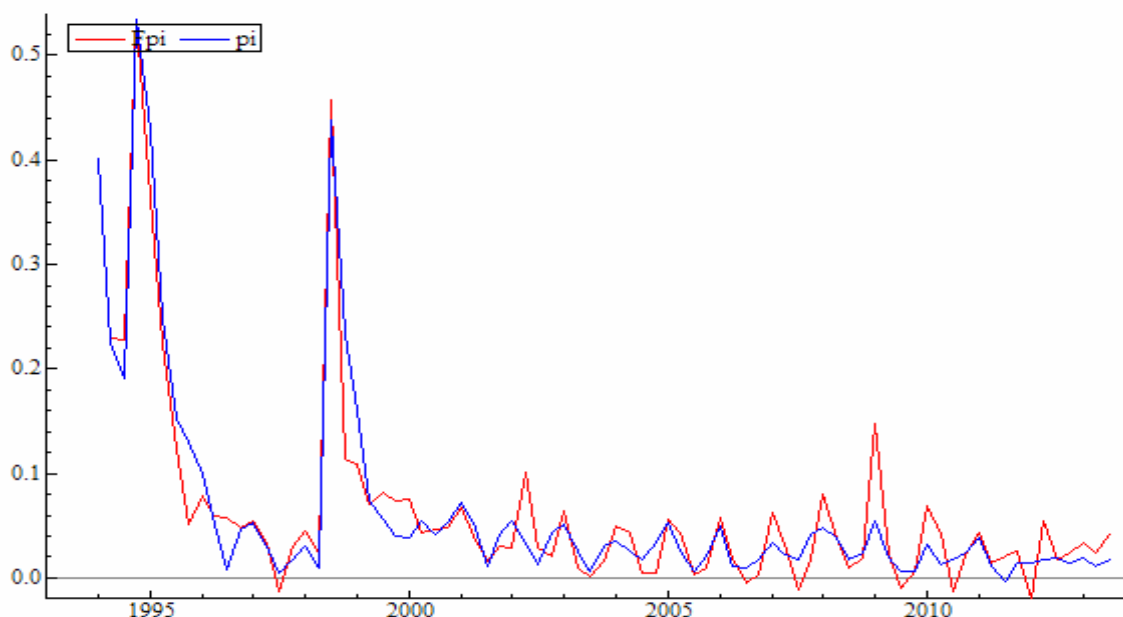


Рис.8 Темп прироста потребительских цен в России: $pi = CPI / 100 - 1$ – фактические показатели; Fpi – прогноз по построенной эконометрической модели / Источник: Ситуационный Центр

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

Инфляция в промышленности

Для построения модели была использована выборка квартальных данных, включающая следующие показатели:

$\textit{pippi} = PPI / 100 - 1$ – темп инфляции в промышленности

$\textit{pioile} = POLIE / 100 - 1$ – темп роста цен в нефтедобыче

$\textit{eps} = E / E(-1) - 1$ – темп изменения обменного курса доллара

$\textit{piel} = PEL / 100 - 1$ – 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)-2008(3) имеет вид (в скобках внизу – значения t -статистик для коэффициентов):

$$pipi = 0.0045 + 0.30805 pioile + 0.10308 eps + 0.49093 piel$$

(0.73) (11.09) (4.701) (9.84)

Период 1995(1) - 2013(3)

$$pipi = 0.0025 + 0.2878 pioile + 0.1007 eps + 0.4578 piel$$

(0.44) (11.3) (4.21) (8.82)

$R^2=0.81$, $DW=1.70$.

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.81$, $DW=1.70$ – 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 45.8%. Из полученных зависимостей можно сделать вывод, что коэффициенты построенных моделей обладают существенной временной устойчивостью.

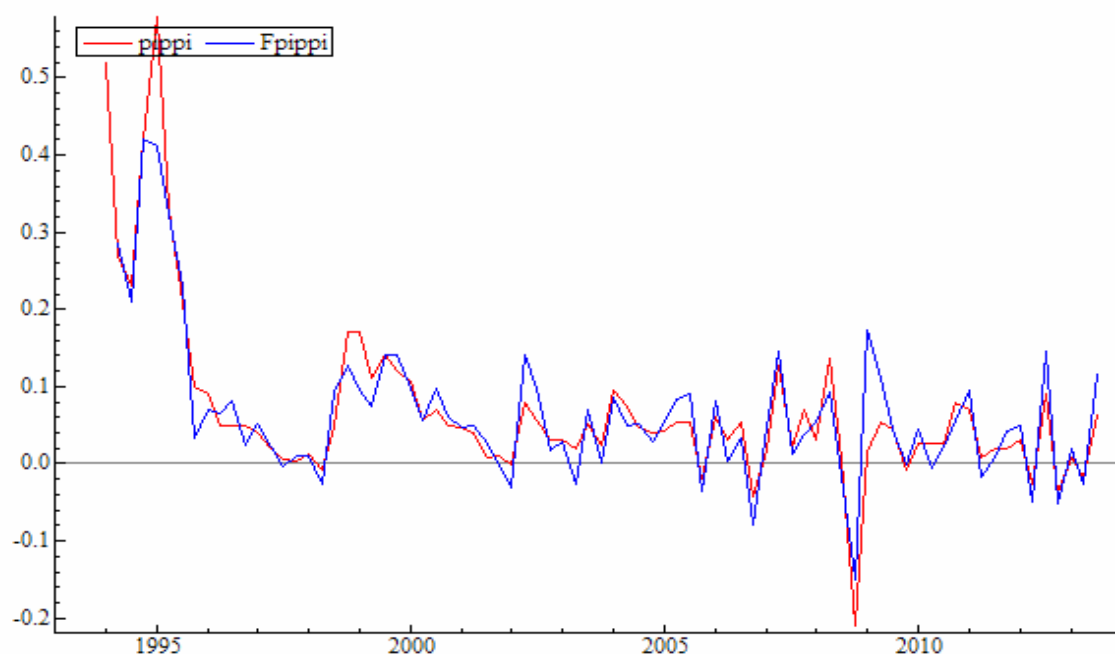


Рис.9 Темп изменения индекса цен производителей в России: pip_i – фактические показатели; $Fpip_i$ – прогноз по построенной эконометрической модели / Источник: Ситуационный Центр

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 eps , то для инфляции в промышленности влияние монетарных факторов выражено намного слабее, однако влияние немонетарных факторов ($pioile$, $piel$) является преобладающим.

Реальный ВВП

Из аналитической модели (см. Айвазян, Бродский, 2005) следует, что 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.

Долгосрочная коинтеграция:

Период 1995(1)-2008(3):

$$\log(GDP) = 2.748 + 0.1802 \log(woil) - 0.0841 \log(rmon) + 0.2088 \log(Inv(-4)) + 0.1208 s2001p2$$

(26.61) (13.1) (-2.59) (7.27) (5.84)

Период 1995(1)-2013(3):

$$\log(GDP) = 2.7276 + 0.1736 \log(woil) - 0.0934 \log(rmon) + 0.2217 \log(Inv(-4)) + 0.1202 s2001p2$$

(39.2) (12.8) (-3.14) (11.7) (6.51)

Статистические показатели качества этой зависимости: $R^2=0.97$; $DW=2.00$.

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

Отсюда видно, что вклад динамики мировых цен на российскую нефть в экономический рост в России постепенно снижается и напротив, возрастает значимость таких факторов, как динамика инвестиций в основной капитал и реальный индекс тарифов на услуги естественных монополий.

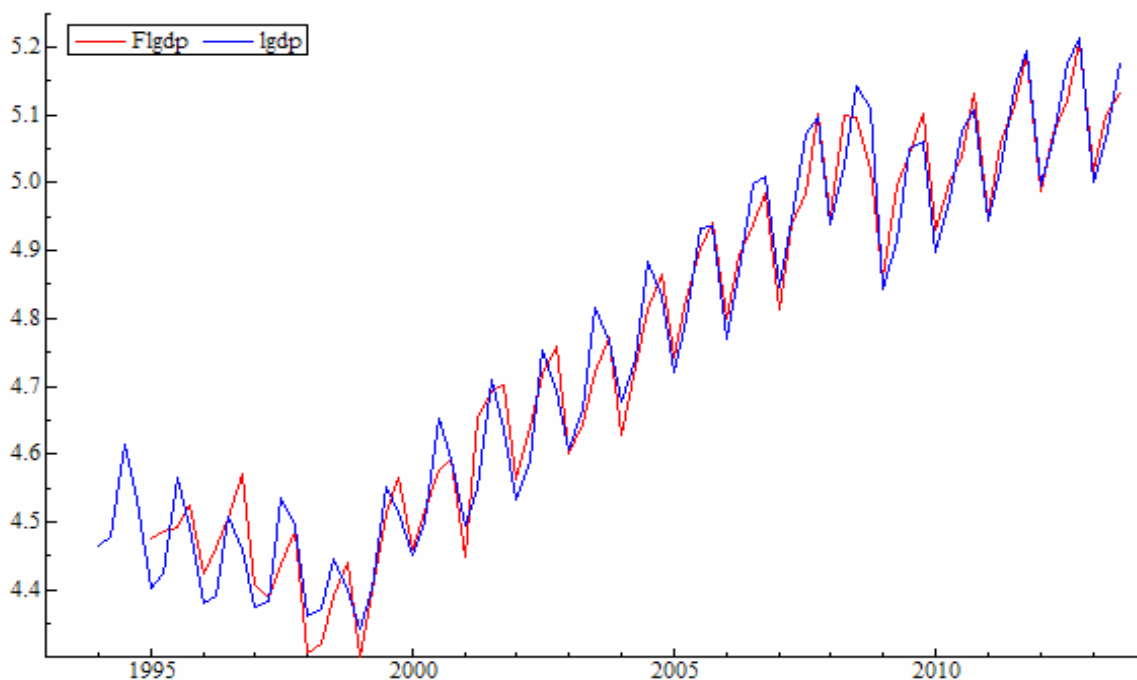


Рис.10 Индекс реального ВВП ($lgdp = \log(GDP)$) и его расчет по модели ($Flgdp$) / Источник: Ситуационный Центр

Для учета влияния краткосрочных факторов на динамику реального ВВП были построены модели коррекции регрессионными остатками.

Период 1995(3)-2008(3):

$$D\log(GDP) = -0.053 + 0.553 D\log(GDP(-2)) - 0.203 R\log(GDP(-1)) - 0.131 D\log(rer(-1)) + \\ (-4.78) \quad (3.57) \quad (-2.29) \quad (-2.49) \\ -0.137 Seas + 0.133 Seas(-1) + 0.246 Seas(-2) \\ (-6.67) \quad (7.46) \quad (9.61)$$

Период 1995(3)-2013(3):

$$D\log(GDP) = -0.0242 + 0.4402 D\log(GDP(-2)) - 0.4408 R\log(GDP(-1)) - 0.1187 D\log(rer(-1)) + \\ (-2.26) \quad (4.39) \quad (-4.16) \quad (-2.07) \\ -0.1768 Seas + 0.0963 Seas(-1) + 0.2038 Seas(-2) \\ (-11.7) \quad (6.73) \quad (6.79)$$

Интегральные показатели качества построенной модели: $R^2=0.92$; $AR\ 1-5\ test = 7.17$.

Таким образом, можно сделать вывод, что влияние экспортных цен российской нефти на долгосрочную динамику реального ВВП РФ является весьма значительным (эластичность 17-18%). Это подтверждает

гипотезу о наличии признаков «голландской болезни» российской экономики. Также на долгосрочную динамику реального ВВП РФ оказывают существенное влияние инвестиции в основной капитал (эластичность 21-22%), налоговые факторы (эластичность 11-12%) и дефлированные тарифы на электроэнергию, газ и воду (эластичность 8-9%). Отметим, что краткосрочная динамика российского ВВП формируется во многом за счет сезонных факторов, а также краткосрочной динамики реального обменного курса рубля.

Индекс промышленного производства

Из дезагрегированной макромоделю российской экономики (Айвазян, Бродский (2005)) 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)-2008(3) имеет следующий вид (в скобках – среднеквадратическая ошибка для коэффициента):

$$\log(Ind) = 3.1824 + 0.1814 \log(woil) - 0.0915 \log(rmon) + 0.0915 \log(Inv(-4)) + 0.0875 s2001p2,$$

$$(0.216) \quad (0.035) \quad (0.045) \quad (0.048) \quad (0.035)$$

где

Ind – базисный индекс физического объема производства в промышленности

woil – контрактная экспортная цена на российскую нефть;

rmon – 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: $R^2=0.74$; $DW=1.63$.

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

Для учета влияния краткосрочных факторов на динамику реального ВВП были построены модели коррекции регрессионными остатками.

Период 1995(1) – 2013(3):

$$\log(\text{Ind}) = 3.1199 + 0.1917 \log(\text{woil}) - 0.0863 \log(\text{rmon}) + 0.1100 \log(\text{Inv}(-4)) + 0.0843 s2001p2$$

(0.105) (0.0203) (0.045) (0.028) (0.028)

$R^2=0.90$, $DW=1.95$.

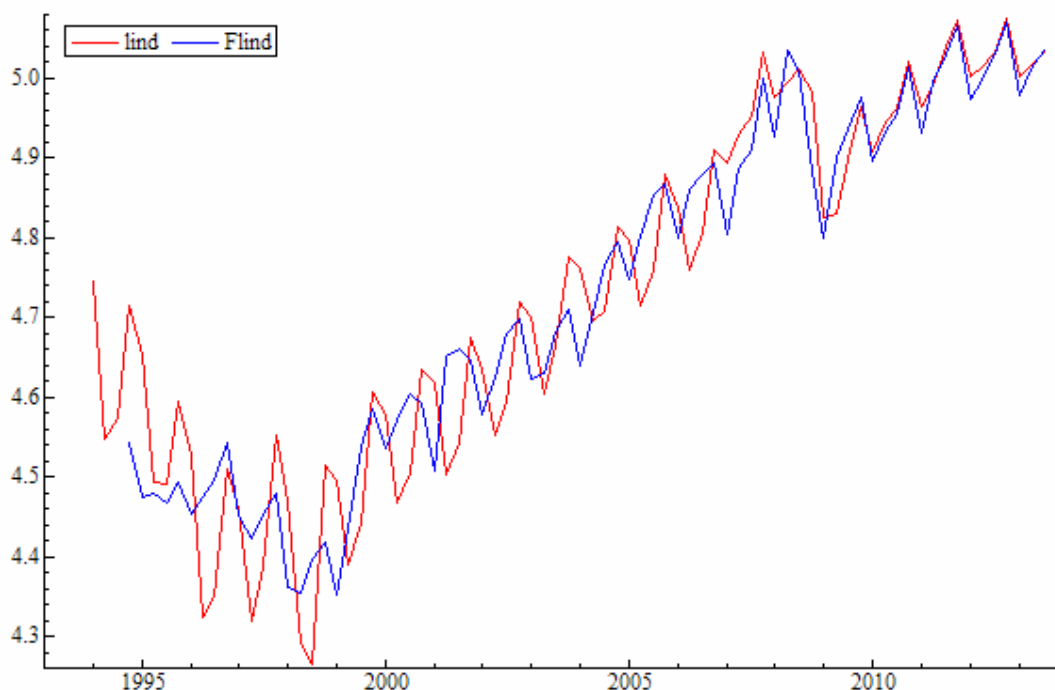


Рис.11 Логарифм индекса промышленного производства (*lind*) и его расчет по модели (*Flind*) /

Источник: Ситуационный Центр

Влияние фактора реального обменного курса на динамику промышленного производства в России является, бесспорно, значимым. Этот фактор не был включен в долгосрочную коинтеграцию по простой причине: динамика реального обменного курса формируется в значительной степени под влиянием экспортных цен на нефть и приходится исключить его во избежание эффекта мультиколлинеарности.

Период 1995(3)-2013(3):

$$D\log(\text{Ind}) = 0.0533 - 0.4749 R\log(\text{Ind}(-1)) + 0.1241 D\log(\text{Inv}) - 0.117 \text{Seas}(-1) - 0.0694 \text{Seas}(-2)$$

(6.21) (-4.66) (7.42) (-6.55) (-4.95)

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

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;

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 вынуждены использовать собственные финансовые средства для осуществления инвестиционных программ. В 2003-2007 гг. ситуация стала понемногу выправляться: реальные объемы привлеченных инвестиций в нефинансовый сектор растут как следствие благоприятной макроэкономической конъюнктуры.

Эти наблюдения подводят нас к мысли о том, что основными макроэкономическими факторами, определяющими динамику показателя реальных объемов инвестиций в основной капитал, являются реальный ВВП и реальный отток (приток) капитала. С использованием квартальных данных за период 1994(1)-2007(2) была получена следующая коинтеграционная зависимость (в скобках – *t*-статистики для коэффициентов):

$$\log(Inv) = -1.8773 + 1.3703 \log(GDP) - 0.0206 \log(routcap),$$

$$(-2.68) \quad (9.31) \quad (-2.57)$$

где

Inv - индекс реального объема инвестиций в основной капитал;

routcap - реальный отток (приток) капитала из России, определяемый по формуле

$$routcap = outcap \cdot E / psum,$$

outcap - отток (приток) капитала (млн. долл.)

E - номинальный обменный курс доллара (руб./долл.)

psum - базовый индекс инфляции на потребительском рынке.

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.698$, $DW=2.25$. Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона-Маккиннона подтвердила гипотезу стационарности.

Период 1994(1)-2013(3):

$$\log(Inv) = -3.2236 + 1.6299 \log(GDP)$$

$$(-7.85) \quad (18.9)$$

$$R^2 = 0.82, \quad DW = 2.29$$

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

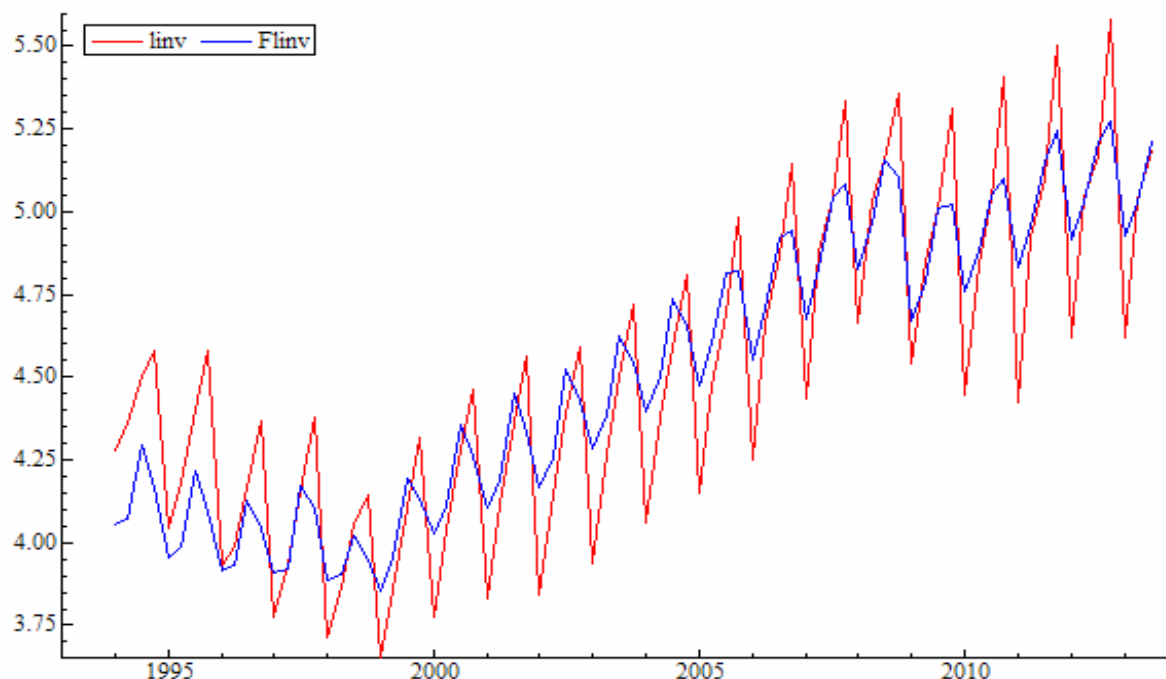


Рис.12 Индекс инвестиций в основной капитал ($linv = \log(Inv)$) и его расчет по модели ($Flinv$) /

Источник: Ситуационный Центр

Полученная выше коинтеграционная модель была расширена до модели коррекции регрессионными остатками.

Период 1994(3)-2013(3):

$$D\log(Inv) = 0.3372 - 0.5163 D\log(Inv(-1)) - 0.4048 R\log(Inv(-1)) - 0.8170 Seas - 0.4900 Seas(-1)$$

(-0.61) (-2.82) (-3.43) (-26.4) (-6.16)

$$R^2 = 0.97, AR\ 1-5\ test = 11.154$$

Оборот розничной торговли

Период 1995(1)-2013(3):

$$lret = 1.87404 + 0.326117 lwoil + 0.280015 linv_4 + 0.122331 s2001p2$$

(0.13) (0.03) (0.04) (0.04)

$$R^2 = 0.94$$

Модель коррекции регрессионными остатками 1995(3)-2013(3):

$$Dlret = 0.0579477 - 0.343905 Rlret_1 - 0.170551 Seasonal$$

(0.007) (0.07) (0.02)

$$R^2 = 0.67, DW = 2.62$$

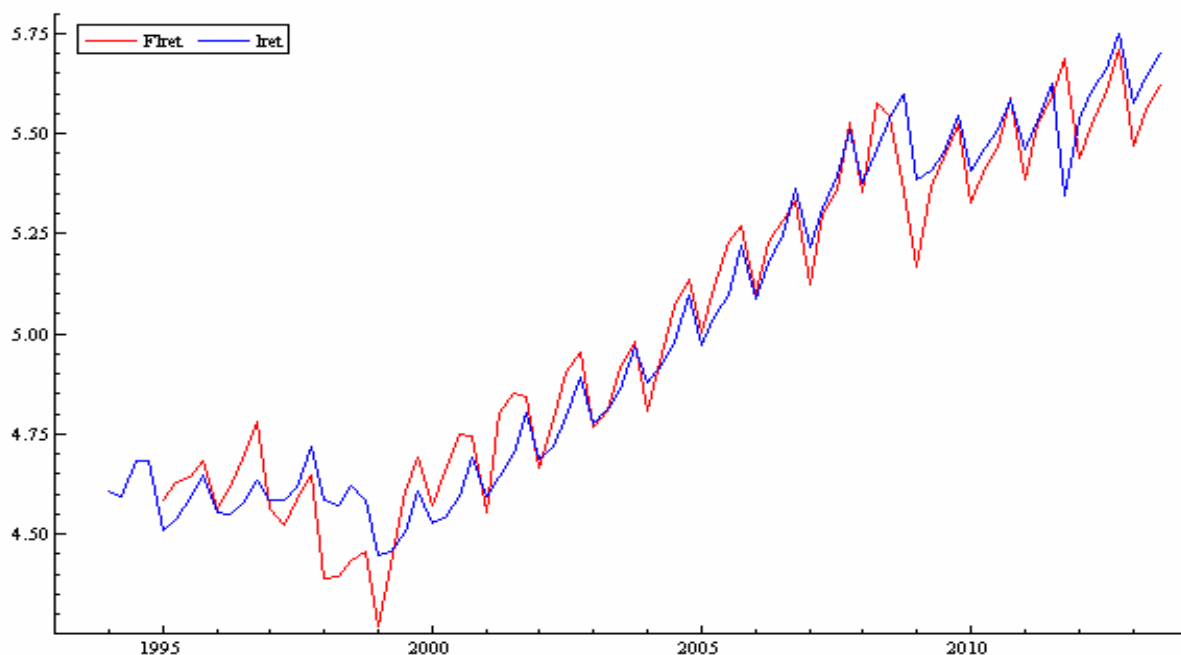


Рис.13 Индекс оборота розничной торговли (*Iret*) и его расчет по модели (*Flret*) / Источник: Ситуационный Центр

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)-2008(3). 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 дамки-переменная.

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

$$\log(\text{Export}) = -2.1675 + 0.6897 \log(\text{woil}) + 0.2206 \log(W_Ni) + 0.1198 s2001p2,$$

(-6.52) (8.25) (4.40) (3.06)

где W_Ni – экспортная цена на никель.

Показатели качества этой зависимости $R^2=0.95$, $DW=0.85$. Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием *теста Дэвидсона-Маккиннона* подтвердила гипотезу стационарности.

Период 1994(1)-2013(3):

$$\log(\text{Export}) = -1.8812 + 0.8184 \log(\text{woil}) + 0.1187 \log(W_Ni) + 0.1073 s2001p2$$

(-5.54) (19.1) (2.32) (2.18)

$R^2 = 0.97$, $DW=0.92$.

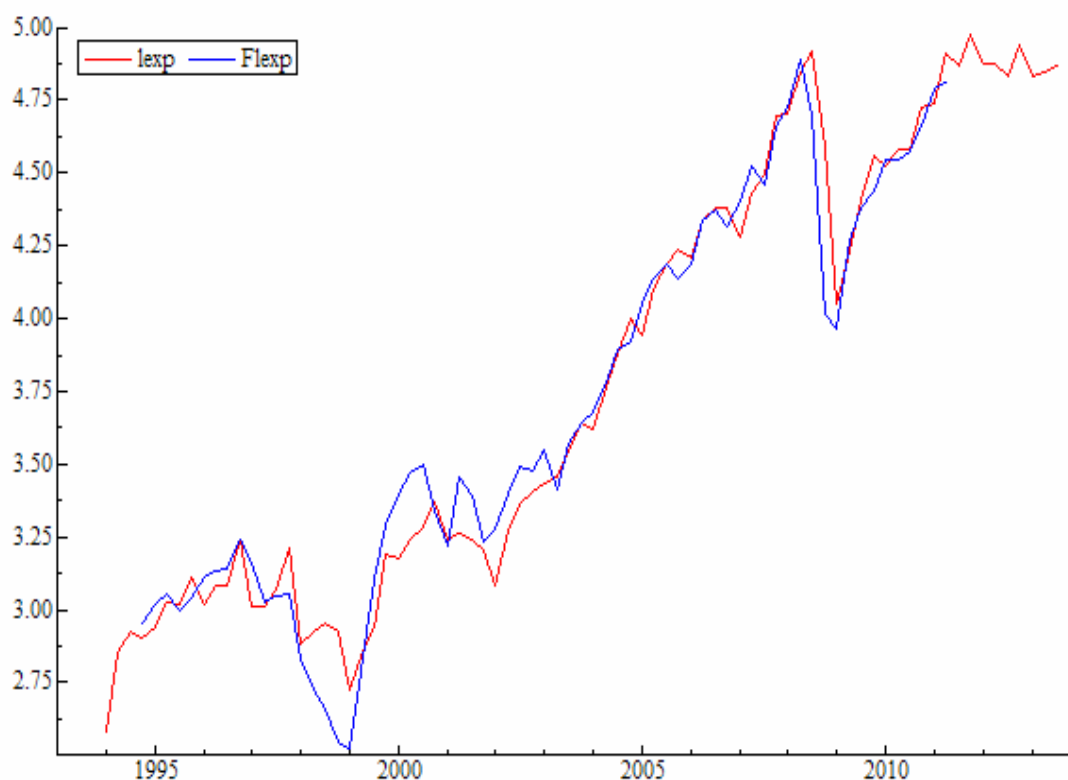


Рис.14 Экспорт ($\text{lexp} = \log(\text{Export})$) и его расчет по модели (Flexp)/ *Источник: Ситуационный Центр*

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

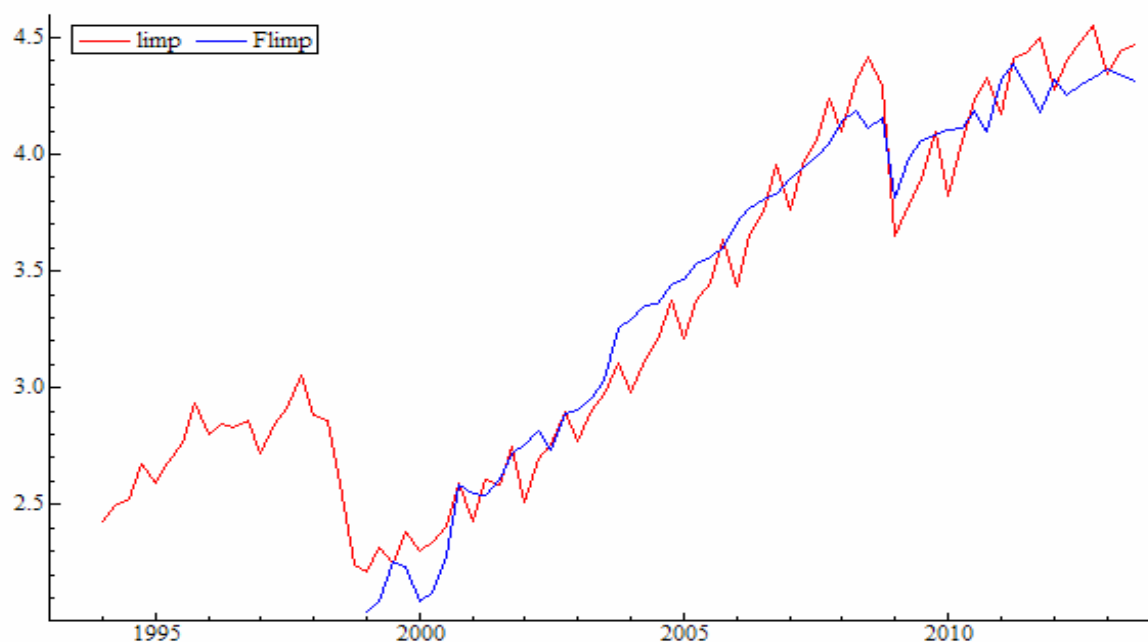


Рис.15 Логарифм показателя «Импорт в Россию» (*limp*) и его расчет по модели (*Flimp*) Источник: Ситуационный Центр

С целью учета краткосрочной динамики импорта полученная коинтеграционная зависимость была обобщена до модели коррекции регрессионными остатками.

Период 1999(2)-2013(3):

$$D\log(\text{Import}) = 0.1336 - 0.2432 R\log(\text{Import}(-1)) - 0.2896 \text{Seas} - 0.0676 \text{Seas}(-1) - 0.4591 i2009p1$$

(12.9) (-5.05) (-15.0) (-3.88) (-8.15)

$R^2=0.90$, $DW = 2.15$.

Реальная заработная плата

Одной из наиболее характерных тенденций в развитии российской экономики 2001-2007 годов и в первой половине 2008 года являлся опережающий рост заработной платы в сравнении с производительностью труда. Поэтому исследование факторов, определяющих подобную динамику средней ставки заработной платы в России, представляет существенный экономический интерес.

Из теоретических моделей российской экономики (см. Айвазян, Бродский, 2006; Бродский, 2006) следует, что динамика заработной платы в российской экономике определяется наиболее существенными факторами макроэкономической конъюнктуры такими, как экспортная цена на российскую нефть, реальный обменный курс рубля, налоговая политика в области заработной платы. Как отмечалось выше, динамика реального обменного курса рубля оказывается тесно связанной с динамикой экспортных цен на нефть. Отсюда следует, что в эконометрическую модель для реальной заработной платы следует включить только один из этих факторов. Вместе с тем именно фактор реального обменного курса рубля является предопределяющим в динамике процессов социальной

дифференциации в России (см. Бродский, 2003) и, как следствие, в динамике средней ставки заработной платы, наблюдавшейся в 2001-2008 годы. Поэтому в качестве основных факторов, формирующих среднесрочные тренды в динамике заработной платы в России были выбраны: реальный обменный курс рубля (rer) и налоговая дамми-переменная ($s2001p2$), отражающая влияние Нового налогового кодекса (2001-2002) на ставку заработной платы, а также дамми-переменная $s2006p1$, отражающая изменения налогового законодательства в социальной сфере в 2005-2006 гг. Полученная *коинтеграционная зависимость* с использованием квартальных данных 1995(1)-2008(3) имеет вид (внизу в скобках – *t*-статистики для коэффициентов):

$$\log(rwage) = 0.5380 + 0.8405 \log(rer) + 0.2944 s2001p2 + 0.2251 s2006p1$$

(1.38) (10.04) (9.85) (5.42)

где $rwage = Wage / psum$ – реальная заработная плата, $Wage$ – средняя ставка заработной платы (тыс. руб.).

Интегральные характеристики этой модели: $R^2=0.94$, $DW=1.32$. Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием *теста Дэвидсона-Маккиннона* подтвердила гипотезу стационарности.

Отметим высокую положительную эластичность реальной заработной платы по фактору реального обменного курса рубля (84%). Это означает, что укрепление рубля в реальном выражении на 1% приводит к возрастанию реальной заработной платы на 0.84%.

Период 1995(1)-2013(3):

$$\log(rwage) = 0.2289 + 0.9072 \log(rer) + 0.2858 s2001p2 + 0.2704 s2006p1$$

(0.65) (11.9) (9.86) (7.25)

$R^2=0.96$

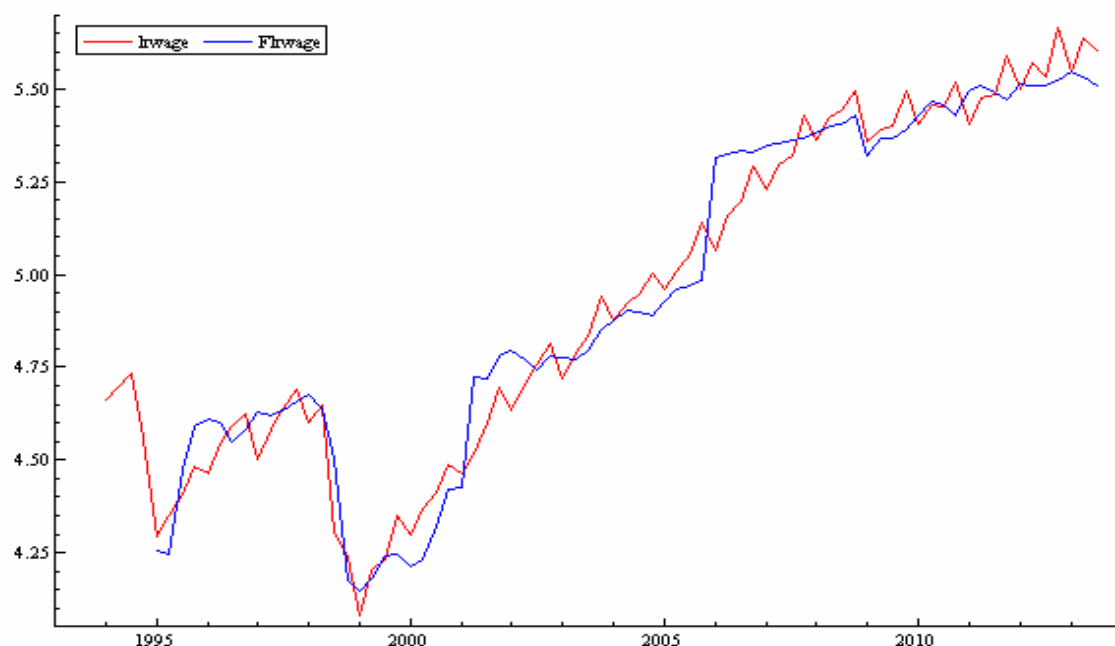


Рис.16 Логарифм показателя «реальная заработная плата» (*lwage*) и его расчет по модели (*Flwage*) Источник: Ситуационный Центр

Для учета в модели сезонных факторов, а также краткосрочной динамики реального обменного курса полученная коинтеграционная модель была расширена до модели коррекции регрессионными остатками (1995(2)-2013(3), внизу в скобках – *t*-статистики для коэффициентов):

$$Dlog(rwage) = 0.072 - 0.114 Rlog(rwage(-1)) - 0.1473 Seas - 0.0436 Seas(-3) - 0.367 i1998p3 - 0.1659 i1998p4$$

(14.6) (-2.62) (-16.2) (-5.20) (-12.4) (-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: $rinc = Income / rсит$. Полученная коинтеграционная зависимость по квартальным данным за период 1995(1)-2008(3) имеет следующий вид (в скобках – *t*-статистика для коэффициента):

$$log(rinc) = 1.158 + 0.698 log(rer) + 0.2688 s2001p2 + 0.2447 s2006p1$$

(2.19) (6.14) (6.62) (4.33)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2 = 0.87$, $DW = 1.75$.

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

Период 1995(1)-2013(3):

$$\log(rinc) = 0.9582 + 0.7411 \log(rer) + 0.2632 s2001p2 + 0.2846 s2006p1$$

(2.02) (7.25) (6.75) (5.67)

$R^2 = 0.92$

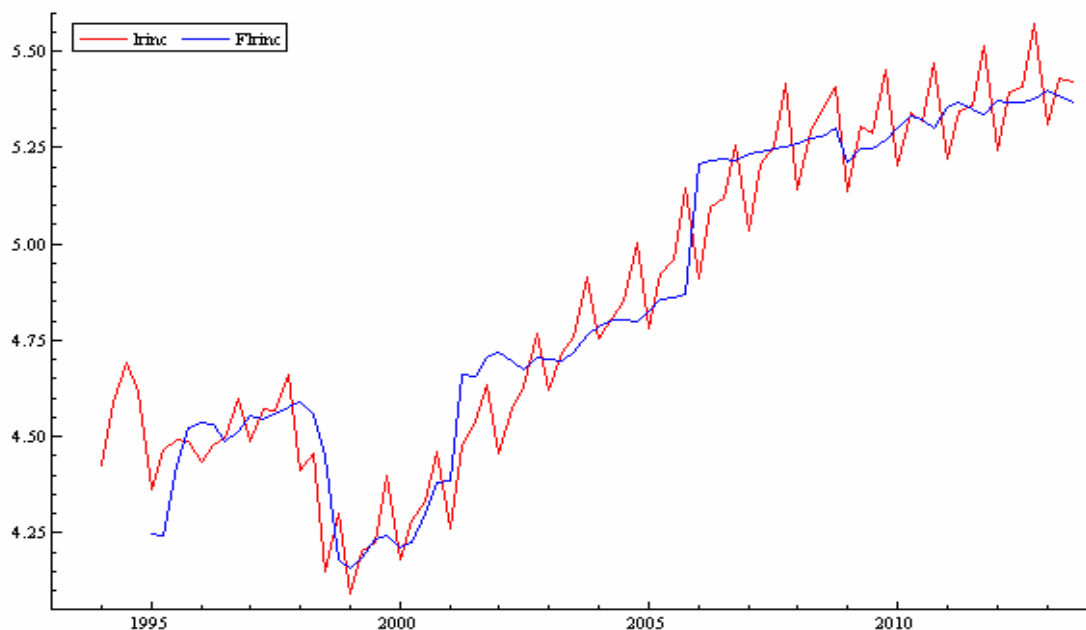


Рис.17 Логарифм показателя «среднедушевые реальные доходы населения» (*linc*) и его расчет по модели (*Flinc*) Источник: Ситуационный Центр

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

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

(14.6) (-2.57) (-7.43) (-19.0) (-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.; на основании данных Госкомстата). Полученная *коинтеграционная зависимость* по квартальным данным за период 1996(2)-2008(3) имеет следующий вид (в скобках – *t*-статистика для коэффициента):

$$\log(Unemp) = 3.3559 - 0.15483 \log(woil) - 0.19217 s2001p2 - 0.1312 \log(Inv(-4))$$

(23.91) (-6.00) (-6.70) (-3.41)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.90$, $DW=0.84$.

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

Период: 1995(1)-- 2013(3):

$$\log(Unemp) = 3.1264 - 0.11357 \log(woil) - 0.1402 s2001p2 - 0.1082 \log(Inv(-4))$$

(20.6) (-4.36) (-3.38) (-2.57)

$R^2 = 0.76$

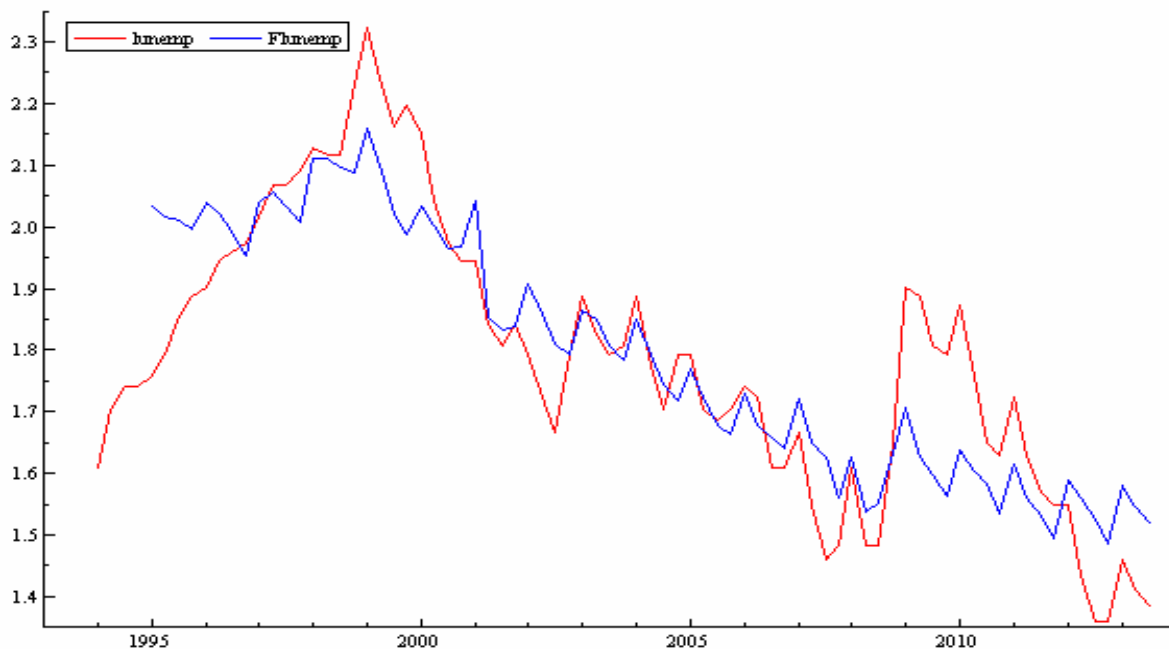


Рис.18 Логарифм показателя «Общее количество безработных» (*lnunemp*) и его расчет по модели (*Flunemp*) Источник: Ситуационный Центр

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

$$\log(Unemp) = 0.04 + 0.27 D\log(Unemp(-1)) - 0.19 R\log(Unemp(-1)) + 0.17 i2009p1 - 0.12 Seas(-1) - 0.07 Seas(-2)$$

(5.28) (2.81) (-3.60) (3.30) (-7.90) (-5.01)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.63$, $AR\ 1-5\ test = 1.6358$ – 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)-2008(3) по доходам консолидированного бюджета в России была построена следующая коинтеграционная модель для показателя реальных доходов консолидированного бюджета: $rincons = Incons / psum$, где *Incons* - номинальные поквартальные доходы консолидированного бюджета, *psum* - базисный индекс потребительских цен (в скобках снизу – статистика Стьюдента для коэффициента):

$$\log(rincons) = -0.0114 + 0.5833 \log(woil) + 0.1846 s2001p2 + 0.3519 \log(rmon)$$

(-2.71) (8.15) (2.44) (3.20)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.80$, $DW=2.16$.

Весьма неожиданной в этой коинтеграционной зависимости является высокая положительная эластичность реальных доходов бюджета по фактору дефлированных тарифов естественных монополий ($rmon$). 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.

Период: 1994(1)-2013(3):

$$\log(rincons) = 0.2769 + 0.5233 \log(woil) + 0.2241 s2001p2 + 0.2975 \log(rmon)$$

(1.46) (13.1) (3.47) (3.01)

$R^2 = 0.90$

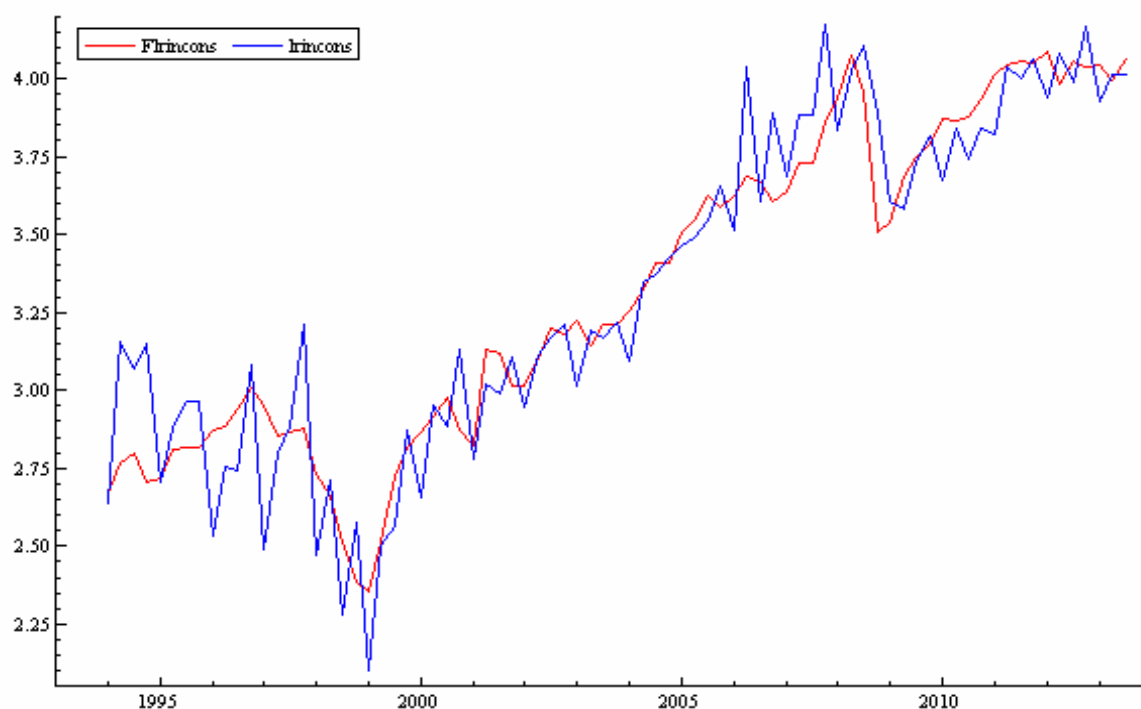


Рис. 19 Логарифм показателя «Реальные доходы консолидированного бюджета» ($lrincons$) и его расчет по модели ($flrincons$) /Источник: Ситуационный Центр

$$D\log(rincons) = 0.1082 - 0.6052 R\log(rincons(-1)) - 0.5542 D\log(er) - 0.3138 Seas - 0.1111 Seas(-2)$$

(4.85) (-6.03) (-3.56) (7.49) (-3.00)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.76$, $DW=2.07$.

Из полученных зависимостей можно сделать вывод о том, что долгосрочная эластичность реальных доходов консолидированного бюджета по фактору экспортных цен на нефть снизилась с 58% в 2008 году до 52% в 2013 году.

Доходы федерального бюджета

Полученные выводы подтверждаются результатами эконометрического исследования динамики реальных доходов федерального бюджета. С использованием квартальных данных за период 1994(1)-2008(3) по доходам федерального бюджета в России была построена следующая *коинтеграционная модель* для показателя реальных доходов федерального бюджета: $rinfed = Infed / psum$, где *Infed* - номинальные поквартальные доходы федерального бюджета, *psum* - базисный индекс потребительских цен (в скобках снизу – статистика Стьюдента для коэффициента):

$$\log(rinfed) = -0.9611 + 0.6395 \log(woil) + 0.3473 s2001p2 + 0.2445 \log(rmon)$$

(-2.98) (8.98) (4.62) (2.23)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.87$, $DW=2.06$.

Период: 1994(1)-2013(3):

$$\log(rinfed) = -0.3133 + 0.5071 \log(woil) + 0.3942 s2001p2$$

(-1.59) (12.4) (5.94)

$R^2=0.90$, $DW=1.65$.

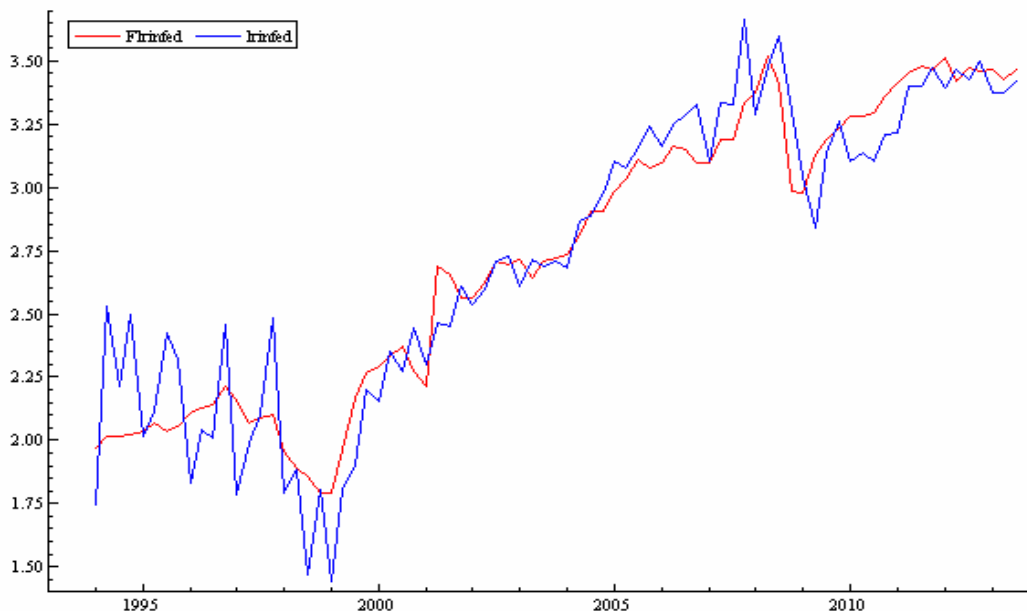


Рис. 20 Логарифм показателя «Реальные доходы федерального бюджета»(*lrfed*) и его расчет по модели (*Flrfed*) /Источник: Ситуационный Центр

Для оценки влияния реального обменного курса рубля на динамику бюджетных доходов, а также для учета сезонных факторов в этой динамике, построенная зависимость была расширена до модели коррекции регрессионными остатками:

$$Dlog(rinfed) = 0.062 - 0.6605 Rlog(rinfed(-I)) - 0.7891 Dlog(er) - 0.2271 Seas$$

(3.17)
(-6.47)
(-4.34)
(-5.25)

Интегральные показатели этой зависимости: $R2=0.64$, $DW=2.13$. Весьма существенна краткосрочная положительная эластичность реальных бюджетных доходов по фактору реального укрепления рубля (+79%).

Макроэкономический прогноз на 2013-2015 годы

Напомним, что ранее Ситуационный центр ЦЭМИ прогнозировал следующее (см. Макропрогноз на 2006-2008 гг): «Этот отрицательный эффект, заключающийся в резком падении темпов роста ВВП, промышленного производства и реальных объемов инвестиций в основной капитал, является не временным и преходящим, в по-видимому долгосрочным». Сегодня можно констатировать, что этот прогноз в целом оказался верным. На 2013 год правительственные и неправительственные эксперты прогнозируют всего 1,4% роста ВВП и 0.1% роста промышленного производства. Ситуационный центр продолжал: «На сегодняшний день даже существенное улучшение мировой конъюнктуры на рынках сырья не приносит адекватного возрастания темпов экономического роста в России. Причина – в серьезных институциональных проблемах российской экономики, только обострившихся во время кризиса 2007-2009 годов». В настоящее время становится ясно, что «голландская болезнь» уже свергла российскую экономику в длительную стагнацию, а власти предпринимают резкие усилия по ослаблению курса рубля и оживлению макроэкономической конъюнктуры.

Наш прогноз на 2013-2015 гг.» таков:

Показатель	2013	2014	2015
Реальный ВВП (% прироста к пред. году)	1.2	2.1	2.3
Индекс промышленного производства (% прироста)	0.1	1.7	1.8
Индекс реальных инвестиций в основной капитал (% прироста)	-0.2	1.8	1.9
Индекс оборота розничной торговли (% прироста)	3.5	3.0	3.2
Экспорт (млрд. долл.)	465	450	455
Импорт (млрд. долл.)	307	320	330
Индекс потребительских цен % прироста (декабрь к декабрю)	6.9	5.0	4.7
Курс доллара руб./долл. (на конец периода)	33.9	36	35
Цена нефти Urals долл./барр. (на конец периода)	107.5	101	102