

Мировой финансовый кризис и Россия: анализ механизмов влияния

1. Введение

По мнению большинства экспертов, экономический спад в России, вызванный мировым финансовым кризисом, завершится в 2009 году. В 2010 году ожидается умеренный рост экономики России: реального ВВП – на 2.6%, промышленного производства – на 3.2%, инвестиций – на 3.7%, розничной торговли – на 2.7%. Однако, это всего лишь экспертные оценки. Барометр мировой макроэкономической ситуации предвещает очередной шторм и кризис в ближайшие 1-2 года. Кейнсианские методы посткризисного восстановления американской экономики, реализуемые известными «академиками», дают лишь краткосрочный позитивный эффект, но в среднесрочном плане принесут лишь усугубление хронических проблем экономики США (взрывной рост государственного долга, ослабление позиций доллара, растущее бремя государственных расходов на социальные программы и военные операции). Вслед за кризисом экономики США в 2010 -2012 годах экономическая рецессия охватит весь мир, неизбежно вызвав вторую волну кризиса в России.

Итак, в среднесрочной перспективе нам следует ожидать девальвации доллара относительно главных мировых валют и роста ценовых «пузырей» на сырьевых рынках, включая рынок нефти. На первый взгляд, все это благоприятствует экономическому росту в России. Однако укрепление евро и юаня относительно доллара будет снижать внешнюю конкурентоспособность европейской и китайской экономики, погружая эти регионы в экономическую рецессию, которая повлечет за собой снижение спроса на сырьевые ресурсы. Поэтому даже рост мировых цен на нефть (в долларах) не приведет к масштабному экономическому подъему в России, но лишь усугубит симптомы «голландской болезни».

Общая картина экономической ситуации в России на ближайшие годы такова: экономический рост на 2-4 %; промышленный рост на 3-5%; инфляция на потребительском рынке в 10-11% в 2010-2012 гг. Дальнейшее содержание этой работы представляет собой конкретизацию этих выводов и прогнозов на основе эконометрического анализа.

2. Эконометрическая модель

Инфляция на потребительском рынке

Для построения модели была использована выборка квартальных данных 1994(2)-2009(3), включающая следующие показатели:

$\pi_i = \text{CPI}/100 - 1$ – темп инфляции на потребительском рынке

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

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

$\pi_{iel} = \text{PEL}/100 - 1$ – темп изменения цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей

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 имеет следующий вид (в скобках внизу – значения t-статистик для коэффициентов):

$$\pi_i = -0.0073 + 0.3074 \cdot \epsilon_{ps} + 0.4298 \cdot \pi_{iel} + 0.1519 \cdot \pi_{oilp} + 0.0626 \cdot \text{Seas}(-3)$$

(11.24) (7.70) (5.29) (4.43)

Интегральные показатели для этой зависимости: $R^2=0.82$, $DW=1.98$ – свидетельствуют о ее приемлемом качестве. Коэффициенты являются значениями показателей эластичности по соответствующим факторам.

Отметим, что фактор ϵ_{ps} – темп изменения обменного курса доллара – является, по существу, монетарным. Факторы π_{iel} , π_{oilp} отражают воздействие немонетарных шоков на динамику инфляции на потребительском рынке. Обращают на себя внимание высокие показатели эластичности темпа инфляции на потребительском рынке по факторам π_{iel} , ϵ_{ps} .

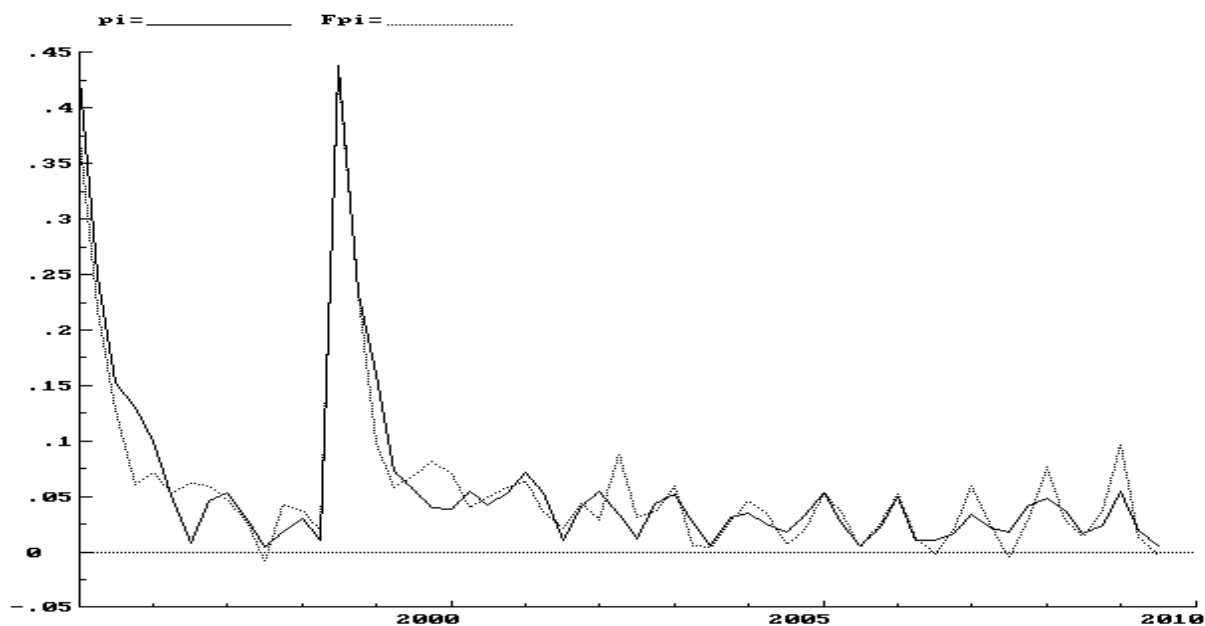


Рис. 1. Темп инфляции на потребительском рынке (π_i) и его расчет по модели ($F\pi_i$)

Полученная зависимость позволяет объяснить, почему, несмотря на отрицательные значения фактора ϵ_{rs} – темпа изменения курса доллара – в 2006-2007 гг. и в первой половине 2008 г., инфляция на потребительском рынке в России никак не снижалась до 10%. Дело в том, что этот период характеризовался чрезвычайно высокими темпами роста мировых цен на нефть, что приводило к резкому повышению цен на бензин. С другой стороны, в этот период опережающими темпами росли оптовые цены на газ и тарифы естественных монополий.

Инфляция на потребительском рынке России по итогам 2009 года составит 109.5% (декабрь 2009 г. к декабрю 2008 г.). В 2010 году ожидается индекс инфляции на потребительском рынке в диапазоне 110-111%.

Инфляция в промышленности

Для построения модели была использована выборка квартальных данных 1994(2)-2009(3), включающая следующие показатели:

$\pi_{rpi} = PPI/100 - 1$ – темп инфляции в промышленности

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

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

$\pi_{iel} = PEL/100 - 1$ – 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 1994(2)-2009(3) имеет вид (в скобках внизу – значения t-статистик для коэффициентов):

$$\text{pippi} = 0.00298 + 0.3464\text{pioile} + 0.1296\text{eps} + 0.48456\text{piel}$$

(0.39) (10.94) (4.77) (8.84)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.84$, $DW=1.63$ – свидетельствуют о ее хорошем качестве. Таким образом, эластичность индекса цен в промышленности по фактору цен в нефтедобыче составляет 35%, по фактору номинального обменного курса доллара 13%, по фактору цен на электроэнергию, газ и воду 48%.

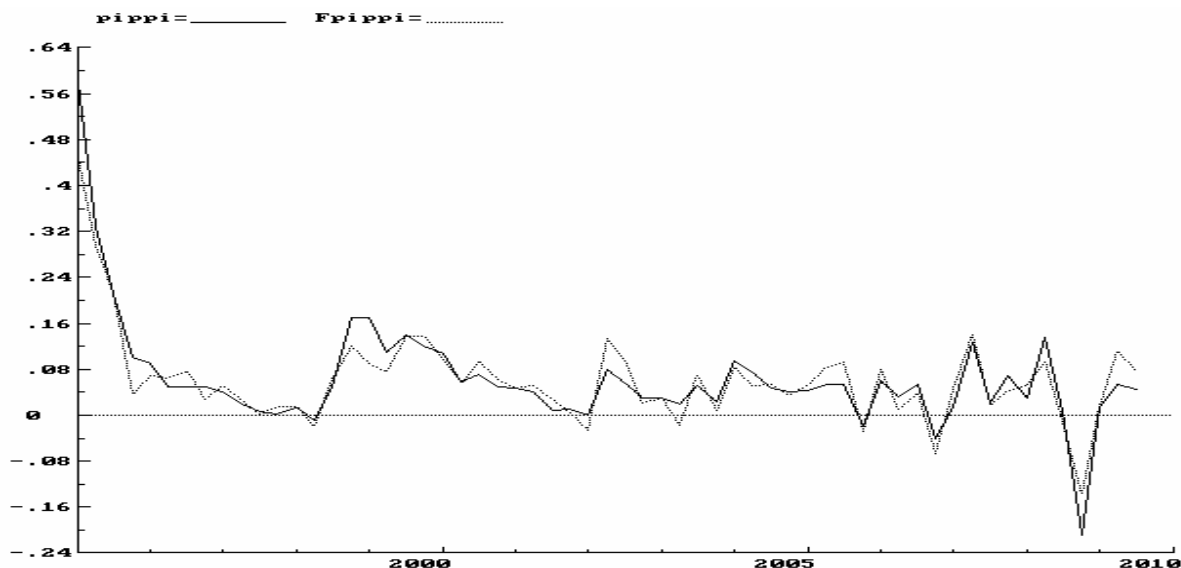


Рис. 2. Темп инфляции в промышленности (pippi) и его расчет по модели (Fpippi)

Построенная эконометрическая зависимость позволяет объяснить, почему в конце 2008 года произошла дефляция в российской промышленности. Причина – резкое падение цен в нефтедобыче (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 eps, то для инфляции в промышленности влияние монетарных факторов выражено намного слабее, однако влияние немонетарных факторов (pioile, piel) является преобладающим.

В 2009 году темп инфляции в промышленности может составить 116-117%. В 2010 году в ожидается темп инфляции в российской промышленности на уровне 115-117% .

ВВП

Исследование факторов, определяющих динамику реального ВВП в России, представляет собой существенный экономический интерес. Из нашей 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.

С использованием квартальных данных 1995(1)-2009(3) получена следующая коинтеграционная зависимость для индекса реального ВВП (GDP) (t-статистики для регрессионных коэффициентов - внизу в скобках):

$$\log(\text{GDP}) = 2.700 + 0.17479 \log(\text{woil}) - 0.0892 \log(\text{rmon}) + 0.2269 \log(\text{Inv}(-4)) + 0.1220 \text{s2001p2},$$

(26.74)	(9.59)	(-2.65)	(8.96)	(5.81)
---------	--------	---------	--------	--------

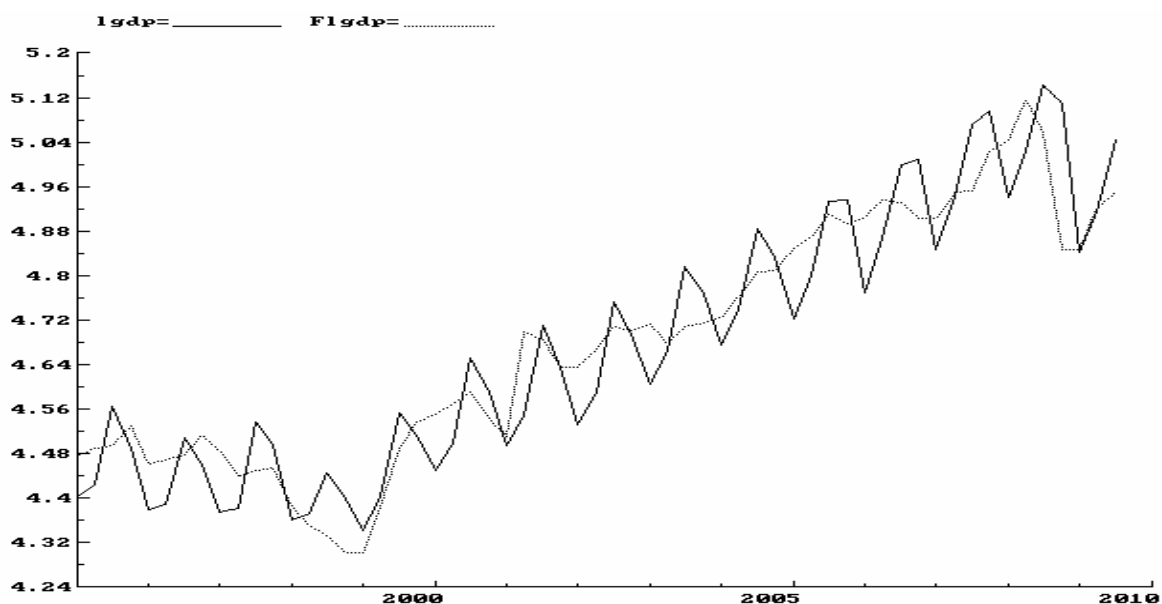


Рис.3. Индекс реального ВВП ($lgdp = \log(GDP)$) и его расчет по модели ($Flgdp$)

Показатели качества этой зависимости: $R^2=0.95$, $DW=1.96$. 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 +0.18; по фактору дефлированных тарифов на электроэнергию: -0.08; по фактору реальных инвестиций в основной капитал: +0.18; 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)-2008(3), имеет вид (в скобках – t -статистики для коэффициентов):

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

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.

Инвестиции

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. Напротив, в 2003-2007 гг. индекс инвестиций в основной капитал рос опережающим темпом в России: экспортные сверхдоходы привели к резкому оживлению экономической конъюнктуры и росту реальных объемов инвестиций в основной капитал как за счет собственных средств предприятий, так и вследствие расширения банковского кредитования реального сектора.

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)-2009(3) была получена следующая коинтеграционная зависимость (в скобках – t-статистики для коэффициентов):

$$\log(\text{Inv}) = -3.0979 + 1.6042 \log(\text{GDP})$$

(-5.94) (14.34)

где

Inv -индекс реального объема инвестиций в основной капитал.

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.77$, $DW=2.01$. Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Давидсона-Маккиннона подтвердила гипотезу стационарности. Таким образом, долгосрочный коэффициент эластичности индекса реального объема инвестиций в

основной капитал по фактору реального ВВП составляет 137%, по фактору реального оттока капитала –2%.

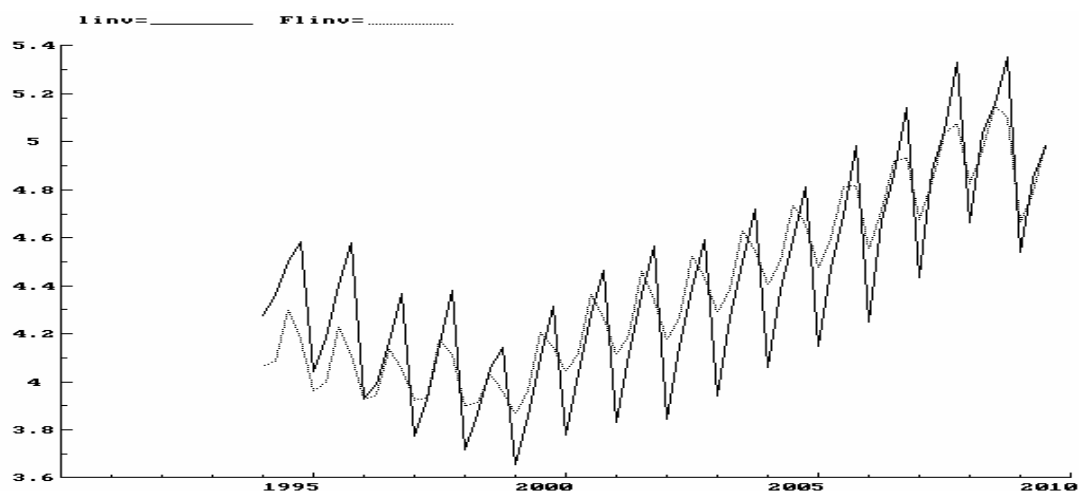


Рис.4 Индекс инвестиций в основной капитал ($linv=\log(Inv)$) и его расчет по модели ($Flinv$)

Столь высокий коэффициент эластичности инвестиций по фактору реального ВВП (160%) наводит на множество размышлений. В период 1990-х годов спад реального ВВП в России порождал опережающее сокращение объемов реальных инвестиций в основной капитал. В 2003-2007 гг. экономический рост также порождал опережающее увеличение реальных объемов инвестиций в основной капитал. В конце 2008 года индекс реального ВВП резко пошел вниз, что не замедлило отразиться на инвестициях в основной капитал. В 2009 году под воздействием мирового финансового кризиса произошло резкое сокращение индекса реального ВВП, что повлекло за собой опережающее падение индекса инвестиций в основной капитал. Этот мультипликативный эффект объясняется фактором “положительной обратной связи”: спад агрегированного выпуска лишает инвесторов прибыли от инвестиционных проектов, что приводит к сокращению реальных объемов инвестиций в основной капитал и углублению экономического спада. Напротив, экономический рост стимулирует инвесторов к кредитованию и реализации инвестиционных проектов, что вызывает опережающий рост реальных объемов инвестиций и дальнейшее увеличение агрегированного выпуска.

Помимо факторов агрегированного выпуска и оттока(притока) капитала, на динамику инвестиций оказывает влияние реальный обменный курс рубля: укрепление рубля повышает степень доверия инвесторов к перспективам экономического роста и вызывает увеличение реальных объемов инвестиций. Для учета фактора реального обменного курса полученная выше коинтеграционная модель была расширена до модели коррекции остатками (выборка 1994(3)-2009(3), в скобках – t-статистики):

$$\begin{aligned} D\log(\text{Inv}) = & 0.19601 - 0.30528 R\log(\text{Inv}(-1)) - 0.21487 D\log(\text{er}) - 0.76603 \text{ Seas} \\ & (15.43) \quad (-4.26) \quad \quad \quad (-2.39) \quad \quad \quad (-24.03) \end{aligned}$$

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.97$, $DW=2.49$ свидетельствуют о ее приемлемом качестве. Таким образом, краткосрочная эластичность показателя реального объема инвестиций в основной капитал по фактору реального обменного курса доллара составляет -21%. Этот результат, в целом, подтверждает гипотезу о положительной зависимости между реальными объемами инвестиций и реальным обменным курсом рубля.

Промышленное производство

Из дезагрегированной макромоделли 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 1996(1)-2009(3) имеет следующий вид (в скобках – t-статистика для коэффициента):

$$\begin{aligned} \log(\text{Ind}) = & 2.9544 + 0.1371 \log(\text{woil}) - 0.1308 \log(\text{rmon}) + 0.2109 \log(\text{Inv}(-1)) + 0.0849s2001p2, \\ & (30.09) \quad (6.94) \quad \quad \quad (-3.67) \quad \quad \quad (8.23) \quad \quad \quad (3.80) \end{aligned}$$

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: $R^2=0.93$; $DW=2.21$.

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

Таким образом, долгосрочный коэффициент эластичности индекса промышленного производства по фактору экспортных цен на нефть составляет +0.14; по фактору дефлированных тарифов на электроэнергию: -0.13; по фактору реальных инвестиций в основной капитал: +0.21; по фактору налоговой политики: 0.08.

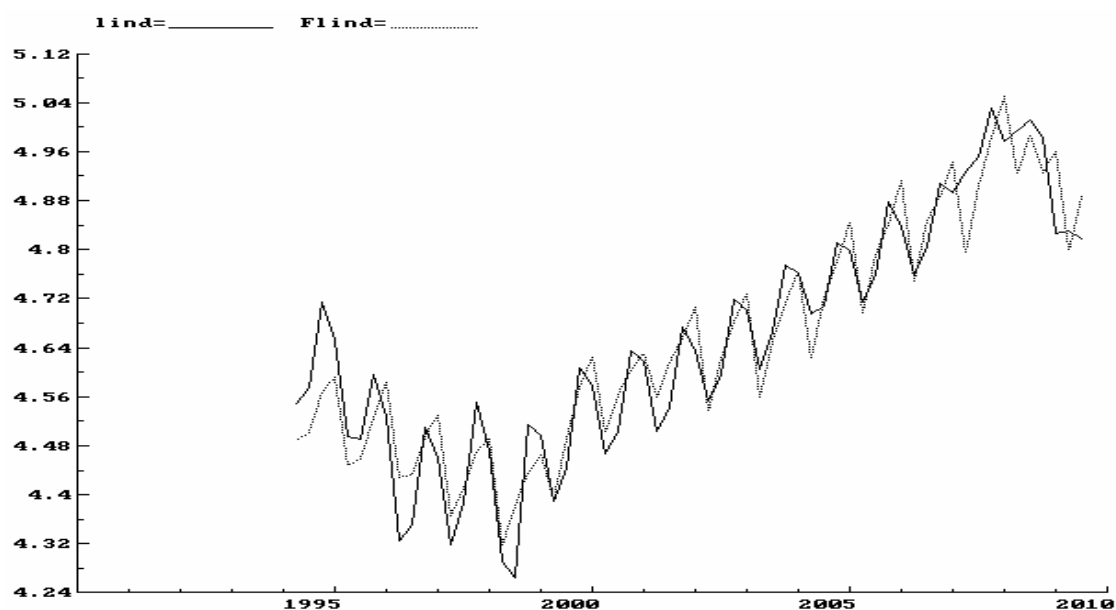


Рис. 5. Индекс промышленного производства ($lind = \log(Ind)$) и его расчет по модели ($Flind$)

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.

Вместе с тем укрепление рубля в реальном выражении оказывает весьма ощутимый макроэкономический эффект: темпы роста промышленного производства в 2005 году снизились вдвое по сравнению с 2004 годом, в 2007 году произошло дальнейшее падение темпов роста производства в промышленности (в сравнении с 2006 г.), несмотря на беспрецедентный рост цен на нефть. В 2009 году произошло существенное падение базисного индекса промышленного производства (на 12-13%). Факторы мирового финансового кризиса лишь отчасти объясняют этот глубокий спад. Весьма существенную лепту вносят факторы российской макроэкономической политики (обменный курс рубля, инвестиции в основной капитал). Чтобы эконометрически точно рассчитать этот эффект воздействия макроэкономической политики на динамику промышленного производства, необходимо расширить построенную коинтеграционную зависимость до модели коррекции регрессионных остатков. Эта модель, построенная для показателя темпов роста

промышленного производства по квартальным данным (1996(1)-2009(3)) имеет вид (t-статистики для регрессионных коэффициентов - внизу в скобках):

$$\begin{aligned} D\log(\text{Ind}) = & -0.0156 - 0.4888 R\log(\text{Ind}(-1)) - 0.342 D\log(\text{er}) + 0.2688 D\log(\text{Inv}) + 0.1725 \text{Seas} \\ & (-0.81) \quad (-3.76) \quad (2.16) \quad (3.57) \quad (2.58) \\ & -0.1630 \text{Seas}(-1) + 0.0658 \text{Seas}(-3), \\ & (-9.64) \quad (4.03) \end{aligned}$$

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.

Показатели качества этой модели: $R^2=0.84$, $DW=1.78$ — подтверждают ее приемлемое качество.

Влияние мирового финансового кризиса 2008 года на динамику российского промышленного производства стало катастрофичным: существенный спад по итогам июля-ноября 2008 года обозначился практически во всех отраслях (всего в промышленности: -13% за июль-ноябрь 2008 г.). Это было следствием обвального падения мировых и экспортных цен на российскую нефть, а также резкого сокращения реальных объемов инвестиций в основной капитал во второй половине 2008 года.

В 2009 году ожидается промышленный спад на уровне 12-13%. В 2010 году вследствие роста мировых цен на нефть промышленный рост может составить 3-4%.

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)-2009(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 дамми-переменная.

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

$$\log(\text{Export}) = -2.0809 + 0.7104 \cdot \log(\text{woil}) + 0.1996 \cdot \log(W_Ni) + 0.1373 \cdot s2001p2,$$

(-5.27) (10.00) (2.93) (2.45)

где W_Ni – экспортная цена на никель.

Показатели качества этой зависимости $R^2=0.94$, $DW=0.85$. Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона-Маккиннона подтвердила гипотезу стационарности.

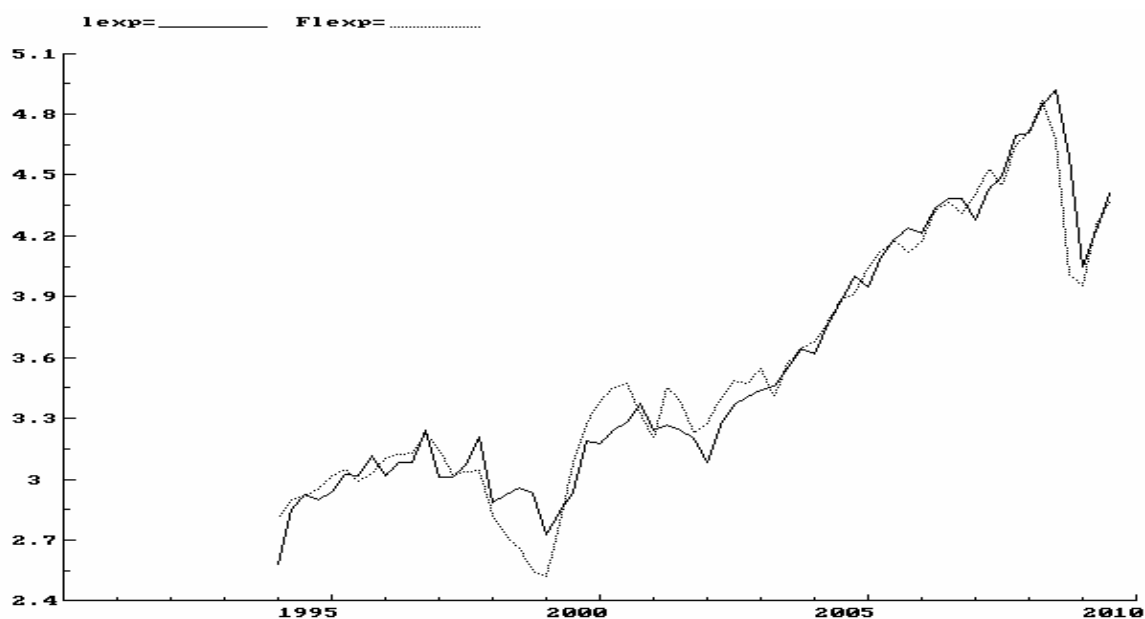


Рис.6. Экспорт ($\text{lexp}=\log(\text{Export})$) и его расчет по модели (Flep)

Таким образом, эластичность российского экспорта по фактору экспортных цен на нефть составляет 71%, а по фактору экспортных цен на никель: +20%.

Для учета влияния краткосрочных факторов на динамику экспорта построенная модель была расширена до модели коррекции регрессионными остатками за период **1994(2)-2009(3)** (в скобках – t-статистики для коэффициентов):

$$D\log(\text{Export}) = 0.0512 - 0.3874 R\log(\text{Export}(-1)) + 0.3746 D\log(\text{woil}) - 0.1357 \text{Seas}$$

(5.05) (-5.95)

(7.60)

(-6.35)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.78$, $DW=1.93$ – свидетельствуют о ее хорошем качестве.

Импорт

Характерной чертой российской макроэкономической ситуации 2001-2007 годов был опережающий рост импорта в сравнении с динамикой российского производства. В 2009 году ожидается резкое падение объемов импорта (на 40-50% в годовом выражении). Поэтому исследование факторов, предопределяющих столь бурную динамику роста импорта товаров и услуг, имеет существенное значение для понимания особенностей российской модели экономического развития.

В качестве основных макроэкономических факторов, формирующих долгосрочные тренды в динамике импорта, целесообразно выбрать реальный обменный курс рубля (rer) и отношение евро-доллар (Eur/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 ограничились факторами rer и Eur/E .

В качестве зависимой переменной в модели импорта был выбран показатель «Объем импорта товаров и услуг (млрд. долл.)» ($Import$), публикуемый Росстатом. Использовалась выборка квартальных данных за период **1999(1)-2009(3)**. Полученная коинтеграционная зависимость имеет вид (внизу в скобках – t -статистики для коэффициентов):

$$\log(Import) = -6.1252 + 1.9009 \log(rer) + 1.3621 \log(Eur/E)$$

(-8.77) (12.93)

(5.78)

Интегральные показатели качества этой модели: $R^2=0.95$, $DW=1.06$. Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона-Маккиннона подтвердила гипотезу стационарности.

Обращает на себя внимание чрезвычайно высокая эластичность импорта по фактору реального обменного курса рубля (+188%). Это означает, что укрепление рубля в реальном выражении на 1% приводит к росту импорта на 1.8%. Также существенна положительная эластичность импорта по отношению курсов евро и доллара (137%).

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)-2009(3) имеет вид (внизу в скобках – t-статистики для коэффициентов):

$$\log(rwage)=0.5090+0.8467*\log(rer)+0.2936s2001p2+0.2507 s2006p1$$

(1.318) (10.17) (9.84) (6.40)

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

Интегральные характеристики этой модели: $R^2=0.94$, $DW=1.28$. 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%.

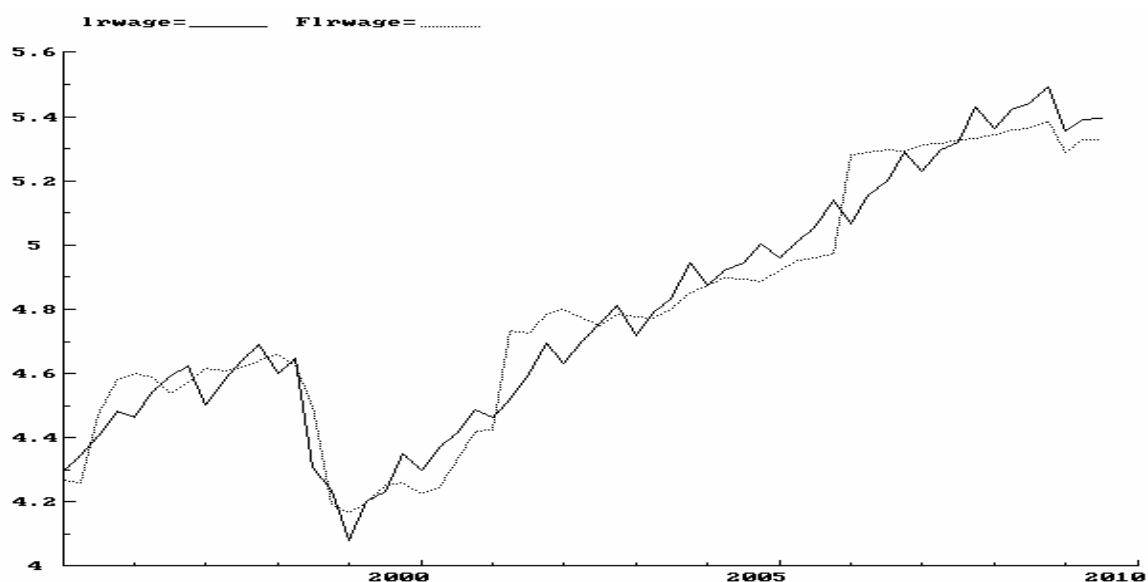


Рис.8. Реальная заработная плата ($lrwage=\log(rwage)$) и ее расчет по модели ($Flrwage$)

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)-2009(3), внизу в скобках – t-статистики для коэффициентов):

$$D\log(rwage)=0.0692-0.11174R\log(rwage(-1))$$

(13.51) (-2.67)

$$-0.1394Seas+0.0286Seas(-3)-0.3779 i1998p3-0.1637i1998p4$$

(-15.01) (3.27) (-13.65) (-5.80)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.90$, $DW=1.86$ – свидетельствуют о ее приемлемом качестве. Полученные результаты позволяют утверждать, что финансовый кризис 1998 года оказал существенный негативный эффект на динамику реальной заработной платы.

Доходы населения

В модели исследуется динамика реальных располагаемых среднедушевых доходов населения: $\text{rinc}=\text{Income}/\text{pcum}$. Полученная коинтеграционная зависимость по квартальным данным за период 1996(1)-2009(3) имеет следующий вид (в скобках –t-статистика для коэффициента):

$$\log(\text{rinc})=0.7787+0.7760*\log(\text{rer})+0.2765 \text{ s2001p2}+0.2463 \text{ s2006p1}$$

(1.43) (6.65) (6.74) (4.64)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.89$, $DW=1.87$.

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

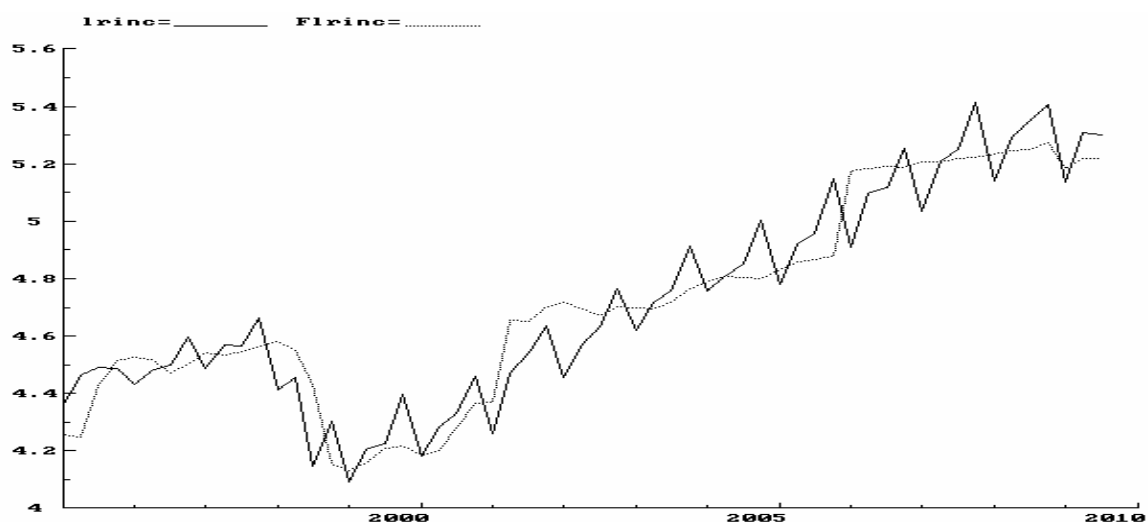


Рис.9. Реальные доходы населения ($\text{l_rinc}=\log(\text{rinc})$) и их расчет по модели (Fl_rinc)

Таким образом, долгосрочный коэффициент эластичности реальных доходов населения по фактору реального обменного курса рубля составляет 77%. Положительная зависимость реальных доходов населения от реального обменного курса рубля объясняется влиянием целой совокупности факторов: во-первых, укрепление рубля прямо связано с улучшением макроэкономической конъюнктуры вследствие роста мировых цен на нефть, во-вторых, реальное укрепление рубля приводит к снижению уровня социальной дифференциации по доходам и к росту среднедушевых доходов населения.

Для учета влияния краткосрочных факторов на динамику реальных доходов населения построенная модель была расширена до модели коррекции регрессионными остатками (1996(1)-2009(3)):

$$Dlog(rinc)=0.0068-0.2732 Rlog(rinc(-1))+0.4379Dlog(rer)$$

$$(0.41) \quad (-2.44) \quad (2.96)$$

$$-0.1751Seas+0.0818 Seas(-1)+0.1238 Seas(-3)$$

$$(-6.56) \quad (3.18) \quad (5.26)$$

Показатели качества этой зависимости: $R^2=0.84$, $DW=2.13$ 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(1)-2009(3) имеет следующий вид (в скобках –t-статистика для коэффициента):

$$\log(Unemp)=4.9327-0.61695*\log(rer)+0.23075*\log(rmon)-0.19864*s2001p2$$

$$(8.53) \quad (-4.93) \quad (2.25) \quad (-4.64)$$

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.80$, $DW=0.76$.

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 (1996(1)-2009(3)):

$$Dlog(Unemp)=0.04028-0.14027Rlog(Unemp(-1))-0.29036*Dlog(rer)$$

$$(3.99) \quad (-2.08) \quad (-2.67)$$

$$+0.18765 i2009p1-0.091379 Seas(-1)-0.084354Seas(-2)$$

$$(3.59) \quad (-5.26) \quad (-5.09)$$

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.63$, $DW=1.84$ – свидетельствуют о ее приемлемом качестве.

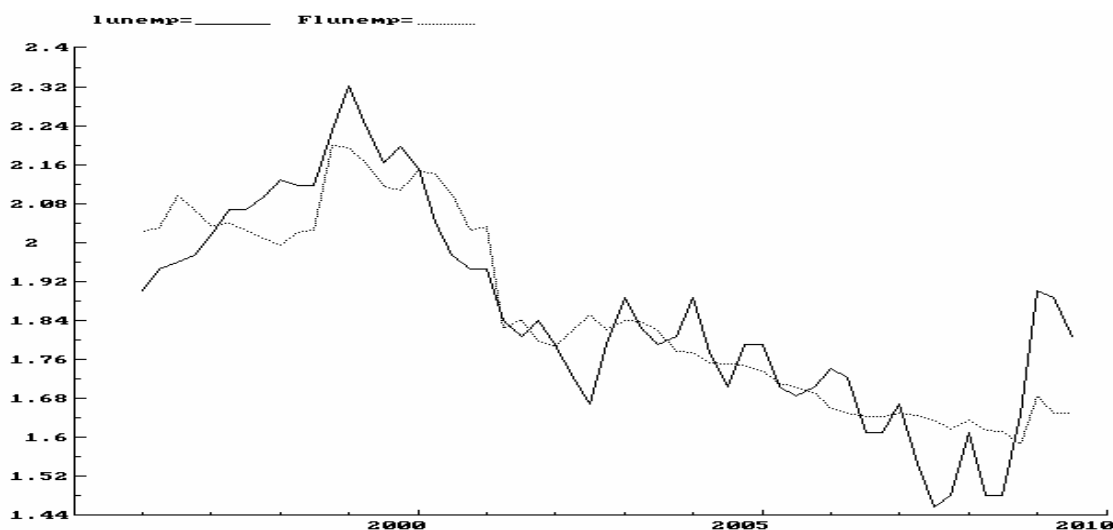


Рис.10. Логарифм показателя общего количества безработных ($\text{lunemp}=\log(\text{Unemp})$) и его расчет по модели (Flunemp)

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)-2009(3) по доходам консолидированного бюджета в России была построена следующая коинтеграционная модель для показателя реальных доходов консолидированного бюджета: $\text{rincons}=\text{Incons}/\text{pcum}$, где Incons - номинальные поквартальные доходы консолидированного бюджета, pcum - базисный индекс потребительских цен (в скобках снизу – статистика Стьюдента для коэффициента):

$$\log(\text{rincons})=0.0043+0.5801*\log(\text{woil})+0.1969s2001p2+0.3438\log(\text{rmon})$$

(0.016) (10.54) (2.75) (3.19)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.86$, $DW=2.09$.

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.

Другой примечательной характеристикой построенной коинтеграционной модели является существенная положительная эластичность реальных доходов бюджета по фактору экспортных цен на российскую нефть (58%). Это позволяет дать оценку

```
lirincons=___ Flirincon=.....
```

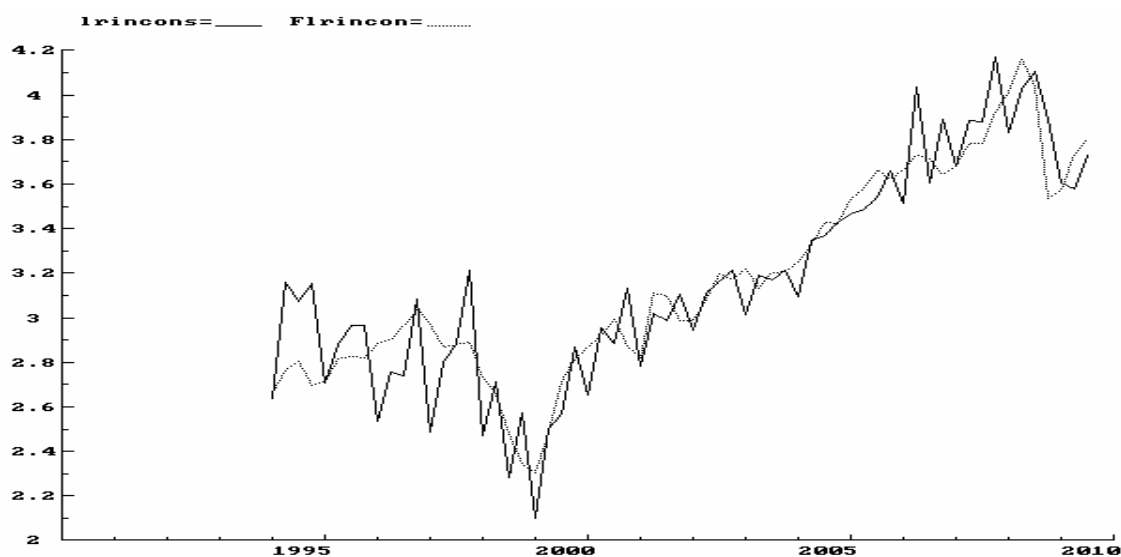


Рис. 11. Реальные доходы консолидированного бюджета ($\ln r_{\text{incons}} = \log(r_{\text{incons}})$) и их расчет по модели ($\text{Flinr}_{\text{incons}}$)

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:

$$\text{Dlog(rincons)} = 0.073 - 0.6847 \cdot \text{Rlog(rincons}(-1)) - 0.7175 \cdot \text{Dlog(er)} - 0.2898 \text{Seas}$$

(3.24) (-5.49)
(-3.72)
(-5.54)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.71$, $DW=2.20$ – свидетельствуют о ее хорошем качестве. Обращает на себя внимание существенная краткосрочная положительная эластичность реальных бюджетных доходов по фактору реального укрепления рубля (+71%). Другой любопытный элемент построенной модели: коэффициент при факторе остатков коинтеграционной зависимости ($Rlog(rincon(-1))$) оказался по модулю весьма близким к единице. Это означает, что динамика реальных бюджетных доходов быстро выходит на траекторию среднесрочного тренда, описываемого коинтеграционной моделью.

Доходы федерального бюджета

Полученные выводы подтверждаются результатами эконометрического исследования динамики реальных доходов федерального бюджета. С использованием квартальных данных за период 1994(1)-2009(3) по доходам федерального бюджета в России была построена следующая коинтеграционная модель для показателя реальных

доходов федерального бюджета: $\text{rinfed} = \text{Infed} / \text{pcum}$, где Infed - номинальные поквартальные доходы федерального бюджета, pcum - базисный индекс потребительских цен (в скобках снизу – статистика Стьюдента для коэффициента):

$$\log(\text{rinfed}) = -0.7104 + 0.5871 * \log(\text{woil}) + 0.3718 * \text{s2001p2} + 0.2085 * \log(\text{rmon})$$

(-2.65) (10.41) (5.07) (2.09)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.89$, $DW=1.96$.

Эластичность реальных доходов федерального бюджета по фактору экспортных цен на нефть оказалась еще выше (59%). Зависимость реальных доходов федерального бюджета от фактора дефлированных тарифов на продукцию естественных монополий также положительна и статистически значима (эластичность 20%).

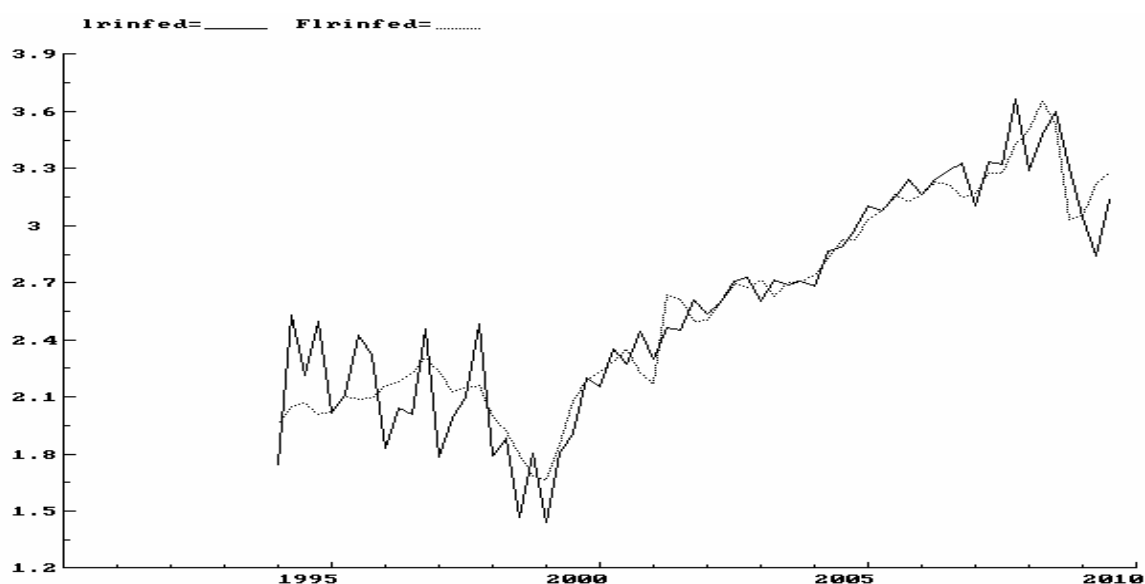


Рис.12. Реальные доходы федерального бюджета ($\text{lrfinfed} = \log(\text{rinfed})$) и их расчет по модели (Flrfinfed)

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:

$$\text{Dlog}(\text{rinfed}) = 0.061 - 0.7378 * \text{Rlog}(\text{rinfed}(-1)) - 0.8352 * \text{Dlog}(\text{er}) - 0.2220 * \text{Seas}$$

(2.45) (-5.60) (-3.97) (-3.94)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.65$, $DW=2.08$. Весьма существенна краткосрочная положительная эластичность реальных бюджетных доходов по фактору реального укрепления рубля (+83%).

3. Среднесрочный сценарный прогноз макроэкономических показателей

При разработке сценарного прогноза необходимо:

1) Сформировать макроэкономический сценарий

К основным параметрам макроэкономического сценария относятся:

Параметры внешнеэкономической конъюнктуры:

- Мировые цены на нефть
- Мировые цены на никель
- Отношение курсов евро/доллар

Параметры российской макроэкономической политики:

- Обменный курс рубль/доллар
- Оптовая цена на газ

2) Рассчитать макроэкономический прогноз при заданных параметрах сценария

К основным параметрам макроэкономического прогноза относятся:

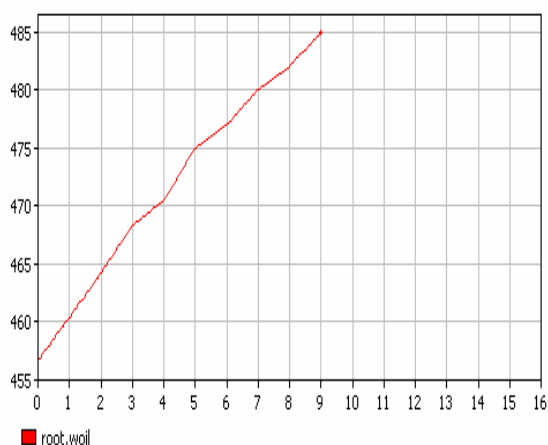
- Индекс реального ВВП
- Индекс промышленного производства
- Индекс инвестиций в основной капитал
- Индекс оборота розничной торговли
- Экспорт
- Импорт
- Сальдо внешней торговли
- Реальная заработная плата
- Реальные доходы населения
- Безработица
- Реальные доходы консолидированного бюджета
- Реальные доходы федерального бюджета
- Индекс потребительских цен
- Индекс цен в промышленности

Среднесрочный поквартальный прогноз разрабатывается на период 2009.4-2011.4, что соответствует относительным временным интервалам от 1 до 9 на приводимых ниже графиках макроэкономических переменных.

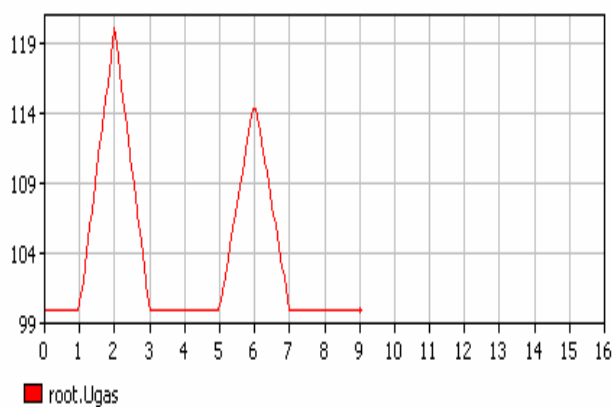
Инерционный сценарий

В рамках рассматриваемого сценария предполагается умеренный рост экспортных цен на российскую нефть: от 460 до 485 т.руб. за тонну. Номинальный обменный курс доллара в инерционном сценарии будет изменяться в диапазоне 30-32 руб. за доллар, а отношение Евро/Доллар будет возрастать от 1.50 до 1.71. Оптовая цена на газ вырастет на 19% в 2010.1 и на 14% в 2011.1.

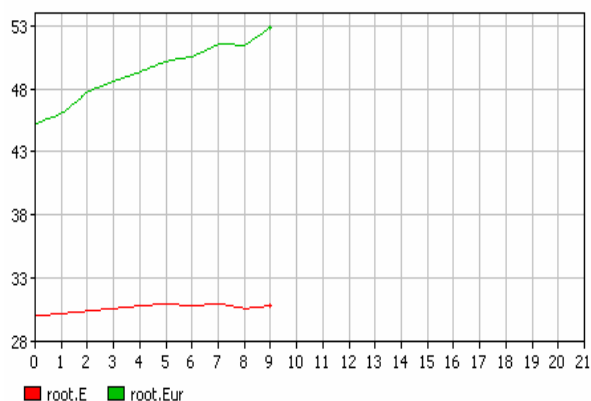
Экспортная цена на нефть



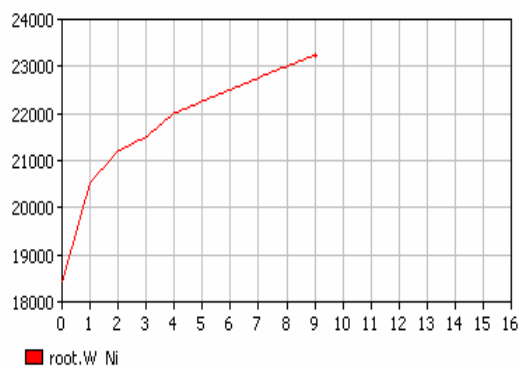
Индекс оптовых цен на газ



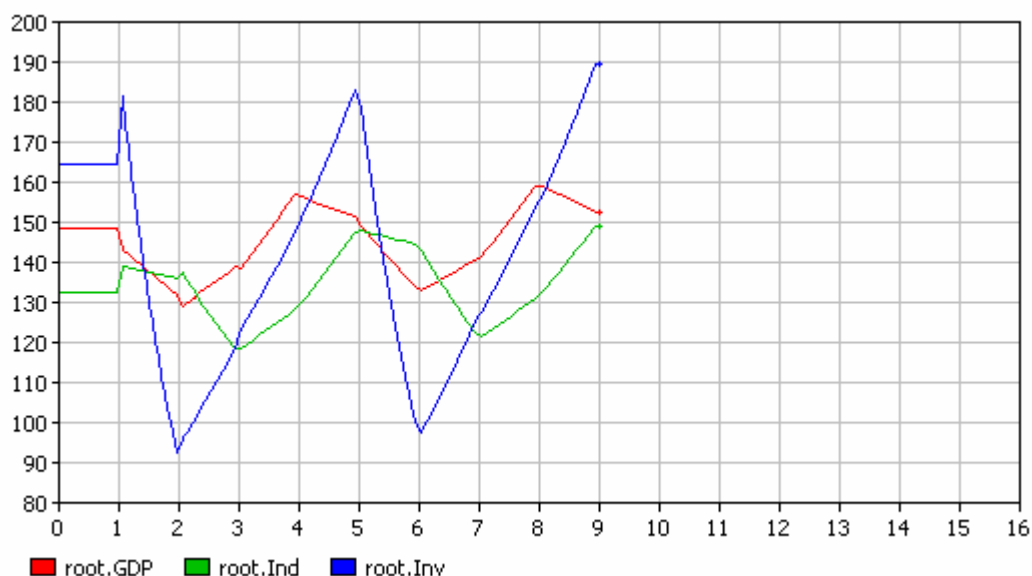
Курс доллара (E), курс евро (Euro)



Экспортная цена на никель

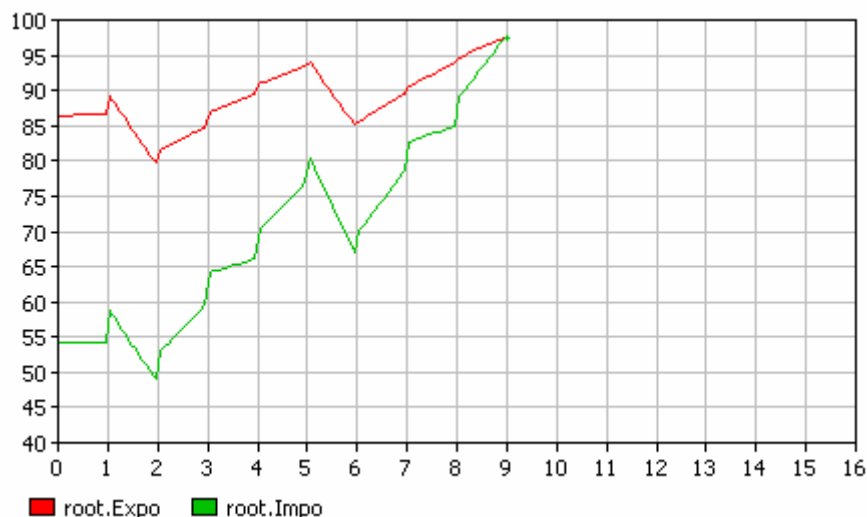


Индекс ВВП (GDP), промышленного производства (Ind) и инвестиций в основной капитал (Inv) (% , базисный индекс)



В рамках сценария базисный индекс ВВП вырастет на 3% в 2010 г. и на 3-4 % в 2011 г. Индекс промышленного производства вырастет на 4-5% в 2010 г. и на 3-4 % в 2011 г. Индекс инвестиций в основной капитал вырастет на 1% в 2010 г. и на 5% в 2011 г.

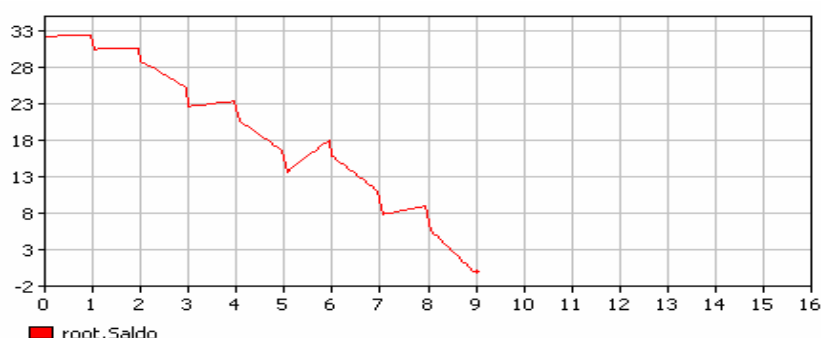
Объем экспорта (Expo), объем импорта (Impo) (поквартально, млрд. долл.)



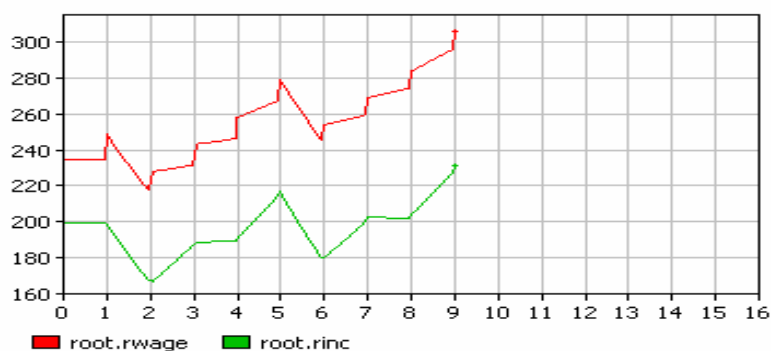
В рассматриваемом сценарии объем российского экспорта возрастет 88 млрд. долл. в 2009.4 до 94 млрд. долл. в 2010.4. В 2011 г. рост объемов российского экспорта продолжится до 97 млрд. долл. в 2011.4. Российский импорт будет возрастать опережающими темпами в 2010 г. (с 57 млрд. долл. в 2009.4 до 80 млрд. долл. в 2010.4,

что приведет к сокращению сальдо внешней торговли с 33 млрд. долл. в 2009.4 до 14 млрд. долл. в 2010.4. В 2011 г. опережающий рост российского импорта продолжится, а сальдо внешней торговли сократится практически до нулевой отметки в 2011.4.

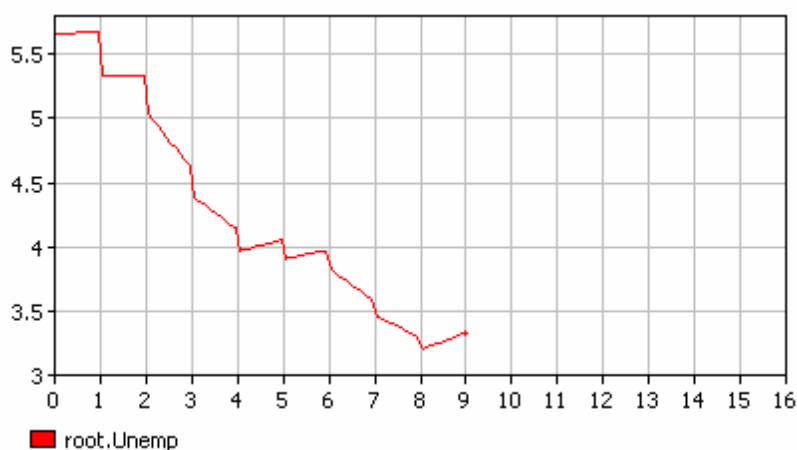
Сальдо внешней торговли (поквартально, млрд. долл.)



Реальная заработная плата (rwage), реальные доходы населения (rinc)

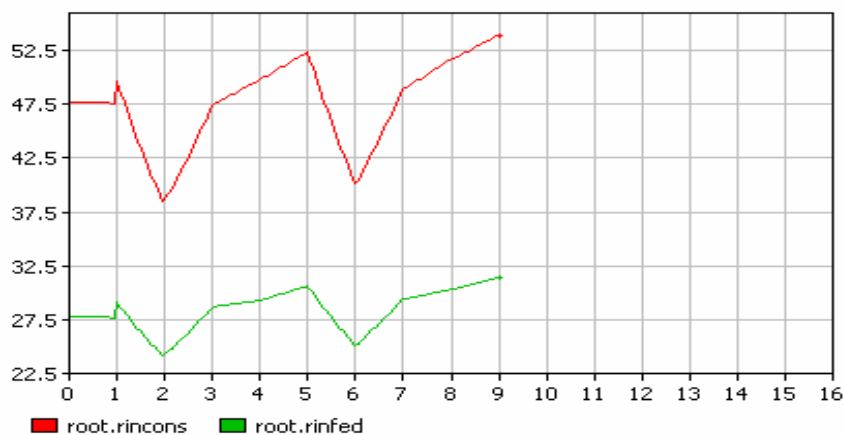


Безработица (млн.чел.)



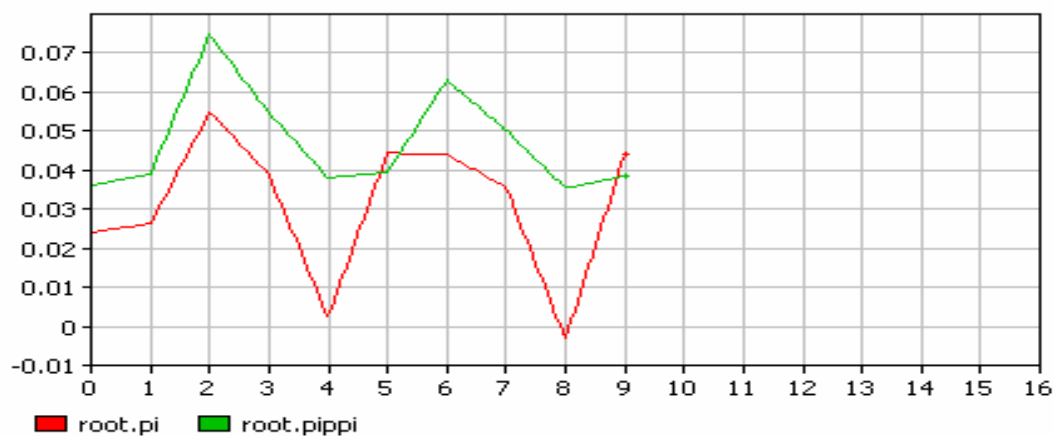
Ситуация на рынке труда будет характеризоваться постепенным преодолением последствий кризисного шока: реальная заработная плата возрастет на 12% в 2010 г. и на 14% в 2011 г., реальные доходы населения – на 7.5% в 2010 г. и на 7% в 2011 г. Безработица снизится с 5.5 млн. чел. В 2009.4 до 4 млн. чел. в 2010.4 и до 3.3 млн. чел. в 2011 г.

Реальные доходы консолидированного бюджета ($rincons$); реальные доходы федерального бюджета ($rinfed$)

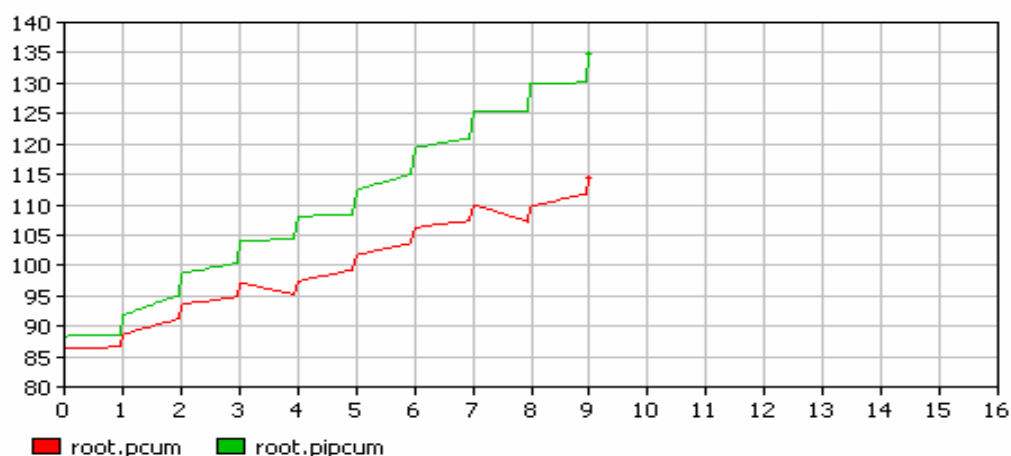


Реальные доходы консолидированного бюджета вырастут на 9.4% в 2010 г. и на 3% в 2011 г. Реальные доходы федерального бюджета также возрастут на 9% в 2020 г. и на 2.8% в 2011 г.

Темп инфляции на потребительском рынке (pi); темп инфляции в промышленности ($pipi$) (прирост в квартал)



Базисный ИПЦ ($psit$); базисный ИЦП ($pirsit$)

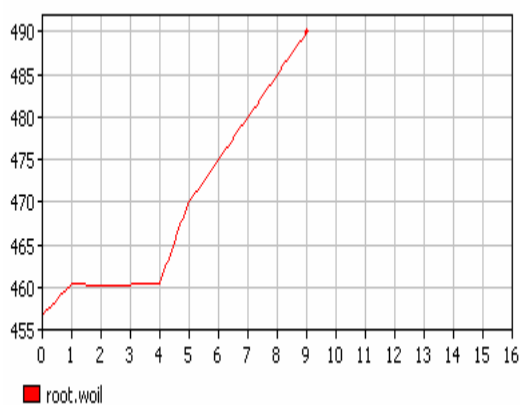


В рассматриваемом сценарии прирост цен на потребительском рынке составит 10% в 2020 и 2011 гг. Прирост цен в промышленности составит 17% в 2010 г. и 20% в 2011 г.

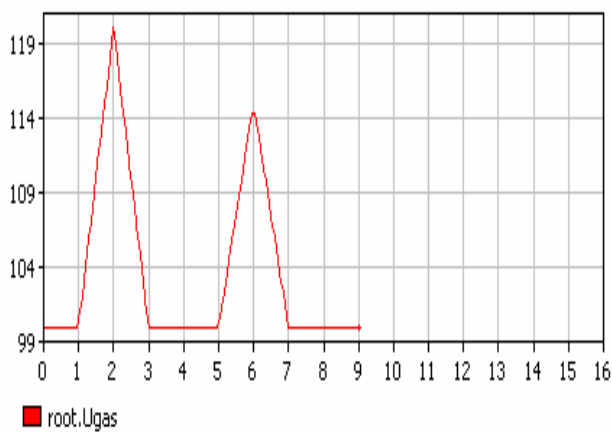
Оптимистический сценарий

В оптимистическом сценарии также предполагается умеренный рост экспортных цен на российскую нефть: от 460 до 490 т.руб. за тонну. Однако номинальный обменный курс доллара в оптимистическом сценарии будет снижаться с текущих 30 руб./доллар до 27-28 руб./доллар, а курс Евро будет возрастать с 44.5 до 49.5 в период 2009.4-2011.4. Оптовая цена на газ вырастет на 19% в 2010.1 и на 14% в 2011.1.

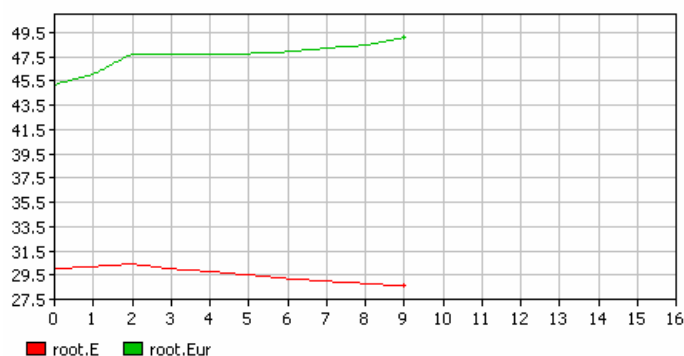
Экспортная цена на нефть



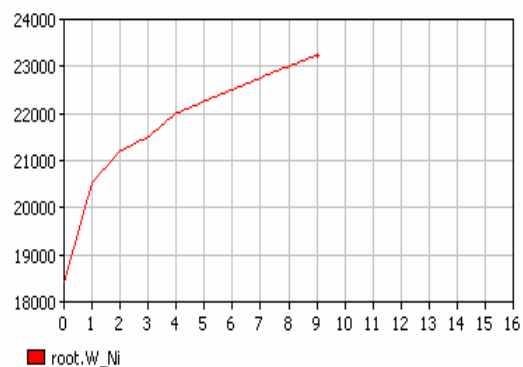
Индекс оптовых цен на газ



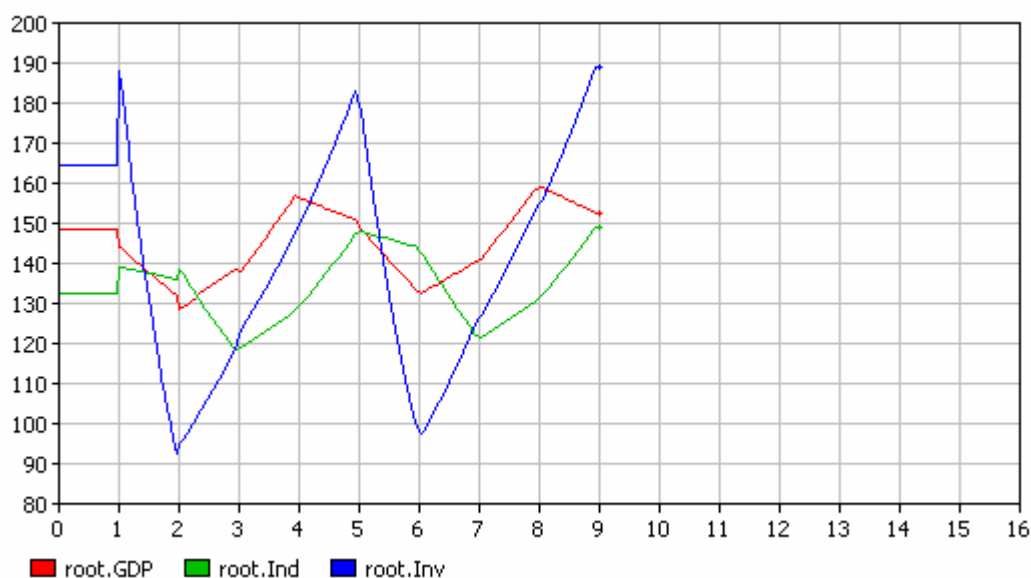
Курс доллара (E), курс евро (Euro)



Экспортная цена на никель

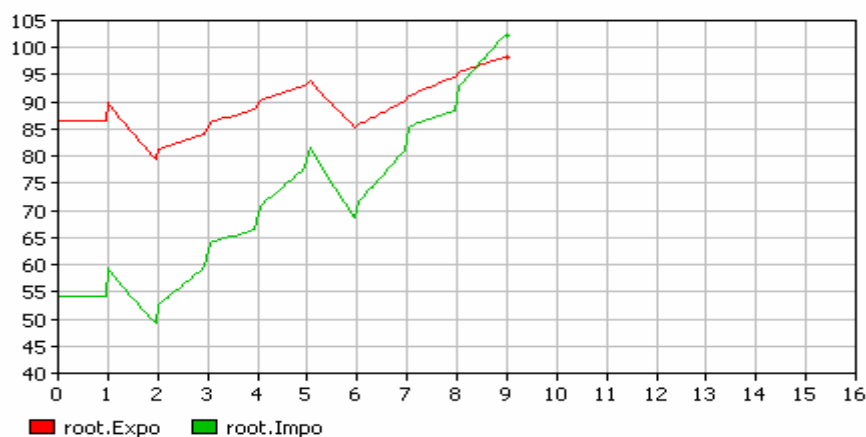


Индекс ВВП (GDP), промышленного производства (Ind) и инвестиций в основной капитал (Inv) (% базисный индекс)



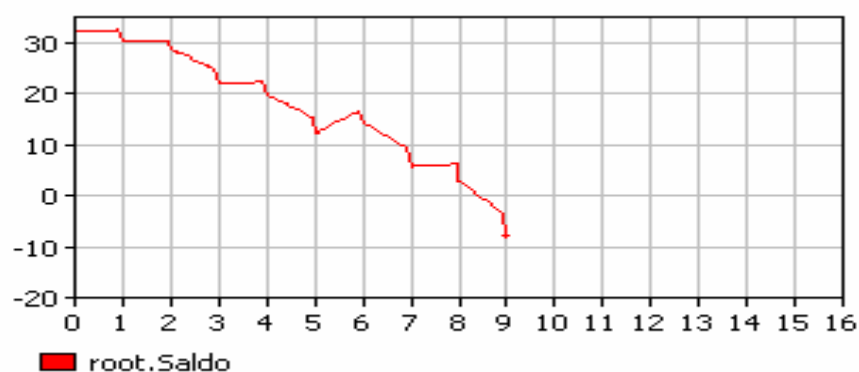
В рамках оптимистического сценария реальный ВВП вырастет на 4-5% в 2010 г. и на 3-4 % в 2011 г. Индекс промышленного производства вырастет на 7-8% в 2010 г. и на 5-6 % в 2011 г. Индекс инвестиций в основной капитал вырастет на 1% в 2010 г. и на 7% в 2011 г.

Объем экспорта (Expo), объем импорта (Impo) (поквартально, млрд. долл.)

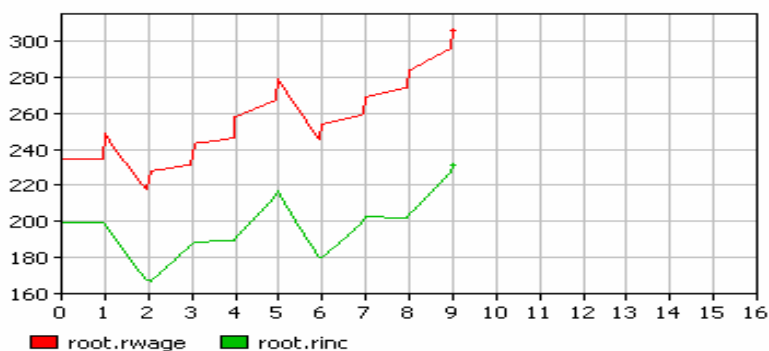


В рассматриваемом сценарии объем российского экспорта возрастет 88 млрд. долл. в 2009.4 до 95 млрд. долл. в 2010.4. В 2011 г. рост объемов российского экспорта продолжится до 98 млрд. долл. в 2011.4. Российский импорт будет возрастать опережающими темпами в 2010 г. (с 57 млрд. долл. в 2009.4 до 82 млрд. долл. в 2010.4, что приведет к сокращению сальдо внешней торговли с 33 млрд. долл. в 2009.4 до 12 млрд. долл. в 2010.4. В 2011 г. опережающий рост российского импорта продолжится, а сальдо внешней торговли сократится практически до значения -5 млрд.долл. в 2011.4.

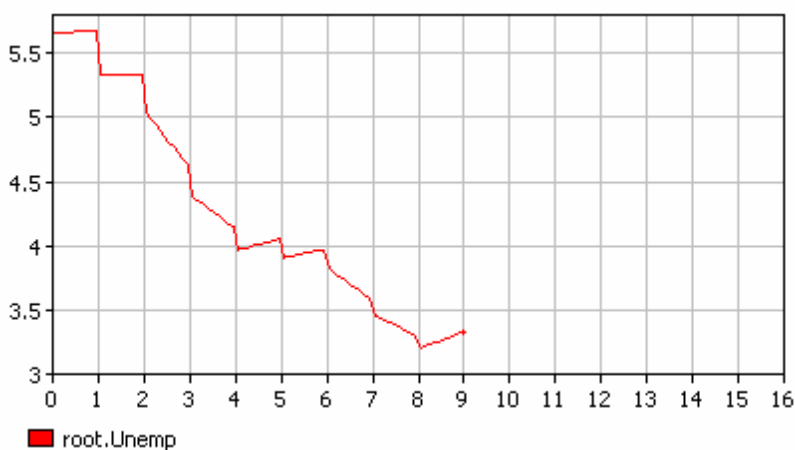
Сальдо внешней торговли (поквартально, млрд. долл.)



Реальная заработная плата (rwage), реальные доходы населения (rinc)

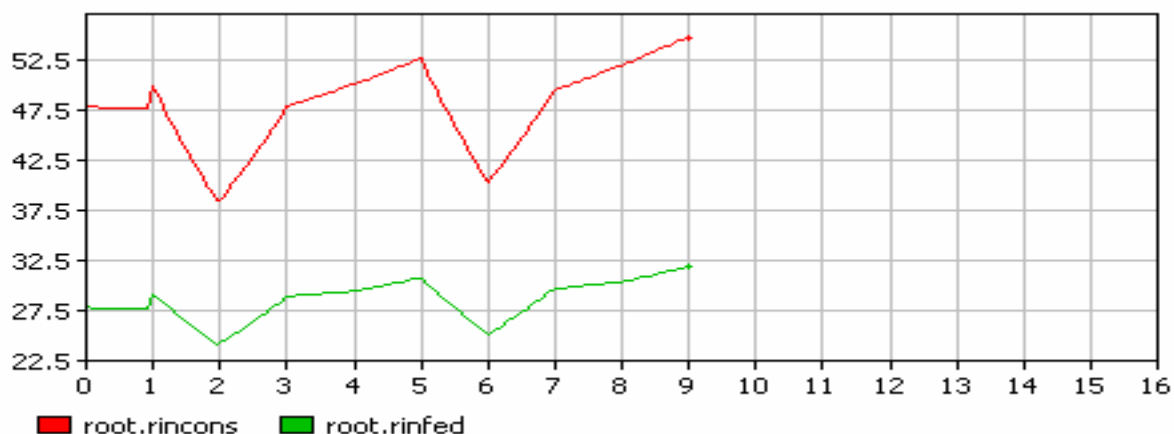


Безработица (млн.чел.)



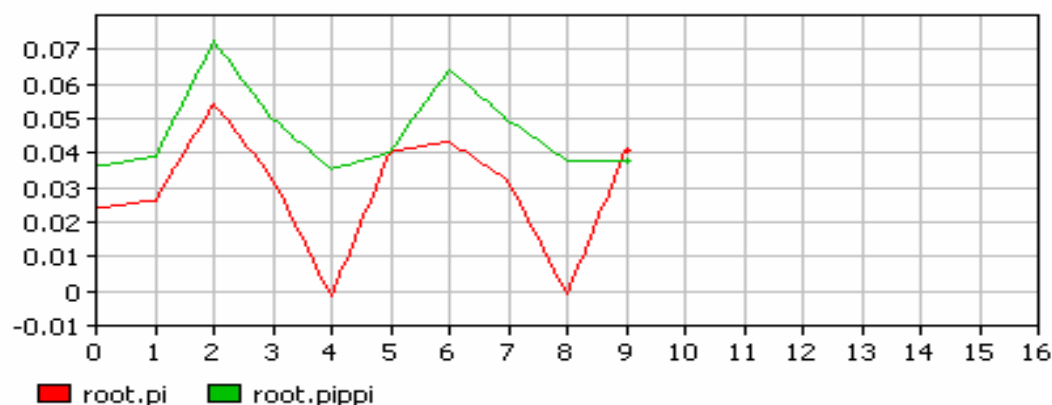
Ситуация на рынке труда будет характеризоваться постепенным преодолением последствий кризисного шока: реальная заработная плата возрастет на 14% в 2010 г. и на 15% в 2011 г., реальные доходы населения – на 8% в 2010 г. и на 7.5% в 2011 г. Безработица снизится с 5.5 млн. чел. В 2009.4 до 4 млн. чел. в 2010.4 и до 3.3 млн. чел. в 2011 г.

Реальные доходы консолидированного бюджета (rincons); реальные доходы федерального бюджета (rinfed)

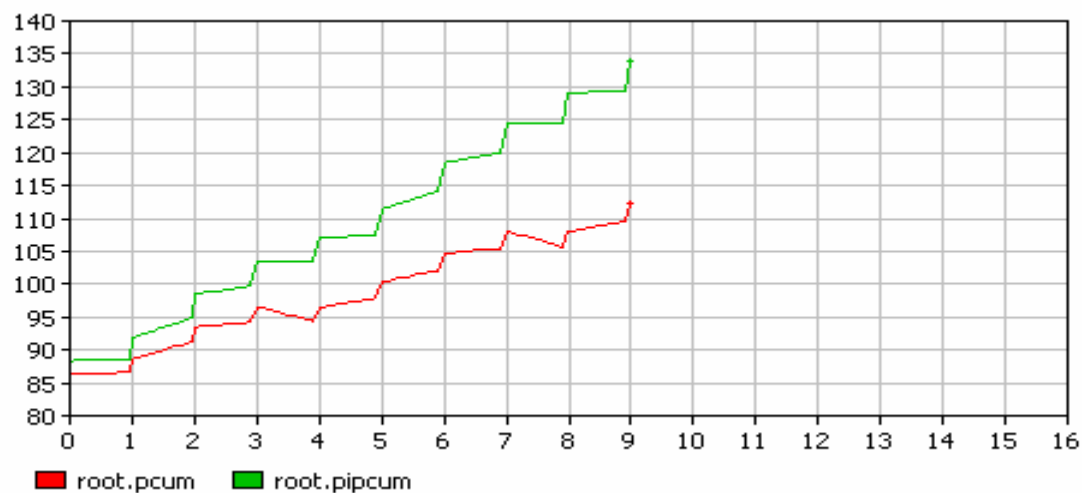


Реальные доходы консолидированного бюджета вырастут на 8.2% в 2010 г. и на 4.7% в 2011 г. Реальные доходы федерального бюджета также возрастут на 8.7% в 2020 г. и на 4.8% в 2011 г.

Темп инфляции на потребительском рынке (pi); темп инфляции в промышленности (pipi) (прирост в квартал)



Базисный ИПЦ (psit); базисный ИЦП (pirsit)



В рассматриваемом сценарии прирост цен на потребительском рынке составит 10% в 2020 и 2011 гг. Прирост цен в промышленности составит 17% в 2010 г. и 20% в 2011 г.

5. Выводы

Основной вывод состоит в том, что мировой экономический кризис оказал существенное негативное влияние на российскую экономику. Причем этот отрицательный эффект, заключающийся в резком падении темпов роста ВВП, промышленного производства и реальных инвестиций в основной капитал, является не временным и преходящим, а, по-видимому, долгосрочным. Темпы экономического роста 3-4% являются весьма скромными и не позволят провести масштабную реструктуризацию в реальном секторе российской экономики. В целом, следует признать, что благоприятные конъюнктурные возможности для экономических реформ оказались упущенными в 2003-2007 гг. В настоящее время даже существенное улучшение конъюнктуры мировых рынков сырья и энергоносителей не приносит адекватного возрастания темпов экономического роста в России. Причина – в серьезных институциональных проблемах российской экономики, только обострившихся за время кризиса.