

Макроэконометрическая модель экономики России

1. Введение

Не хотелось бы самонадеянно утверждать, что именно мы предсказывали новую фазу мирового финансового и экономического кризиса. В России не любят «пророков», а любят аккуратных филистеров и функционеров, тихо набивающих баблом карманы. Однако факты – упрямая вещь: на фоне повсеместного экспертного «восторга» в 2010-начале 2011 гг. по поводу «малой вероятности второй волны кризиса» именно Ситуационный центр ЦЭМИ говорил о неизбежности углубления кризиса в 2011-2012 гг.

О фундаментальных причинах кризиса говорилось много: по делу и ради сотрясения воздуха. Попробуем классифицировать наиболее распространенные точки зрения на причины кризиса:

- 1) Избыток денежной массы в мировой экономике, порожденный безответственной денежно-кредитной политикой в США (QE1, QE2 и, возможно, QE3). Деньги сами ищут способы инвестирования, что приводит к беспрецедентному росту финансовых рынков с неизбежными следствиями в виде «финансовых пузырей», «спекулятивных атак» и др.
- 2) Бесперспективные «долговые» сценарии развития ряда европейских экономик. В экономической литературе хорошо известна модель развития финансового кризиса, предложенная Sachs, Tornell, Velasco (1996), в которой обосновывается высокая вероятность валютного кризиса и дефолта для стран, обремененных большими объемами государственных (внутренних и внешних) заимствований. Беда в том, что странам PIIGS крайне сложно девальвировать свою валюту, такого шанса на спасение у них попросту нет, поскольку они входят в зону евро. Проблемы появляются у европейской валюты, растет вероятность дефолта Греции.
- 3) Затянувшаяся «инновационная пауза» в развитии мировой экономики. После длительного периода инновационного бума 1980-1990-х гг., когда появились персональные компьютеры, Интернет и мобильная связь, наступило относительное затишье. И даже «планшетник» С.Джобса, по сути дела, не может радикально изменить эту ситуацию. Перспективные инновации скорее всего, появятся через 5-6 лет.
- 4) Сокращение разрыва между экономически развитыми и развивающимися странами. В развивающихся странах кризис проявляется не столь остро, поскольку там имеются еще не использованные ресурсы дешевой рабочей силы. Но даже

Китай сейчас близок к замедлению темпов экономического роста: раньше страна использовала ресурсы дешевой рабочей силы и продавала товары по заниженному курсу юаня. Сейчас издержки производства растут, рабочие претендуют на более высокую зарплату. Юань ревальвирован под финансовым и политическим давлением США.

- 5) Современный рынок финансовых деривативов настолько сильно развит, а применяемые методы хеджирования рисков – настолько изошрены, что в рамках действующего финансового законодательства у любого рынка базового актива (нефть, золото, пшеница и др.) просто нет перспектив на выживание. На одну тонну физической нефти в мире приходится более 50 тонн нефти «бумажной» - стоит ли удивляться возросшей волатильности большинства сырьевых рынков? Хедж-фондам достаточно провести только одну согласованную «атаку» на произвольный реальный актив (просто выбросить на финансовый рынок огромную массу фьючерсов), и цена базового актива неизбежно упадет.

Нельзя сказать, что не предлагаются новые методы борьбы с влиянием рынка деривативов на реальные активы: вводится налог на финансовые трансакции, пытаются запретить внебиржевой рынок деривативов – все тщетно. Мировая общественность в панике, финансовый кризис подступает неотвратимо.

Опишем некоторую гипотетическую процедуру снижения цены базового актива под воздействием рынка финансовых инструментов. Допустим, что хедж-фондам удалась согласованная атака на некоторый базовый актив, например, нефть, – они выбросили на продажу огромную массу фьючерсов на нефть, и цена фьючерса на баррель нефти упала. Далее в дело вступает процедура рейтингования «инвестиционной привлекательности» нефтяных компаний: если цена фьючерса на нефть упала, то и инвестиционная привлекательность акций этих компаний снижается. Падает спрос на акции, снижается цена акций этих компаний и, как следствие (в рамках отрасли), цена базового актива – барреля нефти. Замечательная и практически беспроблемная процедура! Хедж-фонды далее зарабатывают на put-опционах, цена нефти идет вниз, рушатся авторитарные режимы в арабском мире, курс доллара уверенно растет.

Если разомкнуть это звено рейтингования инвестиционной привлекательности базовых активов, то и условия формирования финансовых пузырей будут в значительной степени ликвидированы. Финансовым рынкам больше не удастся «разгонять» цену базового актива с тем, чтобы затем ее внезапно обрушить. Не нужно запрещать внебиржевой рынок деривативов, пусть «мальчики

тихо играют в свои фантики». А рейтинг базового актива должен определяться по ситуации на самом рынке этого актива, а не по производным бумагам.

Тот же самый (скрытый) механизм отлично «работает» в задачах снижения цен облигаций стран, обремененных внешними и внутренними долгами. Достаточно лишь накопить некоторую критическую массу фьючерсов на эти облигации и затем почти одновременно вбросить их на финансовые рынки. Цена этих фьючерсов немедленно упадет, а затем – дело за авторитетными рейтинговыми агентствами, которые не замедлят снизить кредитный рейтинг страны, вынужденной выпускать эти облигации. И дело «почти в шляпе»: несмотря на все усилия правительств стран зоны евро (Греция, Италия, Испания), борющихся с негативными макроэкономическими последствиями мирового финансового кризиса 2007-2008 гг. (который, между прочим, начался в США), кредитные рейтинги этих стран в последний год уверенно снижаются, что только приближает европейскую финансовую катастрофу. Здесь мы имеем дело с механизмом «положительной обратной связи», реализуемым через процедуры рейтингования «инвестиционной привлекательности» реальных активов, который углубляет негативные тенденции в мировой экономике.

Мы не претендуем на то, что это единственное и окончательное объяснение скрытого механизма влияния рынка финансовых инструментов на цены базовых активов. Одно безусловно: цена финансового актива является фактором ожиданий инвесторов на рынке базового актива, который может толкать вверх или вниз цену барреля нефти, унции золота и т.д. в зависимости от текущей ситуации на финансовом рынке. Именно поэтому следует тщательно продумывать институциональные и структурные меры ограничения влияния финансовых рынков на цены базовых активов.

Для России приведенный пример с ценой барреля нефти имеет первостепенное значение. Замедление темпов роста мировой экономики в сценарии кризиса неизбежно приведет к падению спроса на российскую нефть и, как результат, к резкому ухудшению всей макроэкономической ситуации в России. Подобное мы «уже проходили» в 2008-2009 гг., только теперь все будет еще серьезней в силу огромных социальных обязательств бюджета и предвыборной ситуации 2011-2012 гг.

Построенная далее эконометрическая модель динамики основных макроиндикаторов экономики России является первым шагом к разработке согласованного среднесрочного прогноза для экономики России с учетом вероятного сценария углубления мирового финансового и экономического кризиса.

2. Эконометрическая модель

Инфляция на потребительском рынке

Для построения модели была использована выборка квартальных данных **1994(2)-2011(2) (69 наблюдений)**, 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

$\epsilon_p = E/E(-1) - 1$ – 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,

$i1994p4$ - дамми-переменная, отражающая влияние финансового кризиса «Черный вторник» (октябрь, 1994) на российскую инфляцию;

$i1998p4$ - дамми-переменная, отражающая влияние финансового кризиса 1998 года на российскую инфляцию;

$i2009p1$ - дамми-переменная, отражающая влияние Мирового финансового кризиса 2008-2009 годов на российскую инфляцию;

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):

$$\begin{aligned} \pi_i = & 0.0034 + 0.2771 * \epsilon_p + 0.4255 * \pi_{iel} + 0.0914 * \pi_{oilp} + 0.0279 * \text{Seas}(-3) \\ & (17.55) \quad (13.67) \quad (5.36) \quad (3.38) \\ & + 0.2987 * i1994p4 + 0.1119 * i1998p4 - 0.0817 * i2009p1 \\ & (10.11) \quad (4.06) \quad (-3.06) \end{aligned}$$

Интегральные показатели для этой зависимости: $R^2=0.94$, $DW=1.77$ – свидетельствуют о ее приемлемом качестве. Коэффициенты являются значениями показателей эластичности по соответствующим факторам.

Отметим, что фактор ϵ_p – 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 ρ_{iel} , ϵ_{rs} . Другая особенность полученной модели: учет влияния основных финансовых кризисов в России 1990-2000х годов на динамику инфляции.

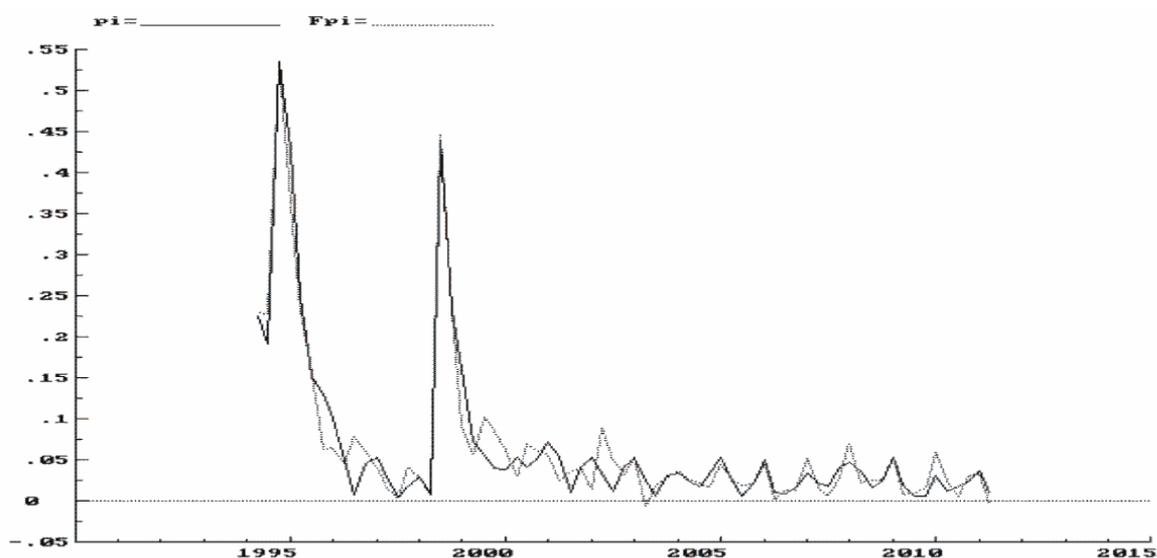


Рис. 1. Темп инфляции на потребительском рынке (ρ_i) и его расчет по модели ($F\rho_i$)

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 в промышленности

Для построения модели была использована выборка квартальных данных **1994(2)-2011(2)** (69 наблюдений), включающая следующие показатели:

$\rho_{ipr} = PPI/100 - 1$ – темп инфляции в промышленности

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

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

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

i_{1994p4} - дамми-переменная, отражающая влияние финансового кризиса «Черный вторник» (октябрь, 1994) на российскую инфляцию;

i2009p1- дамми-переменная, отражающая влияние Мирового финансового кризиса 2008-2009 годов года на российскую инфляцию;

Проверка этих временных рядов на единичные корни по критерию ADF подтвердила гипотезу стационарности. Построенная эконометрическая модель по квартальным данным за период 1994(2)-2010(4) имеет вид (в скобках внизу – значения t-статистик для коэффициентов):

$$\text{pippi} = 0.0026 + 0.3109 \cdot \text{pioile} + 0.1069 \cdot \text{eps} + 0.4876 \cdot \text{piel} - 0.1721 \cdot \text{i2009p1} + 0.2282 \cdot \text{i1994p4}$$

(0.50) (13.28) (5.11) (12.09) (-4.83) (6.29)

Интегральные показатели этой зависимости: R2=0.90, DW=2.12 – свидетельствуют о ее хорошем качестве. Таким образом, эластичность индекса цен в промышленности по фактору цен в нефтедобыче составляет 31%, по фактору номинального обменного курса доллара 10%, по фактору цен на электроэнергию, газ и воду 49%.

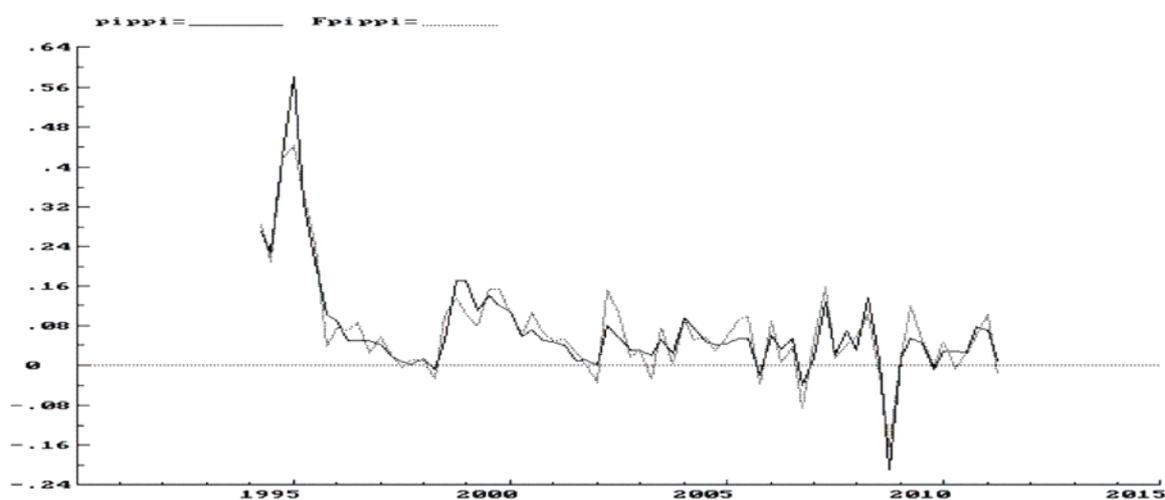


Рис. 2. Темп инфляции в промышленности (pippi) и его расчет по модели (Fpippi)

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.

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)-2011(1) (65 наблюдений)** получена следующая коинтеграционная зависимость для индекса реального ВВП (GDP) (t-статистики для регрессионных коэффициентов - внизу в скобках):

$$\log(\text{GDP}) = 2.753 + 0.1717\log(\text{woil}) - 0.0936 \log(\text{rmon}) + 0.2176\log(\text{Inv}(-4)) + 0.1228s2001p2$$

(32.55) (10.60) (-2.97) (10.11) (6.14)

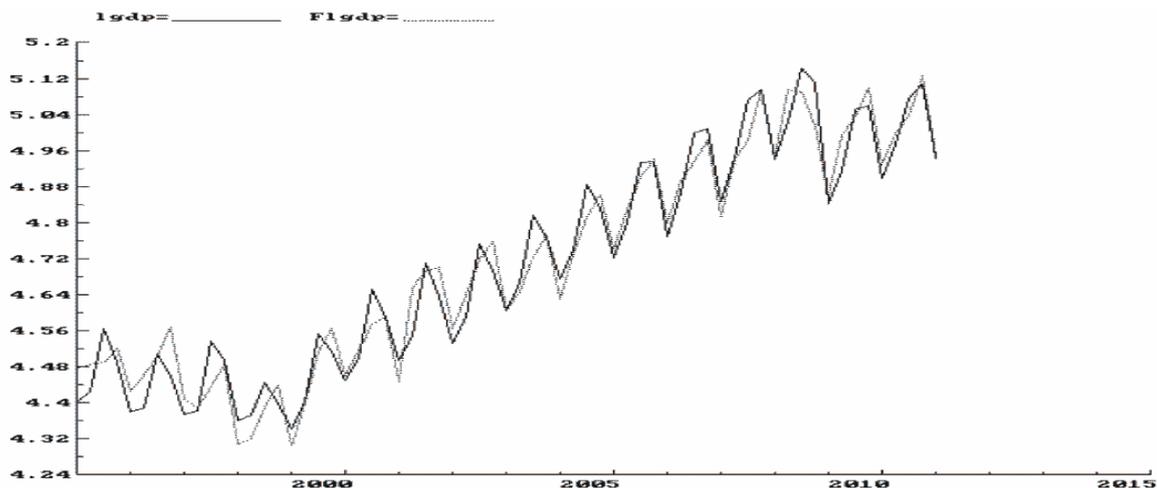


Рис.3. Индекс реального ВВП (lgdp=log(GDP)) и его расчет по модели (Flgdp)

Показатели качества этой зависимости: $R^2=0.96$, $DW=1.98$. 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: +0.21; по фактору налоговой политики: 0.12.

Модель коррекции регрессионными остатками, полученная на интервале данных **1995(2)-2011(1)**, имеет вид (в скобках – t-статистики для коэффициентов):

$$\begin{aligned}
 D\log(\text{GDP}) = & -0.035 + 0.4469D\log(\text{GDP}(-2)) - 0.3841R\log(\text{GDP}(-1)) \\
 & (-3.23) \quad (3.98) \quad \quad \quad (-3.71) \\
 & -0.1585\text{Seas} + 0.1075\text{Seas}(-1) + 0.2154\text{Seas}(-2), \\
 & (-9.57) \quad \quad (6.74) \quad \quad (9.10)
 \end{aligned}$$

Показатели качества этой модели: $R^2=0.92$, критерий Бройша-Годфри на автокорреляцию остатков высокого порядка: $AR\ 1-4F(4,52)=1.79$ – подтверждают ее приемлемое качество.

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 макроэкономическим 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)-2011(1) (69 наблюдений)** была получена следующая коинтеграционная зависимость (в скобках – t-статистики для коэффициентов):

$$\log(\text{Inv}) = -3.1668 + 1.6183 \log(\text{GDP})$$

(-6.56) (15.76)

где

Inv -индекс реального объема инвестиций в основной капитал.

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.79$, $DW=2.15$. Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона-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%.

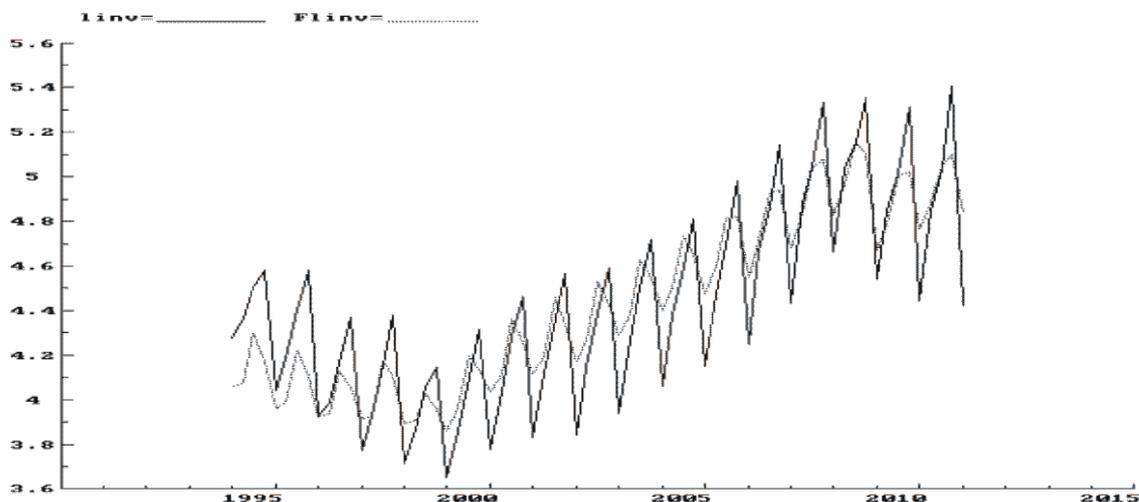


Рис.4 Индекс инвестиций в основной капитал ($\lnv = \log(\text{Inv})$) и его расчет по модели (Flnv)

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.

Для учета краткосрочных факторов в динамике инвестиций полученная выше коинтеграционная модель была расширена до модели коррекции остатками (1994(3)-2011(2), в скобках – t-статистики):

$$\begin{aligned} D\log(\text{Inv}) = & 0.2063 - 0.3271 R\log(\text{Inv}(-1)) - 0.7884 \text{Seas} \\ & (17.02) \quad (-4.68) \quad \quad \quad (-24.99) \end{aligned}$$

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.96$, $DW=2.53$ свидетельствуют о ее приемлемом качестве.

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 **1994(4)-2011(2) (67 наблюдения)** имеет следующий вид (в скобках – t-статистика для коэффициента):

$$\log(\text{Ind}) = 2.9651 + 0.1447 \log(\text{woil}) - 0.0998 \log(\text{rmon}) + 0.2043 \log(\text{Inv}(-1)) + 0.0677s2001p2,$$

(29.02) (7.21) (-2.57) (7.90) (2.69)

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: R²=0.91; DW=1.88.

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: -0.1; по фактору реальных инвестиций в основной капитал: +0.2; по фактору налоговой политики: 0.07.

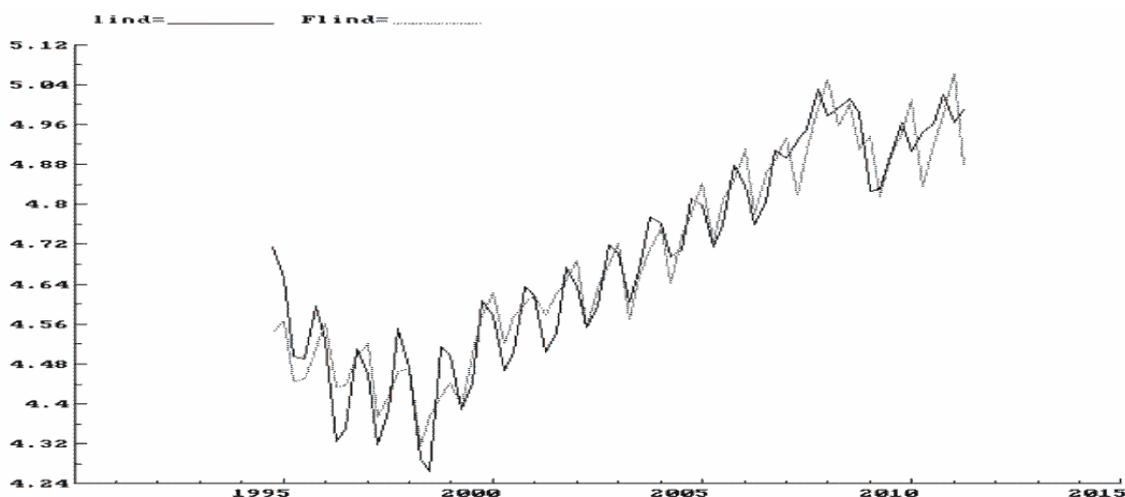


Рис. 5. Индекс промышленного производства (lind=log(Ind)) и его расчет по модели (Flind)

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 **1995(1)-2011(2)** имеет вид (t-статистики для регрессионных коэффициентов - внизу в скобках):

$$\begin{aligned}
 D\log(\text{Ind}) = & -0.0160 - 0.4489 R\log(\text{Ind}(-1)) - 0.1280 D\log(\text{er}) + 0.2576 D\log(\text{Inv}) + 0.1641 \text{Seas} \\
 & (-1,21) \quad (-4,93) \qquad (2,56) \qquad (5,36) \qquad (3,72) \\
 & -0.1578 \text{Seas}(-1) + 0.0542 \text{Seas}(-3) + 0.1454 * i_{1998p4} - 0.0978 * i_{2008p4} \\
 & ^{-11,36} \qquad (4,03) \qquad (3,87) \qquad (-2,63)
 \end{aligned}$$

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;

i_{1998p4} – дамми-переменная финансового кризиса 1998 г.;

i_{2008p4} – дамми-переменная финансового кризиса 2008 г.

Показатели качества этой модели: R²=0.87, DW=1.92 – 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.

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)-2011(2) (70 наблюдений)**. 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:

$$\log(\text{Export}) = -2.0976 + 0.7369 \cdot \log(\text{woil}) + 0.1872 \cdot \log(W_Ni) + 0.1289 \cdot s_{2001p2},$$

(-5.70) (11.77) (2.92) (2.47)

где W_Ni – экспортная цена на никель.

Показатели качества этой зависимости $R^2=0.96$, $DW=0.91$. Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона-Маккиннона подтвердила гипотезу стационарности.

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

$$\log(\text{Import}) = -6.6064 + 2.0055 \log(\text{rer}) + 1.2680 \log(\text{Eur}/\text{E})$$

(-9.25) (13.06) (5.86)

Интегральные показатели качества этой модели: $R^2=0.95$, $DW=1.23$. 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 (+200%). Это означает, что укрепление рубля в реальном выражении на 1% приводит к росту импорта на 2%. Также существенна положительная эластичность импорта по отношению курсов евро и доллара (126%).

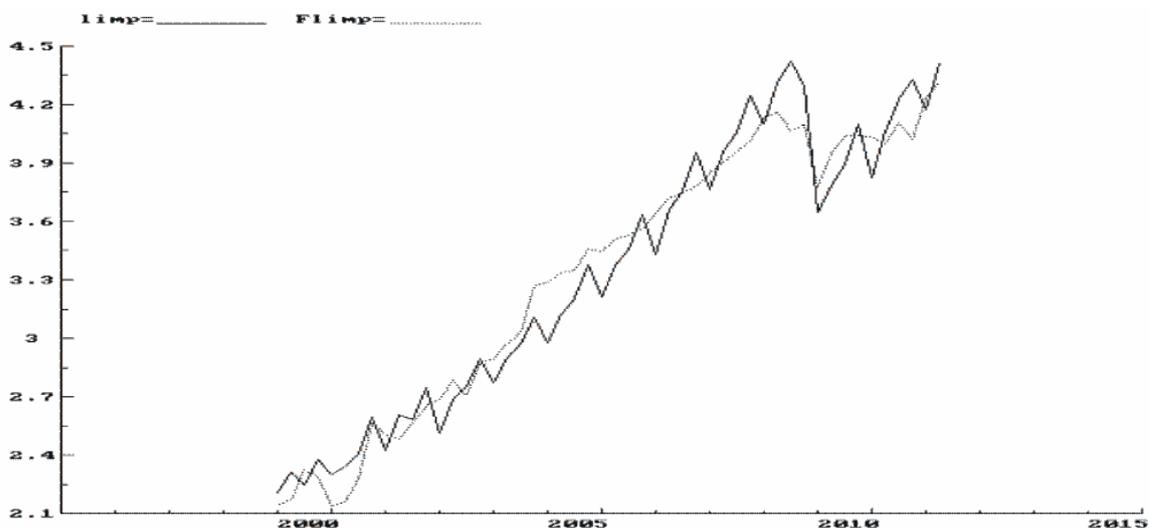


Рис.7. Импорт ($l\text{imp}=\log(\text{Import})$) и его расчет по модели ($F\text{limp}$)

С целью учета краткосрочной динамики импорта полученная коинтеграционная зависимость была обобщена до модели коррекции регрессионными остатками на интервале **1999(2)-2011(2)** (в скобках – t-статистики для коэффициентов):

$$D\log(\text{Import}) = 0.1445 - 0.2307 R\log(\text{Import}(-1)) - 0.2970 \text{Seas} + 0.0738 \text{Seas}(-2) - 0.4504 i2009p1$$

(11.78) (-3.69) (-12.96) (3.49) (-7.18)

Интегральные показатели качества этой модели: $R^2=0.89$, $DW=1.97$ - свидетельствуют о ее приемлемом качестве.

Заработная плата

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 и, как следствие, в динамике средней ставки заработной платы, наблюдавшейся в 2001-2011 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)-2011(2)** имеет вид (внизу в скобках – t-статистики для коэффициентов):

$$\log(rwage)=0.5489+0.8381*\log(rer)+0.2947s2001p2+0.2612 s2006p1$$

(1.45) (10.33) (9.92) (6.85)

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

Интегральные характеристики этой модели: $R^2=0.95$, $DW=1.33$. 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%.

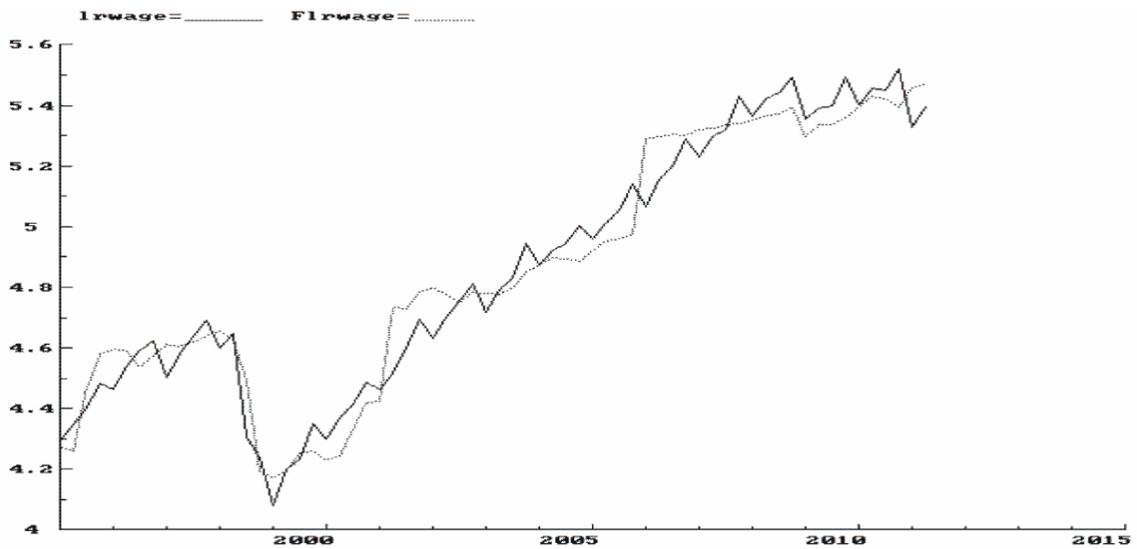


Рис.8. Реальная заработная плата ($lrwage = \log(rwage)$) и ее расчет по модели ($Flrwage$)

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)-2011(2)** (внизу в скобках – t-статистики для коэффициентов):

$$D\log(rwage) = 0.0480 - 0.1672R\log(rwage(-1))$$

(8.98) (-3.57)

$$-0.1222Seas + 0.0319Seas(-3) - 0.3839i1998p3 - 0.1838i1998p4$$

(-12.38) (3.41) (-12.84) (-5.79)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.89$, $DW=1.89$ – 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 среднемушевых доходов населения: $rinc = Income / psum$. Полученная коинтеграционная зависимость по квартальным данным за период **1995(1)-2011(2)** имеет следующий вид (в скобках – t-статистика для коэффициента):

$$\log(rinc) = 1.0989 + 0.7108 * \log(rer) + 0.2671 s2001p2 + 0.2779 s2006p1$$

(2.18) (6.55) (6.72) (5.45)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.91$, $DW=1.85$.

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

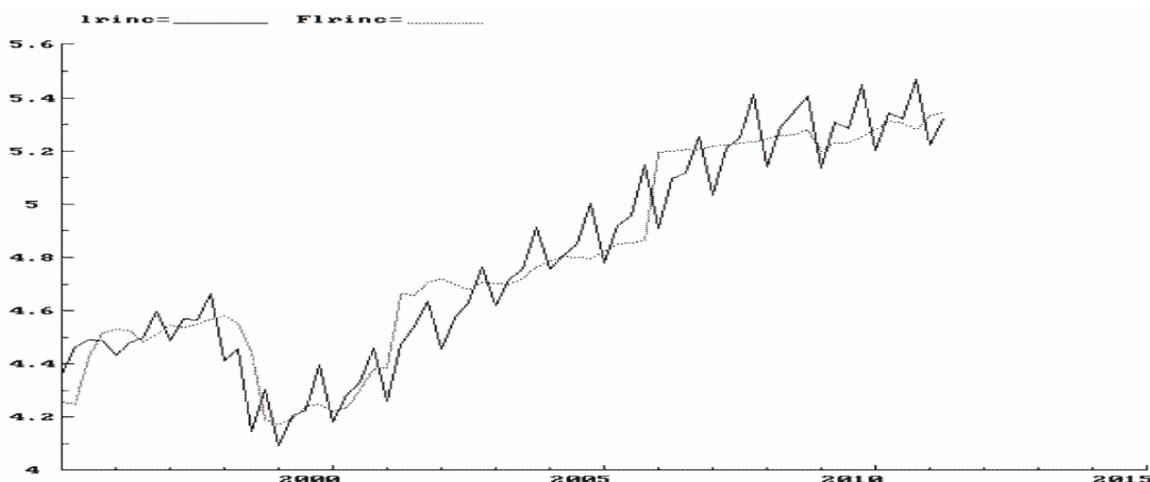


Рис.9. Реальные доходы населения ($Irine = \log(rinc)$) и их расчет по модели ($Flrine$)

Таким образом, долгосрочный коэффициент эластичности реальных доходов населения по фактору реального обменного курса рубля составляет 71%. 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 (1995(2)-2011(2)):

$$D\log(rinc) = 0.1155 - 0.1470 R\log(rinc(-1)) - 0.3013 Seas - 0.0862 Seas(-2) - 0.3501 i1998p3$$

(0.12) (-2.45) (-17.25) (-5.78) (-7.22)

Показатели качества этой зависимости: $R^2=0.90$, $DW=2.23$ 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)-2011(2) имеет следующий вид (в скобках – t-статистика для коэффициента):

$$\log(Unemp) = 3.0303 - 0.2003 * \log(woil) - 0.1915 * s2001p2 + 0.1823 * s2009p1$$

(27.08) (-8.63) (-6.31) (5.70)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.86$, $DW=0.73$.

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(2)-2011(2)):

$$\begin{aligned} \text{Dlog(Unemp)} = & 0.0398 - 0.2703 \text{Rlog(Unemp(-1))} - 0.1510 * \text{Dlog(ter)} \\ & (4.38) \quad (-3.17) \quad \quad \quad (-2.47) \\ & + 0.1837 \text{i2009p1} - 0.0937 \text{Seas(-1)} - 0.0877 \text{Seas(-2)} \\ & (3.65) \quad \quad \quad (-6.06) \quad \quad \quad (-5.71) \end{aligned}$$

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.67$, $DW=1.78$ – свидетельствуют о ее приемлемом качестве.

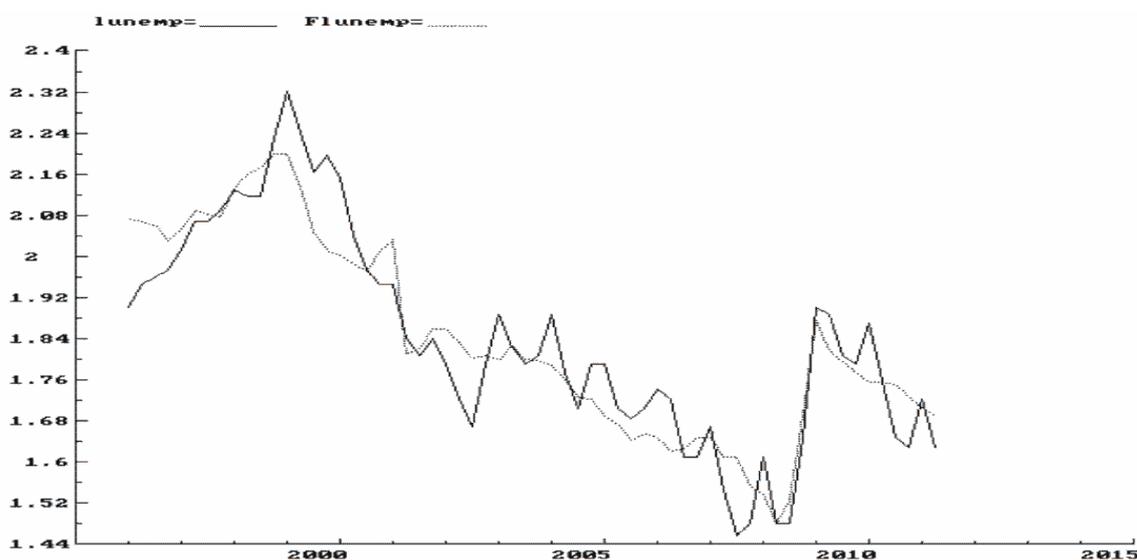


Рис.10. Логарифм показателя общего количества безработных ($\text{lunemp}=\log(\text{Unemp})$) и его расчет по модели (Flunemp)

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)-2011(2)** 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):

$$\log(\text{rincons})=0.2172+0.5359*\log(\text{woil})+0.2152s2001p2+0.3020og(\text{rmon})$$

(0.94) (11.06) (3.09) (2.91)

Интегральные показатели этой зависимости: R2=0.87, DW=1.98.

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 (53.5%). Это позволяет дать оценку существенной степени зависимости бюджетных доходов в России от экспортных цен на нефть (приблизительно 53%).

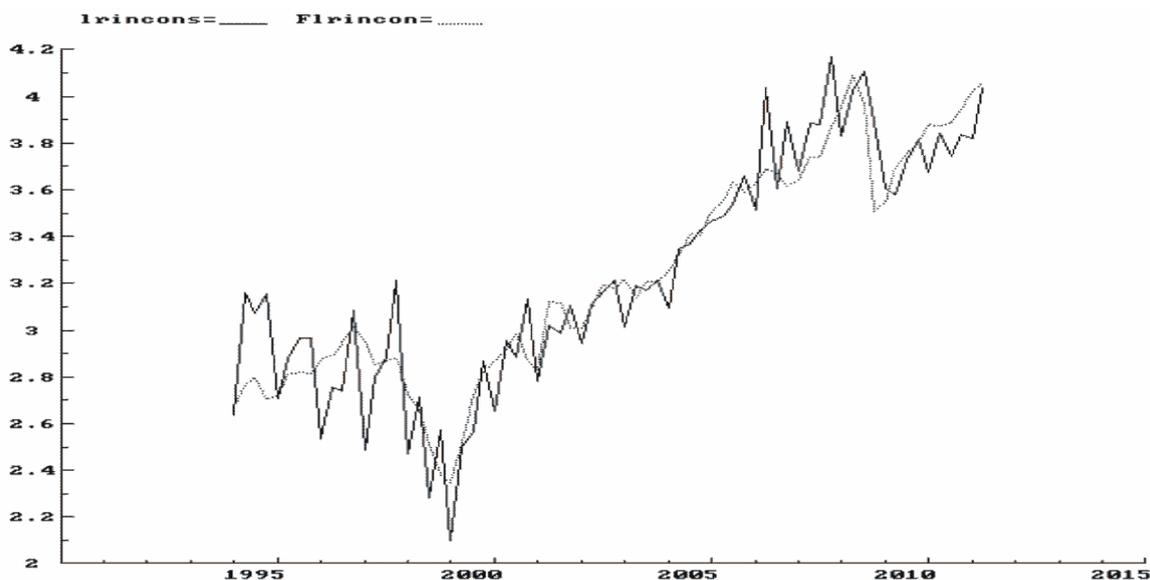


Рис. 11. Реальные доходы консолидированного бюджета (Irincons=log(rincons)) и их расчет по модели (Flincon)

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 (1994(2)-2011(2)):

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(\text{rincons}) = & -0.0020 - 0.5769 * \text{Rlog}(\text{rincons}(-1)) - 0.5834 * \text{Dlog}(\text{er}) - 0.2147 \text{Seas} \\ & (-0.06) \quad (-4.89) \qquad \qquad \qquad (-3.18) \qquad \qquad \qquad (-4.29) \\ & + 0.1291 * \text{Seas}(-1) + 0.1187 * \text{Seas}(-3) \\ & (2.45) \qquad \qquad \qquad (2.46) \end{aligned}$$

Интегральные показатели этой зависимости: R2=0.74, DW=2.26 – свидетельствуют о ее хорошем качестве. Обращает на себя внимание существенная краткосрочная положительная эластичность реальных бюджетных доходов по фактору реального укрепления рубля (+57%).

Доходы федерального бюджета

Полученные выводы подтверждаются результатами эконометрического исследования динамики реальных доходов федерального бюджета. С использованием квартальных данных за период **1994(1)-2011(2)** 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):

$$\begin{aligned} \log(\text{rinfed}) = & -0.4142 + 0.5285 * \log(\text{woil}) + 0.3794 * \text{s2001p2} \\ & (-1.70) \quad (10.40) \qquad \qquad \qquad (5.25) \end{aligned}$$

Интегральные показатели этой зависимости: R2=0.88, DW=1.65.

Эластичность реальных доходов федерального бюджета по фактору экспортных цен на нефть оказалась равна 53%.

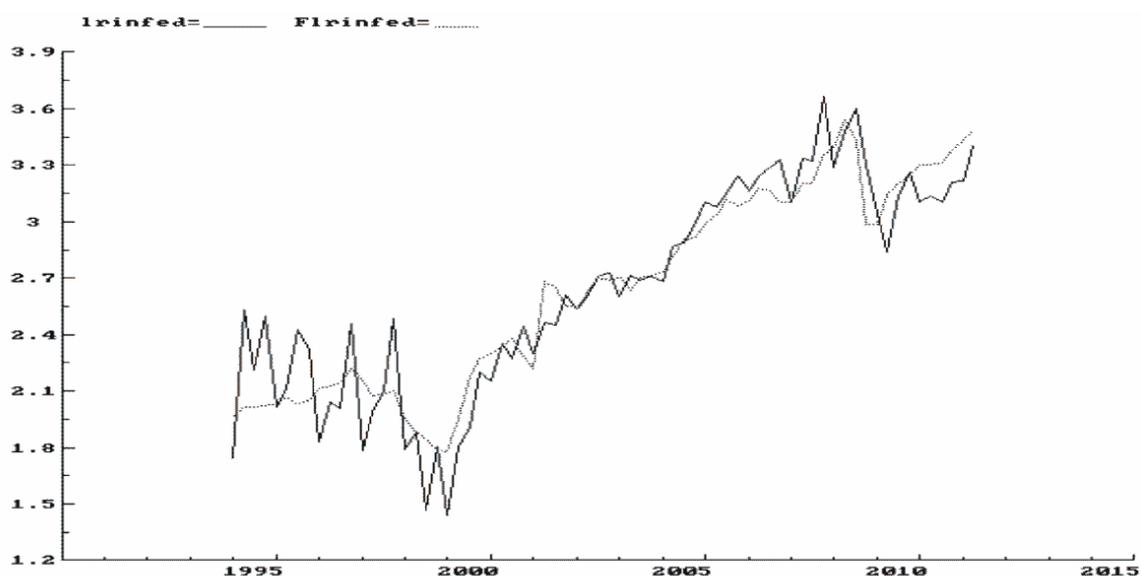


Рис.12. Реальные доходы федерального бюджета (lrfinfed=log(rinfed)) и их расчет по модели (Flrfinfed)

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 (1994(2)-2011(2)):

$$\begin{aligned} D\log(\text{rinfed})= & 0.0668-0.6532*R\log(\text{rinfed}(-1))-0.8035*D\log(\text{er})-0.2400*\text{Seas} \\ & (2.99) \quad (-5.98) \qquad \qquad \qquad (-4.02) \qquad \qquad \qquad (-4.96) \end{aligned}$$

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2=0.64$, $DW=2.16$. Весьма существенна краткосрочная положительная эластичность реальных бюджетных доходов по фактору реального укрепления рубля (+80%).

Литература

1. С.А.Айвазян, Б.Е.Бродский (2006) Макроэконометрическое моделирование: подходы, проблемы, пример эконометрической модели российской экономики. Прикладная эконометрика, 2, с.85-111.
2. В.Balassa (1964) The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. Journal of Political Economy, v.72, pp.584-596.
3. Бродский Б.Е. (2003) Макроэкономические модели процессов социальной дифференциации. 4-я Международная научная конференция ГУ-ВШЭ «Модернизация экономики России: социальный контекст»