

С. А. Айвазян, Б. Е. Бродский,
Э. М. Сандоян, М. А. Восканян, Д. Э. Манукян

Макроэконометрическое моделирование экономик России и Армении.

II. Агрегированные макроэконометрические модели национальных экономик России и Армении¹

Исследование посвящено разработке макроэконометрических моделей ключевых индикаторов экономик России и Армении: ВВП, инфляции, экспорта и импорта, средней заработной платы и др. Выбор предикторов эконометрических зависимостей осуществляется в соответствии с теоретическими моделями, изложенными в первой части работы. Методология эконометрического исследования для нестационарных временных рядов основана на двухэтапной процедуре построения эконометрических зависимостей. На первом этапе строится динамическая модель, предназначенная для теоретического описания эволюции важнейших структурных секторов экономики. Эта модель помогает понять важнейшие структурные взаимосвязи, присущие современной экономике России и Армении. На втором этапе строится макроэконометрическая модель, предикторы которой выбираются с учетом результатов и выводов теоретического моделирования экономик России и Армении.

Ключевые слова: национальная экономика; эконометрика; система одновременных уравнений; валовой внутренний продукт; инвестиции; индекс потребительских цен; инфляция; экспорт; импорт; заработная плата; среднедушевой доход; временные ряды; коинтегрированность.

JEL classification: C30; C32; C13; E13.

1. Введение

Проблема макроэконометрического моделирования ключевых агрегированных показателей экономик России (РФ) и Армении (РА) является чрезвычайно актуальной. В научном сообществе до сих пор отсутствует удовлетворительный консенсус по вопросу о методологическом подходе к решению этих важнейших задач прикладного эконометрического моделирования. Например, моделирование инфляции в прикладных целях неизбежно основано на методологических предпосылках, которые могут сильно варьироваться в зависимости от выбранной теоретической модели инфляции. В неоклассической теории принято делать акцент на динамике товарных рынков и, как следствие, моделировать инфляцию, исходя из представлений о «шоках», влияющих на эти рынки. В кейнсианской теории подчеркивается роль ключевых показателей макроэкономической политики — динамики го-

¹ Первая часть результатов данного исследования опубликована в предыдущем номере журнала «Прикладная эконометрика». Работа поддержана Российским гуманитарным научным фондом (проект № 12-22-20001 «Макроэконометрическое моделирование экономик России и Армении»).

сударственных расходов и денежной массы — в динамике инфляции на восстановительном этапе посткризисного развития. В монетаристской теории тезис о предопределяющей роли денежной массы в динамике инфляционных процессов получает дальнейшее развитие.

Как в этих условиях следует поступить экономисту, решающему прикладные задачи эконометрического моделирования? Продолжая пример с инфляцией, можно вспомнить, что в 1990-е годы было принято моделировать динамику российского индекса потребительских цен на основе так называемых «лаговых» моделей инфляции. Дискуссии в престижных академических журналах шли в основном по вопросу о выборе нужных лагов от показателя темпа роста денежной массы (агрегат М2) для построения приемлемой эконометрической зависимости для темпа инфляции. В 2000-е годы ситуация стала кардинально меняться: ранее определенные лаги стали «плыть», а затем и вовсе исчезли из журнальных публикаций. Одновременно возникли модели, в которых стали рассматриваться другие показатели, влияющие на динамику инфляции. На сегодняшний день, по убеждению авторов, объяснение инфляции только на основе динамики денежных агрегатов некорректно, и следует исходить из более широкой трактовки факторов, предопределяющих динамику инфляции. Как отмечает Л. Харрис (1990), «Тот факт, что имеется зависимость между деньгами и уровнем цен на товары (включая и вопрос о темпах изменения уровня цен), может показаться очевидным. Однако не является очевидным, что связь эта такова, что изменение количества денег приводит к изменениям уровня цен или определяет темп изменения этого уровня». Этот подход положен в основу эконометрических моделей инфляции в России и Армении, изложенных в данной работе.

В последние десятилетия возникли новые направления прикладного макроэконометрического моделирования. Одно из них связано с *моделированием нестационарной динамики макроэкономических показателей*. Первая исследовательская программа в этом направлении была сформулирована Нельсоном и Плоссером, которые подчеркнули важность проблемы анализа не только неслучайных, но и *стохастических* трендов в динамических рядах макроэкономических индикаторов для построения адекватных эконометрических зависимостей (Nelson, Plosser, 1982). Второе возникло несколько позже, когда Реггон (1989) выдвинул программу исследования структурных сдвигов в динамических рядах данных. В 1990–2000-е годы появились первые макроэконометрические модели, построенные с использованием идей этих двух направлений. В качестве одной из первых удачных работ подобного рода можно признать эконометрическую модель MESANGE² — квартальную макромоделю французской экономики для построения кратко- и среднесрочных прогнозов и оценки влияния параметров экономической политики. Модель активно использует методологию коинтеграционного анализа для описания динамики важнейших макроиндикаторов, а также принцип дезагрегирования сферы производства на важнейшие структурные сектора.

Завершая это краткое введение, отметим, что выбор предикторов этих эконометрических зависимостей осуществляется в соответствии с теоретическими моделями, изложенными в первой части работы. Методология эконометрического исследования для нестационарных временных рядов строится на основе двухэтапной процедуры построения эконометрических зависимостей. На первом этапе строится динамическая модель, предназначенная для теоретического описания эволюции важнейших структурных секторов экономики. Эта модель помогает понять важнейшие структурные взаимосвязи, присущие современной экономике РФ и РА, и сформировать

² Modele Econometrique de Simulation et d'Analyse Generale de l'Economie. <http://www.tresor.economie.gouv.fr/file/326640>.

ровать набор объясняющих переменных для каждого из показателей, входящих в число эндогенных переменных эконометрической модели. На втором этапе строится эконометрическая модель, содержащая как коинтеграционные и регрессионные эконометрические зависимости, так и балансовые соотношения между важнейшими макроэкономическими показателями.

2. Информационное обеспечение исследования

Информационное обеспечение агрегированной макроэконометрической модели России базируется, в основном, на официальных данных российской государственной статистики (Госкомстат, ЦБР, Минфин и др.). Исходная информация для моделирования включала в себя следующие группы показателей:

- важнейшие макроэкономические индикаторы (индекс ВВП; индексы производства товаров и услуг в промышленности, сельском хозяйстве, строительстве, розничной торговле; индекс потребительских цен; показатели безработицы и занятости и др.) — Госкомстат;
- ценовые показатели (индексы цен на внутреннем рынке) — Госкомстат, Минэкономразвития;
- индексы физического объема производства по секторам и отраслям экономики — Госкомстат, Центр экономической конъюнктуры (ЦЭК);
- финансовые показатели (денежное обращение — ЦБР, финансы предприятий — форма 53);
- платежный баланс — ЦБР;
- таможенная статистика (средние цены экспортных операций) — Бюллетень таможенной статистики РФ;
- бюджетные показатели — Госкомстат, Минфин РФ;
- рынок труда, доходы и расходы населения — Госкомстат, ЦЭК;
- индексы инфляции в США — Бюро статистики труда (США);
- мировые цены по основным экспортируемым товарам — журнальные публикации.

Информационное обеспечение для агрегированной макроэконометрической модели Армении состоит из обобщенной статистической базы показателей по экономике Армении, собранной по данным Национальной статистической службы РА (www.armstat.am), ЦБ РА (www.cba.am), а также Всемирного Банка (www.worldbank.org).

3. Макроэконометрические модели для ключевых показателей социально-экономического развития РФ и РА

3.1. Показатели реального сектора экономики России и Армении

ВВП России. Исследование факторов, определяющих динамику реального ВВП в России, представляет собой существенный экономический интерес. Из аналитической модели (Айвазян, Бродский, 2006; Айвазян и др., 2013) 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, однако, понять, 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 — фиктивная переменная³, отражающая долгосрочный эффект изменений налоговой политики во втором квартале 2001 г. (когда была введена в действие новая редакция Налогового кодекса РФ с изменениями, касающимися налогообложения предприятий).

С использованием квартальных данных 1995(1)–2011(4) получена следующая коинтеграционная зависимость (см. (Вербик, 2008, гл. 9)) для индекса реального ВВП (*GDP*) (под значениями оцененных коэффициентов регрессионного уравнения в скобках приведены соответствующие значения *t*-статистик):

$$\ln(GDP_t) = 2.748 + 0.180 \ln(woil_t) - 0.084 \ln(rmon_t) + 0.209 \ln(Inv_{t-4}) + 0.121 \cdot s2001p2_t.$$

(26.61) (9.97) (-2.59) (7.27) (5.84)

Графики индекса реального ВВП и его модельных значений приведены на рис. 1.

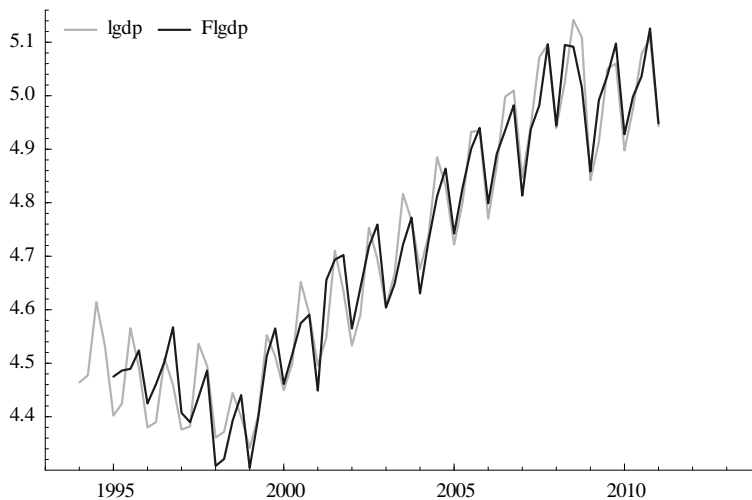


Рис. 1. Индекс реального ВВП ($lgdp = (GDP)$) и его расчет по модели ($Flgdp$)

³ Здесь и далее переменная $sYYYYpQ$ является фиктивной переменной типа «ступенька», т. е. принимает значение 0 до квартала Q года $YYYY$ и значение 1, начиная с этого квартала. Переменная $iYYYYpQ$ обозначает фиктивную переменную типа «импульс», принимающую значение 1 в квартале Q года $YYYY$ и значение 0 в остальные моменты времени.

Показатели качества этой зависимости: $R^2 = 0.95$, $DW = 1.97$. Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона–Маккиннона (см., например, (Вербик, 2008, п. 9.2.2)) 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 регрессионными остатками, см. (Вербик, 2008, гл. 9). При этом в спецификацию эконометрической модели включался 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 rer (1995 г. = 100%), 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)–2011(4), имеет вид (в скобках — t -статистики для коэффициентов):

$$D \ln(GDP_t) = \underset{(-4.78)}{-0.053} + \underset{(3.57)}{0.553} D \ln(GDP_{t-2}) - \underset{(-2.29)}{0.203} R \ln(GDP_{t-1}) - \underset{(-2.49)}{0.131} D \ln(rer_{t-1}) \\ - \underset{(-6.67)}{0.137} Seas_t + \underset{(7.46)}{0.133} Seas_{t-1} + \underset{(9.61)}{0.246} Seas_{t-2},$$

где D — оператор дискретного дифференцирования (взятия последовательных разностей) соответствующего временного ряда; R — оператор ряда регрессионных остатков построенной выше коинтеграционной модели; $Seas$ — сезонная фиктивная переменная.

Показатели этой модели: $R^2 = 0.94$, критерий Бреуша–Годфри на автокорреляцию остатков до четвертого порядка 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 –0.13.

Инвестиции в РФ. 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 вследствие благоприятной макроэкономической конъюнктуры. В 2006 г. произошло знаменательное событие: приток капитала в Россию впервые превысил его отток из России.

Эти наблюдения подводят к мысли о том, что основными макроэкономическими факторами, определяющими динамику показателя реальных объемов инвестиций в основной капи-

тал, являются реальный ВВП и реальный отток (приток) капитала. С использованием квартальных данных за период 1994(1)–2011(4) была получена следующая коинтеграционная зависимость (в скобках — t -статистики для коэффициентов):

$$\ln(Inv_t) = -2.918 + 1.565 \ln(GDP_t),$$

(–5.29) (13.2)

где Inv — индекс реального объема инвестиций в основной капитал.

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2 = 0.75$, $DW = 2.07$. Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона–Маккиннона (см. (Вербик, 2008, п. 9.2.2)) подтвердила гипотезу стационарности. Графики индекса инвестиций в основной капитал и его модельных значений приведены на рис. 2.

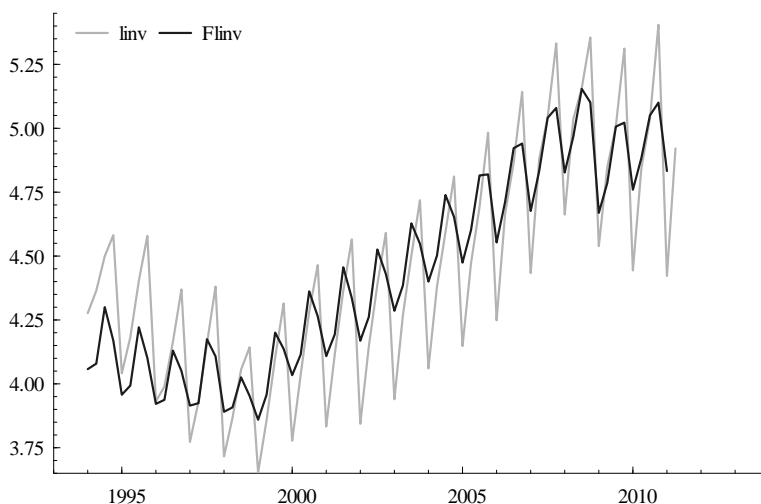


Рис. 2. Индекс инвестиций в основной капитал ($lnv = \ln(Inv)$) и его расчет по модели ($Flnv$)

Столь высокий коэффициент эластичности инвестиций по фактору реального ВВП (137%) 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. 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)–2011(4), в скобках — t -статистики):

$$D \ln(Inv_t) = 0.196 - 0.305 R \ln(Inv_{t-1}) - 0.215 D \ln(rer_t) - 0.766 Seas_t .$$

(15.43) (-4.26) (-2.39) (-24.03)

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.

ВВП Армении. Исследование факторов, предопределяющих динамику ВВП Армении, представляет существенный интерес, поскольку оказывает непосредственное влияние на выбор инструментов макроэкономической политики, направленной на экономический рост. Для макроэконометрического исследования была использована выборка поквартальных данных за период 2000(1)–2011(4). График поквартальной динамики ВВП Армении приведен на рис. 3.

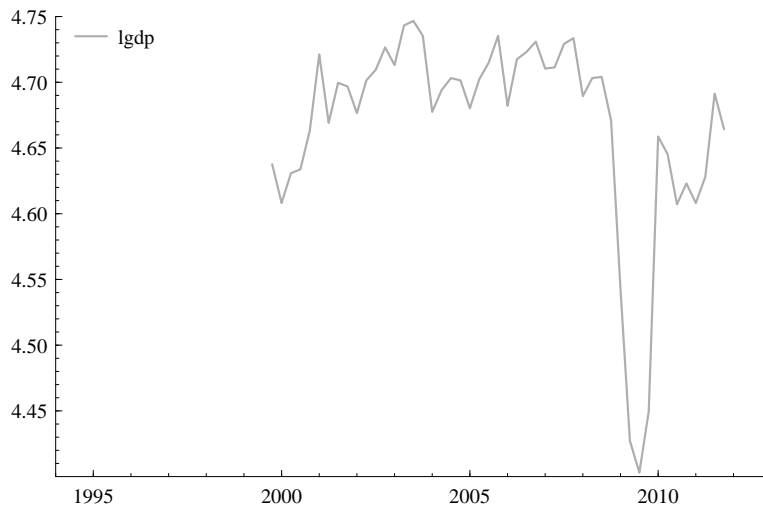


Рис. 3. Квартальная динамика ВВП Армении
в период 1-й квартал 2000 г. — 4-й квартал 2011 г.

Видно, что влияние мирового финансового кризиса 2008–2009 гг. существенно отразилось на динамике ВВП: резкий «провал» агрегированного выпуска и столь же резкое его восстановление в 2009 г. обусловлены воздействием вполне конкретных макроэкономических факторов, к числу которых относим динамику денежной массы и реального обменного курса драма.

Методология макроэконометрического моделирования для нестационарного временного ряда динамики ВВП Армении основана, как и ранее, на двухэтапной процедуре: на первом этапе строится коинтеграционная модель, описывающая долгосрочные тренды в динамике ВВП с включением денежного агрегата $M2$ ($M2$) и реального обменного курса драма по отношению к доллару ($rdram$). На втором этапе строится модель коррекции регрессионны-

ми остатками, позволяющая учитывать краткосрочные флуктуации вокруг долгосрочного коинтеграционного тренда.

Из приведенных расчетов видно, что долгосрочный коэффициент эластичности индекса ВВП по фактору денежной массы составляет 20%, по фактору реального обменного курса драма –33%. Краткосрочный коэффициент эластичности индекса ВВП по фактору прироста денежной массы составляет 17.4%.

Коинтеграционная модель динамики реального ВВП Армении, построенная по квартальным данным за период 2000(1)–2011(4), имеет вид:

$$\ln(GDP_t) = 0.580 + 0.199 \ln(M2_t) - 0.328 \ln(rdram_t) + 0.078 \ln(woil_t).$$

(0.88) (4.86) (-6.77) (1.99)

Проверка ряда остатков этой модели на стационарность по критерию Дэвидсона–Маккиннона подтвердила гипотезу отсутствия единичных корней на уровне ошибки 5%.

Модель коррекции регрессионными остатками для рассматриваемого показателя, построенная с использованием полученной выше коинтеграционной зависимости и квартальных данных за период 2000(2)–2011(4), имеет вид:

$$D \ln(GDP_t) = -0.011 - 0.312 R \ln(GDP_{t-1}) + 0.174 mu_t - 0.111 \cdot i2009p2_t,$$

(-2.31) (-3.78) (6.39) (-3.98)

где $mu_t = M2_t / M2_{t-1} - 1$ — темп роста денежного агрегата M2; $i2009p2$ — фиктивная переменная (индикатор 2-го квартала 2009 года), отражающая влияние мирового финансового кризиса на динамику ВВП РА.

Интегральные показатели качества этой модели: $R^2 = 0.69$, $DW = 2.23$.

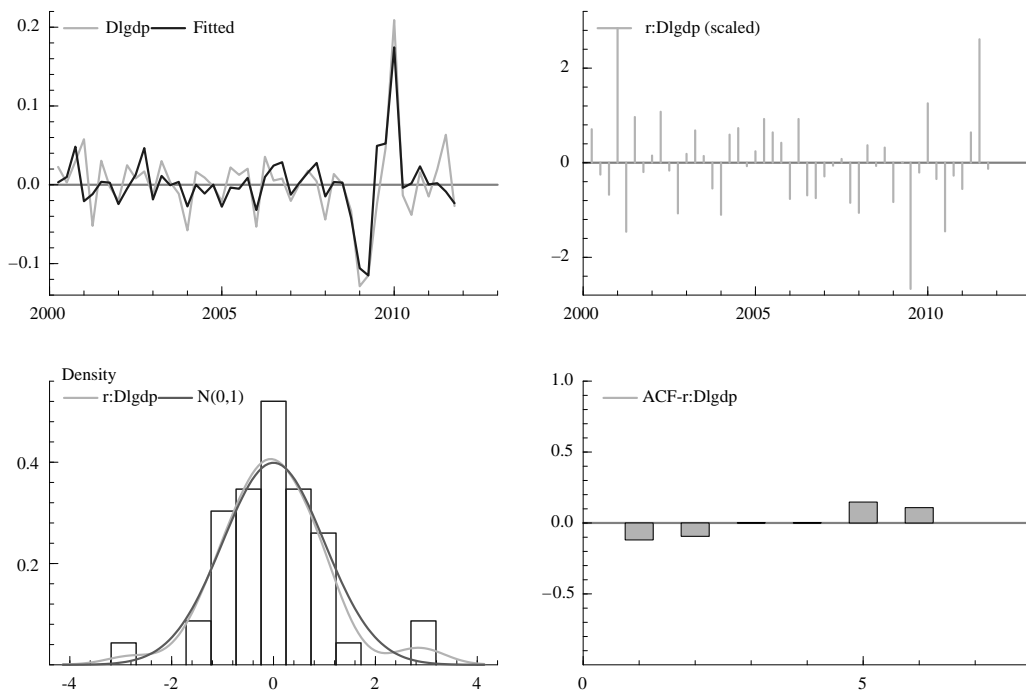


Рис. 4. Динамика прироста ВВП (фактическая и модельная); регрессионные остатки; эмпирическая плотность распределения остатков; коррелограмма

На рисунке 4 приведены графики данных по динамике прироста ВВП Армении ($Dl\text{gdp}$) и расчета этого показателя по модели (Fitted), график регрессионных остатков ($r:Dl\text{gdp}$), эмпирическая плотность остатков и коррелограмма.

Инфляция на потребительском рынке в РФ. Далее будет построена эконометрическая модель инфляции в России, которая учитывает монетарные и немонетарные факторы инфляции. Для исследования взята выборка помесечных данных за период 1996(2)–2011(8) (объем выборки — 187 наблюдений), состоящая из следующих индикаторов:

pi — помесечный темп инфляции в России, т. е. $pi = CPI / 100 - 1$;

eps — темп изменения номинального курса доллара, т. е. $eps_t = E_t / E_{t-1} - 1$;

$piel$ — темп изменения индекса тарифов в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды;

$piplod$ — темп изменения цен на плодоовощную продукцию;

$pimilk$ — темп изменения цен на молоко и молочную продукцию.

Проверка этих рядов на стационарность по тесту ADF (augmented Dickey–Fuller test) подтвердила гипотезу их стационарности на уровне ошибки 5%.

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

$$pi_t = 0.006 + 0.297 eps_t + 0.088 piel_t + 0.071 piplod_t + 0.175 pimilk_t - 0.051 \cdot i2009p1_t.$$

(7.95) (33.27) (3.24) (8.26) (6.87) (-6.11)

Интегральные критерии этой модели ($R^2 = 0.93$, $DW = 1.66$) свидетельствуют о ее приемлемом качестве.

Динамика темпов прироста потребительских цен в России (фактических pi и модельных Fpi значений) приведена на рис. 5.

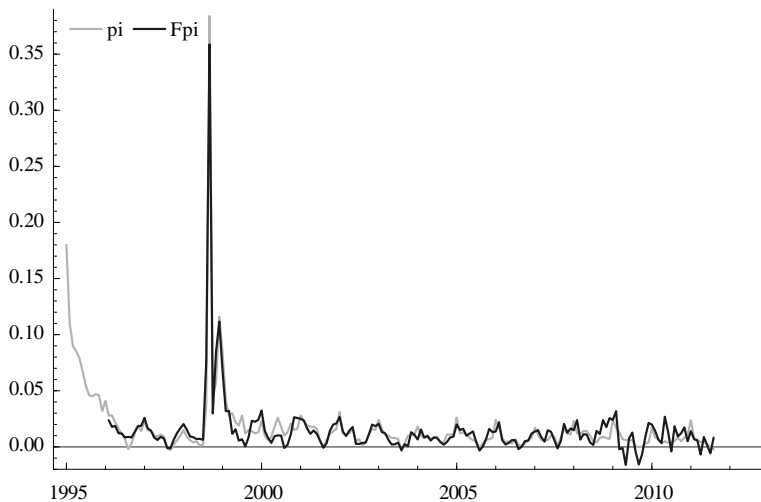


Рис. 5. Темп прироста потребительских цен в России:

pi — фактические месячные показатели; Fpi — прогноз по построенной модели

Таким образом, эластичность инфляции на потребительском рынке по курсу доллара составляет 30%, по тарифам на электроэнергию, газ и воду — 9%, по ценам на плодоовощную продукцию — 7.1%, по ценам на молоко и молочную продукцию — 17.5%. Последний фактор в данной зависимости, фиктивная переменная $i2009p1$, позволяет учесть «прямое» влияние мирового финансового кризиса на инфляцию в России.

Полученная зависимость позволяет выделить основные группы факторов, формирующих темп инфляции в России:

- 1) факторы, связанные с монетарной и валютной политикой (*eps*);
- 2) факторы, связанные с ценовой и тарифной политикой в электроэнергетике и отраслях естественных монополий (*piel*);
- 3) факторы, связанные с мировой конъюнктурой на рынке продовольствия (*pimilk*);
- 4) сезонные факторы (*piplod*).

Факторы, связанные с монетарной и валютной политикой (*eps*), оказывают наиболее существенное влияние на динамику российской инфляции на потребительском рынке (эластичность 30%). Именно по этой причине существенное снижение темпов роста курса доллара оказало явно выраженный замедляющий эффект на динамику инфляции на потребительском рынке России в 2009 году.

Инфляция в промышленности России. Помимо показателей инфляции на потребительском рынке, существенное значение для выработки макроэкономической политики имеет показатель инфляции в промышленности, измеряемый индексом цен производителей промышленных товаров (промышленной продукции). Эконометрическая модель для темпа прироста индекса PPI: $pippi = PPI/100 - 1$, построенная по месячным данным за период 1996(1)–2011(8) (188 наблюдений), имеет вид (в скобках — *t*-статистики для коэффициентов):

$$pippi_t = 0.002 + 0.420 pippi_{t-1} + 0.148 pioile_t + 0.072 eps_t + 0.204 piel_t,$$

(1.96) (13.88) (14.74) (8.27) (8.86)

Интегральные показатели этой статистики свидетельствуют о ее приемлемом качестве.

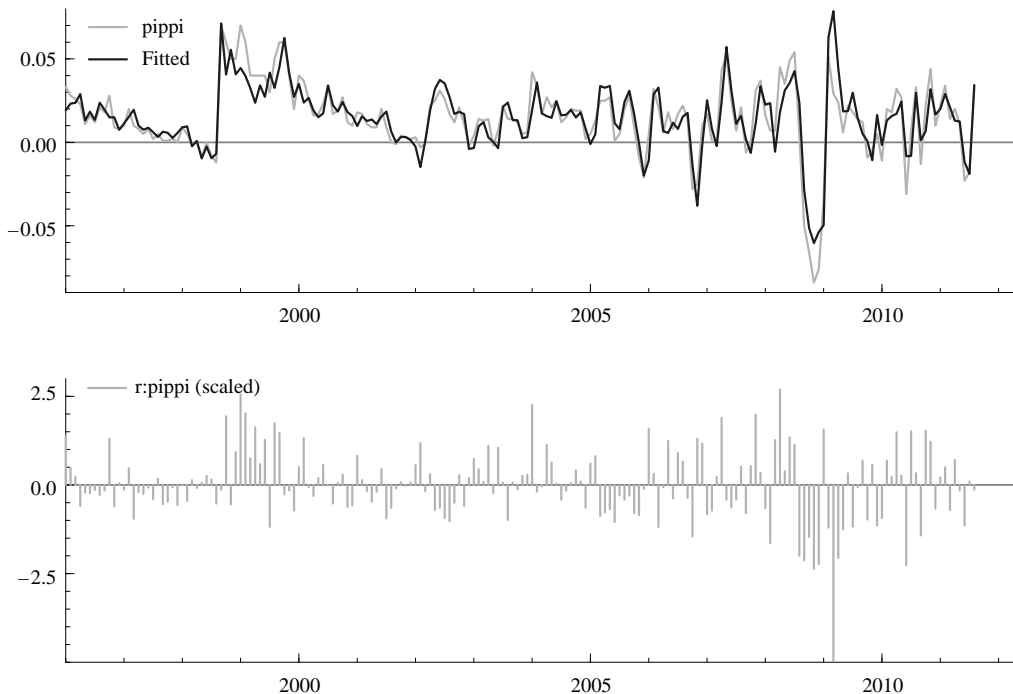


Рис. 6. Темп изменения индекса цен производителей в России:
pippi — фактические месячные показатели; *Fitted* — прогноз по построенной модели

На графике, приведенном на рис. 6, заметен характерный «провал» индекса цен производителей в период 2008(9)–2009(1). Построенная эконометрическая зависимость хорошо объясняет его резким падением мировых и российских цен на нефть в этот период. Эластичность индекса цен в промышленности по индексу цен в нефтедобыче (*pioile*) составляет 15%, по фактору обменного курса доллара (*eps*) — 7%; по индексу цен на электроэнергию (*piel*) — 20%.

Инфляция на потребительском рынке в Армении. Проблема эконометрического моделирования инфляции на потребительском рынке Армении является чрезвычайно актуальной. Выявление факторов, предопределяющих динамику инфляции, позволяет целенаправленно снижать темпы инфляции за счет ограничения волатильности предикторов данной модели.

Для моделирования инфляции на потребительском рынке Армении были взяты квартальные данные за период 2000(1)–2011(4) по следующим показателям:

$pi = CPI/100 - 1$ — темп инфляции на потребительском рынке Армении;

$pi_{t-1} = pi(-1)$ — лагированное (с лагом 1) значение показателя темпа инфляции, далее используемое в качестве показателя инфляционных ожиданий;

$rwoil_t = woil_t/woil_{t-1} - 1$ — темп изменения мировых цен на нефть (марка Urals);

$piagro = Pagro/100 - 1$ — темп изменения цен на агропродукцию в Армении.

Прокомментируем выбор данных предикторов модели инфляции. На потребительском рынке Армении чрезвычайно существенна роль инфляционных ожиданий (т. е. исторически сложившихся темпов инфляции, от которых отталкиваются при определении текущего темпа инфляции). Помимо показателя инфляционных ожиданий, существенна ценовая ситуация на важнейших внешних и внутренних рынках. Показатель темпа изменения мировых цен на нефть (марки Urals) характеризует динамику на важнейших энергетических рынках. Армения является нетто-импортером нефти, и поэтому динамика мировых цен на нефть сильно влияет на инфляцию, обменный курс драма, реальное производство и другие ключевые макроиндикаторы Армении. Темп изменения цен на агропродукцию в Армении отражает динамику на важнейших внутренних рынках (продукции конечного потребления) и поэтому оказывает существенное влияние на общую динамику инфляции (с учетом монополизма на некоторых продовольственных рынках Армении).

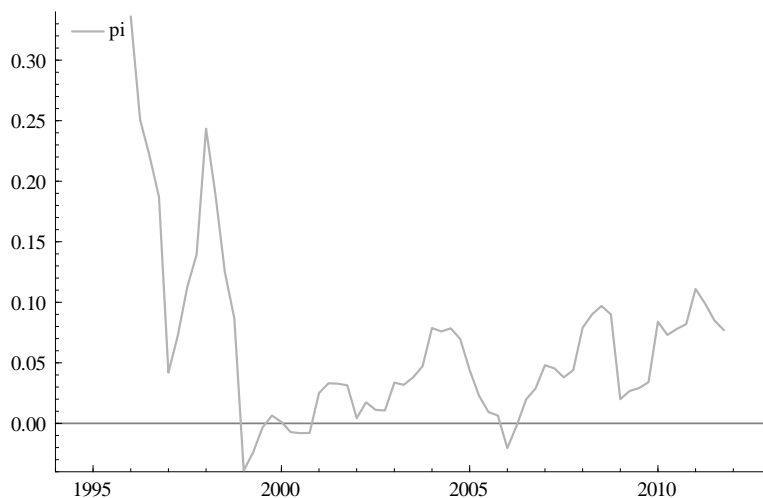


Рис. 7. Темп инфляции на потребительском рынке в РА

В целом динамика инфляции на потребительском рынке Армении в 1995–2011 гг. (см. рис. 7) отражает особенности макроэкономической ситуации в Армении в этот период: в 1995–1999 гг. крайне высокие темпы инфляции, вызванные монетарным шоком, снижались в долгосрочной перспективе, а начиная с 2000 года возник устойчивый тренд повышения в динамике темпов инфляции. Эконометрическая модель инфляции на потребительском рынке Армении, полученная по квартальным данным 2000(1)–2011(4), имеет следующий вид (в скобках — значения t -статистик для коэффициентов):

$$pi_t = 0.006 + 0.768 pi_{t-1} + 0.040 rwoil_{t-1} + 0.048 piagro_t.$$

(1.65) (9.56) (2.45) (2.24)

Интегральные показатели этой регрессионной зависимости ($R^2 = 0.77$, $DW = 1.70$) свидетельствуют о ее приемлемом качестве.

На рисунке 8 приведены: графики данных по темпу инфляции (pi) и расчета по модели ($Fitted$), график регрессионных остатков ($r:pi$), эмпирическая плотность остатков ($Density$) и коррелограмма (ACF).

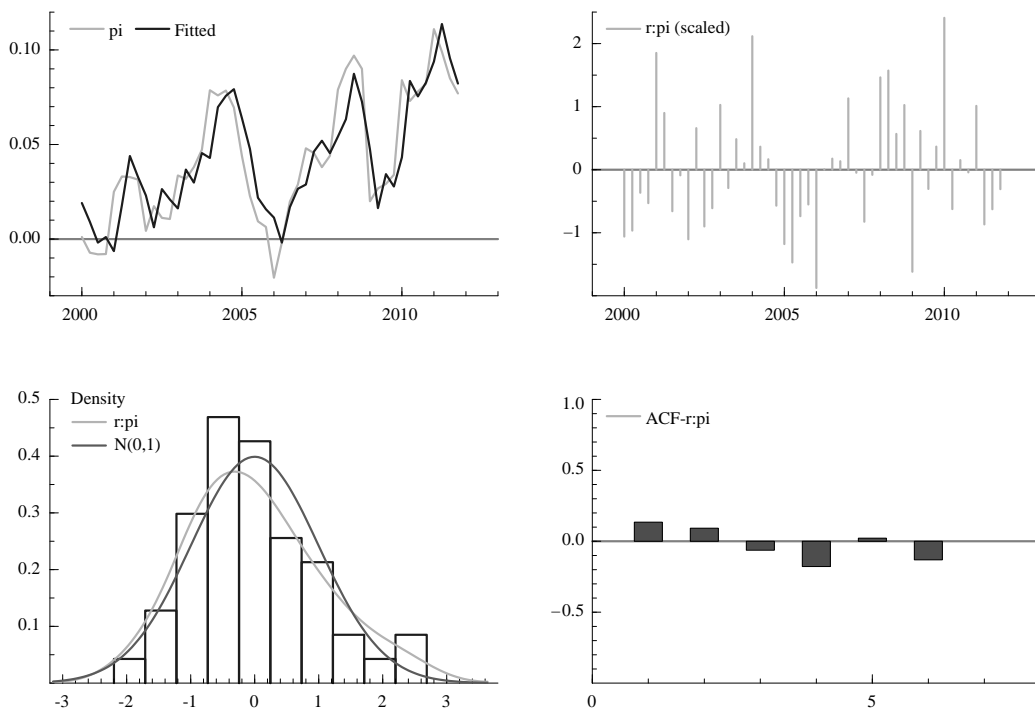


Рис. 8. Графики данных по темпу инфляции и расчета по модели, график регрессионных остатков, эмпирическая плотность остатков и коррелограмма

С целью определения степени влияния того или иного фактора на уровень инфляции в РА по *месячным* данным за период 2004(9)–2011(12) была построена эконометрическая модель, описывающая взаимосвязь инфляции и некоторых показателей финансового и реального секторов экономики.

Описание переменных

Cpi — индекс потребительских цен (*зависимая* переменная);

Agr — индекс цен на агропромышленную продукцию (*значимая*);

Ind — индекс цен на промышленную продукцию (*значимая*);
Trans — индекс цен на грузоперевозки (не *значимая*);
Sug — индекс цен на сахар (не *значимая*);
Usd — обменный курса доллар США / армянский драм (*значимая*);
Cash — номинальное значение наличных денег (не *значимая*);
Cur — номинальное значение долларовых депозитов (*значимая*);
Dped — номинальное значение депозитов до востребования (не *значимая*);
Tdep — номинальное значение срочных депозитов (*значимая*);
Trf — номинальное значение чистых иностранных трансфертов, посылаемых в РА в некоммерческих целях (*значимая*);
Wage — уровень безработицы (%) (не *значимая*);
S1, ..., S12 — фиктивные переменные, описывающие сезонность временных рядов, *S1* — *значимая*;
Cris — фиктивная переменная, описывающая влияние мирового финансового кризиса на экономику РА: до 2008 года принимает значение 0, после 2008 года — 1 (не *значимая*).
 Все показатели представлены в виде помесечных темпов прироста, что позволяет решить проблему стационарности временных рядов.
 Результаты оценивания приведены ниже.

Регрессоры	Коэффициенты
<i>Constant</i>	0.480***
<i>Usd(-1)</i>	0.135**
<i>Agr</i>	0.073***
<i>Trf(-6)</i>	0.017**
<i>Cur(-8)</i>	-0.031*
<i>Tdep(-1)</i>	0.030**
<i>Ind</i>	1.333***
<i>S1</i>	1.895***
Число наблюдений	88
Adjusted R^2	0.685

Примечание. ***, **, * — статистическая значимость коэффициента на уровне 1, 5, 10% соответственно. В скобках стоит лаг соответствующей переменной.

Для проверки качества модели были проведены тесты на наличие:

- автокорреляции остатков — тест Бреуша–Годфри показал отсутствие автокорреляции;
 - нормального распределения остатков — тест Жака–Бера показал близость распределения ряда остатков к нормальному;
 - гетероскедастичности — тест Бреуша–Пагана–Годфри показал отсутствие гетероскедастичности;
 - мультиколлинеарности — VIF тест показал отсутствие мультиколлинеарности;
 - стационарности остатков — ADF тест показал наличие стационарности ряда остатков.
- Незначимые переменные были последовательно удалены из модели.

Выводы по модели инфляции в РА.

1. Наибольшее влияние на индекс цен в стране оказывает изменение курса доллара США к армянскому драму. При этом в экономике наблюдаются ожидания к обесценению драма. Изменение обменного курса оказывает сильное влияние на ценовой фон с запозданием в один месяц (лаг при *Usd* составляет 1).

2. Коэффициент детерминации R^2 составляет 0.71. Следовательно, отобранные для модели факторы на 71% объясняют вариацию индекса потребительских цен, что говорит о высокой информативности предикторов модели.

3. В среднем сезонное изменение показателей наблюдается в 12-м месяце, так как *SI* оказался значимым (в действительности *SI* показывает сезонность в первом месяце, однако показатели рассчитаны как темпы роста, следовательно, *SI* указывает на сезонность предыдущего месяца, т. е. декабря).

4. Примечательно, что мировой финансовый кризис не оказал фактического влияния на индекс цен в Армении с 2008 года по настоящее время (показатель *Cris* оказался не значимым).

5. Все остальные тестовые значения (распределение остатков модели, поведение автокорреляционной функции, значимость коэффициентов регрессии) указывают на адекватность полученного уравнения, что говорит о том, что на данном этапе уравнение можно принять и продолжать исследование.

Инфляция в промышленности Армении. Помимо показателя темпа инфляции на потребительском рынке, для макроэконометрического моделирования представляет существенный интерес показатель темпа инфляции в промышленности Армении. Квартальная динамика этого показателя за период 1999(1)–2011(4) приведена на рис. 9.

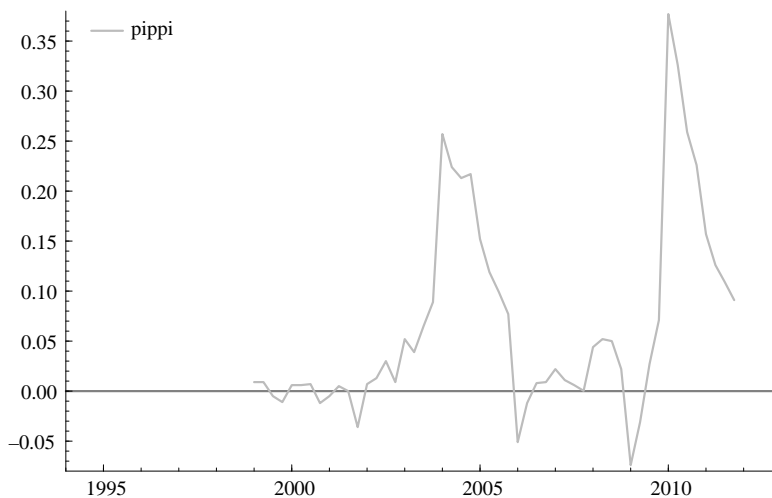


Рис. 9. Темп инфляции в промышленности РА

Из графика видно, что в периоды 2004–2005 и 2010 гг. происходил рост темпа инфляции в промышленности Армении. Это было обусловлено, с одной стороны, воздействием монетарных факторов (резкий рост показателя *M2* в 2004–2005 гг. и в начале 2010 г.), а с другой стороны, усилением монополизма и ростом цен на ресурсы в промышленности Армении в это время.

Эконометрическая модель показателя темпа инфляции в промышленности Армении, построенная по квартальным данным за период 2000(1)–2011(4) (48 наблюдений), имеет следующий вид (в скобках — значения t -статистик для коэффициентов):

$$pippi_t = 0.007 + 0.819 pippi_{t-1} + 0.198 eur_{t-1} - 0.116 \cdot i2006pl_t + 0.298 \cdot i2010pl_t + 0.162 \cdot i2004pl_t,$$

(1.72) (22.89) (2.82) (-4.74) (11.96) (6.89)

Интегральные показатели этой зависимости ($R^2 = 0.95$, $DW = 2.13$) свидетельствуют о ее хорошем качестве.

На рисунке 10 приведены: графики данных по темпу инфляции ($pippi$) и расчета по модели ($Fitted$), график регрессионных остатков, эмпирическая плотность остатков и коррелограмма.

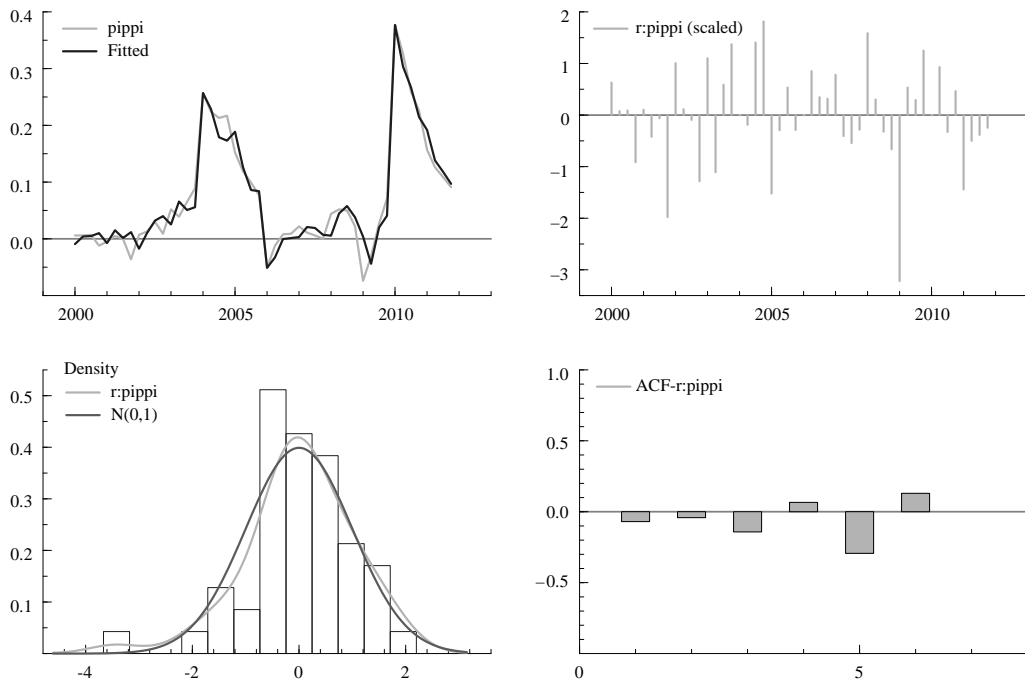


Рис. 10. Графики данных по темпу инфляции ($pippi$) и расчета по модели ($Fitted$), график регрессионных остатков, эмпирическая плотность остатков и коррелограмма

3.2. Показатели внешней торговли России и Армении

Экспорт из РФ. 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 (*Export*) в модели экспорта был выбран показатель «Объем экспорта товаров и услуг (млрд долл.)», публикуемый Росстатом. Использовалась выборка квартальных данных за период 1994(1)–2011(4). 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 фиктивная переменная.

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

$$\ln(\text{Export}_t) = -2.167 + 0.690 \ln(\text{woil}_t) + 0.221 \ln(W_Ni_t) + 0.120 \cdot s2001p2_t,$$

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

где *W_Ni* — экспортная цена на никель.

На рисунке 11 приведены графики фактических и модельных значений $\ln(\text{Export})$.

Показатели качества этой зависимости $R^2 = 0.96$, $DW = 0.80$. Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Дэвидсона–Маккиннона подтвердила гипотезу стационарности.

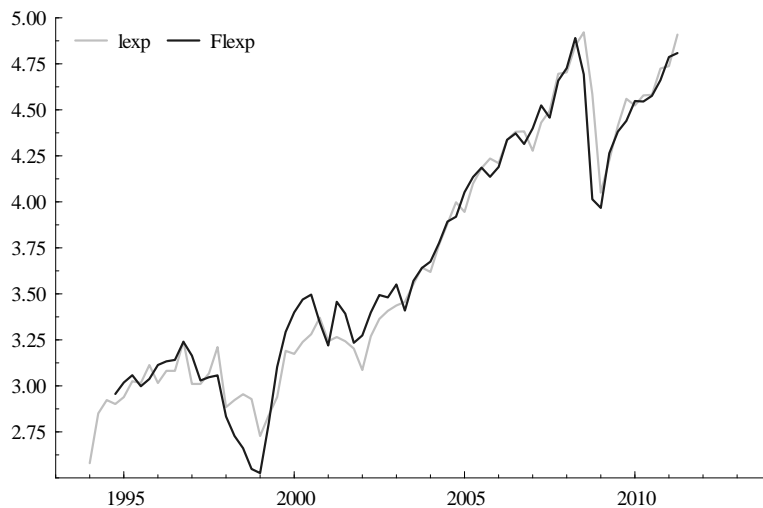


Рис. 11. Экспорт (*lexp*) и его расчет по модели (*Flexp*)

Таким образом, эластичность российского экспорта по фактору экспортных цен на нефть составляет 69%, а по фактору экспортных цен на никель — 22%.

Для учета влияния краткосрочных факторов на динамику экспорта построенная модель была расширена до модели коррекции регрессионными остатками за период 1994(2)–2011(4) (в скобках — *t*-статистики для коэффициентов):

$$D\ln(\text{Export}_t) = 0.071 - 0.230 R\ln(\text{Export}_{t-1}) + 0.377 D\ln(\text{woil}_t) - 0.145 \text{Seas}_t - 0.037 \text{Seas}_{t-2}.$$

(6.68)
(-3.50)
(7.28)
(-7.59)
(-2.78)

Интегральные показатели этой зависимости ($R^2 = 0.78$, $DW = 1.91$) свидетельствуют о ее хорошем качестве.

Импорт в РФ. Характерной чертой российской макроэкономической ситуации 2001–2007 гг. был опережающий рост импорта в сравнении с динамикой российского производства. 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 ограничиваемся факторами rer и Eur/E .

В качестве зависимой переменной ($Import$) в модели импорта был выбран показатель «Объем импорта товаров и услуг (млрд долл.)», публикуемый Росстатом. Использовалась выборка квартальных данных за период 1999(1)–2011(4). Полученная коинтеграционная зависимость имеет вид (внизу в скобках — t -статистики для коэффициентов):

$$\ln(Import_t) = -6.061 + 1.887 \ln(rer_t) + 1.379 \ln((Eur/E)_t),$$

(–8.77) (12.93) (5.78)

Интегральные показатели качества этой модели: $R^2 = 0.95$, $DW = 0.99$. 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 (189%). Это означает, что укрепление рубля в реальном выражении на 1% приводит к росту импорта на 1.9%. Также существенна положительная эластичность импорта по отношению курсов евро и доллара (138%).

На рисунке 12 приведена динамика фактических и модельных значений $\ln(Import)$.

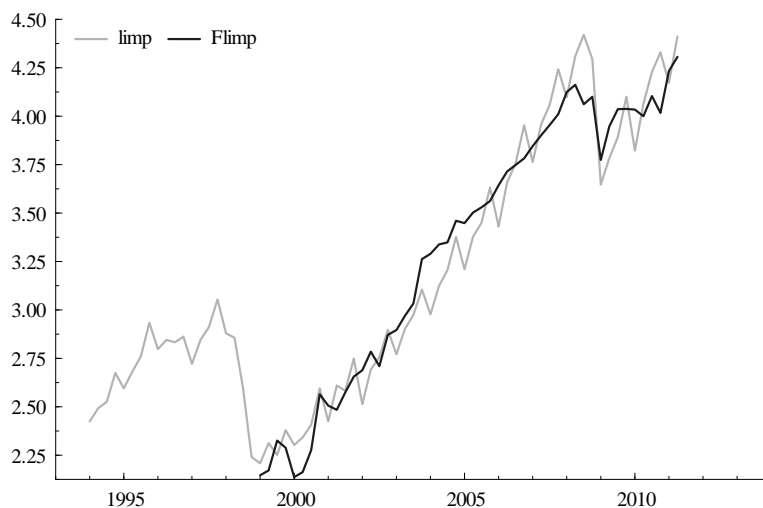


Рис. 12. Импорт ($limp$) и его расчет по модели ($Flimp$)

С целью учета краткосрочной динамики импорта полученная коинтеграционная зависимость была обобщена до модели коррекции регрессионными остатками на интервале 1999(2)–2011(4) (в скобках — t -статистики для коэффициентов):

$$D \ln(\text{Import}_t) = 0.059 - 0.119 R \ln(\text{Import}_{t-1}) - 0.212 \text{Seas}_t + 0.882 \text{Seas}_{t-1} + 0.106 \text{Seas}_{t-3}.$$

(2.83) (-2.23) (-8.24) (3.78) (5.03)

Интегральные показатели этой модели ($R^2 = 0.90$, $DW = 2.03$) свидетельствуют о ее приемлемом качестве.

Методология коинтеграционного эконометрического анализа была далее применена для исследования основных показателей внешней торговли Армении: «Экспорт (всего, млн долл.)», «Импорт (всего, млн долл.)».

Экспорт из РА. На рисунке 13 приведен график поквартальной динамики показателя «Логарифм объема экспорта из Армении (всего)» за период 1999(4)–2011(4). Видно, что на объемы экспорта из Армении повлиял кризис 2008–2009 гг. (снижение объемов экспорта в 2008–2009 гг. и постепенное восстановление этих объемов в 2011–2012 гг.).

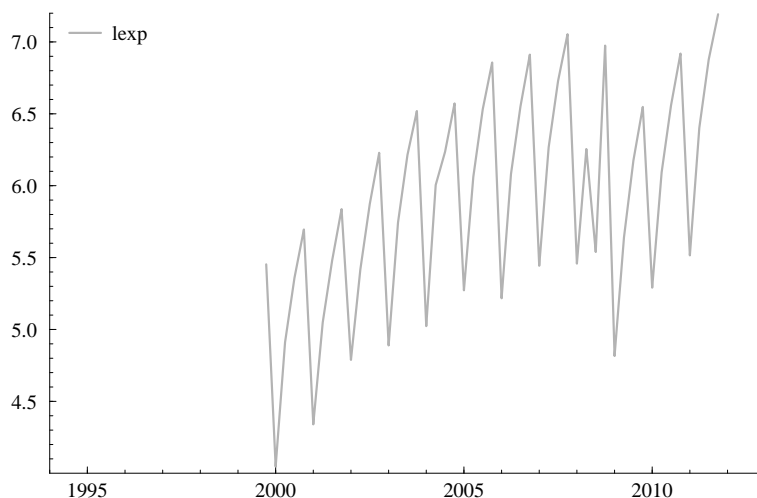


Рис. 13. Квартальная динамика (период 1999(4)–2011(4)) логарифма объема армянского экспорта

При макроэконометрическом моделировании на первом этапе строилась коинтеграционная модель, выявляющая долгосрочные факторы, определяющие динамику показателя $lexp$. В соответствии с экономической теорией, важнейшим подобным фактором является реальный обменный курс национальной валюты. Полученная коинтеграционная зависимость свидетельствует о существовании тесной связи долгосрочной динамики показателя «Экспорт» (переменная $Export$) с динамикой реального обменного курса драма ($rdram$):

$$\ln(\text{Export}_t) = 7.671 + 0.490 \ln(\text{rdram}_t).$$

(16.96) (4.01)

На втором этапе полученная коинтеграционная зависимость была расширена до модели коррекции регрессионными остатками, позволяющей учитывать влияние краткосрочных факторов на динамику объемов экспорта из Армении. Оказалось, что к числу этих факторов

необходимо отнести сезонные фиктивные переменные (факторы сезонного снижения объемов экспорта в 1-м и 2-м квартале), а также фиктивные переменные кризиса 2008–2009 гг. В целом, полученная на втором этапе регрессионная зависимость для последовательных приращений показателя *lexp* обладает хорошими интегральными характеристиками, что позволяет использовать ее в целях краткосрочного и среднесрочного прогноза объемов экспорта из Армении:

$$D\ln(\text{Export}_t) = 0.642 - 0.311D\ln(\text{Export}_{t-1}) - 0.241R\ln(\text{Export}_{t-1}) - 1.763\text{Seas}_t - 0.481\text{Seas}_{t-1} - 1.104 \cdot i2008p3_t - 0.434 \cdot i2009p1_t$$

(12.60)
(-4.18)
(-4.18)
(-27.07)

(-3.00)
(-7.84)
(-2.63)

На рисунке 14 приведена динамика основных статистических характеристик экспорта из РА.

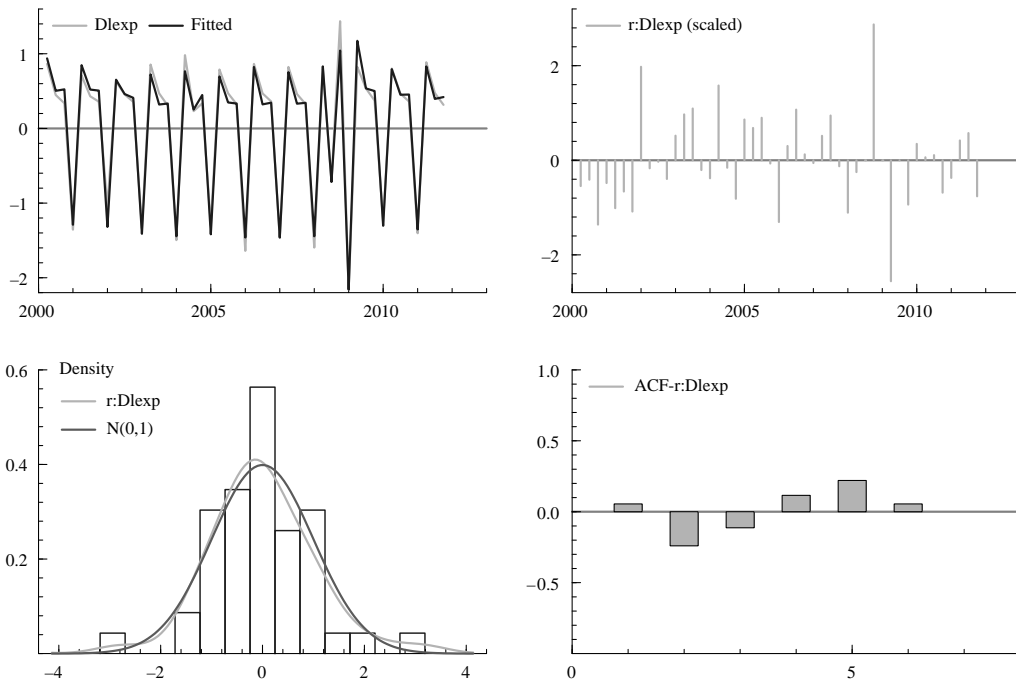


Рис. 14. Динамика прироста экспорта из РА, регрессионные остатки, эмпирическая плотность распределения остатков и коррелограмма

Импорт в РА. На рисунке 15 приведен график поквартальной динамики показателя «Логарифм объема импорта в Армению (всего)» за период 1999(4)–2011(4). Видно, что на объемы импорта в Армении повлиял кризис 2008–2009 гг. (снижение объемов импорта в 2008–2009 гг. и постепенное восстановление этих объемов в 2011–2012 гг.)

Для построения коинтеграционной зависимости (переменная *Im*) были использованы квартальные данные за период 2000(1)–2011(4). Полученная коинтеграционная зависимость имеет вид:

$$\ln(\text{Im}_t) = 9.790 + 0.800\ln(\text{rdram}_t)$$

(22.71)
(5.98)

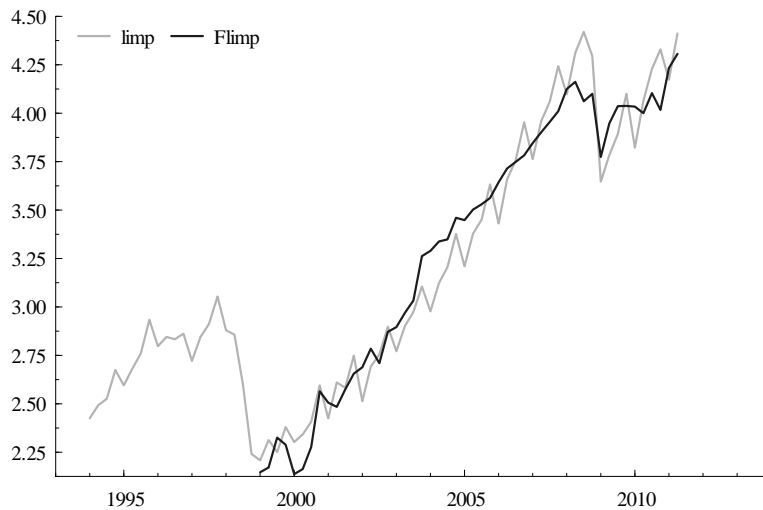


Рис. 15. Квартальная динамика логарифма объема импорта в Армению

Проверка ряда остатков этой зависимости на наличие единичных корней по критерию Дэвидсона–Маккиннона подтвердила стационарность ряда остатков. Полный протокол статистических расчетов этой зависимости представлен ниже.

Квартальная динамика объемов импорта подвержена сильному влиянию сезонных факторов. Для учета краткосрочных эффектов в динамике исследуемого показателя была построена модель коррекции регрессионными остатками:

$$D \ln (Im_t) = 0.424 - 0.157 R \ln (Im_{t-1}) - 1.724 Seas_t + 0.233 Seas_{t-1} - 0.487 \cdot i2009p1_t.$$

В этой зависимости $i2009p1$ — фиктивная переменная, учитывающая негативный эффект кризиса 2009 года.

На рисунке 16 приведена динамика основных статистических характеристик импорта в РА.

3.3. Показатели рынка труда экономики России и Армении

Заработная плата в РФ. Одной из наиболее характерных тенденций в развитии российской экономики 2001–2011 гг. 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 (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 толь-

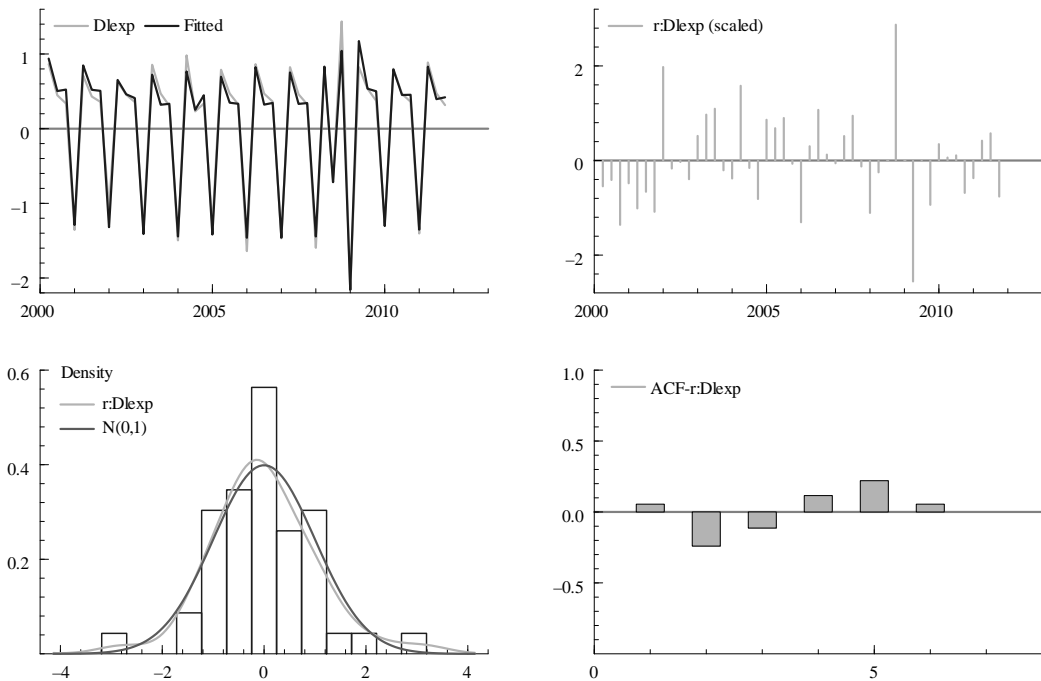


Рис. 16. Динамика прироста импорта в РА, регрессионные остатки, эмпирическая плотность распределения остатков и корелограмма

ко 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 2001–2011 годы. Поэтому в качестве основных факторов, формирующих среднесрочные тренды в динамике заработной платы в России, были выбраны реальный обменный курс рубля rer , налоговая фиктивная переменная $s2001p2$, отражающая влияние Налогового кодекса РФ (с изменениями 2001–2002 гг.) на ставку заработной платы, а также фиктивная переменная $s2006p1$, отражающая изменения налогового законодательства в социальной сфере в 2005–2006 гг. Полученная коинтеграционная зависимость с использованием квартальных данных 1995(1)–2011(4) имеет вид (внизу в скобках — t -статистики для коэффициентов):

$$\ln(rwage_t) = 0.538 + 0.840 \ln(rer_t) + 0.294 \cdot s2001p2_t + 0.225 \cdot s2006p1_t,$$

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

где $rwage$ — реальная заработная плата.

Интегральные характеристики этой модели: $R^2 = 0.94$, $DW = 1.32$. Проверка ряда регрессионных остатков этой зависимости на стационарность с использованием теста Девидсона–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%.

С. А. Айвазян, Б. Е. Бродский, Э. М. Сандоян, М. А. Восканян, Д. Э. Манукян

На рисунке 17 приведены реальные и модельные значения логарифмов заработной платы $lrwage = \ln(rwage)$.

Для учета в модели сезонных факторов, а также краткосрочной динамики реального обменного курса полученная коинтеграционная модель была расширена до модели коррекции регрессионными остатками (за период 1995(2)–2011(4)), внизу в скобках — t -статистики для коэффициентов:

$$D \ln(rwage_t) = 0.055_{(10.46)} - 0.111_{(-2.65)} R \ln(rwage_{t-1}) - 0.123_{(-12.60)} Seas_t + \\ + 0.026_{(-2.35)} Seas_{t-3} - 0.395_{(-5.25)} i1998p3_t - 0.181_{(-4.87)} i1998p4_t.$$

Интегральный показатель этой зависимости $R^2 = 0.89$ свидетельствуют о ее приемлемом качестве. Полученные результаты позволяют утверждать, что финансовый кризис 1998 года оказал существенный негативный эффект на динамику реальной заработной платы.

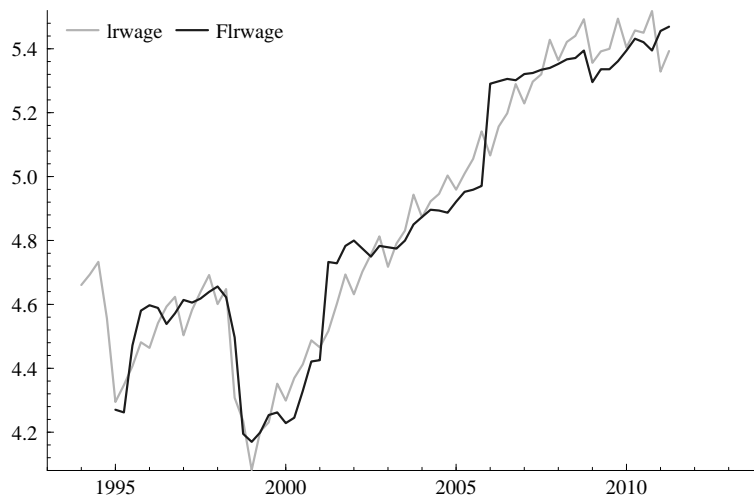


Рис. 17. Реальная заработная плата ($lrwage$) и ее расчет по модели ($Flrwage$)

Доходы населения в РФ. В модели исследуется динамика реальных располагаемых среднедушевых доходов населения $rinc$. Полученная коинтеграционная зависимость по квартальным данным за период 1995(1)–2011(4) имеет следующий вид (в скобках — t -статистики для коэффициентов):

$$\ln(rinc_t) = 1.158_{(2.19)} + 0.698_{(6.14)} \ln(rer_t) + 0.269_{(6.92)} s2001p2_t + 0.245_{(4.33)} s2006p1_t.$$

На рисунке 18 приведена динамика реальных и модельных значений $lrinc = \ln(rinc)$.

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.

Таким образом, долгосрочный коэффициент эластичности реальных доходов населения по фактору реального обменного курса рубля составляет 70%. 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.

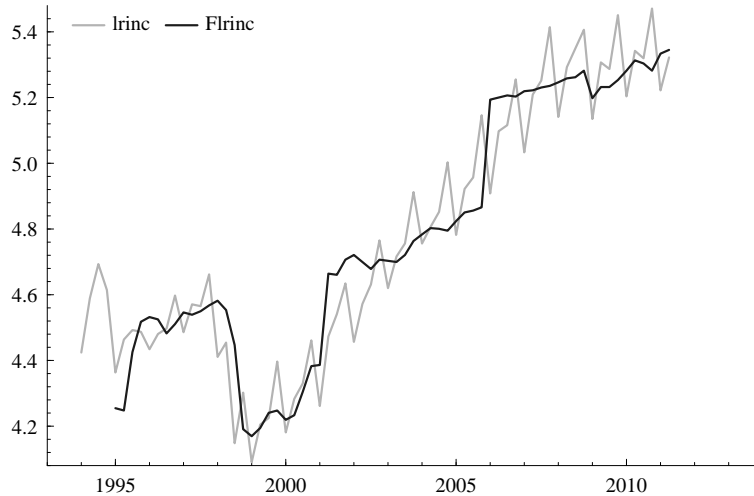


Рис. 18. Реальные доходы населения (*linc*) и их расчет по модели (*Flinc*)

Для учета влияния краткосрочных факторов на динамику реальных доходов населения построенная модель была расширена до модели коррекции регрессионными остатками (1995(2)–2011(4)):

$$\begin{aligned} D \ln(rinc_t) = & 0.006 - 0.215 R \ln(rinc_{t-1}) + 0.283 D \ln(rer_t) - \\ & - 0.178 Seas_t + 0.087 Seas_{t-1} + 0.117 Seas_{t-3}. \end{aligned}$$

(0.37) (-2.87) (2.29)
(-6.37) (3.28) (4.62)

Показатели этой зависимости ($R^2 = 0.81$, $DW = 2.19$) свидетельствуют о ее хорошем качестве.

Реальные доходы населения в РА. Для построения коинтеграционной зависимости были использованы квартальные данные за период 2000(1)–2007(4). Полученная коинтеграционная зависимость имеет вид

$$\ln(rinc_t) = 17.648 + 0.866 \ln(rdram_t).$$

(32.70) (9.48)

Проверка ряда остатков этой зависимости на наличие единичных корней по критерию Дэвидсона–Маккиннона подтвердила стационарность ряда остатков.

Реальная заработная плата в РА. Для построения коинтеграционной зависимости были использованы квартальные данные за период 2000(1)–2010(1). Полученная коинтеграционная зависимость имеет вид

$$\ln(rwage_t) = 15.567 + 0.859 \ln(rdram_t).$$

(102.68) (32.09)

Проверка ряда остатков этой зависимости на наличие единичных корней по критерию Дэвидсона–Маккиннона подтвердила стационарность ряда остатков.

4. Выводы

Данная работа посвящена проблемам макроэконометрического моделирования национальных экономик России (РФ) и Армении (РА) и базируется на современных подходах к дезагрегированному теоретическому моделированию макроэкономических систем и принципах коинтеграционного эконометрического анализа нестационарных эконометрических зависимостей. В первой части работы⁴ проанализированы особенности макроэкономической ситуации в этих странах и построены теоретические макроэкономические модели экономик РФ (дезагрегирование на три сектора: экспортно-ориентированный, внутренне-ориентированный и сектор естественных монополий) и РА (дезагрегирование на два сектора: монопольный сектор, поставляющий импортные товары по завышенным ценам, и основной сектор экономики Армении, поставляющий товары и услуги для населения РА). Во второй части работы на основе построенных теоретических моделей выявлены ключевые факторы, определяющие динамику основных макроиндикаторов экономик РФ и РА. С использованием информационных ресурсов и баз данных по экономикам РФ и РА построены прикладные макроэконометрические модели для ключевых макроиндикаторов, включающие в качестве предикторов все факторы, описанные в первой части работы при построении теоретических моделей экономик РФ и РА. Методология эконометрического анализа строится на основе двухэтапной процедуры построения коинтеграционных зависимостей и моделей коррекции регрессионными остатками Энгла–Грейнджера. Полученные модели могут быть использованы для аналитических целей и среднесрочного прогноза основных макроиндикаторов экономик РФ и РА.

В качестве возможных направлений дальнейшего развития работы можно упомянуть эконометрическое дезагрегирование построенных моделей на основные сектора и отрасли российской и армянской экономик. Эти дезагрегированные макромоделли могут быть использованы для детального анализа макроэконометрических факторов, определяющих динамику выпусков в основных отраслях экономик России и Армении.

Список литературы

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

Айвазян С. А., Бродский Б. Е., Сандоян Э. М., Восканян М. А., Манукян Д. Э. (2013). Макроэконометрическое моделирование экономик России и Армении. I. Особенности макроэкономической ситуации и теоретическое описание динамических моделей. *Прикладная эконометрика*, 30 (2), 3–25.

⁴ Опубликовано в журнале «Прикладная эконометрика», 2013, 30 (2).

Бродский Б. Е. (2006). Ретроспективный анализ структурных сдвигов в эконометрических моделях. *Экономика и математические методы*, 42 (4), 98–119.

Вербик М. (2008). *Путеводитель по современной эконометрике*. М.: Научная книга.

Харрис Л. (1990). *Денежная теория*. М.: Прогресс.

Balassa B. (1964). *Changing patters in foreign trade and payments*. N.Y.: Norton.

Brodsky B., Darkhovsky B. (2000). *Non-parametric statistical diagnosis: Problems and methods*. Kluwer.

Engle R. F., Granger C. W. (1987). Co-integration and error corrections representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251–276.

Fair R. C. (1984). *Specification, estimation, and analysis of macroeconomic models*. Harvard University Press.

Fair R. C. (1994). *Testing macroeconomic models*. Harvard University Press. Cambridge, Massachusetts.

Klein L. (1983). Lectures in econometrics. In: *Advanced Textbooks in Economics*, vol. 22. North-Holland.

Nelson C. R., Plosser C. L. (1982). Trends and random walks in macro-economic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139–162.

Perron P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57 (6), 1361–1401.