

# МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ РАСЧЕТЫ

**М. А. Панилов<sup>1</sup>**

соискатель кафедры экономической теории Института переподготовки и повышения квалификации преподавателей гуманитарных и социальных наук Московского государственного университета имени М. В. Ломоносова

## НОМИНАЛЬНЫЙ ВАЛЮТНЫЙ КУРС РУБЛЯ: ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ПРЕДПОСЫЛКИ И ЭМПИРИЧЕСКАЯ ПРОВЕРКА<sup>2</sup>

В настоящее время международный валютный рынок, являющийся самым главным элементом мировой финансовой системы, оказывает значительное влияние на экономику любого государства. Изменчивость валютного курса, являющегося основным макроэкономическим фактором, влияет на потоки капитала, состояние внешней торговли, уровень жизни населения, объемы потребления и производства внутри стран — участниц торговли и другие параметры экономического и социального развития. Необходимо также отметить, что развитие международного рынка капитала и либеральной системы плавающих валютных курсов привело к полной потере ориентиров в отношении возможной динамики валютных курсов. В результате этого повысились и стали острее проблемы изучения динамики валютного курса и прогнозирования его изменений, так как эффективность проводимой государственной политики и действий любого участника валютного рынка зависит от того, насколько успешно будет произведен анализ динамики и прогнозирования валютного курса. Следовательно, задачи определения среднесрочного и долгосрочного поведения валютного курса и его фундаментальных детерминант, выяснения равновесной динамики валютного курса становятся особенно актуальными.

На текущий момент времени большинство исследований, направленных на изучение колебаний валютных курсов, основывается на понимании того факта, что данный процесс является многофакторным<sup>3</sup>. Так, в работе автора (Панилов, 2008) была предложена модель равновесного валютного курса. В основе данной модели лежит условие равновесия между спросом и предложением на валюту. При этом ежедневное значение обменного курса формируется на биржевом валютном рынке таким образом, чтобы спрос на валюту и ее предложение находились бы в равновесии. При разработке модели были выделены основные факторы, влияющие на динамику курса, представляющие группы участников валютного рынка: экспортеры, импортеры, инвесторы, спекулянты, домашние хозяйства (население), центральные банки. На рис. 1 схематично показаны валютный рынок и участники данного рынка, которые формируют спрос и предложение валюты.

<sup>1</sup> Эл. адрес: pma7@mail.ru

<sup>2</sup> Автор выражает благодарность В. Н. Сидоренко за ряд ценных замечаний.

<sup>3</sup> Необходимо отметить, что за последние годы проводились немногочисленные исследования факторов, определяющих курс рубля. Поэтому для построения теоретической и эмпирической моделей курса рубля в среднесрочном периоде необходимы дальнейшие разработки.

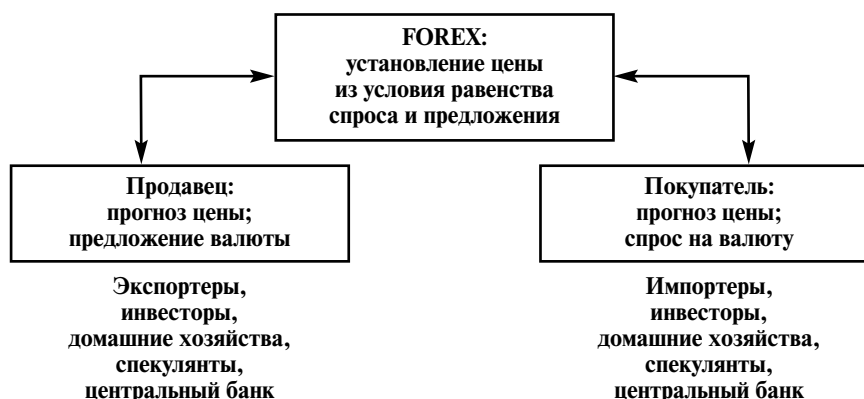


Рис. 1. Валютный рынок: спрос и предложение валюты

В данной статье рассматривается эмпирическая проверка данной теоретической модели: производится эконометрическое моделирование экспорта, импорта, спроса и предложения валюты со стороны населения и инвесторов, номинального курса рубля. В работе не производится анализ влияния спекулянтов на валютный курс рубля. Влияние спекулянтов не учитывается, так как, обеспечивая высокую ликвидность рынка в каждый момент времени, в долгосрочном периоде спекулянты могут повлиять на курс в значительно меньшей степени.

Статья имеет следующую структуру: во втором разделе приводятся описание и спецификация всех перечисленных выше моделей; третий раздел посвящен описанию используемых данных, анализу порядка их интегрированности; в четвертом разделе осуществляется коинтеграционный анализ и построение динамических моделей с механизмом корректировки равновесия; в заключении подводятся основные итоги исследования.

### Описание и спецификация моделей

Построению перечисленных выше моделей предшествовал их экономический анализ, на основании которого выявлено следующее.

1. Динамика экспорта в основном объясняется уровнем цен на нефть (*Oil*). Это связано с тем, что большую часть экспортируемых товаров из России составляют сырье или же производные этого сырья, цены на которые сильно коррелируют с ценой на нефть. Очевидно, что данная зависимость является прямой, так как при росте цены на нефть объем экспорта будет расти. Также динамика экспорта зависит от уровня производства в стране. В качестве показателя, определяющего динамику производства, в России был выбран ВВП (*GDP*). Эта зависимость является прямой, т. е. при увеличении ВВП увеличивается объем экспорта и наоборот. Кроме того, динамика экспорта зависит от соотношения внутренних товарных цен и зарубежных. Данный показатель часто определяется в экономической литературе как условия торговли. В качестве показателя условий торговли был выбран реальный эффективный курс рубля (*Reer*)<sup>1</sup>. Зависимость экспорта от реального эффективного курса рубля является прямой: при росте данного курса (т. е. национальная валюта становится более

<sup>1</sup> Реальный эффективный курс рубля был рассчитан к доллару США и евро, так как доминирующее положение на российском валютном рынке занимают именно доллар США и евро (больше 99%, по данным ММВБ). Алгоритм расчета данного экономического показателя приведен в работе (Панилов, 2008). Динамика реального валютного курса рубля к доллару США и евро приведена на рис. 2.

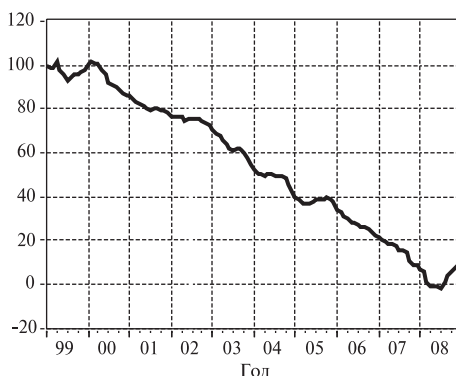


Рис. 2. Реальный валютный курс рубля к доллару США и евро (*Reer*)

слабой) экспортируемые из России товары должны становиться более конкурентоспособными по цене, что непосредственно приводит к увеличению экспорта. Поэтому зависимость экспорта от перечисленных факторов можно представить в следующем виде<sup>1</sup>:

$$Export = f_1(GDP, Reer, Oil). \quad (1)$$

+            +            +

2. Основными факторами, которые определяют динамику импорта, являются уровень доходов населения и условия торговли<sup>2</sup>. Очевидно, что зависимость импорта от уровня доходов населения (*Inc*) является прямой, так как при росте доходов объем потребления и импорта будет расти. В качестве показателя условий торговли, так же как и при исследовании зависимости экспорта, был выбран реальный эффективный курс рубля (*Reer*). Данная зависимость является обратной: уменьшение валютного курса (т. е. национальная валюта становится более крепкой) должно приводить к росту спроса на импортные товары, так как они будут дешевле отечественных. Следовательно, зависимость импорта от выбранных факторов представляется в следующем виде:

$$Import = f_2(Inc, Reer). \quad (2)$$

+            -

3. Моделирование динамики притока капитала в Россию (*InvTo*) и оттока капитала из России (*InvFrom*) основывалось на предположении о том, что в среднесрочной перспективе на данные показатели оказывает сильное влияние доходность от размещения капитала соответственно в иностранные либо отечественные активы. Предположим, что инвесторы размещают собственный капитал либо на депозитах в банке, либо приобретают ценные бумаги. Следовательно, спрос отечественных инвесторов на иностранные активы будет тем выше, чем выше доходность, с учетом инфляции, депозитов за рубежом ( $r^* - \pi^*$ ), а также чем больше рост зарубежных фондовых индексов ( $Fi^*$ ). Аналогично, спрос со стороны иностранцев на отечественные активы будет тем выше, чем выше доходность, с учетом инфляции, депозитов в России ( $r - \pi$ ) и чем больше рост отечественного фондового индекса ( $Fi$ ). Следовательно, динамика притока

<sup>1</sup> Знак в скобках под переменными указывает на характер взаимосвязи показателей — положительная или отрицательная.

<sup>2</sup> Кроме перечисленных факторов, на уровень импорта существенно влияют инструменты торговой политики (таможенные тарифы, квоты на импортируемую продукцию). Для упрощения в модели не учитывается возможное влияние данных факторов.

капитала, определяемая спросом на отечественные активы, описывается согласно следующей зависимости:

$$InvTo = f_3 \left( \underset{+}{r - \pi}, \underset{-}{r^* - \pi^*}, \underset{+}{Fi}, \underset{-}{Fi^*}, \underset{-}{S^*}, \underset{-}{Rate} \right). \quad (3)$$

Динамика оттока капитала, определяемая спросом на иностранные активы, описывается согласно следующей зависимости:

$$InvFrom = f_4 \left( \underset{-}{r - \pi}, \underset{+}{r^* - \pi^*}, \underset{-}{Fi}, \underset{+}{Fi^*}, \underset{+}{S^*}, \underset{+}{Rate} \right). \quad (4)$$

В приведенных выше двух зависимостях учтен и такой значимый фактор, как риск изменения будущей ситуации в России ( $S$ ). Кроме того, я считаю, что укрепление номинального курса рубля ( $Rate$ ) должно приводить к увеличению притока иностранных инвестиций в Россию ( $InvTo$ ) из-за того, что растет инвестиционная привлекательность отечественных активов<sup>1</sup>. Если же произойдет ослабление курса рубля, то это приведет к увеличению оттока капитала за границу ( $InvFrom$ ), так как иностранные активы становятся для отечественных инвесторов наиболее выгодными и перспективными.

4. Моделирование среднесрочной динамики спроса на валюту со стороны населения ( $DemandCurr$ ) осуществлялось исходя из предпосылок положительного влияния на данный показатель сбережений населения, инфляции в стране и динамики валютного курса рубля. В качестве показателя уровня сбережений населения был выбран индекс доходов населения  $Inc$ . Очевидно, что зависимость спроса на валюту от уровня доходов населения является прямой, так как при росте доходов население будет предъявлять повышенный спрос на валюту, исходя из того аргумента, что население диверсифицирует свои сбережения. В случае наличия инфляционного процесса, когда население не доверяет отечественным активам, многие предпочитают сохранять средства в иностранных активах. Поэтому зависимость  $DemandCurr$  от инфляции  $\pi$  в стране является прямо пропорциональной. Также динамика спроса на валюту со стороны населения зависит от валютного курса. Данная зависимость может быть интерпретирована либо как прямая, либо как обратная. Прямая зависимость показывает, что падение курса национальной валюты (т. е. рост  $Rate$ ) приведет к повышенному спросу на иностранную валюту, а укрепление — к падению спроса, так как население предпочтет хранить свои сбережения в национальной валюте. Обратная зависимость свидетельствует о том, что падение курса рубля отображает наличие негативных тенденций в экономике страны, что сказывается на доходах населения и спросе на иностранную валюту, а при укреплении курса (т. е. падении  $Rate$ ) население предпочитает приобрести подешевевшую иностранную валюту с целью ее выгодной продажи в будущем. Следовательно, зависимость динамики спроса на валюту со стороны населения от перечисленных факторов представляется в следующем виде:

$$DemandCurr = f_5 \left( \underset{+}{Inc}, \underset{+}{\pi}, \underset{+/-}{Rate} \right). \quad (5)$$

5. Аналогично, основными факторами, которые определяют предложение иностранной валюты со стороны населения ( $SupplyCurr$ ) являются уровень доходов населения, инфляция в стране и динамика валютного курса рубля. Зависимость предложения иностранной валюты со стороны населения от уровня доходов является обратной, так как если уровень доходов населения будет

<sup>1</sup> Здесь и далее подразумевается номинальный обменный курс иностранной валюты по отношению к рублю (прямая котировка).

сокращаться, то это приведет к тому, что население будет обменивать накопленную иностранную валюту для поддержания нормального уровня жизни. При наличии инфляционного процесса в стране население не будет обменивать иностранную валюту, так как отечественная валюта обесценивается. Поэтому зависимость  $SupplyCurr$  от  $\pi$  является обратной. При ослаблении национальной валюты население будет сохранять свои сбережения в иностранной валюте, а при укреплении — население будет переводить свои сбережения в рубли. Следовательно, зависимость  $SupplyCurr$  от  $Rate$  является обратной. Итоговое уравнение, отображающее зависимость динамики предложения валюты со стороны населения, может быть записано в следующем виде:

$$SupplyCurr = f_6(\underset{-}{Inc}, \underset{-}{\pi}, \underset{-}{Rate}). \quad (6)$$

6. Динамика номинального валютного курса описывается согласно следующему уравнению:

$$Rate = f_7(\underset{-}{Export}, \underset{+}{Import}, \underset{-}{InvTo}, \underset{+}{InvFrom}, \underset{+}{DemandCurr}, \underset{-}{SupplyCurr}, \underset{-}{GCR}). \quad (7)$$

В данном уравнении переменные, характеризующие поведение участников валютного рынка, формирующих спрос на валюту (см. рис. 1), включены со знаком плюс, а предложение — с минусом. Кроме того, в уравнение (7) включена переменная  $GCR$ , отображающая изменение золотовалютных резервов ЦБ РФ<sup>1</sup>. Зависимость валютного курса рубля от данной переменной является обратной, так как рост говорит об укреплении национальной валюты и успешных действиях ЦБ РФ на валютном рынке.

#### Описание используемых данных и определение порядка интегрированности временных рядов

В работе использовались месячные данные с января 1999 г. по декабрь 2008 г. Во избежание усложнения моделей и включения факторов, связанных с произошедшей в России девальвацией рубля в 1998 г., был выбран период, позволяющий работать со стабильными макроэкономическими показателями. В табл. 1 представлены все используемые в исследовании временные ряды, их обозначения, источники данных и формулы в соответствии с которыми были рассчитаны значения каждого из рядов<sup>2</sup>.

Таблица 1

Условные обозначения рассматриваемых макроэкономических показателей

Условное обозначение	Показатель	Источник данных	Примечание <sup>3</sup>
$InvTo$	Суммарные инвестиции в РФ, млн долл.	Собственные расчеты на основании данных о платежном балансе РФ <sup>4</sup>	Сумма прямых, портфельных и прочих инвестиций в РФ

<sup>1</sup> Выбор данной переменной был обусловлен тем, что информация о валютных интервенциях стала публиковаться в открытом доступе совсем недавно. Так, на сайте ЦБ РФ информация о валютных интервенциях доступна только с августа 2008 г. ([http://cbr.ru/hd\\_base/VALINT.asp](http://cbr.ru/hd_base/VALINT.asp)).

<sup>2</sup> Информация из всех источников была взята по состоянию на март 2009 г.

<sup>3</sup> Для нескольких месяцев расчетные значения  $InvTo$ ,  $usdprc$  и  $europrc$ ,  $Rurprc$  получились отрицательными, поэтому к временным рядам данных показателей были добавлены константы, так, чтобы итоговые ряды не содержали бы отрицательных значений. Выполнение данных преобразований необходимо для проведения на следующем этапе логарифмирования.

<sup>4</sup> Здесь и далее информация взята из нейтрального представления платежного баланса РФ. Источник информации — ЦБ РФ (<http://www.cbr.ru>).

Продолжение табл. 1

Условное обозначение	Показатель	Источник данных	Примечание
<i>InvFrom</i>	Суммарные инвестиции за границу, млн долл.	Собственные расчеты на основании данных о платежном балансе РФ	Сумма прямых, портфельных и прочих инвестиций за границу
<i>S</i>	Уровень риска инвестиций в РФ	Данные взяты с сайта организации OECD (Organization for economic co-operation and development) (1)	Уровень риска инвестиций в РФ был аппроксимирован временным рядом, график которого представлен на рис. 3
<i>Fi</i>	Зарубежный фондовый индекс	Собственные расчеты на основании данных о фондовых индексах США (S&P 500 COMPOSITE), ЕС (Dow Jones Euro STOXX) и валютной структуры иностранных требований и обязательств банковской системы. Значения фондовых индексов были взяты с сайта ЕЦБ, а валютной структуры иностранных требований и обязательств банковской системы — из «Вестника Банка России» (2, 3)	Значения ряда получены в результате следующей расчетной формулы <sup>1</sup> : $Fi = (usaindx)^{partinvusd} * (euroindx)^{partinveur}$
<i>Fi</i>	РТС (фондовый индекс РФ)	Данные взяты с сайта центра анализа данных ГУ—ВШЭ (4)	
<i>ForeignPrc</i>	Уровень реальной процентной ставки за рубежом	Собственные расчеты на основании данных об уровнях инфляции и процентных ставок в ЕС и США и валютной структуры иностранных требований и обязательств банковской системы (2, 3)	Значения ряда получены в результате следующей расчетной формулы <sup>2</sup> : $ForeignPrc = (usdprc)^{partinvusd} * (europrc)^{partinveur}$
<i>RurPrc</i>	Уровень реальной процентной ставки в РФ	Собственные расчеты на основании данных об инфляции и ставки рефинансирования. Данные взяты с сайта центра анализа данных ГУ—ВШЭ и с сайта ЦБ РФ (2, 4)	Значения ряда получены в результате расчета разности ставки рефинансирования и годовой инфляции в РФ
<i>Cpi_Rur</i>	Годовой уровень инфляции в отечестве	Расчетное значение на основании данных Федеральной службы государственной статистики (данные взяты с сайта центра анализа данных ГУ—ВШЭ) (4)	Месячные значения индекса инфляции получены в результате суммирования значений инфляции за предыдущие 11 месяцев и текущий месяц
<i>GCR</i>	Золотовалютные резервы РФ	Данные взяты с сайта центра анализа данных ГУ—ВШЭ (4)	
<i>GDP</i>	Валовой внутренний продукт РФ, млрд руб.	Министерство финансов РФ. Данные взяты с сайта Агентства экономической информации «ПРАЙМ-ТАСС» (5)	

<sup>1</sup> *usaindx* — фондовый индекс США; *partinvusd* — часть обязательств/требований банковской системы в долларах США; *euroindx* — фондовый индекс ЕС; *partinveur* — часть обязательств/требований банковской системы в евро. Причем  $partinvusd + partinveur = 1$ .

<sup>2</sup> *usdprc* — реальная процентная ставка США, которая рассчитана как разность трехмесячной ставки по депозитам в США (3-month Libor interbank USD deposit Rate) и годовой инфляции в США; *europrc* — реальная процентная ставка в ЕС, значения которой вычислены как разность между трехмесячной ставкой в Европе (3-month Euribor, Euro Interbank Offered Rate) и годовой инфляцией в ЕС.

Окончание табл. 1

Условное обозначение	Показатель	Источник данных	Примечание
<i>Export</i>	Экспорт (без учета экспорта услуг), млрд долл.	Федеральная служба государственной статистики (данные взяты с сайта центра анализа данных ГУ—ВШЭ) (4)	
<i>Import</i>	Импорт (без учета импорта услуг), млрд долл.	Федеральная служба государственной статистики (данные взяты с сайта центра анализа данных ГУ—ВШЭ) (4)	
<i>Oil</i>	Уровень цен на сырую нефть марки Brent, долл.	Информация взята с сайта ЕЦБ (3)	
<i>Reer</i>	Индекс реального эффективного валютного курса рубля к доллару США и евро	Собственные расчеты на основании методики расчета индекса реального эффективного валютного курса, применяемой центральными банками (Панилов, 2008б)	
<i>SupplyCurr</i>	Предложение валюты со стороны населения, млн руб.	Собственные расчеты на основании данных о продажах населением долларов США, евро и среднемесячных расчетных значений курсов валют. Вся информация взята с сайта ЦБ РФ (6)	Значения ряда получены в результате следующей расчетной формулы <sup>1</sup> : $SupplyCurr = supply\_usd * rate\_usd + supply\_eur * rate\_eur$
<i>DemandCurr</i>	Спрос на валюту со стороны населения, млн руб.	Собственные расчеты на основании данных о покупках населением долларов США, евро и среднемесячных расчетных значений курсов валют. Вся информация взята с сайта ЦБ РФ (6)	Значения ряда получены в результате следующей расчетной формулы <sup>2</sup> : $DemandCurr = demand\_usd * rate\_usd + demand\_eur * rate\_eur$
<i>Inc</i>	Индекс реальных денежных доходов населения	Данные взяты с сайта центра анализа данных ГУ—ВШЭ (4)	
<i>Rate</i>	Валютный курс рубля к доллару США и евро	Данные о валютных курсах взяты с сайта ЦБ РФ. Информация о весовых коэффициентах $st\_usd$ и $st\_eur$ была рассчитана на основании суммарных оборотов по парам валюты USD/RUR и EUR/RUR на ММВБ (6, 7)	Значения ряда получены в результате применения формулы (7*). График валютного курса рубля, рассчитанного с помощью формулы (7*), показан на рис. 4. Также для наглядности на этом графике показана динамика валютного курса рубля к доллару США и евро <sup>3</sup>

Источники: (1) <http://www.oecd.org>; (2) <http://www.cbr.ru/publ/main.asp?Prtid>; (3) <http://sdw.ecb.europa.eu>; (4) <http://www.stat.hse.ru>; (5) <http://e3.prime-tass.ru/macro/>; (6) (<http://www.cbr.ru>); (7) <http://www.micex.ru/markets/currency/>

<sup>1</sup>  $supply\_usd$  — предложение долларов населением, млн долл.;  $supply\_eur$  — предложение евро населением, млн евро;  $rate\_usd$  — расчетное значение среднемесячного курса доллара к рублю;  $rate\_eur$  — расчетное значение среднемесячного курса евро к рублю.

<sup>2</sup>  $demand\_usd$  — спрос на доллары со стороны населения, млн долл.;  $demand\_eur$  — спрос на евро со стороны населения, млн евро.

<sup>3</sup> Выбор указанного способа расчета был обусловлен тем, что бивалютная корзина, состоящая из доллара США и евро, стала применяться в ЦБ с февраля 2005 г., а временной диапазон охватывает период с 1999 г. Кроме того, на мой взгляд, данный метод расчета валютного курса отображает реальную ситуацию, происходящую на валютном рынке РФ, с точки зрения спроса/предложения валют.

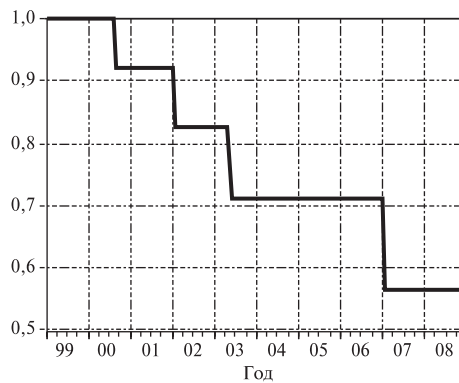
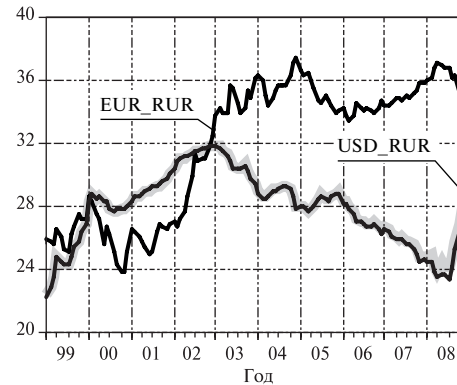
Рис. 3. Риск инвестиции РФ ( $LnS$ )

Рис. 4. Валютный курс рубля

$$Rate = rate\_usd^{st\_usd} \times rate\_eur^{st\_eur}. \quad (7^*)$$

Затем все временные ряды были преобразованы в логарифмические индексы согласно следующей формуле<sup>1</sup>:

$$Ln x = \ln(x) / \ln(x_{1999:01}). \quad (8)$$

Первые буквы  $Ln$  в обозначении переменных говорят о том, что соответствующий временной ряд преобразован согласно формуле (8). После проведения указанного логарифмического преобразования, применяемого для всех используемых временных рядов, была осуществлена проверка на нормальность полученных индексов. В результате данной проверки было установлено, что индексы имеют распределения, близкие к нормальному распределению.

На следующем этапе было проведено установление порядка интегрированности переменных, преобразованных согласно формуле (8). Результаты, полученные на этом этапе, играют большую роль для проведения дальнейшего исследования, так как в основе коинтеграционного анализа лежит определение долгосрочных взаимосвязей между нестационарными переменными с одинаковым порядком интегрированности<sup>2</sup>. Кроме того, определение порядка интегрированности позволяет корректно произвести преобразование временных рядов (путем взятия соответствующих разностей), что обеспечивает их стационарность. Это имеет важное значение для корректного применения эконометрических методов и избежания так называемой ложной регрессии (Панилов, 2008(а); Панилов, 2008(б)).

Для получения достоверных результатов при проведении исследования были использованы два теста по проверке на единичный корень<sup>3</sup> и стационарность:

<sup>1</sup> Такая трансформация позволяет более наглядно представить связь между рассматриваемыми показателями, так как логарифмы сжимают шкалу при больших значениях величины и растягивают ее при малых. Первые разности логарифмов являются аппроксимацией темпов прироста соответствующих переменных, так как согласно правилу дифференцирования  $d \lg X = dX/X$  (или приближенно  $\Delta \lg X = \Delta X/X$ ), где символом  $d$  обозначен дифференциал величины  $X$ , а  $\Delta$  — изменение величины за один временной интервал. Так же если и зависимая переменная, и объясняющая переменная в регрессии в логарифмах, то коэффициент при объясняющей переменной представляет собой эластичность. Кроме того, логарифмирование проводится для того, чтобы распределение временных рядов было бы ближе к нормальному распределению (Семенов, 2001, с. 376—377).

<sup>2</sup> Временной ряд  $x_t$  называется интегрированным порядка  $d$  (обозначается  $x_t \sim I(d)$ ), если ряд его конечных разностей порядка  $d$  является стационарным. В этих терминах стационарный ряд имеет нулевой порядок интеграции  $x_t \sim I(0)$  (Кравцов, Миксюк, 2005, с. 59).

<sup>3</sup> То есть установление того факта, что первые разности соответствующих логарифмических индексов являются стационарными.



расширенный тест Дики—Фуллера (Dickey—Fuller GLS) и PP-тест на стационарность, разработанный Филипсом и Перроном (Phillips—Perron)<sup>1</sup>. Результаты DF—GLS и KPSS-тестов для рассматриваемых временных рядов приведены в табл. 2. Как видно из данной таблицы, результаты проверки на стационарность оказались противоречивыми для временного ряда *LnRurPrc*. Поэтому для данного ряда было проведено дополнительное тестирование. В результате было получено, что *LnRurPrc* является стационарным временным рядом. Для верификации данных, представленных в табл. 2, для всех временных рядов типа  $I(1)$  была осуществлена проверка на стационарность первых разностей соответствующих показателей. В результате этого было выявлено, что все первые разности являются стационарными, что подтверждает корректность данных в табл. 2.

Модели, разрабатываемые для временных рядов, которые преобразованы путем взятия соответствующих разностей в стационарные, описывают только краткосрочную зависимость между экономическими переменными. Другими словами, отрицается возможность существования долгосрочного равновесия для нестационарных рядов. Решение данной проблемы заключается в установлении коинтеграционной зависимости между такими рядами. Данная коинтеграционная зависимость представляет собой линейную комбинацию временных рядов, такую, что она является стационарным процессом<sup>2</sup>. Для рядов типа  $I(1)$ , представленных в табл. 2, возможно наличие коинтеграционной взаимосвязи. Для установления коинтеграционных соотношений между временными рядами использовался тест Йохансена.

Таблица 2

Результаты применения тестов Dickey—Fuller GLS и PP<sup>3</sup>

Условное обозначение	Dickey—Fuller GLS			PP			Итого
	спецификация	DF—GLS-статистика	критическое значение	спецификация	LM-статистика	критическое значение	
<i>LnInvTo</i>	C,1	-0,934	-2,587	C	-1,041	-3,492	$I(1)$
<i>LnInvFrom</i>	T,7	-1,828	-3,580	N	3,17	-2,587	$I(1)$
<i>LnS</i>	C,1	0,752	-2,585	C	-0,779	-3,486	$I(1)$
<i>LnFi*</i>	C,1	-1,077	-2,587	C	-1,167	-3,492	$I(1)$
<i>LnFi</i>	C,1	2,108	-2,587	C	-1,433	-3,492	$I(1)$
<i>LnForeignPrc</i>	C,1	-3,182	-2,587	C	-3,616	-3,492	$I(0)$
<i>LnRurPrc</i>	C,1	-2,315	-2,587	C	-3,667	-3,492	$I(0)$
<i>LnCpi_Rur</i>	T,1	-1,138	-3,573	T	-2,032	-4,046	$I(1)$
<i>LnGCR</i>	T,1	-2,736	-3,573	T	-2,204	-4,046	$I(1)$
<i>LnGDP</i>	C,1	1,578	-2,587	C	-1,162	-3,492	$I(1)$

<sup>1</sup> При получении противоречивых результатов были использованы тесты Квэйтковски—Филлипса—Шмидта—Шина (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin — KPSS-тест), Элиота—Ротенберга—Стока (Eliot—Rotenberg—Stock) и Нг—Перона (Ng—Perron), а окончательные выводы о порядке интегрированности принимаются по результатам всех пяти тестов.

<sup>2</sup> Например, рассмотрим два ряда первого порядка интеграции (нестационарных):  $x_t \sim I(1)$ ,  $y_t \sim I(1)$ . Если их линейная комбинация  $z_t = \alpha x_t + \beta y_t \sim I(0)$  является стационарным процессом, то ряды  $x_t$  и  $y_t$  называются коинтегрированными и обозначаются как  $x_t, y_t \sim CI$ , а вектор компонент  $(\alpha, \beta)$  называется коинтегрирующим (Кравцов, Миксюк, 2006, с. 60).

<sup>3</sup> Для DF—GLS-теста спецификация C означает, что модель содержит только константу, а T — тренд и константу. Также для данного теста в спецификации после типа модели приведено количество запаздывающих разностей. При этом различные спецификации тестируемых моделей имеют собственные критические значения, используемые при тестировании нулевых гипотез. Аналогично, для PP-теста спецификация C означает, что модель содержит только константу, T — тренд и константу, N — ни тренд, ни константу.

Окончание табл. 2

Условное обозначение	Dickey—Fuller GLS			PP			Итого
	спецификация	DF—GLS-статистика	критическое значение	спецификация	LM-статистика	критическое значение	
<i>LnExport</i>	C,2	2,612	-2,587	C	-0,549	-3,492	<i>I</i> (1)
<i>LnImport</i>	C,12	1,643	-2,589	C	0,006	-3,492	<i>I</i> (1)
<i>LnOil</i>	C,1	1,185	-2,587	C	-1,437	-3,492	<i>I</i> (1)
<i>LnReer</i>	T,1	0,006	-3,573	T	2,793	-4,046	<i>I</i> (1)
<i>LnSupplyCurr</i>	C,1	-0,319	-2,587	C	-1,128	-3,492	<i>I</i> (1)
<i>LnDemandCurr</i>	C,2	1,073	-2,587	C	-1,026	-3,492	<i>I</i> (1)
<i>LnInc</i>	C,12	2,140	-2,589	C	-1,973	-3,492	<i>I</i> (1)
<i>LnRate</i>	T,1	-0,482	-3,573	T	-2,662	-4,046	<i>I</i> (1)

### Коинтеграционный анализ и модели коррекции ошибок

Для оценки прогнозных возможностей всех моделей временной диапозон был разбит на два интервала: с января 1999 г. по декабрь 2005 г. и с января 2006 г. по декабрь 2008 г. Оценка параметров моделей осуществлялась на первом интервале, а второй был использован для верификации прогнозов, полученных на основании соответствующих моделей. При проведении эконометрического моделирования для всех описанных выше моделей были проделаны следующие этапы.

- Выбор длины лага для VAR-моделей согласно критериям Акайке и Шварца (Akaike information criterion — AIC, Schwarz information criterion — SC).
- Проверка временных рядов на коинтегрированность. Поиск коинтеграционного вектора.
- Построение моделей коррекции регрессионных остатков (ECM) по принципу от общего к частному<sup>1</sup>. Данный принцип заключается в том, что последовательно исключаются статистически незначимые коэффициенты в регрессиях и тестируются соответствующие ограничения. Модель ECM отражает как краткосрочное, так и долгосрочное поведение рассматриваемых показателей.
- Оценивание прогнозных возможностей на основании модели коррекции ошибок.

1. Экспорт товаров. Исходным пунктом коинтеграционного анализа в данном случае является VAR(4), включающая в себя четыре переменные (*LnExport*, *LnGDP*, *LnOil*, *LnReer*). В результате проведение теста Йохансена было установлено, что существует как минимум одно коинтеграционное соотношение между данными переменными (табл. 3). Данное коинтеграционное соотношение имеет вид<sup>2</sup>:

$$LnExport_t = 0,357 LnGDP_t + 0,252 LnOil_t + 0,25 LnReer_t + 0,078. \quad (9)$$

(4,30)                      (8,096)                      (2,057)

Коэффициенты коинтеграционного соотношения позволяют интерпретировать долгосрочное влияние независимых переменных на экспорт: при росте ВВП, цен на нефть и реального валютного курса рубля к доллару США и евро на 1% происходит рост экспорта соответственно на 0,357, 0,252 и 0,25%. Получен-

<sup>1</sup> Используется также другое название — модель коррекции ошибок (ECM — error correction model).

<sup>2</sup> Здесь и далее в круглых скобках под соответствующими коэффициентами приведены значения *t*-статистик.

Таблица 3

## Результаты теста Йохансена для экспорта товаров из Российской Федерации

Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	$\lambda_{trace}$	5%-ное критическое значение	$\lambda_{max}$	5%-ное критическое значение
Нет	0,277975	49,95755	47,85613	25,72991	27,58434
Не менее 1	0,216990	24,22764	29,79707	19,32416	21,13162

ное коинтеграционное соотношение позволяет построить модель коррекции ошибок для экспорта товаров (префикс  $d$ ), которая говорит о том, что взята первая разность соответствующего показателя)<sup>1</sup>:

$$d(LnExport_t) = 0,099 CointLnExport_{t-1} + 0,075 d(LnGDP)_t + \\ + 0,153d(LnOil)_t - 0,025 Seas1 + 0,016 Seas3 + 0,017 Seas12 - 0,6ma(1), \quad (10)$$

(3,213) (1,5)  
(7,495) (7,35) (5,763) (5,935)

$$R^2 = 0,76; F = 33,4; DW = 1,90.$$

В уравнение (10) добавлен член скользящего среднего 1-го порядка  $ma(1)$  с целью устранения автокорреляции остатков. Помимо этого для учета сезонности, наблюдаемой в течение трех месяцев (январь, март, декабрь), в модель были включены сезонные фиктивные переменные  $Seas$ .

2. Импорт товаров. Как и в модели экспорта товаров, в результате тестирования, проведенного для определения длины лага, было получено, что следует использовать VAR(4), включающую в себя три переменные ( $LnImport$ ,  $LnInc$ ,  $LnReer$ ). Результат выполнения теста Йохансена для проверки существования коинтеграционной зависимости между данными переменными говорит о том, что существует несколько коинтеграционных соотношений (табл. 4).

Таблица 4

## Результаты теста Йохансена для импорта товаров из Российской Федерации

Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	$\lambda_{trace}$	5%-ное критическое значение	$\lambda_{max}$	5%-ное критическое значение
Нет	0,256895	39,07148	29,79707	23,45655	21,13162
Не менее 1	0,159267	15,61494	15,49471	13,70502	14,26460
Не менее 2	0,023886	1,909916	3,841466	1,909916	3,841466

Коинтеграционное соотношение для импорта имеет вид:

$$LnImport_t = 0,343 LnInc_t - 0,446 LnReer_t + 1,112. \quad (11)$$

(6,954) (11,949)

Коэффициенты полученного коинтеграционного соотношения имеют следующую интерпретацию влияния независимых переменных на  $Import$ : при росте доходов населения на 1% происходит рост импорта соответственно на 0,343%, а рост реального валютного курса рубля к доллару США и евро на 1%

<sup>1</sup> Здесь и далее (для упрощения записи итоговой зависимости модели коррекции ошибок) остатки, полученные из коинтеграционного соотношения и сдвинутые на один лаг, включаются в уравнение с префиксом  $Coint$ . Например,  $CointLnExport_{t-1} = LnExport_{t-1} - 0,357LnGDP_{t-1} - 0,252LnOil_{t-1} - 0,25LnReer_{t-1} - 0,078$ .

приводит к снижению импорта товаров на 0,446%<sup>1</sup>. На основании коинтеграционного соотношения (11) была получена следующая модель коррекции ошибок для импорта товаров:

$$d(\text{LnImport})_t = 0,377 \text{CointLnImport}_{t-1} - 0,167d(\text{LnImport})_{t-2} - 0,323d(\text{LnReer})_t + 0,007 - 0,05 \text{Seas1} - 0,007 \text{Seas9} - 0,223 \text{ma}(1), \quad (12)$$

(2,61) (2,31) (1,44) (5,87) (10,26) (1,83)

$$R^2 = 0,76; F = 41,1; DW = 1,98.$$

3. Приток капитала в Россию. При разработке данной модели было установлено, что следует использовать VAR(11). Результат, полученный после проведения теста Йохансена, свидетельствует о наличии как минимум пяти коинтеграционных соотношений между фондовыми индексами в Российской Федерации и за рубежом, риском инвестиции в Российской Федерации, номинальным валютным курсом и притоком капитала в Россию. Это подтверждается значениями статистик  $\lambda_{\text{trace}}$ ,  $\lambda_{\text{max}}$  (табл. 5). Из коинтеграционного анализа были исключены две стационарные переменные — реальные процентные ставки в Российской Федерации и за рубежом. Данные переменные были использованы при построении модели коррекции ошибок.

Коинтеграционное соотношение для притока капитала в Российской Федерации имеет вид:

$$\text{LnInvTo}_t = -1,108 \text{LnFi}_t^* - 0,459 \text{LnS}_t - 3,422 \text{LnRate}_t + 0,085 \text{LnFi}_t + 0,002 \text{trend} + 5,159. \quad (13)$$

(4,014) (16,185) (11,793) (1,201) (5,103)

Таблица 5

Результаты теста Йохансена для инвестиций в Российской Федерации

Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	$\lambda_{\text{trace}}$	5%-ное критическое значение	$\lambda_{\text{max}}$	5%-ное критическое значение
Не менее 2	0,886816	274,0418	42,91525	156,8692	25,82321
Не менее 3	0,748744	117,1727	25,87211	99,45224	19,38704
Не менее 4	0,218169	17,72043	12,51798	17,72043	12,51798

Наличие коинтеграции между переменными позволяет оценивать модель коррекции ошибок для притока инвестиций в Российской Федерации:

$$d(\text{LnInvTo})_t = 0,022 \text{CointLnInvTo}_{t-1} + 0,317d(\text{LnInvTot})_{t-1} + 0,026d(\text{LnFi})_{t-1} - 0,252d(\text{LnS})_{t-2} - 0,002d(\text{LnForeignPrc})_{t-4} - 0,007d(\text{LnRurPrc})_{t-3} - 0,023 \text{Seas6} - 0,014 \text{Seas9} - 0,015 \text{Seas11} - 0,061D_1 + 0,039D_2 + 0,030 - 0,99 \text{ma}(1), \quad (14)$$

(1,974) (4,96) (1,621) (2,708) (1,212) (1,577) (2,574) (1,652) (1,694) 9,512 8,450 (2,859)

$$R^2 = 0,72; F = 14,2; DW = 2,17.$$

В уравнении (14)  $D_1$  — фиктивная переменная, равная 1 для временного диапазона с марта по июнь 2002 г.,  $D_2$  — фиктивная переменная, равная 1 для временного диапазона с июля по декабрь 2002 г.

<sup>1</sup> При рассмотрении следующих моделей описание получившихся коинтеграционных векторов рассматриваться не будет, так как это делается по аналогии с описанием уравнений (9), (11). Также в модели коррекции ошибок будет отсутствовать описание переменных, добавляемых с целью устранения автокорреляции остатков и учета сезонности.

4. Отток капитала из России. В результате проведения тестирования для определения длины лага было установлено, что следует использовать VAR(9), включающую в себя пять переменных ( $LnInvFrom$ ,  $LnFi^*$ ,  $LnFi$ ,  $LnS$ ,  $LnRate$ ). Результаты теста Йохансена свидетельствуют о наличии как минимум двух коинтеграционных соотношений между перечисленными переменными. Это подтверждается значениями статистик  $\lambda_{trace}$ ,  $\lambda_{max}$  (табл. 6). Так же как и при моделировании инвестиций в Российской Федерации, из коинтеграционного анализа были исключены две стационарные переменные — реальные процентные ставки в Российской Федерации и за рубежом. Данные переменные были использованы при построении модели коррекции ошибок.

Коинтеграционное соотношение для оттока капитала из Российской Федерации имеет вид:

$$\begin{aligned} LnInvFrom_t = & 0,779 LnFi_t^* - 0,075 LnS_t + 0,177 LnRate_t - \\ & - 0,168 LnFi_t + 0,003 trend + 0,428. \end{aligned} \quad (15)$$

(5,30) (1,353) (1,209)  
(3,458) (8,756)

Таблица 6

Результаты теста Йохансена для инвестиций за границу

Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	$\lambda_{trace}$	5%-ное критическое значение	$\lambda_{max}$	5%-ное критическое значение
Нет	0,705814	169,7780	88,80380	101,5540	38,33101
Не менее 1	0,388512	68,22397	63,87610	40,82434	32,11832
Не менее 2	0,124598	27,39963	42,91525	11,04500	25,82321

Наличие коинтеграции между переменными позволяет оценивать модель коррекции ошибок для оттока инвестиций из Российской Федерации:

$$\begin{aligned} d(LnInvFrom)_t = & 0,14CointLnInvFrom_{t-1} + 0,056d(LnFi^*)_t - 0,015d(LnS)_{t-4} - \\ & - 0,012d(LnFi)_{t-6} + 0,0002d(LnForeignPrc)_{t-5} - 0,002d(LnRurPrc)_{t-6} + \\ & + 0,0012Seas3 - 0,001Seas9 + 0,006 + 0,592ma(1), \end{aligned} \quad (16)$$

(5,16) (1,526) (1,839)  
(1,677) (0,49) (1,16)  
(2,20) (1,725) (3,158)

$R^2 = 0,74; F = 21,7; DW = 1,91.$

5. Спрос на валюту со стороны населения. Результаты тестирования для определения длины лага показывают, что следует использовать VAR(9), включающую в себя четыре переменные ( $LnDemandCurr$ ,  $LnCpi_Rur$ ,  $LnInc$ ,  $LnRate$ ). Гипотеза об отсутствии коинтеграционной зависимости между данными переменными отвергается на пяти- и однопроцентном уровнях, что подтверждается статистиками теста Йохансена (табл. 7).

Таблица 7

Результаты теста Йохансена для спроса на валюту со стороны населения

Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	$\lambda_{trace}$	5%-ное критическое значение	$\lambda_{max}$	5%-ное критическое значение
Нет	0,484236	89,47244	54,07904	52,30642	28,58808
Не менее 1	0,267527	37,16602	35,19275	24,59493	22,29962
Не менее 2	0,102237	12,57109	20,26184	8,520054	15,89210

Коинтеграционное соотношение для спроса на валюту со стороны населения имеет вид:

$$\text{LnDemandCurr}_t = 1,038 \text{LnCpi\_Rur}_t + 1,96 \text{LnInc}_t + 0,75 \text{LnRate}_t - 2,611. \quad (17)$$

(5,944)                      (6,55)                      (1,277)

Модель коррекции ошибок для спроса на валюту со стороны населения имеет вид<sup>1</sup>:

$$\begin{aligned} d(\text{LnDemandCurr})_t = & 0,017 \text{CointLnDemandCurr}_{t-1} + 0,185d(\text{LnInc})_t - \\ & - 0,418d(\text{LnRate})_{t-1} + 0,012 \text{Seas7} - 0,012 \text{Seas3} + 0,009 \text{Seas6} + \\ & - 0,002 - 0,03 \text{ma}(3), \end{aligned} \quad (18)$$

(1,304)                      (6,628)  
(1,643)                      (3,355)                      (3,462)                      (2,659)  
(1,454)

$$R^2 = 0,53; F = 10,3; DW = 2,07.$$

6. Предложение иностранной валюты со стороны населения. Результаты тестирования для определения длины лага показывают, что при разработке модели следует использовать VAR(5). Результат выполнения теста Йохансена показывает наличие как минимум одного коинтеграционного соотношения между предложением валюты (*LnDemandCurr*), инфляцией в Российской Федерации (*LnCpi\_Rur*), уровнем доходов населения (*LnInc*), номинальным валютным курсом (*LnRate*) (табл. 8).

Коинтеграционное соотношение для предложения валюты со стороны населения имеет вид:

$$\begin{aligned} \text{LnSupplyCurr}_t = & -1,198 \text{LnCpi\_Rur}_t - 1,96 \text{LnRate}_t - 3,76 \text{LnInc}_t + \\ & + 0,007 \text{trend} + 7,894. \end{aligned} \quad (19)$$

(4,394)                      (2,394)                      (2,214)  
(1,781)

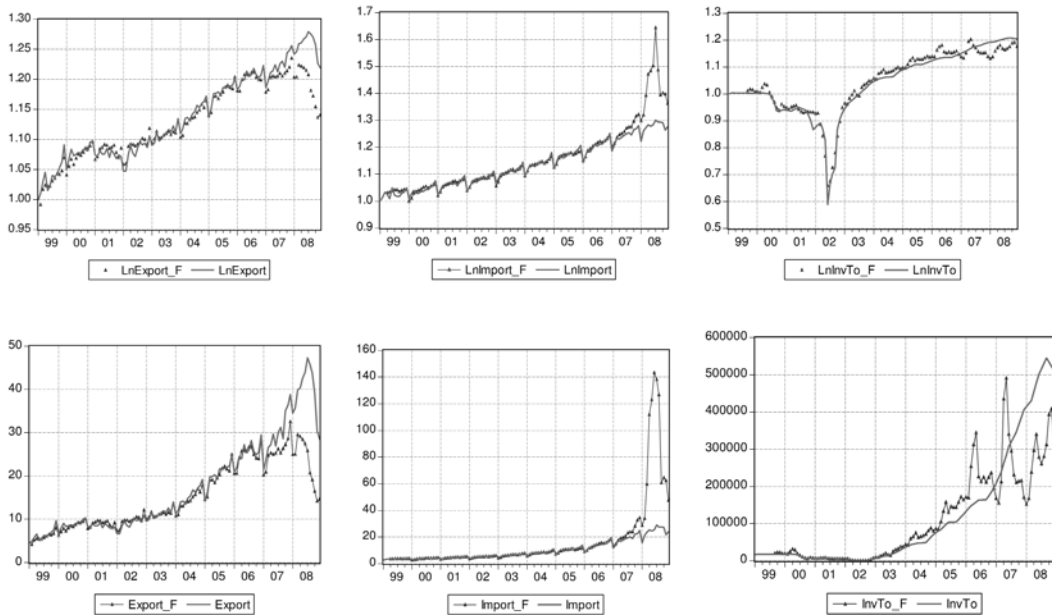


Рис. 5. Прогнозирование экспорта, импорта и притока капитала в Российскую Федерацию на основании соответствующих моделей

<sup>1</sup> Знак при  $d(\text{LnRate})_{t-1}$  получился отрицательным. Данный факт объясняется тем, что зависимость спроса на валюту от валютного курса может быть как прямой, так обратной (см. описание моделей).



$$\begin{aligned}
& + 0,058 (LnDemandCurr - LnSupplyCurr)_{t-1} + 0,0005 d(CGR_1)_{t-1} + \\
& \quad (2,90) \qquad \qquad \qquad (3,102) \\
& \quad + 0,003 Seas1 - 0,96 ma_{t-3}, \\
& \quad \quad (5,689)
\end{aligned} \tag{22}$$

$$R^2 = 0,63; F = 16,2; DW = 1,99.$$

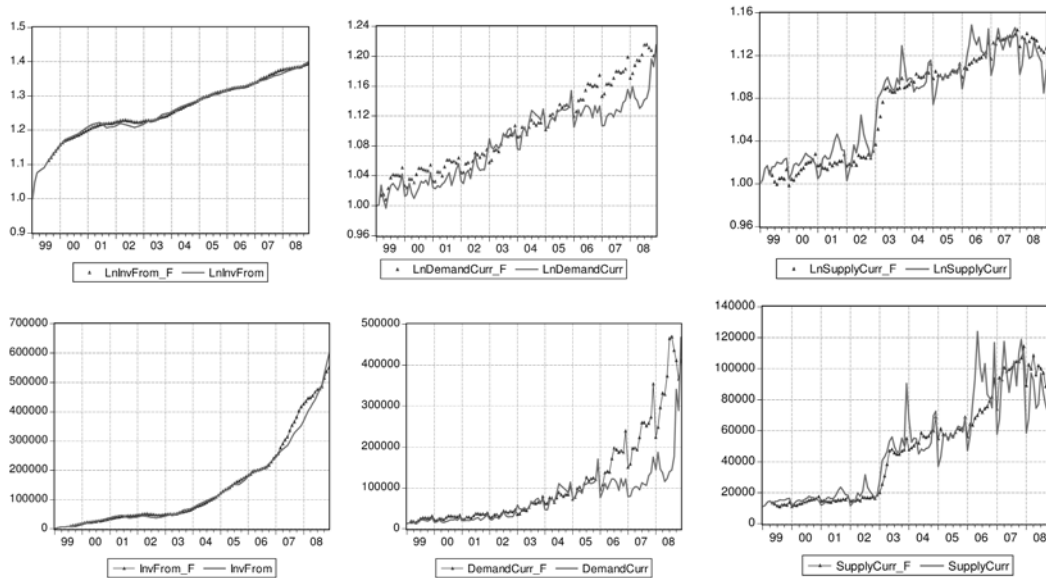


Рис. 6. Прогнозирование оттока капитала из Российской Федерации, спроса и предложения валюты со стороны населения на основании соответствующих моделей

В модель (22) была добавлена переменная  $d(CGR_1)_{t-1}$ , отображающая тот факт, была интервенция со стороны ЦБ или нет. Значения ряда получены в результате нормирования первой разности динамики золотовалютных резервов ЦБ  $CGR^1$ .

При помощи теста на нормальность распределения остатков — RESET-тестов — проверялась спецификация всех моделей. В результате выполнения данных тестов было получено, что все модели являются специфицированными верно.

Для проверки прогностических возможностей модели были осуществлены одношаговые прогнозы на три года. Вневыборочные ретроспективные прогнозы на 36 месяцев при помощи разработанных ЕСМ-моделей в целом дают неплохие результаты. На рис. 5—7<sup>2</sup> показаны прогнозы моделируемых показателей в логарифмических индексах (с префиксом  $Ln$ ) и натуральных величинах (без префикса)<sup>3</sup>. Для большей наглядности графики прогнозов реальных величин расположены под графиками логарифмов соответствующих показателей. Как видно из графиков, прогнозные значения близки к фактическим.

Также на рис. 7 показан график прогноза на 2006—2008 гг. для валютного курса  $Rate_{FF}$ , временной ряд которого получен на основании прогнозов подмодели-

<sup>1</sup> Включение данной переменной является «грубой» оценкой интервенции со стороны ЦБ. Зависимость валютного курса  $Rate$  от  $d(CGR_1)$  является прямой, так как если ЦБ осуществил покупку валюты (т. е.  $d(CGR_1) = 1$ ), то валютный курс рубля падает (растет  $Rate$ ). Если же была осуществлена валютная интервенция (т. е.  $d(CGR_1) = -1$ ), то валютный курс рубля растет (падает  $Rate$ ).

<sup>2</sup> На всех этих рисунках в обозначении временных рядов, построенных на основании прогноза, в конце присутствуют символы  $_F$  (например,  $Rate_F$ ).

<sup>3</sup> Для этого было осуществлено следующее преобразование:  $x = \exp(\ln(x) \ln(x_{1999,01}))$ .



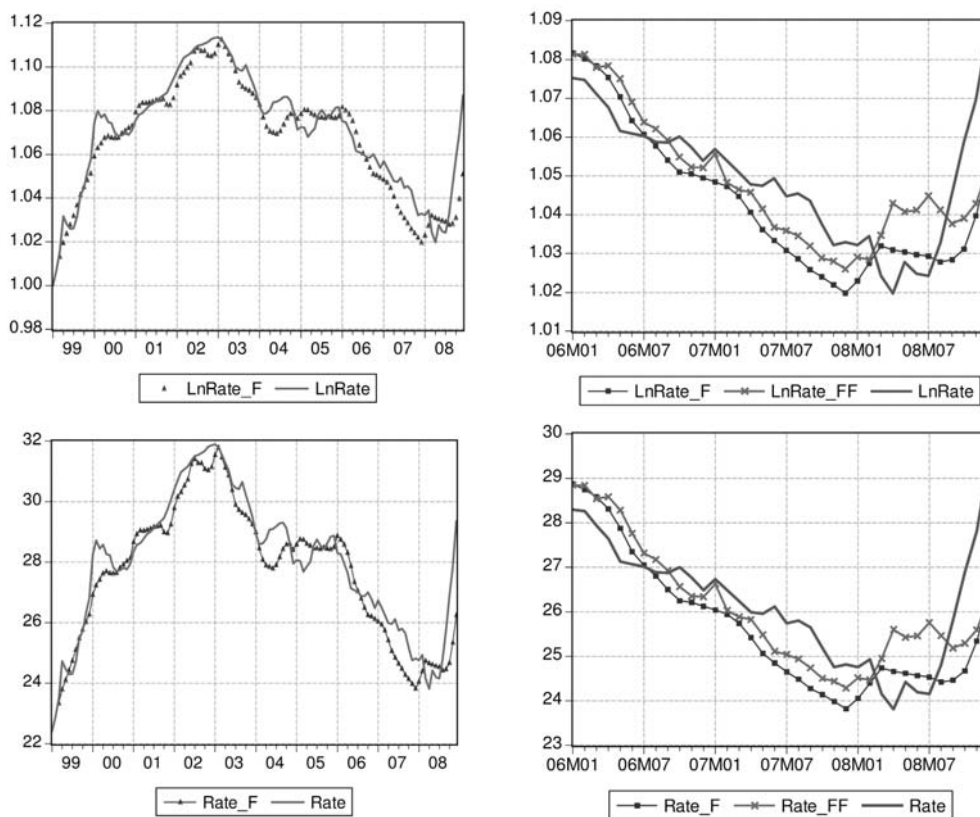


Рис. 7. Прогнозирование номинального валютного курса

лей (см. уравнения (10), (12), (14), (16), (18), (20)). Для большей наглядности на этом рисунке также приведен прогноз валютного курса на основании реальных данных  $Rate\_F$  и сам график курса рубля  $Rate$ .

### Итоги исследования

Итак, в данной статье была произведена эмпирическая проверка теоретической модели валютного курса. В качестве валютного курса был выбран курс рубля к доллару США и евро, рассчитанный согласно формуле (7\*). Полученная эмпирическая модель валютного курса рубля показала свою состоятельность: на временном интервале, используемом для прогнозирования (с января 2006 г. по декабрь 2008 г.), модель точно определяла динамику курса рубля. В начале 2006 г. модель предсказала укрепление рубля и в дальнейшем достаточно хорошо определяла изменения динамики курса рубля (см. рис. 6). В сентябре 2008 г., в условиях мирового финансового кризиса, моделью было предсказано ослабление курса рубля. Данный факт говорит о том, что модель работает не только при стабильной внешне- и внутриэкономической обстановке, но и в условиях мирового экономического кризиса. Кроме того, поведение участников валютного рынка также хорошо объясняются разработанными моделями (см. рис. 5, 6)<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> В отличие от прогноза, выполненного на основании модели номинального валютного курса рубля, прогнозы, отображающие поведение участников валютного рынка в 2008 г., обладают большими погрешностями (особенно прогнозы импорта, экспорта, спроса на валюту со стороны населения). Это говорит о том, что в условиях мирового финансового кризиса необходимо вводить в модели дополнительные факторы, которые не были учтены.

Полученные в данном исследовании коинтеграционные соотношения (см. уравнения (9), (11), (13), (15), (17), (19), (21)) и модели коррекции ошибок (см. уравнения (10), (12), (14), (16), (18), (20), (22)) как с экономической, так и с эконометрической точки зрения являются адекватными. Знаки и значения переменных согласуются с теоретическими предпосылками, которые были положены в основу моделей<sup>1</sup>. Как видно из графиков прогнозов статистических характеристик, полученные модели могут быть признаны удовлетворительными. Поэтому разработанные модели могут быть использованы как при построении краткосрочных (до полугода) прогнозов валютного курса, экспорта, импорта, спроса и предложения валюты со стороны населения, оттока и притока капитала в Российской Федерации, так и при разработке каких-либо экономических программ на год.

### Источники

*Кравцов М. А., Миксюк С. Ф.* Математическое моделирование макроэкономических процессов // Сборник научных трудов НИЭИ Министерства экономики Республики Беларусь. Минск, 2005.

*Панилов М. А.* Разработка нового комплексного подхода к анализу динамики равновесного валютного курса // Российский экономический интернет-журнал АТиСО / Академия труда и социальных отношений. Электрон. журн., 2008а. № гос. регистрации 0420600008. — Режим доступа: <http://www.e-rej.ru/Articles/2008/Panilov.pdf>

*Панилов М. А.* Расчет и анализ динамики реального эффективного курса рубля // Аудит и финансовый анализ. 2008б. № 2.

*Семенов А. М.* Этот изменчивый обменный курс: сб. статей / пер. с англ. М., 2001.

*Granger C. W.* Some properties of time series data and their use in econometric model specification // Journal of Econometrics. 1981. Vol. 16. N 1. P. 121—130.

---

<sup>1</sup> Исключение составляют лишь знаки при  $d(\text{LnRurPrc})_{t-3}$  в уравнении (14) и знак при  $d(\text{LnS})_{t-4}$  в уравнении (16).