

3.4. МОДЕЛИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ НОМИНАЛЬНОГО ВАЛЮТНОГО КУРСА РУБЛЯ НА ОСНОВАНИИ СИСТЕМЫ ВОЗДЕЙСТВУЮЩИХ ФАКТОРОВ¹

Панилов М.А., соискатель

Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова

В данной статье разрабатывается эконометрическая модель валютного курса рубля. В основе данной модели лежат факторы, влияющие на динамику курса рубля, представляющие группы участников валютного рынка: экспортеры, импортеры, инвесторы, домашние хозяйства. В статье осуществляется моделирование поведения перечисленных участников валютного рынка. При этом прогноз будущей динамики валютного курса основывается на прогнозах, полученных на основании частных подмоделей.

ВВЕДЕНИЕ

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 прогнозирование 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 многофакторным². 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 показан валютный рынок и участники данного рынка, которые формируют спрос и предложение валюты.

Далее в 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 учи-

тывается, т.к. обеспечивая высокую ликвидность рынка в каждый момент времени, в долгосрочном периоде спекулянты могут повлиять на курс в значительно меньшей степени.

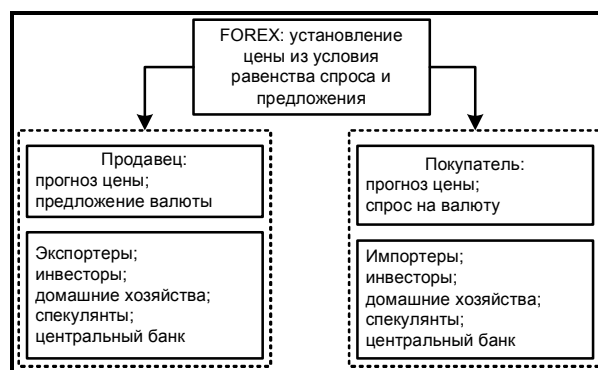


Рис. 1. Валютный рынок: спрос и предложение валюты

ОПИСАНИЕ И СПЕЦИФИКАЦИЯ МОДЕЛЕЙ

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

1. Динамика экспорта в основном объясняется уровнем цен на нефть *Oil*. Это связано 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 Российской Федерации был выбран валовой внутренний продукт (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*³. Зависимость экспорта от реального эффективного курса рубля является прямой: при росте данного курса (т.е. национальная валюта становится более 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 виде⁴:

$$Export = f_+(GDP, Reer, Oil) \tag{1}$$

2. Основными факторами, определяющими динамику импорта, являются уровень доходов населения и усло-

³ Реальный эффективный курс рубля был рассчитан к доллару США и евро, так как доминирующее положение на российском валютном рынке занимает именно доллар США и евро (больше 99%, по данным Московской межбанковской валютной бирже). Алгоритм расчета данного экономического показателя приведен в [7]. Динамика реального валютного курса рубля к доллару США и евро приведена на рис. 2.

⁴ Знак в скобках под переменными указывает на характер взаимосвязи показателей – положительная или отрицательная.

¹ Автор выражает благодарность к.ф.-м.н., к.э.н., к.ю.н. Сидоренко В.Н. за ряд ценных замечаний.

² Необходимо отметить, что за последние годы проводились многочисленные исследования факторов, определяющих курс рубля. Поэтому необходимы дальнейшие исследования для построения теоретических и эмпирических моделей валютного курса рубля.

вия торговли⁵. 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 динамики 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, т.к. они будут дешевле отечественных. Следовательно, зависимость импорта от выбранных факторов представляется в следующем виде:

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

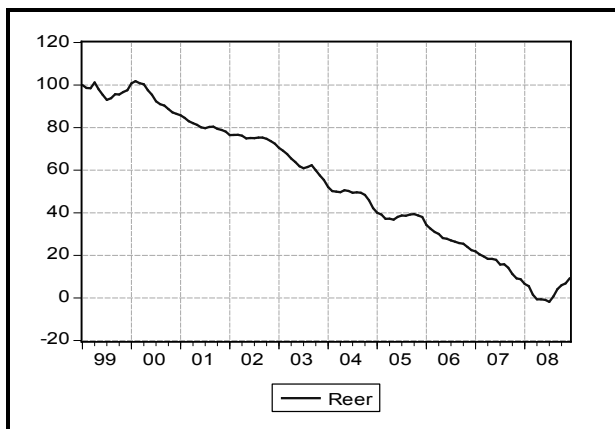


Рис. 2. Реальный валютный курс рубля к доллару США и евро

3. Моделирование динамики притока капитала в РФ $InvTo$ и оттока капитала из РФ $InvFrom$, основывалось на предположении о том, что в среднесрочной перспективе на данные показатели оказывает сильное влияние доходность от размещения капитала соответственно в иностранные, либо в 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 РФ $r - \pi$, и чем больше рост отечественного фондового индекса Fi . Следовательно, динамика притока капитала, определяемая спросом на отечественные активы, описывается согласно следующей зависимости:

$$InvTo = f_3(r - \pi, r^* - \pi^*, Fi, Fi^*, S, Rate) \quad (3)$$

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

$$InvFrom = f_4(r - \pi, r^* - \pi^*, Fi, Fi^*, S, Rate) \quad (4)$$

⁵ 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.

В приведенных выше двух зависимостях учтен и такой значимый фактор, как риск изменения будущей ситуации в РФ S . Кроме того, я считаю, что укрепление номинального курса рубля $Rate$ должно приводить к увеличению притока иностранных инвестиций в РФ $InvTo$ из-за того, что растет инвестиционная привлекательность отечественных активов⁶. 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. Следовательно, зависимость $DemandCurr$ от инфляции π 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, т.к. 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. В свою очередь, при укреплении курса (т.е. падении $Rate$) со стороны населения проявляется спекулятивный настрой, заключающийся в приобретении подешевевшей иностранной валюты с целью ее выгодной продажи в будущем. Следовательно, зависимость динамики спроса на валюту со стороны населения от перечисленных факторов может быть представлена в следующем виде:

$$DemandCurr = f_5(Inc, \pi, Rate) \quad (5)$$

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, т.к. если уровень доходов населения будет сокращаться, то это приведет к тому, что население будет обменивать накопленную иностранную валюту, для поддержания нормального уровня жизни. При наличии инфляционного процесса в стра-

⁶ Здесь и далее подразумевается номинальный обменный курс иностранной валюты по отношению к рублю (прямая котировка).

не, население не будет обменивать иностранную валюту, так как отечественная валюта обесценивается. Поэтому зависимость **SupplyCurr** от π 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:

$$\text{SupplyCurr} = f_6(\text{Inc}, \pi, \text{Rate}) \quad (6)$$

6. Динамика номинального валютного курса описывается согласно следующему уравнению:

$$\text{Rate} = f_7(\text{Export}, \text{Import}, \text{invTo}, \text{invFrom}, \text{DemandCurr}, \text{SupplyCurr}, \text{GCR}). \quad (7)$$

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 Центрального банка РФ (ЦБ РФ)⁷. Зависимость валютного курса рубля от данной переменной является обратной, так как рост **GCR** говорит об укреплении национальной валюты и успешных действиях ЦБ РФ на валютном рынке.

ОПИСАНИЕ ИСПОЛЬЗУЕМЫХ ДАННЫХ

В работе использовались месячные данные с января 1999 по декабрь 2008 г. Во избежание усложнения моделей и включения факторов, связанных с произошедшей в РФ 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 рядов⁸.

$$\text{Rate} = \text{rate_usd}^{\text{st_usd}} * \text{rate_eur}^{\text{st_eur}} \quad (7^*)$$

Затем все временные ряды были преобразованы в логарифмические индексы согласно следующей формуле⁹:

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

⁷ 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 (http://cbr.ru/hd_base/VALINT.asp).

⁸ Информация из всех источников была взята по состоянию на март 2009 г.

⁹ 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, т.к. согласно правилу дифференцирования $d \log X = dX / X$ (или приближенно $\Delta \log X \approx \Delta X / X$) где символом d обозначен дифференциал величины X , а Δ – 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 [12, с. 376-377].

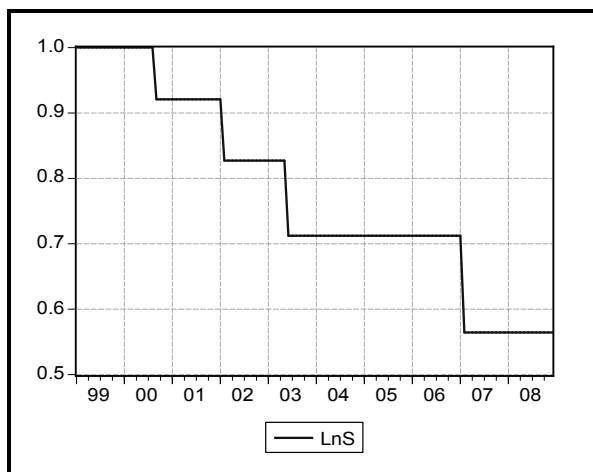


Рис. 3. Риск инвестиции РФ

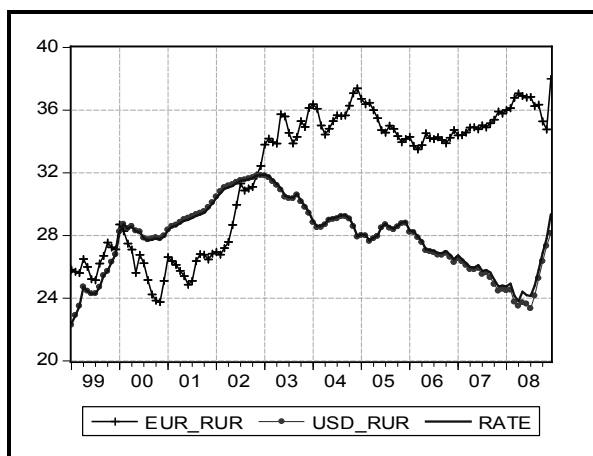


Рис. 4. Валютный курс рубля

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.

АНАЛИЗ ИНТЕГРИРОВАННОСТИ ДАННЫХ

На следующем этапе была проведена проверка на стационарность переменных, преобразованных согласно формуле (8). Другими словами, производилось установление класса ряда каждого из рассматриваемых экономических показателей: либо ряд является стационарным относительно детерминированного тренда (TS-ряд), либо имеет стохастический тренд (DS-ряд). Основное отличие между данными классами состоит в том, что в случае стационарного ряда вычитание из него детерминированного тренда приводит к стационарному ряду, а в случае нестационарного ряда вычитание детерминированной составляющей оставляет его нестационарным из-за наличия у него стохастического тренда. DS-ряд может быть приведен к стационарному ряду только путем взятия разностей [1, с. 12].

Таблица 1

УСЛОВНЫЕ ОБОЗНАЧЕНИЯ РАССМАТРИВАЕМЫХ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Условное обозначение	Показатель	Источник данных	Примечание ¹
<i>InvTo</i>	Суммарные инвестиции в РФ, млн. долл.	Собственные расчеты на основании данных о платежном балансе РФ ²	Сумма прямых, портфельных и прочих инвестиций в РФ
<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	Информация взята с сайта организации OECD (Organization for economic co-operation and development) [26]	Уровень риска инвестиций в РФ был аппроксимирован временным рядом, график см. 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 ЦБ РФ ³ [14, 27]	Значения ряда получены в результате следующей расчетной формулы ⁴ : $Fi^* = usaindx^{partinvusd} * euroindx^{partinveur}$
<i>Fi</i>	РТС (фондовый индекс РФ)	Информация взята с сайта центра анализа данных ГУ-ВШЭ [13]	-
<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 [14, 27]	Значения ряда получены в результате следующей расчетной формулы ⁵ : $ForeignPrc = usdprc^{partinvusd} - europrc^{partinveur}$
<i>RurPrc</i>	Уровень реальной процентной ставки в РФ	Собственные расчеты на основании данных об инфляции и ставки рефинансирования. Информация взята с сайта центра анализа данных ГУ-ВШЭ и с сайта ЦБ РФ [13, 14]	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 (Информация взята с сайта центра анализа данных ГУ-ВШЭ) [13]	Месячные значения индекса инфляции получены в результате суммирования значений инфляции за предыдущие 11 месяцев и текущий месяц
<i>GCR</i>	Золотовалютные резервы РФ	Информация взята с сайта центра анализа данных ГУ-ВШЭ [13]	-
<i>GDP</i>	Валовый внутренний продукт РФ, млрд. руб.	Министерство финансов РФ. Данные взяты с сайта Агентства экономической информации «ПРАЙМ-ТАСС» [7]	-
<i>Export</i>	Экспорт (без учета экспорта услуг), млрд. долл.	Федеральная служба государственной статистики (Информация взята с сайта центра анализа данных ГУ-ВШЭ) [13]	-
<i>Import</i>	Импорт (без учета импорта услуг), млрд. долл.	Федеральная служба государственной статистики (Информация взята с сайта центра анализа данных ГУ-ВШЭ) [13]	-
<i>Oil</i>	Уровень цен на сырую нефть марки Brent, в долл. США	Информация взята с сайта ЕЦБ [27]	-
<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 [10]	-
<i>SupplyCurr</i>	Предложение валюты со стороны населения, в млн. рублей	Собственные расчеты на основании данных о продажах населением долларов США, евро и среднемесячных расчетных значений курсов валют. Вся информация взята с сайта ЦБ РФ [14]	Значения ряда получены в результате следующей расчетной формулы ⁶ : $SupplyCurr = supupp_usd * rate_usd + supply_eur * rate_eur$
<i>DemandCurr</i>	Спрос на валюту со стороны населения, в 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 [14]	Значения ряда получены в результате следующей расчетной формулы ⁷ : $DemandCurr = demand_usd * rate_usd + demand_eur * rate_eur$
<i>Inc</i>	Индекс реальных денежных доходов населения	Информация взята с сайта центра анализа данных ГУ-ВШЭ [14]	-
<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 [14, 2]	Значения ряда получены в результате применения формулы (7*). График валютного курса рубля, рассчитанного с помощью формулы (7*) и динамика валютного курса рубля к доллару США и Евро показаны на рис. 4.

Пояснения к табл. 1.

- 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.
- Здесь и далее информация взята из нейтрального представления платежного баланса РФ. Источник информации – ЦБ РФ [25].
- Вестник банка России: №604-605, 637-638, 1023-1024, 1038-1039, 1103-1104 [21].
- usaindx* – фондовый индекса США; *partinvusd* – часть обязательств/требований банковской системы в долларах США; *euroindx* – фондовый индекс ЕС; *partinveur* – часть обязательств/требований банковской системы в евро. Причем $partinvusd + partinveur = 1$.
- usdprc* – реальная процентная ставка США, которая рассчитана как разность трех месячной 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 трех месячной ставкой в Европе (3-month Euribor, Euro Interbank Offered Rate) и годовой инфляции в ЕС.
- supply_usd* – предложение долларов со стороны населения, млн. долларов; *supply_eur* – предложение евро со стороны населения, млн. евро; *rate_usd* – расчетное значение среднемесячного курса доллара к рублю; *rate_eur* – расчетное значение среднемесячного курса евро к рублю.
- demand_usd* – спрос на доллары со стороны населения, млн. долларов; *demand_eur* – спрос на евро со стороны населения, млн. евро.
- Выбор указанного способа расчета был обусловлен тем, что бивалютная корзина, состоящая из доллара США и евро, стала применяться в ЦБ РФ 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.

Необходимо отметить, что 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 интегрированности¹⁰. 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 избегания так называемой ложной регрессии, которая может быть получена при использовании в регрессионном анализе нестационарных временных рядов [6, с. 282-283; 16, с. 121-130; 24, с. 28-29].

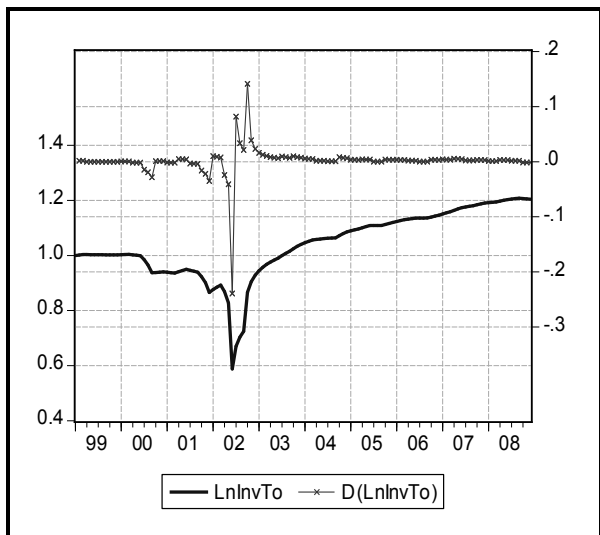


Рис. 5.1. Инвестиции в РФ

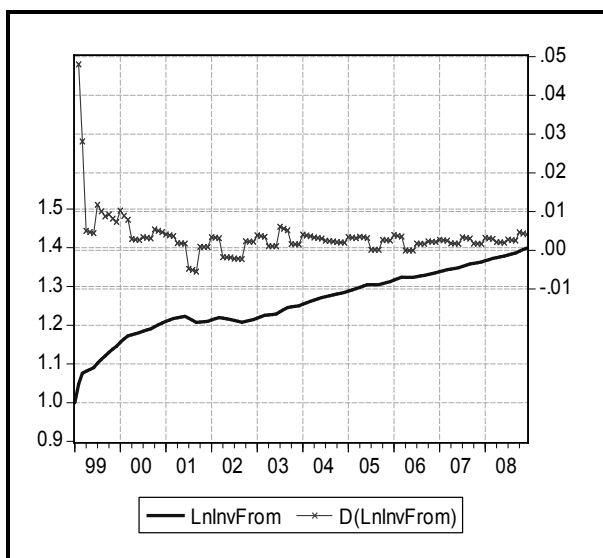


Рис. 5.2. Инвестиции за границу

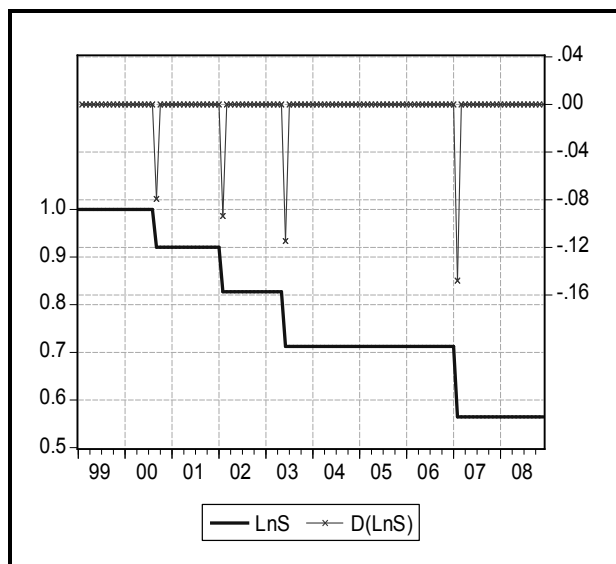


Рис. 5.3. Риск инвестиций в РФ

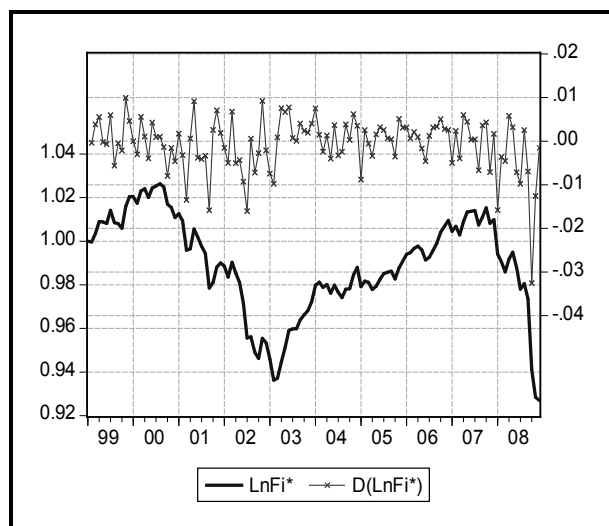


Рис. 5.4. Зарубежный фондовый индекс

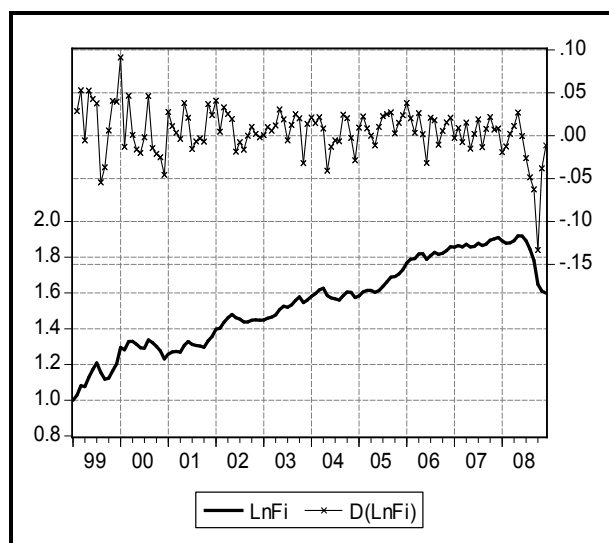


Рис. 5.5. Индекс РТС

¹⁰ 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 $x_t \sim I(0)$ [3, с. 59].

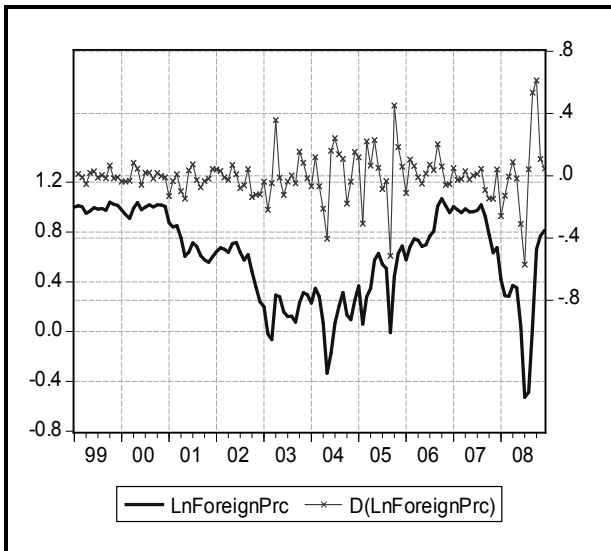


Рис. 5.6. Реальная процентная ставка за рубежом

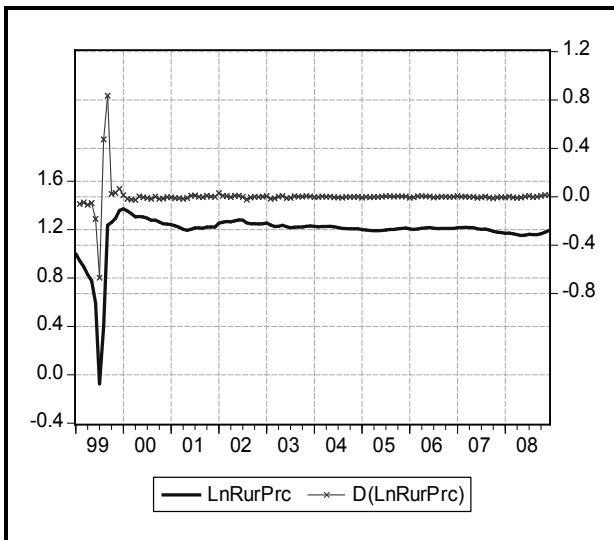


Рис. 5.7. Реальная процентная ставка в РФ

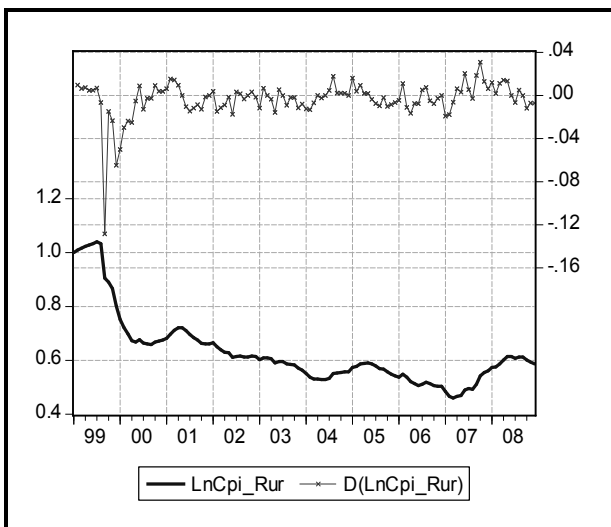


Рис. 5.8. Инфляция в РФ

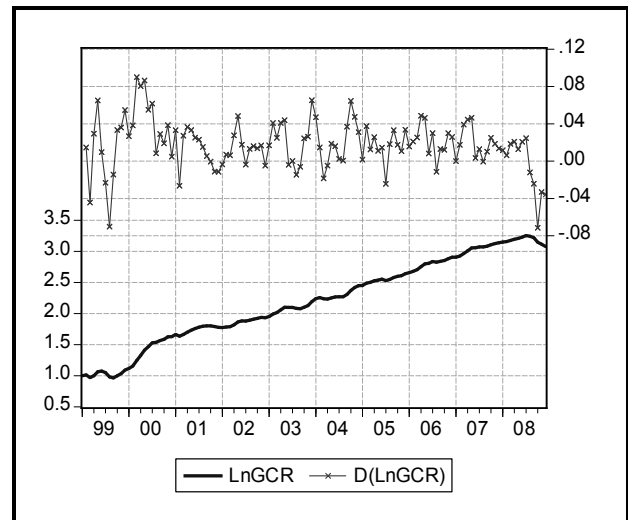


Рис. 5.9. Золотовалютные резервы РФ

Для получения достоверных результатов при проведении исследований используются различные тесты по проверке на единичный корень¹¹ и стационарность. Однако, как правило, данные тесты, сформулированные в виде статистических критериев, обладают достаточно низкой мощностью¹². В результате этого, часто не отвергается первоначальная статистическая гипотеза, когда на самом деле она не выполняется. Именно поэтому исследователи при принятии решения об отнесении отдельно взятого временного ряда к классу стационарных или нестационарных используют графический анализ поведения экономических переменных и проводят несколько тестов для подтверждения принимаемого решения.

На первом этапе производился визуальный анализ графиков всех используемых экономических показателей. При этом графический анализ проводился с учетом того, что:

- графики стационарных временных рядов имеют линию тренда относительно которой происходят частые колебания ряда выше и ниже этой линии;
- в отличие от стационарных временных рядов, графики нестационарных рядов кроме детерминированного тренда (если он есть), имеют еще и стохастический тренд, из-за которого значения ряда долго пребывают по одну сторону линии детерминированного тренда, удаляясь от нее на значительные расстояния.

Графики исследуемых экономических временных рядов представлены на рис. 5.1-5.9 и рис. 6.1-6.9¹³. На

¹¹ Т.е. установление того факта, что первые разности соответствующих логарифмических индексов являются стационарными.

¹² Например, в расширенном тесте Дики-Фулера, если неизвестен порядок процесса $AR(p)$, то следует включать в модель как можно большее количество лагов для того, чтобы избежать автокорреляции ошибок. Это необходимо из-за того, что в ADF тесте делается предположение о том, что ошибки являются белым шумом и критические значения статистики Дики-Фулера справедливы только при данном условии. Однако включение чрезмерного количества лагов снижает мощность критериев из-за оценивания дополнительных параметров и уменьшения используемого количества наблюдений. Для того, чтобы определить необходимое количество лагов, можно применять критерии выбора порядка ARMA модели или анализировать статистическую значимость дополнительной лаговой переменной. [6, с. 281; 8, с. 147].

¹³ Для всех графиков, показанных на обоих рисунках, префикс $D(...)$ говорит о том, что взята первая разность соответствующего показателя.

основании графического анализа были сделаны предварительные выводы о нестационарности соответствующих рядов. Визуально видно, что первые логарифмические разности всех рассматриваемых переменных являются стационарными. Однако, если рассматривать логарифмические уровни, то ситуация является неоднозначной, т.к. *LnRurPrc*, *LnInvFrom*, *LnReer*, *LnForeignPrc* имеют достаточно сложную динамику и основываясь только на графическом анализе нельзя дать приблизительный ответ на вопрос о нестационарности данных переменных.

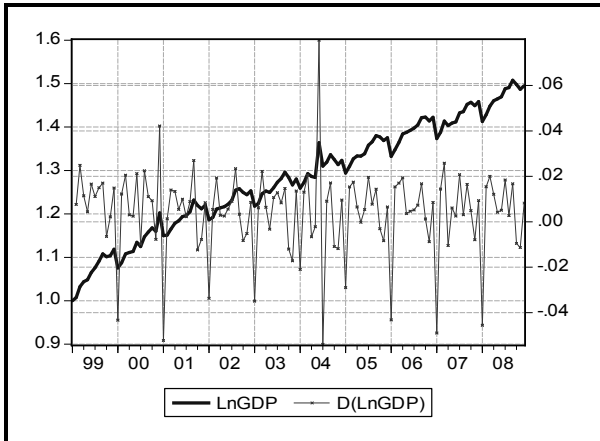


Рис. 6.1. ВВП РФ

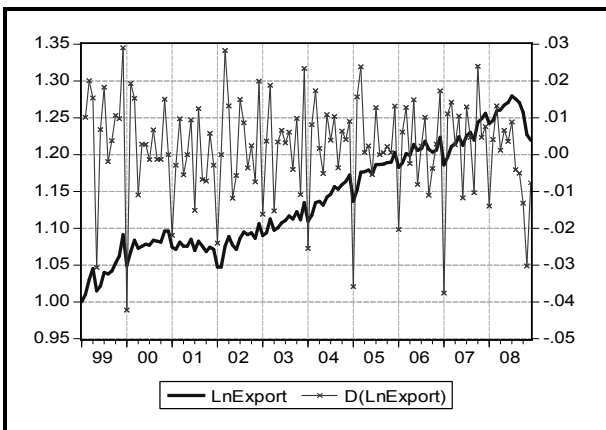


Рис. 6.2. Экспорт из РФ

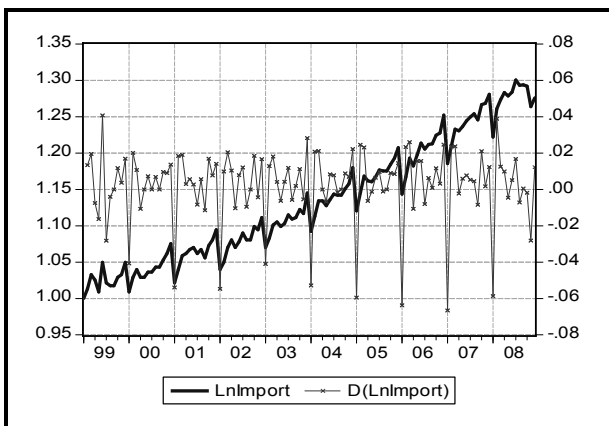


Рис. 6.3. Импорт в РФ

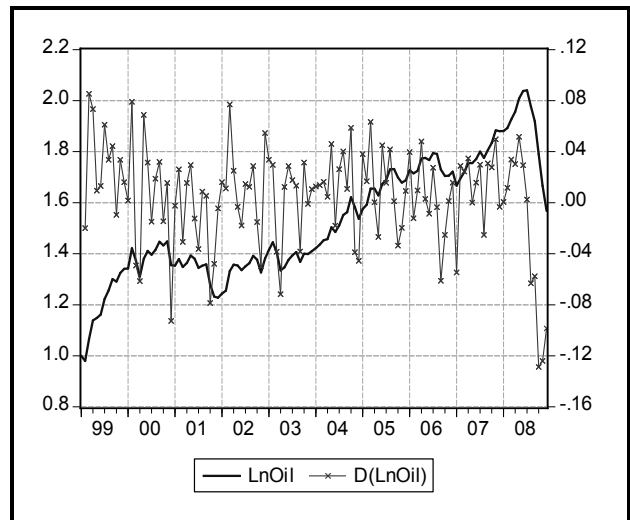


Рис. 6.4. Уровень цен на нефть

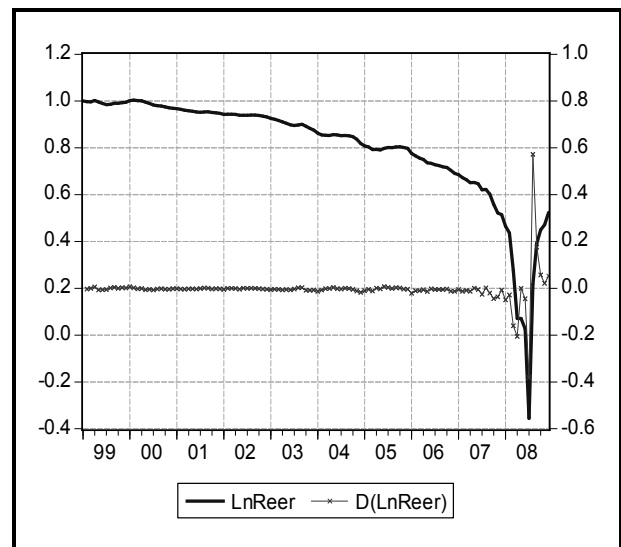


Рис. 6.5. Реальный эффективный валютный курс

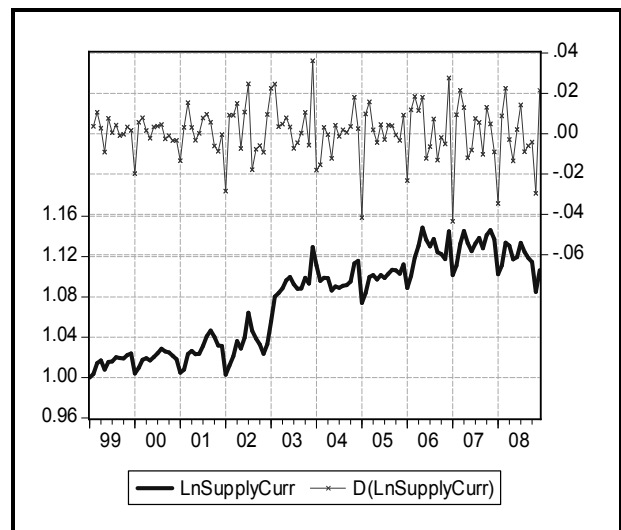


Рис. 6.6. Предложение валюты со стороны населения в РФ

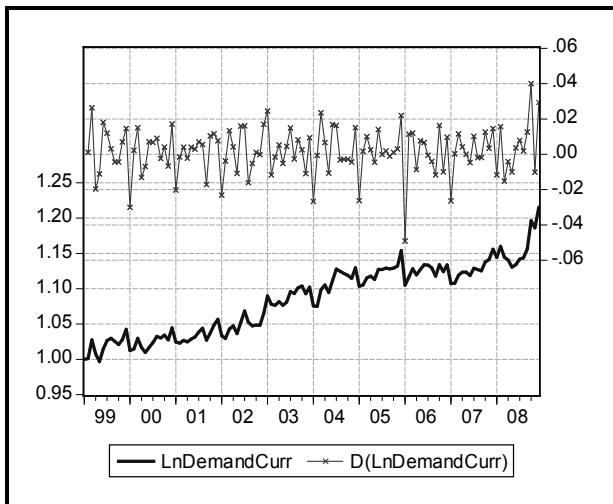


Рис. 6.7. Спрос на валюты со стороны населения в РФ

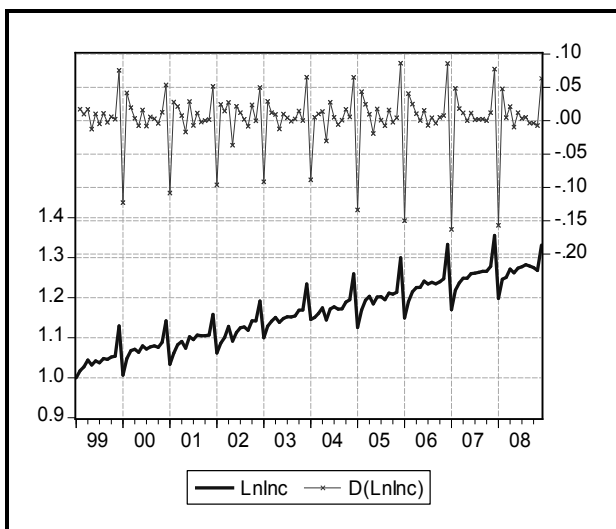


Рис. 6.8. Реальные денежные доходы населения в РФ

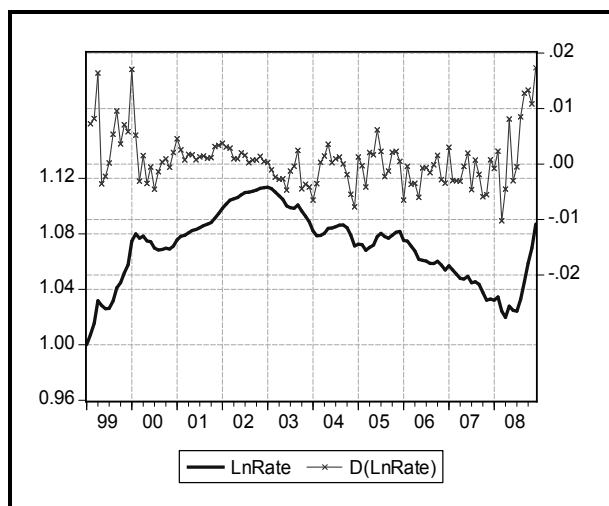


Рис. 6.9. Валютный курс рубля к доллару США и евро

Итак, временные ряды исследуемых экономических переменных имеют сложную динамику, причем некоторые имеют достаточно четко выраженные структурные сдвиги (например, $LnExport$, $LnOil$, $LnSupplyCurr$, $LnFi$)¹⁴. Поэтому далее необходимо проведение эконометрического анализа при помощи выполнения тестов по проверке на стационарность и единичный корень.

В прикладных исследованиях часто используется расширенный тест Дики-Фуллера (ADF-test) и тест, разработанный Филлипсом и Перроном (PP-test). Рассмотрим далее данные тесты более подробно.

В основе ADF-теста лежит регрессия которая может быть представлена следующим уравнением¹⁵ [1, с. 13]:

$$\Delta x_t = \alpha + \delta * t + \theta * x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i * \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t; \quad t = 2, \dots, T, (9)$$

где $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$;

α , δ , θ , β_i – коэффициенты регрессии;

ε_t – остаточный член регрессии;

при чем $\theta = \rho - 1$.

Для данного теста нулевая гипотеза H_0 заключается в наличии единичного корня, т.е. $\theta = 0$. Проверка гипотезы H_0 производится при помощи сравнения величины t -статистики с табличным значением. Если полученное значение превысит табличное при установленном уровне значимости, следовательно, нулевая гипотеза H_0 отвергается и принимается альтернативная гипотеза H_1 . Данная гипотеза заключается в том, что временной ряд является стационарным (т.е. единичный корень отсутствует). Если нулевая гипотеза H_0 не может быть отвергнута, то временной ряд не является стационарным.

При проверке ряда на стационарность с помощью расширенного теста Дики-Фуллера, необходимо выбрать спецификацию модели: включать ли в регрессию константу α и тренд $\delta * t$. Кроме того, при использовании данного теста требуется определение длины лага, таким образом, чтобы устранить автокорреляцию остатков.

В отличие от рассмотренного теста, Филлипс и Перрон предложили непараметрический метод устранения автокорреляции остатков при проверке временных рядов на наличие единичного корня. В разработанном ими тесте (PP-тест)¹⁶ проверка нулевой гипотезы H_0 о

¹⁴ Выделяют три основных вида структурных сдвигов [25, с. 355-385]:

1) изменение уровня кривой, когда разным временным интервалам соответствуют разные средние значения экономического показателя;

2) изменение тангенса угла наклона кривой (первой производной соответствующего показателя)

3) сочетание первого и второго видов.

¹⁵ Основное отличие простого теста Дики-Фуллера от расширенного теста Дики-Фуллера заключается в том, что в нем отсутствует

член $\sum_{i=1}^n \beta_i * \Delta x_{t-i}$. Поэтому, при проведении эконометрического

моделирования исследователи используют ADF-тест, так как с его помощью осуществляется проверка на стационарность в модели, где присутствуют запаздывающие разности Δx_{t-i} .

¹⁶ Phillips P.C.B., Perron P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression // Biometrics. 1988, vol. 75, p. 335-346.

нестационарности ряда x_t сводится к проверке гипотезы $\theta=0$ на основе модели следующего вида [1, 8]:

$$\Delta x_t = \theta * x_{t-1} + \alpha + \delta * t + \tau_t; t = 2, \dots, T, \quad (9^*)$$

где

$E|\tau_t|^\zeta \leq C < \infty$ для некоторого $\zeta > 2$, а E – математическое ожидание случайной величины τ_t .

В отличие от теста Дики-Фуллера, случайные составляющие τ_t могут быть автокоррелированными, иметь различные дисперсии (т.е. может присутствовать гетероскедастичность) и не обязательно нормальные распределения. Следовательно, по сравнению с ADF-тестом, с помощью теста Филлипса-Перрона можно рассматривать более широкие классы временных рядов. Как и в рассмотренном выше ADF-тесте, параметры α и δ могут быть равными нулю. Для проверки нулевой гипотезы $H_0 \theta = 0$, в основе PP-теста лежит t -статистика, скорректированная на возможную автокоррелированность и гетероскедастичность ряда τ_t (обозначается Z_t). При вычислении статистики Z_t приходится оценивать так называемую «долговременную» дисперсию ряда τ_t , которая определяется следующим образом:

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(\tau_1 + \dots + \tau_T)^2$$

Для λ^2 можно взять следующую оценку [1, с. 14; 5, с. 159]:

$$(\lambda^2)^* = \gamma_0^* + 2 * \sum_{j=1}^I \left[1 - \frac{j}{I+1} \right] * \gamma_j^*,$$

где

$$\gamma_j^* = T^{-1} * \sum_{t=j+1}^I \tau_t^* * \tau_{t-j}^* - j\text{-я выборочная автоковариация временного ряда } \tau_t;$$

I – количество используемых лагов;

τ_t^* – остатки оцененной модели PP-теста.

Если I и T стремятся к бесконечности, так, что $(I/T)^{1/4} \rightarrow 0$, оценка $(\lambda^2)^*$ является состоятельной для долговременной дисперсии λ^2 . При этом асимптотические распределения статистики Z_t совпадают с соответствующими асимптотическими распределениями t -статистики t_θ в критерии Дики-Фулера. Так как на самом деле количество наблюдений является конечным, то первостепенным вопросом в PP-тесте является выбор количества используемых лагов I . С одной стороны, недостаточное число лагов ведет к отклонениям от номинального размера критерия (уровня значимости). В то же время, если увеличивать количество лагов во избежание отклонений от номинального размера критерия, то может произойти падение мощности критерия. В пакете EViews выбирается значение $I = [4 * (T/100)^{2/9}]$, где $[a]$ – целая часть числа a .

Результаты ADF и PP-тестов для рассматриваемых временных рядов¹⁷ приведены в табл. 2. Как видно из

данной таблицы, результаты проверки на стационарность оказались противоречивыми для временного ряда **LnForeignPrc**. Поэтому для данного ряда было проведено дополнительное тестирование.

В результате было получено, что **LnForeignPrc** 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.

Таблица 2

РЕЗУЛЬТАТЫ ПРИМЕНЕНИЯ ТЕСТОВ DICKEY-FULLER ADF и PP¹⁸

Условное обозначение	Dickey-Fuller ADF			PP			Итог
	Спецификация	DF-ADF-статистика	5% критическое значение	Спецификация	LM-статистика	5% критическое значение	
LnInvTo	C,1	-0.936	-2.886	C	-0.984	-2.886	I(1)
LnInvFrom	T,7	-2.462	-3.450	N	3.519	-1.944	I(1)
LnS	C,1	-0.819	-2.886	C	-0.779	-2.886	I(1)
LnFi*	C,1	-0.89	-2.886	C	-0.665	-2.886	I(1)
LnFi	C,1	-2.129	-2.886	C	-2.39	-2.886	I(1)
LnForeignPrc	C,1	-3.062	-2.886	C	-2.417	-2.886	I(0)
LnRurPrc	C,1	-5.012	-2.886	C	-3.866	-2.886	I(0)
LnCpiRur	T,1	-2.453	-3.448	T	-2.066	-3.448	I(1)
LnGCR	T,1	-2.011	-3.448	T	-1.398	-3.448	I(1)
LnGDP	C,1	-1.867	-2.886	C	-1.744	-2.886	I(1)
LnExport	C,2	-1.114	-2.886	C	-1.631	-2.886	I(1)
LnImport	C,12	1.823	-2.888	C	-0.616	-2.886	I(1)
LnOil	C,1	-2.493	-2.886	C	-2.267	-2.886	I(1)
LnReer	T,12	2.563	-3.452	T	-3.198	-3.448	I(1)
LnSupplyCurr	C,1	-1.909	-2.886	C	-1.694	-2.886	I(1)
LnDemandCurr	C,1	-0.335	-2.886	C	-0.452	-2.886	I(1)
LnInc	C,12	-1.735	-2.888	C	-2.335	-2.886	I(1)
LnRate	T,1	-2.514	-3.448	T	-3.012	-3.448	I(1)

Необходимо отметить, что переход к стационарным временным рядам при помощи взятия первых разностей и дальнейшее использование трансформированных рядов в регрессионном анализе может не дать желаемого результата, так как при этом возможна потеря информации долгосрочного характера, которая содержится в уровнях изучаемых переменных. Решение данного вопроса заключается в применении коинтеграционного анализа, благодаря которому решается проблема нестационарности экономических показателей при эконометрическом моделировании и осуществляется установление коинтеграционной зависимости между исследуемыми показателями. Данная коинтеграционная зависимость представляет собой линейную комбинацию временных рядов, такую, что она яв-

¹⁷ При получении противоречивых результатов были использованы тесты Квэйтковского-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.

¹⁸ Для ADF-теста спецификация **C** означает, что модель содержит только константу, а **T**-тренд и константу. Так же 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.

ляется стационарным процессом¹⁹. Для рядов типа $I(1)$, представленных в табл. 2, возможно наличие коинтеграционной взаимосвязи. Для установления коинтеграционных соотношений между временными рядами использовался тест Йохансена.

КОИНТЕГРАЦИОННЫЙ АНАЛИЗ И МОДЕЛИ КОРРЕКЦИИ ОШИБОК

Для анализа долгосрочных связей между переменными, используемых при эконометрическом моделировании, был применен коинтеграционный тест Йохансена (Johansen). В основе данного теста лежит модель векторной авторегрессии. Векторная авторегрессионная модель (vector autoregressive models, VAR) – это динамическая линейная модель, в которой текущие значения переменных зависят от собственных лагов и лагов других переменных. VAR-модель представляет собой систему из k уравнений, которая может быть записана в матричном виде согласно следующему уравнению [15, с. 127; 17, с. 257]:

$$y_t = \alpha + A_1 * y_{t-1} + \dots + A_p * y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

где

α – вектор констант;

A_1, A_2, \dots, A_p – матрицы коэффициентов;

ε_t – вектор серийно некоррелированных ошибок с нулевым средним значением.

Заметим, что в настоящее время тест Йохансена широко используется в прикладных исследованиях, так как являясь по своей сути многомерным, с его помощью можно анализировать долгосрочные зависимости между исследуемыми переменными. Далее будет кратко рассмотрена суть данной методологии и те аспекты коинтеграционного анализа, которые имеют отношение к данному исследованию²⁰.

Тест Йохансена основан на VAR-модели следующего вида:

$$y_t = A_1 * y_{t-1} + \dots + A_p * y_{t-p} + \psi * x_t + \theta * D_t + \varepsilon_t, \quad (11)$$

где

$y_t = [y_{1t}, \dots, y_{kt}]^T$ – вектор эндогенных переменных размерности k ;

A_i ($i = 1, \dots, p$) – матрица коэффициентов размерности $(k * k)$; x_t – вектор экзогенных переменных;

D_t – детерминированная компонента, которая может представлять свободный член, тренд, различные фиктивные переменные (включая сезонные);

ψ, θ – матрицы коэффициентов, соответствующих x_t и D_t ;

$\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt}]^T$ – вектор серийно некоррелированных ошибок.

¹⁹ 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 (α, β) называется коинтегрирующим [3, с. 60].

²⁰ Более подробная информация о данном подходе приведена в [4, 8, 18, 19, 21, 22].

Уравнение (11) может быть преобразовано к следующего виду:

$$\Delta y_t = \Pi * y_{t-1} + \Gamma_1 * \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} * \Delta y_{t-p+1} + \psi * x_t + \theta * D_t + \varepsilon_t, \quad (12)$$

где

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1};$$

$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ – матрица долгосрочных параметров, размерности $(k * k)$;

$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$ ($i = 1, \dots, p-1$) – матрица краткосрочных параметров, размерности $(k * k)$;

I – единичная матрица.

Модель, записанная в виде уравнения (12), представляет собой векторную авторегрессионную модель с механизмом корректировки ошибки. Ранг r матрицы Π равен количеству коинтеграционных векторов, которые описывают долгосрочные зависимости между исследуемыми переменными²¹. Если ранг матрицы Π меньше k , то существуют матрицы α, β (размерности $k * r$), такие, что $\Pi = \alpha * \beta^T$. Матрица β называется коинтеграционной матрицей, а ее столбцы представляют собой отдельные коинтеграционные векторы²². Матрица α содержит коэффициенты обратной связи, которые характеризуют скорость приспособления зависимой переменной к долгосрочному равновесию при отклонении от равновесной траектории. Следовательно, уравнение (12) может быть представлено в виде векторной авторегрессии с механизмом корректировки равновесия (VECM):

$$\Delta y_t = \alpha * \beta^T * y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i * \Delta y_{t-i} + \psi * x_t + \theta * D_t + \varepsilon_t. \quad (12^*)$$

С помощью модели, представленной в виде данного уравнения, можно одновременно смоделировать и анализировать краткосрочные и долгосрочные связи между исследуемыми переменными.

При использовании теста Йохансена также проверяется гипотеза об отсутствии коинтеграции между изучаемыми переменными²³. Для этого осуществляется два вспомогательных теста, для которых нулевая гипотеза H_0 заключается в существовании r коинтеграционных векторов, т.е. ранг матрицы Π не превышает некоторого числа $r < k$. В качестве альтернативной, принимается гипотеза H_1 , заключающаяся в том, что $\text{rank} \Pi = k$ или $\text{rank} \Pi = r + 1$. Если величина теста оказывается статистически значимой, H_0 отвергается, а принимается H_1 ²⁴.

²¹ Под рангом понимается количество линейно независимых коинтеграционных векторов. Например, если существует g линейно независимых коинтегрирующих векторов, то говорят, что ранг коинтеграции равен g .

²² Нормировка коинтеграционных векторов должна быть осуществлена с учетом экономической теории рассматриваемых процессов.

²³ То есть фактически проверяется гипотеза о ранге коинтеграции (количество коинтегрирующих векторов).

²⁴ При определении количества коинтеграционных векторов выполняется последовательная проверка на ранг матрицы Π ($r = 0, 1, \dots, k - 1$), до тех пор, пока не будет отвергнута нулевая гипотеза.

Первый тест представляет собой расчет λ_{max} согласно следующей формуле²⁵:

$$\lambda_{max} = -T * \ln(1 - \mu_{r+1}),$$

где T – величина выборки;

μ_{r+1} наибольший расчетный характеристический корень квадратной матрицы.

Для второго теста рассчитывается статистика λ_{trace} («тест следа»)²⁶:

$$\lambda_{trace} = -T * \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \mu_i),$$

где μ_i – наименьший расчетный характеристический корень квадратной матрицы.

Необходимо отметить, что для небольших размеров выборок при расчете λ_{max} и λ_{trace} применяется коррективировка на величину:

$$T - n * m,$$

где

n – длина лага;

m – количество уравнений в VECM.

Данная процедура позволяет избежать ошибочных результатов, которые могут быть обусловлены небольшим размером объема выборки [15, с. 124].

Результаты коинтеграционного анализа сильно зависят от наличия детерминистических компонент в модели, т.е. включаются ли в коинтеграционное соотношение²⁷ константа и тренд, и от того, что имеют ли ряды детерминированные тренды. Поэтому, выделяют пять случаев спецификации уравнения [8, с. 244-245]²⁸:

1. В данных нет детерминированных трендов; в SE не включаются ни константа, ни тренд.
2. В данных нет детерминированных трендов; в SE включается константа, но не включается тренд.
3. В данных есть детерминированный линейный тренд; в SE включается константа, но не включается тренд.
4. В данных есть детерминированный линейный тренд; в SE включаются константа и линейный тренд.
5. В данных есть детерминированный квадратичный тренд; в SE включаются константа и линейный тренд.

Необходимо отметить, что подход Йохансена чувствителен к выбору порядка VAR-модели, в рамках которой он выполняется. Поэтому, перед применением процедуры Йохансена, необходимо выбрать порядок p векторной авторегрессии. Для этой цели могут быть применены критерии²⁹:

- Акаике (Akaike);
- Шварца (Schwarz);
- Хана-Квина (Hanna-Quinn).

²⁵ Название связано с тем, что статистика λ_{max} пропорциональна логарифму максимального из собственных чисел матрицы, считающихся нулевыми [4, с. 94].

²⁶ Название данной статистики связано с тем, что она пропорциональна сумме логарифмов собственных чисел матрицы, т.е. следу матрицы (остальные собственные числа ($k - r$) считаются равными нулю) [4, с. 94].

²⁷ SE – cointegrating equation.

²⁸ Именно эти ситуации учитываются, например, в пакете E-Views.

²⁹ Akaike information criterion - AIC, Schwarz information criterion – SC, Hannan-Quinn criterion. Например, расчет критерия Акаике осуществляется согласно следующей формуле: $AIC = -2(I/T) + 2(k/T)$, где k – количество переменных, T – количество наблюдений, а I – логарифм значения функции максимального правдоподобия. Выбор спецификации модели должен быть осуществлен с учетом наименьшего значения соответствующего критерия.

Применение указанных критериев должно осуществляться с учетом снижения порядка VAR-модели.

Установление факта наличия коинтеграции между переменными, включенными в уравнения (1-7), является недостаточным для того, чтобы использовать установленные зависимости в качестве долгосрочных функций в соответствующих моделях. Необходимо, чтобы параметры в найденных коинтеграционных векторах соответствовали бы положениям экономической теории, как с точки зрения направления влияния на зависимую переменную (положительное или отрицательное), так и с количественной характеристики этого влияния (величины коэффициентов) [11].

Перейдем теперь к описанию результатов исследования, полученных с помощью применения рассмотренного теста Йохансена.

Для оценки прогнозных возможностей всех моделей временной диапазон был разбит на два интервала: с января 1999 по декабрь 2005 г. и с января 2006 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 моделей были проделаны следующие этапы:

- Выбор длины лага для VAR- моделей согласно критериям Акаике и Шварца.
- Проверка временных рядов на коинтегрированность. Поиск коинтеграционного вектора.
- Построение моделей коррекции регрессионных остатков (ECM) по принципу от общего к частному³⁰. 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 проведения теста Йохансена было установлено, что существует как минимум одно коинтеграционное соотношение между данными переменными (табл. 3). Данное коинтеграционное соотношение имеет вид³¹:

$$LnExport_t = 0.357^{(4.30)} * LnGDP_t + 0.252^{(8.096)} * LnOil_t + 0.25^{(2.057)} * LnReer_t + 0.078. \tag{13}$$

Таблица 3

РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТА ЙОХАНСЕНА ДЛЯ ЭКСПОРТА ТОВАРОВ ИЗ РФ

Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	λ_{trace}	5-процентное критическое значение	λ_{max}	5-процентное 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

³⁰ Используется также другое название – модель коррекции ошибок (error correction model, ECM).

³¹ Здесь и далее в круглых скобках под соответствующими коэффициентами приведены значения t -статистики.

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%. Полученное коинтеграционное соотношение позволяет построить модель коррекции ошибок для экспорта товаров (префикс $d(\cdot)$, говорит о том, что взята первая разность соответствующего показателя)³²:

$$\begin{aligned} d(\text{LnExport})_t = & 0,099 * \text{CoIntLnExport}_{t-1} + \\ & + 0,075 * d(\text{LnGDP})_t + 0,153 * d(\text{LnOil})_t - \\ & - 0,025 * \text{Seas1} + 0,016 * \text{Seas3} + \\ & + 0,017 * \text{Seas12} - 0,6 * ma(1). \end{aligned} \quad (14)$$

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

В уравнение (14) 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 .

Таблица 4

РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТА ЙОХАНСЕНА ДЛЯ ИМПОРТА ТОВАРОВ В РФ

Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	λ_{trace}	5-процентное критическое значение	λ_{max}	5-процентное 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

II. 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 (см. табл. 4).

Коинтеграционное соотношение для импорта имеет вид:

$$\begin{aligned} \text{LnImport}_t = \\ = 0,343 * \text{LnInc}_t - 0,446 * \text{LnReer}_t + 1,112 \end{aligned} \quad (15)$$

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% приводит к снижению импорта товаров на 0,446%³³. На основании коинте-

³² 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, $\text{CoIntLnExport}_{t-1} = \text{LnExport}_{t-1} - 0,357 * \text{LnGDP}_{t-1} - 0,252 * \text{LnOil}_{t-1} - 0,25 * \text{LnReer}_{t-1} - 0,078$.

³³ При рассмотрении следующих моделей, описание полученных коинтеграционных векторов рассматриваться не будет, т.к.

грационного соотношения (15) была получена следующая модель коррекции ошибок для импорта товаров:

$$\begin{aligned} d(\text{LnImport})_t = & 0,377 * \text{CoIntLnImport}_{t-1} - \\ & - 0,167 * d(\text{LnImport})_{t-2} - 0,323 * d(\text{LnReer})_t + \\ & + 0,007 - 0,05 * \text{Seas1} - 0,007 * \text{Seas9} - \\ & - 0,223 * ma(1). \end{aligned} \quad (16)$$

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

III. Приток капитала в РФ

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 РФ и за рубежом, риском инвестиции в РФ, номинальным валютным курсом и притоком капитала в Россию. Это подтверждается значениями статистик λ_{trace} , λ_{max} (табл. 5). Из коинтеграционного анализа были исключены две стационарные переменные – реальные процентные ставки в РФ и за рубежом. Данные переменные были использованы при построении модели коррекции ошибок.

Коинтеграционное соотношение для притока капитала в РФ имеет вид:

$$\begin{aligned} \text{LnInvTo}_t = & -1,108 * \text{LnFi}_t^* - 0,459 * \text{LnS}_t - 3,422 * \\ & * \text{LnRate}_t + 0,085 * \text{LnFi}_t + 0,002 * \text{trend} + 5,159. \end{aligned} \quad (17)$$

Таблица 5

РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТА ЙОХАНСЕНА ДЛЯ ИНВЕСТИЦИЙ В РФ

Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	λ_{trace}	5-процентное критическое значение	λ_{max}	5-процентное 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 РФ:

$$\begin{aligned} d(\text{LnInvTo})_t = & 0,022 * \text{CoIntLnInvTo}_{t-1} + 0,317 * \\ & * d(\text{LnInvTo})_{t-1} + 0,026 * d(\text{LnFi})_{t-1} - 0,252 * \\ & * d(\text{LnS})_{t-2} - 0,002 * d(\text{LnForeignPrc})_{t-4} - \\ & - 0,007 * d(\text{LnRurPrc})_{t-3} - 0,023 * \text{Seas6} - \\ & - 0,014 * \text{Seas9} - 0,015 * \text{Seas11} - 0,061 * D_1 + \\ & + 0,039 * D_2 + 0,030 - 0,99 * ma(1). \end{aligned} \quad (18)$$

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

В уравнении (18) D_1 – фиктивная переменная, равная 1 для временного диапазона с марта по июнь 2002 г., D_2 – фиктивная переменная, равная единице для временного диапазона с июля по декабрь 2002 г.

это делается по аналогии с описанием уравнений (13), (15). Так же в модели коррекции ошибок будет отсутствовать описание переменных добавляемых с целью устранения автокорреляции остатков и учета сезонности.

IV. Отток капитала из РФ

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 λ_{trace} , λ_{max} (табл. 6). Так же как и при моделировании инвестиций в РФ, из коинтеграционного анализа были исключены две стационарные переменные – реальные процентные ставки в РФ и за рубежом. Данные переменные были использованы при построении модели коррекции ошибок.

Коинтеграционное соотношение для оттока капитала из РФ имеет вид:

$$\begin{aligned} LnInvFrom_t = & 0.779 * LnFi_t^* - 0.075 * LnS_t + \\ & + 0.177 * LnRate_t - 0.168 * LnFi_t + \\ & + 0.003 * trend + 0.428. \end{aligned} \quad (19)$$

Таблица 6

РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТА ЙОХАНСЕНА ДЛЯ ИНВЕСТИЦИЙ ЗА ГРАНИЦУ

Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	λ_{trace}	5-процентное критическое значение	λ_{max}	5-процентное 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 РФ:

$$\begin{aligned} d(LnInvFrom)_t = & 0.14 * CointLnInvFrom_{t-1} + \\ & + 0.056 * d(LnFi_t^*)_{t-2} + 0.015 * d(LnS)_{t-4} - \\ & - 0.012 * d(LnFi)_{t-6} + 0.0002 * \\ & * d(LnForeignPrc)_{t-5} - 0.002 * d(LnRurPrc)_{t-6} + \\ & + 0.0012 * Seas3 - 0.001 * Seas9 + 0.006 + 0.592 * ma(1). \end{aligned} \quad (20)$$

$$R^2 = 0.74; F = 21.7; DW = 1.91.$$

V. 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 пятипроцентном уровне, что подтверждается статистиками теста Йохансена (табл. 7).

Таблица 7

РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТА ЙОХАНСЕНА ДЛЯ СПРОСА НА ВАЛютУ СО СТОРОНЫ НАСЕЛЕНИЯ.

Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	λ_{trace}	5-процентное критическое значение	λ_{max}	5-процентное 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:

$$\begin{aligned} LnDemandCurr_t = & 1.038 * LnCpi_Rur_t + \\ & + 1.96 * LnInc_t + 0.75 * LnRate_t - 2.611. \end{aligned} \quad (21)$$

Модель коррекции ошибок для спроса на валюту со стороны населения имеет вид³⁴:

$$\begin{aligned} d(LnDemandCurr)_t = & 0.017 * \\ & * CointLnDemandCurr_{t-1} + 0.185 * \\ & * d(LnInc)_t - 0.418 * d(LnRate)_{t-1} + \\ & + 0.012 * Seas7 + 0.012 * Seas3 + \\ & + 0.009 * Seas6 - 0.002 - 0.03 * ma(3). \end{aligned} \quad (22)$$

$$R^2 = 0.53; F = 10.3; DW = 2.07.$$

VI. 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 РФ (*LnCpi_Rur*), уровнем доходов населения (*LnInc*), номинальным валютным курсом (*LnRate*) (табл. 8).

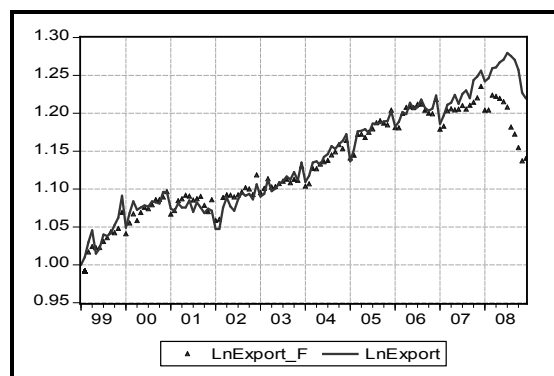


Рис. 7.1. Прогнозирование экспорта из РФ на основании модели (14)

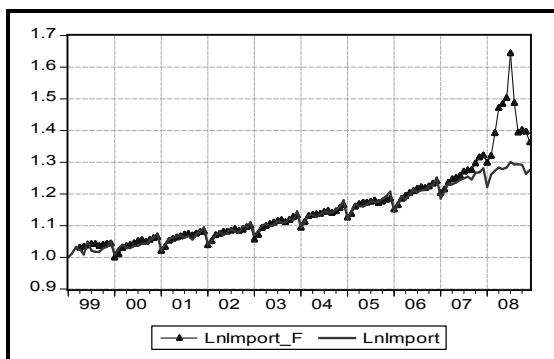


Рис. 7.2. Прогнозирование импорта в РФ на основании модели (16)

³⁴ Знак при $d(LnRate)_{t-1}$ получился отрицательным. Данный факт объясняется тем, что зависимость спроса на валюту от валютного курса может быть как прямой, так обратной (см. описание моделей).

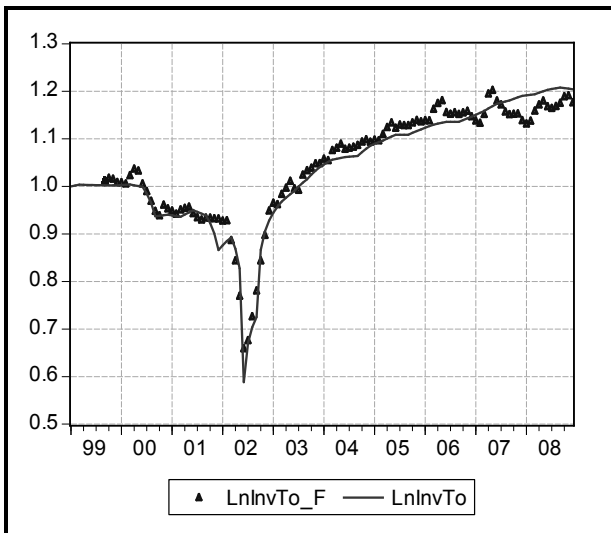


Рис. 7.3. Прогнозирование притока капитала в РФ на основании модели (18)

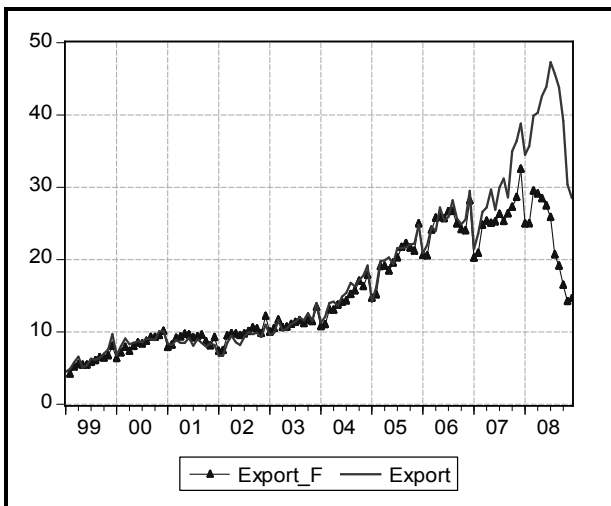


Рис. 7.4. Прогнозирование экспорта из РФ (реальные величины)

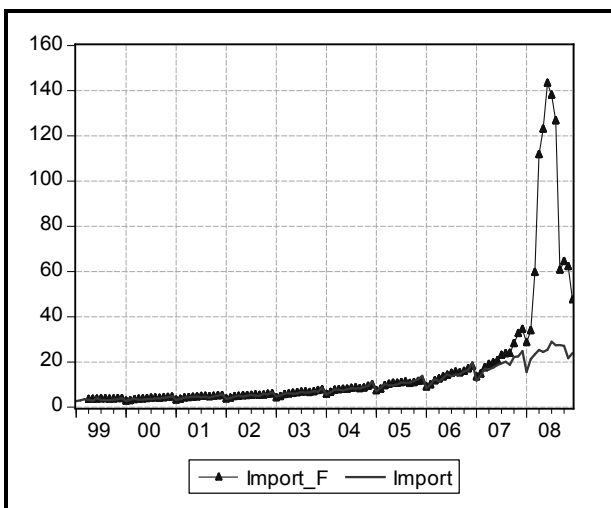


Рис. 7.5. Прогнозирование импорта в РФ (реальные величины)

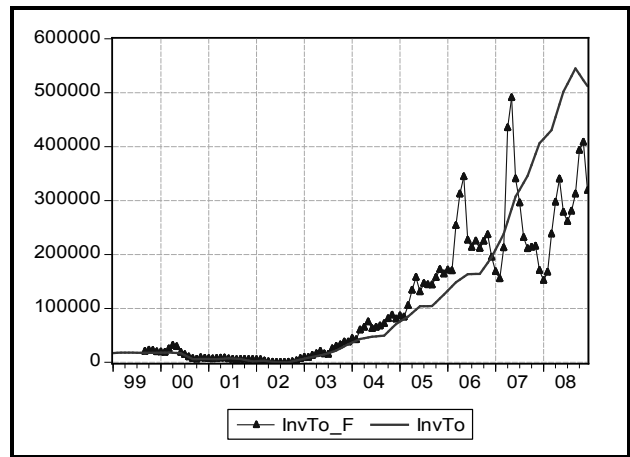


Рис. 7.6. Прогнозирование притока капитала в РФ (реальные величины)

Коинтеграционное соотношение для предложения валюты со стороны населения имеет вид:

$$\begin{aligned} \text{LnSupplyCurr}_t = & -1.198 * \text{LnCpi_Rur}_t - 1.96 * \\ & * \text{LnRate}_t - 3.76 * \text{LnInc}_t + 0.007 * \text{trend} + 7.894. \end{aligned} \quad (23)$$

Таблица 8

РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТА ЙОХАНСЕНА ДЛЯ ПРЕДЛОЖЕНИЯ ВАЛЮТЫ СО СТОРОНЫ НАСЕЛЕНИЯ

Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	λ_{trace}	5-процентное критическое значение	λ_{max}	5-процентное критическое значение
Нет	0,354660	55,86989	47,85613	34,16232	27,58434
Не менее 1	0,160045	21,70757	29,79707	13,60372	21,13162

Наличие коинтеграции между переменными позволяет оценивать модель коррекции ошибок для предложения валюты со стороны населения:

$$\begin{aligned} d(\text{LnSupplyCurr})_t = & 0.019 * \text{CointLnSupplyCurr}_{t-1} - \\ & - 0.20 * d(\text{LnSupplyCurr})_{t-3} - 0.10 * d(\text{LnCpi_Rur})_t - \\ & - 0.119 * d(\text{LnInc})_{t-1} - 0.339 * d(\text{LnRate})_t - \\ & - 0.015 * \text{Seas2} + 0.006 * \text{Seas12} + 0.001 * \\ & + 0.014 * D_0 - 0.547 * \text{ma}(2). \end{aligned} \quad (24)$$

$$R^2 = 0.45; F = 6.4; DW = 2.11.$$

В уравнении (24) D_0 - фиктивная переменная, равная 1 для временного диапазона с января по май 2003 г.

VII. Номинальный валютный курс

При моделировании валютного курса была использована VAR-модель без учета задержек (VAR(0)), т.к. уровень валютного курса формируется в реальном масштабе времени³⁵. Результаты теста Йохансена свидетельствуют о наличии двух коинтеграционных

³⁵ Для упрощения поиска коинтеграционного вектора и разработки модели коррекции ошибок, в качестве аргументов VAR-модели были взяты чистые величины, характеризующие спрос: чистый импорт ($\text{LnImnImp}_t - \text{LnExport}_t$), чистые инвестиции из РФ за границу ($\text{LnInvFrom}_t - \text{LnInvTo}_t$), чистый спрос на валюту со стороны населения ($\text{LnDemandCurr}_t - \text{LnSupplyCurr}_t$).

векторов между $LnRate$, $LnImport-LnExport$, $LnInvFrom-LnInvTo$, $LnDemandCurr-LnSupplyCurr$, $LnGCR$, что подтверждается значениями статистик λ_{trace} и λ_{max} (табл. 9).

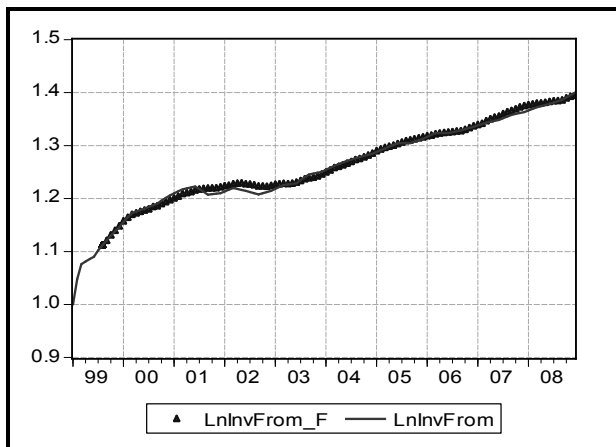


Рис. 8.1. Прогнозирование оттока капитала из РФ на основании модели (20)

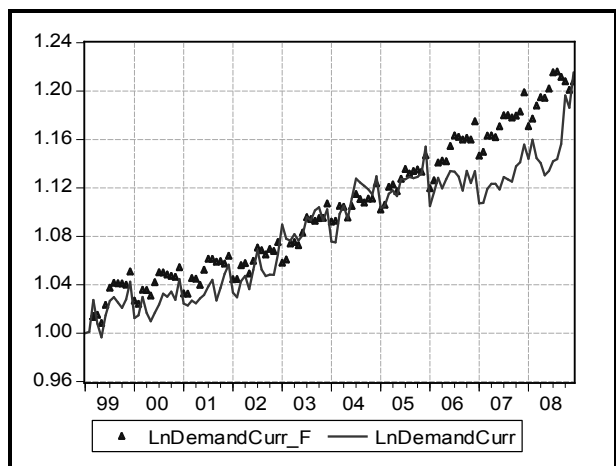


Рис. 8.2. Прогнозирование спроса на валюту со стороны населения на основании модели (22)

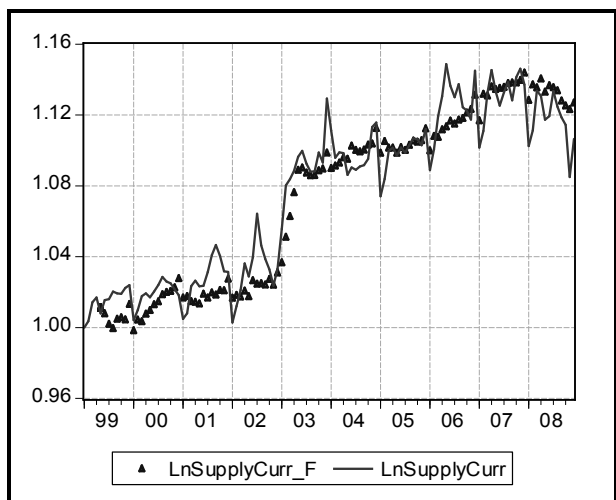


Рис. 8.3. Прогнозирование предложения валюты со стороны населения на основании модели (24)

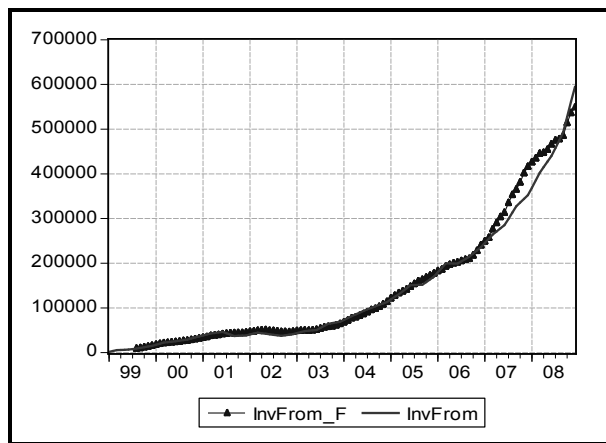


Рис. 8.4. Прогнозирование оттока капитала из РФ (реальные величины)

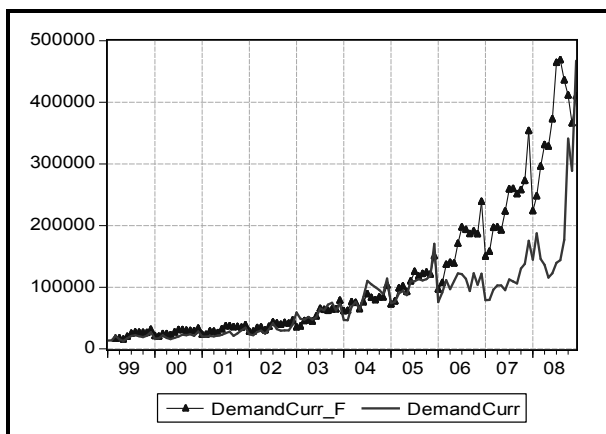


Рис. 8.5. Прогнозирование спроса на валюту со стороны населения (реальные величины)

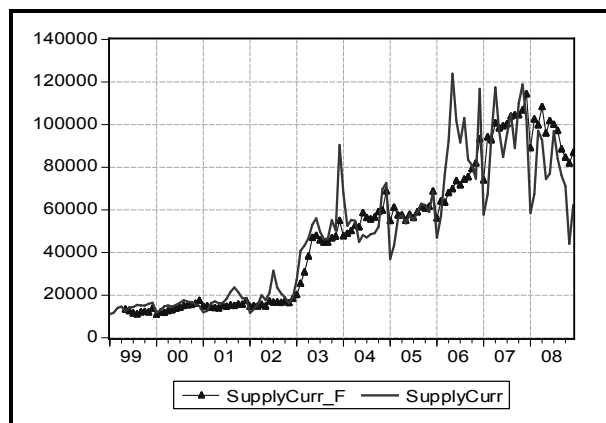


Рис. 8.6. Прогнозирование предложения валюты со стороны населения (реальные величины)

Коинтеграционное соотношение для номинального валютного курса имеет вид:

$$LnRate_t = 0.728^{(1.837)} (LnImport_t - LnExport_t) + 0.109^{(1.729)} (LnInvFrom_t - LnInvTo_t) + 2.483^{(5.817)} (LnDemandCurr_t - LnSupplyCurr_t) - 0.07^{(4.929)} LnGCR_t + 1.167. \quad (25)$$

Таблица 9

РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТА ЙОХАНСЕНА ДЛЯ
НОМИНАЛЬНОГО ВАЛЮТНОГО КУРСА

Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	λ_{trace}	5-процентное критическое значение	λ_{max}	5-процентное критическое значение
Нет	0.466650	114.4539	69.81889	52.17190	33.87687
Не менее 1	0.377882	62.28195	47.85613	39.39390	27.58434
Не менее 2	0.145146	22.88806	29.79707	13.01640	21.13162

Для номинального валютного курса модель коррекции ошибок имеет вид:

$$\begin{aligned}
 d(\text{LnRate})_t = & 0.031^{*} \text{CointLnRate}_{t-1} + \\
 & + 0.375^{*} d(\text{LnRate})_{t-1} + 0.030^{*} \\
 & * d(\text{LnImport} - \text{LnExport})_t + \\
 & + 0.019^{*} d(\text{LnInvFrom} - \text{LnInvTo})_t + \\
 & + 0.058^{*} d(\text{LnDemandCurr} - \text{LnSupplyCurr})_{t-1} + \\
 & + 0.0005^{*} d(\text{GCR}_1)_{t-1} + 0.003 \cdot \text{Seas1} - 0.96 * \text{ma}(1)
 \end{aligned} \quad (26)$$

$$R^2 = 0.63, F = 16.2, DW = 1.99.$$

В модель (26) была добавлена переменная $d(\text{GCR}_1)_{t-1}$, отображающая тот факт, была интервенция со стороны ЦБ РФ или нет. Значения ряда получены в результате нормирования первой разности динамики золотовалютных резервов ЦБ РФ GCR ³⁶.

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.

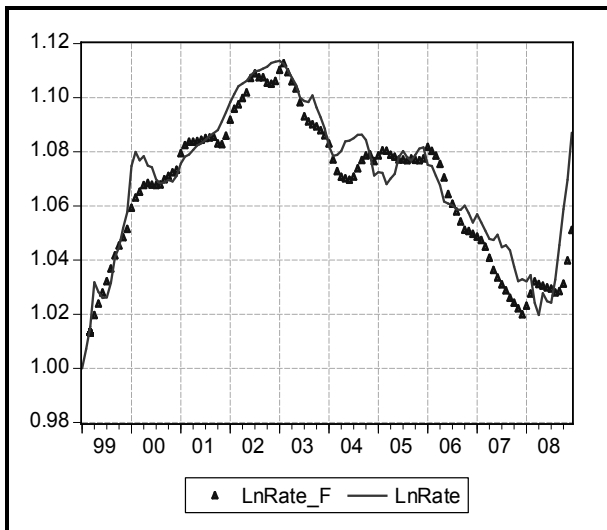


Рис. 9.1. Прогнозирование номинального валютного курса на основании модели (26)

³⁶ Включение данной переменной является «грубой» оценкой интервенции со стороны ЦБ РФ. Зависимость валютного курса Rate от $d(\text{GCR}_1)$ является прямой, так как если ЦБ РФ осуществил покупку валюты (т.е. $d(\text{GCR}_1) = 1$), то валютный курс рубля падает (растет Rate). Если же была осуществлена валютная интервенция (т.е. $d(\text{GCR}_1) = -1$), то валютный курс рубля растет (падает Rate).

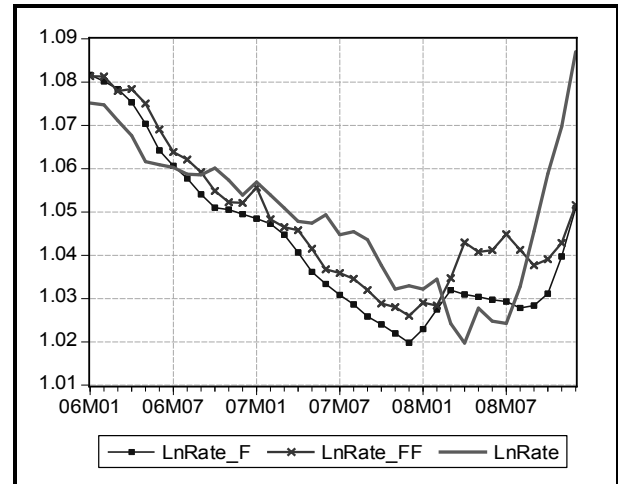


Рис. 9.2. Прогнозирование номинального валютного курса на основании модели (26)

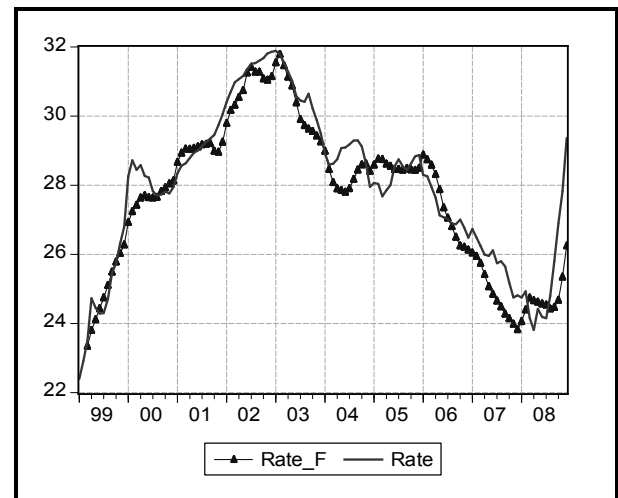


Рис. 9.3. Прогнозирование номинального валютного курса (реальные величины)

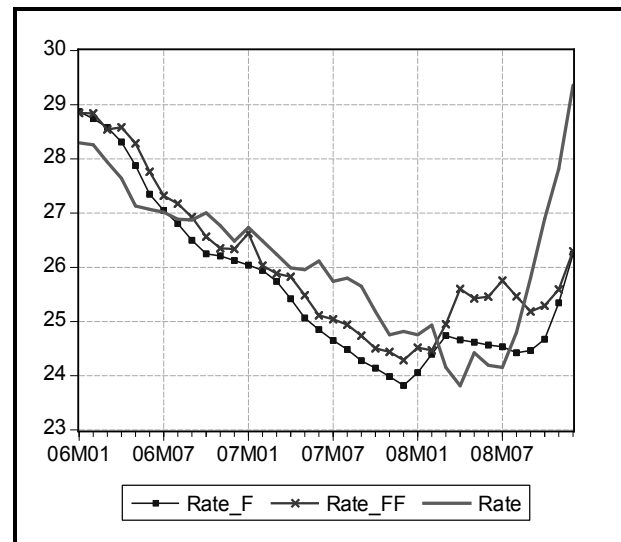


Рис. 9.4. Прогнозирование номинального валютного курса (реальные величины)

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 рисунках 7.1-7.6, 8.1-8.6, 9.1-9.4³⁷ показаны прогнозы моделируемых показателей в логарифмических индексах (с префиксом Ln) и натуральных величинах (без префикса)³⁸. Для большей наглядности, графики прогнозов реальных величин расположены под графиками логарифмов соответствующих показателей. Как видно из графиков, прогнозные значения близки к фактическим.

Так же на рисунках 9.1-9.4 показан график прогноза на 2006-2008 год для валютного курса Rate_FF, временной ряд которого получен на основании прогнозов подмоделей (см. уравнения (14), (16), (18), (20), (22), (24)). Для наглядности, на этом рисунке также приведен прогноз валютного курса на основании реальных данных Rate_F и сам график курс рубля Rate.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

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. 9.1-9.4). В сентябре 2008 года, 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. 7.1-7.6 и рис. 8.1-8.6)³⁹.

Полученные в данном исследовании коинтеграционные соотношения (см. уравнения (13), (15), (17), (19), (21), (23), (25)) и модели коррекции ошибок (см. уравнения (14), (16), (18), (20), (22), (24), (26)) как с экономической, так и с эконометрической точки зрения являются адекватными. Знаки и значения переменных согласуются с теоретическими предпосылками, которые были положены в основу моделей⁴⁰. 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 РФ, так и при разработке каких-либо экономических программ на год.

³⁷ На всех этих рисунках, в обозначении временных рядов, построенных на основании прогноза, в конце присутствуют символы **_F** (например, **Rate_F**).

³⁸ Для этого было осуществлено следующее преобразование, обратное формуле (8): $x = \exp(\ln x * \ln(x_{1999.01}))$.

³⁹ В отличие от прогноза, выполненного на основании модели номинального валютного курса рубля, прогнозы отображающие поведение участников валютного рынка в 2008 году 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.

⁴⁰ Исключение составляют лишь знаки при $d(\ln \text{RurPrc})_{t-3}$ в уравнении (18) и знак при LnS в уравнении (19).

Литература

1. Александрович Я.М. Эконометрический анализ временных рядов основных макроэкономических показателей [Текст] / Я.М. Александрович // Экономический бюллетень научно-исследовательского экономического ин-та М-ва экономики Республики Беларусь. – 2005. – №3. – С. 3-23.
2. Валютный рынок сегодня [Электронный ресурс] // Московская межбанковская валютная биржа. – Режим доступа: <http://www.micex.ru/markets/currency/>.
3. Вестник Банка России [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.cbr.ru/publ/main.asp?Prtd=Vestnik>.
4. Канторович Г.Г. Анализ временных рядов [Текст] / Г.Г. Канторович // Экономический журнал ВШЭ. – 2003. – №1. – С. 29-103.
5. Кравцов М.А. Математическое моделирование макроэкономических процессов [Текст] / М.А. Кравцов, С.Ф. Миксюк // Сб. науч. тр. – Мн. : НИЭИ Мин-ва экономики Респ. Беларусь, 2005.
6. Магнус Я.Р. Эконометрика : начальный курс [Текст] / Я.Р. Магнус, П.К. Катышев, А.А. Пересецкий. – М. : Дело, 2004.
7. Макроэкономика [Электронный ресурс] // Прайм-ТАСС : агентство экономической информации. – Режим доступа: <http://e3.primetass.ru/macro>. <http://e3.primetass.ru/macro/>.
8. Носко В.П. Эконометрика. Введение в регрессионный анализ временных рядов [Текст] / В.П. Носко. – М., 2002.
9. Панилов М.А. Разработка нового комплексного подхода к анализу динамики равновесного валютного курса [Электронный ресурс] / М.А. Панилов // Российский экономический интернет-журнал : Интернет-журнал АТиСО / Акад. труда и социал. отношений. – Электрон. журн. – М. : АТиСО, 2008. – Режим доступа: <http://www.e-rej.ru/Articles/2008/Panilov.pdf>, свободный – Загл. с экрана.
10. Панилов М.А. Расчет и анализ динамики реального эффективного курса рубля [Текст] / М.А. Панилов // Аудит и финансовый анализ. – 2009. – №2. – С. 90-95.
11. Пелипась И.В. Спрос на деньги и инфляция в Белоруссии [Текст] / И.В. Пелипась // Экономический вестник (ЭКОВЕСТ). – 2001. – №1. – С. 6-63.
12. Семенов А.М. Этот изменчивый обменный курс [Текст] : сб. статей / А.М. Семенов. – М. : Дело, 2001.
13. Статистический портал ГУ-ВШЭ [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.stat.hse.ru>.
14. Центральный банк РФ [Электронный ресурс] : офиц. сайт. – Режим доступа: <http://www.cbr.ru>.
15. Швайко П. Эконометрические модели анализа и прогнозирования емкости первичного рынка ГКО [Текст] / П. Швайко // ЭКОВЕСТ. – 2002. – №2. – С. 111-153.
16. Granger C.W. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. // Journal of Econometrics, 1981, vol. 16, №1, pp.121-130.
17. Hamilton, J.D. Time series analysis. Princeton University Press. 1994
18. Hendry D.F., Juselius K. Explaining cointegration analysis: Part II. // The Energy Journal, 2001, vol. 22, pp. 75-120.
19. Johansen S. Statistical analysis of cointegrating vectors. // Journal of Economic Dynamics and Control, 1988, vol. 12, pp. 231-254.
20. Johansen, S. (1991) Estimation and hypothesis testing of cointegration vector in Gaussian Vector Autoregressive Models. // Econometric, 1991, vol. 59, pp. 1551–1580.
21. Johansen S. The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of no stationary variables. // Econometric Reviews, 1994, vol. 13, pp. 205-229.
22. Johansen S. Modelling of cointegration in the Vector Autoregressive Model. // Economic Modelling, 2000, vol. 17, pp. 359-373.
23. Johansen S., Juselius K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. // Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1990, vol. 52, pp. 169–210.
24. Maddata G.S., Kim I.-M. Unit roots, cointegration, and structural change. Cambridge University Press, 1998.

25. Perron P. Further evidence on breaking trend function in macroeconomic variables. // *Journal of econometrics*, 1997, vol. 80, pp. 355-385.
26. Organisation for Economic Co-operation and Development [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.oecd.org>.
27. Statistical Data Warehouse [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://sdw.ecb.europa.eu>.

Ключевые слова

Валютный курс рубля; номинальный валютный курс; обменный курс, валютный курс; прогнозирование курса рубля; моделирование валютного курса рубля; импорт; экспорт; спрос на валюту со стороны населения; предложение валюты со стороны населения; инвестиции в РФ; инвестиции за границу.

Панилов Максим Алексеевич

РЕЦЕНЗИЯ

В результате развития международного рынка капитала и либеральной системы плавающих валютных курсов, значительно повысились проблемы прогнозирования и исследования динамики валютного курса. При этом эффективность действий любого из участников валютного рынка определяется как раз тем, насколько успешно будет произведен прогноз будущих значений валютного курса. Кроме того, в современных условиях мирового финансового кризиса, динамика валютных курсов, и в частности курса рубля, является настолько изменчивой, что для объяснений происходящих явлений требуется проведение дополнительных исследований.

Несмотря на то, что изучению динамики курса рубля всегда уделялось большое внимание, тем не менее, за последние годы проводились немногочисленные исследования, в которых предполагались бы новые теоретические модели или (и) осуществлялась эмпирическая проверка уже существующих моделей. Именно поэтому, вопросы исследуемые М. Паниловым имеют несомненно высокую актуальность и значимость. При этом, рецензируемая статья характеризуется новизной подхода к проблеме.

- Во-первых, в данной статье рассматривается разработанная М. Паниловым теоретическая модель валютного курса рубля, в основе которой лежат факторы, влияющие на спрос и предложение валюты, представляющие группы участников валютного рынка: экспортеры, импортеры, инвесторы, население, центральный банк.
- Во-вторых, в статье разработаны модели, определяющие поведение перечисленных участников, а уровень номинального валютного курса формируется с учетом вклада каждого из участников.
- В третьих, в данной работе осуществляется эмпирическая проверка, предложенных моделей: производится эконометрическое моделирование экспорта, импорта, спроса и предложения валюты со стороны населения и инвесторов, номинального валютного курса рубля.

В работе использовался временной интервал с января 1999 г. по декабрь 2008 г. На данном интервале производилась эмпирическая проверка перечисленных выше моделей. При этом использовались месячные данные, а для оценки прогнозных возможностей всех моделей, указанный временной диапазон был разбит на два интервала: с января 1999 г. по декабрь 2005 г и с января 2006 г. по декабрь 2008 г.

При эконометрическом моделировании автором статьи были проделаны следующие этапы:

- произведена оценка порядка интегрируемости для временных рядов, преобразованных в логарифмические индексы;
- с помощью применения процедуры Йохансена были выявлены долгосрочные связи между переменными, включенными в отдельные модели;
- оценены модели коррекции регрессионных остатков (ECM);
- для проверки прогностических возможностей полученных ECM моделей были осуществлены одношаговые прогнозы на 3 года.

При этом необходимо отметить, что автор статьи кратко излагает используемые им эконометрические методики: рассматриваются модели, лежащие в основе тестов для проверки на стационарность (расширенный тест Дики-Фулера, тест Филлипса-Перрона) и приводится суть теста Йохансена, используемого для установления коинтеграционных соотношений. Описание применяемых эконометрических подходов позволяет глубже понять принципы эмпирического моделирования осуществленных М. Паниловым.

С точки зрения статистических характеристик и графиков прогнозов, полученные в данной работе эмпирические модели являются приемлемыми. При этом стоит отметить, что итоговая модель валютного курса рубля на временном интервале, используемом для прогнозирования (с января 2006 г. по декабрь 2008 г.), достаточно точно определяла динамику курса национальной валюты. Так, на основании представленных в статье графиков, в начале 2006 г., модель предсказала укрепление рубля, а в сентябре 2008 г., в условиях мирового финан-

сового кризиса, моделью была предсказана девальвация рубля. Таким образом, можно сделать вывод, что модель автора выдает достоверные результаты не только при стабильной внешне- и внутриэкономической обстановке, но также и в условиях мирового кризиса. Данный факт демонстрирует состоятельность как теоретической, так и эмпирической моделей, разработанных автором статьи.

Данная статья была бы полезна экономистам – ученым и практикам, работающим в финансовой и внешнеэкономической сферах.

Стоит отметить, что на основании полученных эмпирических моделей в данной работе могли бы быть представлены сценарные прогнозы динамики курса рубля на 2009-2010 гг. При этом должны быть выделены как минимум три сценарных прогноза: оптимистический, пессимистический и прогноз без изменения динамики экономических показателей, наблюдаемых за последние полгода. Это позволило бы глубже осознать не только возможности разработанных теоретических и эмпирических моделей, но и понять суть происходящих в нашей стране процессов. Однако, отмеченное замечание не снижает общей аналитической ценности полученных результатов, представленных в статье М. Панилова.

Давая итоговую оценку рецензируемой статьи, можно с уверенностью утверждать, что разработанные М. Паниловым теоретические и эмпирические модели обладают элементами научной новизны и способствуют расширению нашего понимания процессов формирования валютных курсов, что является достаточным основанием для того, чтобы рекомендовать ее для публикации в научном журнале.

Тарануха Ю.В., д.э.н., профессор кафедры экономической теории ИППК Московского государственного университета им. М.В. Ломоносова

3.4. NOMINAL ROUBLE EXCHANGE RATE MODEL BASED ON FUNDAMENTAL FACTORS

M.A. Panilov, the Post-graduate Student

Moscow State University

At the article is investigated the econometric model of the rouble exchange rate. The model is based on the factors influencing the rouble exchange rates. These factors represent currency market participants groups: exporters, importers, investors, population. In the article is carried out modelling of behaviour these currency market participants. Thus the future rouble exchange rate dynamics forecast is based on the forecasts received from these submodels. The article consists of five sections: in introduction the short review of theoretical model is presented; in the second section description and specification of the models are resulted; the third section is devoted to the description of the used data, the analysis of the integration order; in the fourth section the cointegration analysis and error correction models developing is implemented; in the conclusion all results are summed.

Literature

1. J.A. Aleksandrovich. Econometric analysis of the main macroeconomic indicators time series.// *The economic bulletin of Belarusian economics ministry research institute*, 2005, vol. 3, pp.3-23.
2. G.G. Kantorovich. Time series analysis. // *The HSE economic journal*, 2003, vol. 1, pp.29-103.
3. M.A. Kravtsov, S.F. Miksjuk. Mathematical modelling of the macroeconomic processes.// *Science works of Belarusian economics ministry research institute*, 2005.
4. J.R. Magnus, P.K. Katyshev, A.A. Resetsky. *Econometric theory*. – M.: Business, 2004.
5. V.P. Nosko. *Econometric. Introduction to theory of time series regression analysis*. – Moscow, 2002
6. M.A. Panilov. Development of the new complex approach to equilibrium exchange rate analysis. // *Russian economic internet journal [the Electronic resource]: Internet journal ATiSO / Academy of work and social relations– Electron. jurn.* – M: ATiSO, 2008. – num. state registration 0420600008. – access mode: <http://www.e-rej.ru/Articles/2008/Panilov.pdf>.

7. M.A. Panilov. Calculation and the analysis of the real effective rouble exchange rate dynamics. // Audit and financial analysis, 2009, vol.2, p. 90-95.
8. I.V. Pelipas. Demand on money and inflation in Belarus.// The economic bulletin (ECOVEST), 2001, vol. 1, p. 6-63.
9. A.M. Semenov. This changeable exchange rate: the collection of articles. – M.: Business, 2001.
10. P. Shvajko. Econometric models for analysis and forecasting primary market capacity of the state obligations.// The economic bulletin (ECOVEST), 2002, vol.2, p. 111-153.
11. C.W. Granger. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. // Journal of Econometrics, 1981, vol. 16, №1, p.121-130.
12. J.D. Hamilton. Time Series Analysis. Princeton University Press. 1994.
13. D.F. Hendry, K. Juselius. Explaining Cointegration Analysis: Part II. // The Energy Journal, 2001, vol. 22, pp. 75-120.
14. S. Johansen. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. // Journal of Economic Dynamics and Control, 1988, vol. 12, p. 231-254.
15. S. Johansen. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Autoregressive Models. // Econometric, 1991, vol. 59, p. 1551-1580.
16. S. Johansen. The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables. // Econometric Reviews, 1994, vol. 13, p. 205-229.
17. S. Johansen. Modelling of Cointegration in the Vector Autoregressive Model. // Economic Modelling, 2000, vol. 17, p. 359-373.
18. S. Johansen, K. Juselius. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. // Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1990, vol. 52, p.169-210.
19. G.S. Maddata, I.-M. Kim. Unit roots, cointegration, and structural change. Cambridge University Press, 1998.
20. P. Perron. Further evidence on breaking trend function in macroeconomic variables. // Journal of econometrics, 1997, vol. 80, p. 355-385.
21. <http://www.cbr.ru/publ/main.asp?Prtid=Vestnik>
22. <http://www.oecd.org>
23. <http://sdw.ecb.europa.eu>
24. <http://www.stat.hse.ru>
25. <http://www.cbr.ru>
26. <http://www.micex.ru/markets/currency/>
27. <http://e3.prime-tass.ru/macro/>

Keywords

Rouble exchange rate; nominal exchange rate; the rate of exchange; the exchange; forecast rouble exchange rate; modeling rouble exchange rate; import; export; demand for currency with the population; currency offer from the population; investments into the Russian Federation; investments abroad.