

Институт экономики переходного периода

Научные труды № 136Р

С. Дробышевский, Г. Кузьмичева,
Е. Синельникова, П. Трунин

**Моделирование спроса на деньги
в российской экономике
в 1999–2008 гг.**

Под редакцией
д.э.н. С.Г. Синельникова-Мурылева

ИЭПП
Москва
2010 г.

УДК 336.741.237(470+571)''1999/2008''
ББК 65.262.63(2Рос)

М74 **Моделирование спроса на деньги в российской экономике в 1999–2008 гг.** / С. Дробышевский [и др.] ; , под ред. С. Г. Синельникова-Мурылева. – М.: ИЭПП, 2010. – 144 с. (Научные труды / Ин-т экономики переходного периода; № 136Р). – ISBN 978-5-93255-287-2.

И. Дробышевский, Сергей Михайлович.

П. Синельников-Мурылев, Сергей Германович, ред.

Агентство СІР РГБ

Работа посвящена поиску факторов, влияющих на спрос на деньги в России, и анализу стабильности полученной функции спроса на деньги. К анализу спроса на деньги в России применяется метод динамических наименьших квадратов, позволяющий на сравнительно небольших выборках получать оценки, обладающие хорошими статистическими свойствами. Анализ факторов, определяющих изменения темпов инфляции в РФ, показывает, что инфляционные процессы в российской экономике имеют очевидный монетарный характер.

Modeling monetary demand in the Russian economy over 1999–2008.

Authors: S.Drobyshevsky, G.Kuzmicheva, E.Sinelnikova, P.Trunin (edited by S.G. Sinelnikov-Murylev, Doctor of economic science).

The study is dedicated to the search of the factors affecting monetary demand in Russia, and the analysis of the achieved stability level in monetary demand. The analysis of the monetary demand in Russia is made with the help of dynamic least-squares method, allowing to obtain statistically adequate estimates from relatively small sampling observations. Analysis of the core inflation indicators in the RF demonstrates an explicit monetary nature of inflation in the Russian economy.

JEL Classification: E41, E31, E52, C22.

Настоящее издание подготовлено по материалам исследовательского проекта Института экономики переходного периода, выполненного в рамках гранта, предоставленного Агентством международного развития США.

УДК 336.741.237(470+571)''1999/2008''
ББК 65.262.63(2Рос)

ISBN 978-5-93255-287-2

© Институт экономики переходного периода, 2010

Содержание

Введение	5
Глава 1. Теории спроса на деньги	7
Глава 2. Эмпирические исследования спроса на деньги. Некоторые эконометрические проблемы	16
§ 1. Мировой опыт исследования спроса на деньги	16
§ 2. Спрос на деньги в России.....	24
Глава 3. Моделирование и анализ спроса на деньги в российской экономике	27
§ 1. Постановка задачи.....	27
§ 2. Описание исходных данных	31
§ 3. Выбор способа оценивания функции спроса на деньги	34
§ 4. Анализ стационарности временных рядов.....	37
§ 5. Анализ временных рядов на наличие сезонных единичных корней	48
§ 6. Оценка модели спроса на деньги	51
Глава 4. Моделирование динамики инфляции в российской экономике	62
§ 1. Введение	62
§ 2. Описание данных	64
§ 3. Анализ стационарности временных рядов.....	67
§ 4. Исследование инерционности цен.....	69
§ 5. Коинтеграция	70
§ 6. Метод оценки модели	72
§ 7. Оценка модели МНК с коррекцией ошибок	73
§ 8. Анализ прогнозных свойств модели	75
§ 9. Анализ стабильности коэффициентов	77
Заключение	81
Список литературы	84
Приложение А	89
Приложение В	92
Приложение С	100
Приложение D	102
Приложение E	104

Приложение F	116
Приложение G	119
Приложение H	126
Приложение I	128
Приложение J	134
Приложение K	136

Введение

Существование стабильной функции спроса на деньги в экономике любой страны является важной предпосылкой проведения эффективной монетарной политики. Проблеме спроса на деньги посвящено большое количество теоретических и эмпирических работ. Значительная часть исследований свидетельствует о существовании стабильной функции спроса на деньги в развитых странах. Однако вопрос существования подобных функций в странах с переходной экономикой является куда более спорным, и в последнее время интерес к этой проблеме все возрастает. Она важна как с теоретической, так и с практической точки зрения. Нахождение стабильной функции спроса на деньги в стране с переходной экономикой свидетельствует прежде всего о том, что имеет место сдвиг в сторону становления рыночных механизмов. Более того, существование стабильной функции спроса на деньги позволяет использовать денежный агрегат в качестве промежуточной цели монетарной политики, стабилизационная роль которой велика, поскольку такая функция спроса в том числе тесно связана с инфляционными процессами, представляющими собой важнейшую проблему.

Основная цель данной работы – поиск стабильной функции спроса на деньги в России в посткризисный период и определение факторов, влияющих на спрос на деньги в России.

В наших предыдущих исследованиях (*Дробышевский, Носко, Энтов, Юдин, 2001; Дробышевский, Козловская, 2002*) основное внимание уделялось моделированию динамики индекса потребительских цен. Анализ

факторов, определяющих изменения темпов инфляции, показал, что инфляционные процессы в российской экономике имеют явный монетарный характер. Динамика индекса потребительских цен хорошо описывалась авторегрессионной моделью с учетом темпов роста цен и денежной массы за ряд предыдущих месяцев. Анализ на подпериодах позволил выявить влияние реального выпуска (индекса интенсивности промышленного производства) на изменение спроса на деньги. Однако ввиду малого количества наблюдений более детальный анализ взаимодействия денежной политики и реального сектора экономики не проводился.

В период быстрого роста российской экономики (1999 г. – первая половина 2008 г.) характер многих процессов, определяющих равновесие на денежном рынке, взаимодействие реального и финансового секторов экономики и динамику цен, претерпел ряд изменений, и в настоящее время существует необходимость, а также возможность более глубокого изучения различных аспектов денежно-кредитной политики, проводимой ЦБ РФ. Возможность такого анализа определяется наличием достаточно длинного (по сравнению с предыдущими исследованиями) ряда наблюдений. Полученные на таких данных результаты являются более надежными.

Современные методы анализа спроса на деньги лежат в сфере коинтеграционных регрессий и корректирующих динамических моделей. Оригинальность данного исследования заключается в том, что к анализу спроса на деньги в России впервые будет применен так называемый метод динамических наименьших квадратов (DOLS), который позволяет на сравнительно небольших выборках получать оценки, обладающие хорошими свойствами.

Работа имеет следующую структуру. В первой главе представлен обзор ряда теоретических работ, освещающих различные вопросы, связанные со спросом на деньги. Вторая глава посвящена эмпирическим исследованиям спроса на деньги за продолжительный период времени, в ней также говорится о некоторых эконометрических проблемах, с которыми сопряжен анализ спроса на деньги. Третья и четвертая главы содержат непосредственно исследовательскую часть работы, т.е. моделирование и анализ функции спроса на деньги в России и динамики индекса потребительских цен. В заключении подводятся итоги исследования.

Глава 1. Теории спроса на деньги

Основы количественной теории денег были заложены работой Copernicus (1517). Впоследствии количественной теории в ее общем понимании были посвящены работы таких экономистов, как David Hume (1748), John Stuart Mill (1848). Развитию этой теории способствовали Simon Newcomb (1885), Alfred de Foville (1907), Irving Fisher (1911) и Ludwig von Mises (1912).

Разделом экономики, занимающимся непосредственно спросом на деньги, количественная теория денег стала в формулировке Milton Friedman (1956)¹. В этой работе Фридмен, оговариваясь, что он описывает лишь частную модель количественной теории денег, приводит соображения о том, что количественная теория – это теория спроса на деньги, которая представляет собой один из разделов теории капитала. При этом спрос на деньги формально можно сравнить со спросом на товары и услуги. Поэтому спрос на деньги (как и другие активы) определяется следующими факторами:

- 1) богатством общества – аналогом бюджетного ограничения;
- 2) альтернативными издержками хранения денег и иных активов;
- 3) целями и предпочтениями агентов относительно хранения своего богатства в виде различных активов.

Фридмен отмечает, что анализ спроса на деньги строится на максимизации функции полезности агентов, которая зависит от реальных переменных: «Спрос на деньги в реальном выражении должен записываться как

1 Впервые работа была опубликована в 1956 г. Далее в работе ссылки даются по изданию на русском языке 1996 г.

функция реальных переменных, не зависящих от номинальных денежных единиц» (Фридмен, 1996).

При этом принимается гипотеза о том, что «спрос на деньги в высшей степени стабилен, более стабилен, чем, например, функция потребления...»¹. Функция спроса на деньги рассматривается в качестве инструмента для определения величин (например, уровня денежного дохода, цен), играющих ключевую роль в экономическом анализе. То есть денежная масса служит промежуточной целью проводимой политики для дальнейшего влияния, например, на выпуск и цены.

Именно по этой причине большая часть исследований в области спроса на деньги направлена на поиски стабильных функций, поскольку в случае нестабильности спроса на деньги рушатся основные взаимосвязи между переменными, исчезает возможность влияния на выпуск и цены через денежные агрегаты. То есть проведение монетарной политики в стране становится крайне затруднительным, поскольку ее результат становится неопределенным.

Помимо классической количественной теории существуют также другие подходы к изучению спроса на деньги.

T.N. Carver (1934) критиковал классическую теорию денег, поскольку она в значительной степени занималась вопросами предложения денег, не уделяя должного внимания спросу на деньги, который принимался неизменным и зависящим исключительно от предложения товаров и услуг на рынке. Carver полагал, что подобный взгляд на вещи неверен ни с теоретической, ни с практической точки зрения. Рассуждая о самом понятии «деньги» и о спросе на деньги, Carver приходит к выводу, что при проведении монетарной политики недостаточно контролировать предложение денег, – спрос на деньги и контроль над ним не менее важен. При этом он выделяет четыре причины спроса на бумажные деньги (желание иметь бумажные деньги): они подлежат выкупу (речь идет о золотом стандарте: доллары США в 1934 году, на момент написания работы Carver, можно было обменять на золото, исходя из установленной пропорции); признание их государством (например, налоги собираются в виде денежных взносов);

1 В частности, Фридмен писал: «Под стабильностью понимается сохранение вида функции, связывающей количество денег с переменными, его определяющими». По мнению Фридмена, «количественная теория должна ограничить и представить в явном виде те переменные, которые необходимо, с эмпирической точки зрения, ввести в эту функцию. Увеличивать число переменных, рассматриваемых как существенные, – значит лишать предлагаемую гипотезу ее эмпирического содержания, ибо какая в конце концов разница, считать ли функцию спроса на деньги очень нестабильной или считать ее абсолютно стабильной, но зависящей от большого числа переменных» (Фридмен, 1996).

они являются законным платежным средством, и четвертая причина, вытекающая из предшествующих и основанная на традиции, – их признают частные продавцы. Далее Carver заключает, что деньги, обладающие всеми четырьмя свойствами, обращаются на рынке в большем количестве и без обесценения, чем в случае отсутствия какого-то из свойств.

С.Е.У. Leser (1943) также полагал, что деньги нельзя считать обычным товаром, и был не согласен с классической теорией, строившейся на предположении о том, что доход агента в точности равен его расходам за период, т.е. на том, что деньги являются товаром (здесь уместно сравнение денег с товаром, который приобретается и потребляется в один период времени). Leser аргументировал свою позицию тем, что, во-первых, доходы и расходы зачастую имеют расхождения во времени; во-вторых, что полезность денег (в отличие от товаров), т.е. покупательная способность денег, зависит от цен.

На основании анализа функции полезности агента Leser показал, что из нее может быть строго выведена функция спроса на деньги. Он первым дополнил модель потребления агента, из которой выводится функция спроса на деньги, переменной сбережений в наличной форме, которые агент держит на случай непредвиденных снижений дохода и возросшего спроса. Leser также обошел сложности, связанные с зависимостью полезности денег от цен и с тем, что использование денег и спрос на них разнесены во времени.

Джон Мейнард Кейнс (*Keynes, 1936*)¹ также противопоставлял свои выводы классической теории, которая господствовала в теории и практике того времени. Кейнс исходил из того, что классическая теория применима лишь к некоторой экономической ситуации, сложившейся ввиду определенных предпосылок, и в случае применения ее на практике могут возникнуть катастрофические последствия.

При анализе спроса на деньги Кейнс вводил понятие «предпочтения ликвидности»², которое выступает как «тенденция, характеризующая функцию, или взаимосвязь потенциальных значений двух величин», что, по сути, является желаемым количеством денег при данной норме процента.

Кейнс выделял три мотива предпочтения ликвидности:

1) транзакционный мотив;

1 Впервые работа была опубликована в 1936 г. Далее в работе ссылки даются по изданию на русском языке 2002 г.

2 Имеется в виду, что «предпочтение ликвидности индивидуума задается графиком, который характеризует, какие количества своих ресурсов (оцененных в деньгах или единицах заработной платы) данный индивидуум желает удерживать в форме денег в различных ситуациях» (*Кейнс, 2002*).

- 2) мотив предосторожности;
- 3) спекулятивный мотив.

Позже в экономической теории были развиты соображения относительно спроса на деньги, основывающиеся на всех трех мотивах.

Для Кейнса транзакционный мотив (мотив обращения) – это «потребность в наличных деньгах для текущих сделок потребительского или производственного характера» (Кейнс, 2002).

Исследованием этого вида спроса занимался, в частности, William Baumol (1952), полностью абстрагируясь от оставшихся двух. Суть его модели состоит в следующем. В течение рассматриваемого периода агент понесет траты в размере T . Для этих целей у него существуют два способа получения наличности: занять деньги или изъять их из некоторого капиталовложения. В любом случае это будет сопряжено с процентными издержками (во втором случае речь идет об издержках упущенных возможностей) в размере i процентов. Кроме того, изъятие наличности, распределенное равномерно в течение периода, возможно в виде стандартных сумм (лотов) в размере C . Каждое изъятие сопряжено с дополнительными фиксированными – так называемыми «брокерскими» – издержками b . В этом случае общая сумма «брокерских» издержек равна $\frac{bT}{C}$ ($\frac{T}{C}$ – количество изъятий за период).

Если траты агента равномерно распределены во времени, средняя величина наличных денег на руках будет равна $\frac{C}{2}$, а неполученный процентный доход – $\frac{iC}{2}$. Таким образом, индивид сталкивается со следующими издержками, которые он несет за возможность обладать наличными средствами: $\frac{bT}{C} + \frac{iC}{2}$. Поскольку агент рационален, он будет стремиться минимизировать эту функцию, и решением задачи будет следующее значение C , такое, что $C = \sqrt{\frac{2bT}{i}}$.

Baumol приходит к выводу, что рационально действующий индивид выбирает уровень наличных денег пропорционально квадратному корню величины предстоящих сделок. Также видно, что спрос на наличные деньги отрицательно зависит от ставки процента i .

Позднее James Tobin (1956) опубликовал работу, посвященную эластичности транзакционного спроса на деньги по проценту. Возвращаясь к идее разнесенных во времени потоков доходов и расходов, Tobin замечает, что необходимые для совершения сделок деньги не обязательно должны иметь наличную форму: возможно распределение всех активов индивида между бумажными деньгами и активами, приносящими процентный доход. В

качестве альтернативного наличности актива Tobin использует облигации, поскольку они, во-первых, не являются средством платежа, а во-вторых, облигации приносят доход¹, и по ним отсутствует риск дефолта или изменения процентной ставки.

Таким образом, вслед за Baumol Tobin строго показывает, что спрос на наличные деньги имеет обратную зависимость от ставки процента, и приходит к ряду важных выводов. Во-первых, он показывает, что, для того чтобы избежать потери процентного дохода, все сделки – независимо от объема – по переводу денег в облигации должны совершаться в начальный момент времени. Обратная операция не должна осуществляться до полного истощения наличных запасов, что объясняется целью получения максимального дохода. Во-вторых, оптимальная доля облигаций в общей величине рассматриваемых активов² изменяется прямо пропорционально ставке процента, а доля наличности – обратно пропорционально ставке. Последнее верно для ставок процента достаточно высоких по сравнению с общими транзакционными издержками агента.

Основной вывод работы состоит в том, что диапазон ставок, для которых транзакционный спрос на деньги чувствителен к их изменению, расширяется по мере увеличения дохода индивида. Однако агенты, имеющие небольшой доход, хранят все деньги в виде наличности, поскольку не считают оправданным переводить часть активов в облигации. При этом «крупные» агенты, по мнению Tobin, являются куда более чувствительными к ставке процента, поскольку они имеют возможность получать значительный процентный доход. Tobin также утверждал, что скорость обращения денег для совершения сделок может быть выше в моменты экономического процветания, нежели во времена спада, даже при неизменной ставке процента. Однако ошибочно полагать, что данная скорость непосредственно зависит от величины денежного дохода. В данном случае значение имеет объем сделок в сравнении с транзакционными издержками.

Кейнс (1936) выдвинул идею мотива предосторожности спроса на деньги: «Дополнительное основание для хранения наличных денег заключается в том, чтобы обеспечить резерв для всякого рода случайностей, требующих внезапных расходов, или на случай появления неожиданных перспектив выгодных покупок, а также в стремлении сохранить имущество,

1 Для удобства предполагается, что наличные деньги не приносят доход. В случае если эта предпосылка не верна, под «процентом» подразумевается разница в доходностях облигаций и наличных денег.

2 Наличные деньги и активы, приносящие процентный доход.

ценность которого фиксирована в деньгах, для покрытия в последующем денежных обязательств» (Кейнс, 2002).

Позднее Whalen (1966) предложил расширение идеи Кейнса. Он заметил, что причиной нехватки ликвидности у агента может служить неопределенность относительно не только непредвиденных расходов, но и времени получения дохода. Другими словами, спрос на деньги из мотива предосторожности есть следствие того, что чистые выплаты агента являются нестабильными. Whalen выделяет три фактора, определяющих оптимальный размер денежных средств:

- 1) издержки неликвидности;
- 2) альтернативные издержки хранения денег исходя из предосторожности;
- 3) средняя сумма и волатильность доходов и расходов.

Исходя из вышесказанного целевая функция (суммарных издержек управления наличностью из мотива предосторожности), которую агент стремится минимизировать, имеет следующий вид:

$$E = M \cdot r + p \cdot c,$$

где $M \cdot r$ – альтернативные издержки хранения денег из мотива предосторожности, т.е. недополученный процентный доход; p – вероятность финансового «затруднения», которое имеет место в случае, если непредвиденные чистые расходы превышают объем денежных средств из мотива предосторожности; c – функция издержек, зависящая от размеров финансового «затруднения»; $p \cdot c$ – ожидаемые издержки отдельного случая нехватки денег.

Таким образом, спрос на деньги из мотива предосторожности положительно зависит от издержек финансового «затруднения» и от роста неопределенности относительно распределения чистых выплат, а также отрицательно зависит от ставки процента r .

S.C. Tsiang (1969), исследуя вопросы, связанные со спросом на деньги с точки зрения запасов, исходит из модели, где, кроме наличных денег, агенту доступны краткосрочные облигации и менее ликвидные долгосрочные облигации. То есть имеющиеся средства агент распределяет определенным образом среди этих трех видов активов. Tsiang выделяет четыре фактора, влияющих на спрос на деньги из мотива предосторожности:

- 1) изменение ожидаемого уровня расходов агента;
- 2) изменение ликвидности краткосрочных активов;
- 3) экзогенное увеличение доли первоначальных вложений в краткосрочные активы;
- 4) изменение краткосрочной ставки процента.

Согласно работе Кейнса (1936) спекулятивный мотив – это «намерение приберечь некоторый резерв, чтобы с выгодой воспользоваться лучшим по сравнению с рынком знанием того, что принесет будущее» (Кейнс, 2002). По мнению Кейнса, именно спекулятивный мотив объясняет связь между денежной массой и процентом¹.

Соотношение между спекулятивным спросом и ставкой процента объясняется следующими соображениями. Кейнс пишет о том, что неуверенность в отношении будущей динамики нормы процента является единственной причиной хранения денег, руководствуясь спекулятивным мотивом². Далее Кейнс заключает, что значение имеет не абсолютная норма процента, а ее отклонение от так называемого «надежного уровня». Здесь же приводится объяснение того факта, что при падении процента спекулятивный спрос на деньги будет расти:

1) если общественное представление относительно «надежного уровня» нормы процента остается неизменным, то падение процента понижает рыночную ставку относительно «надежного уровня» и, как следствие, увеличивает вероятность роста спроса на деньги;

2) так как снижение нормы процента приводит к падению текущих доходов населения, полученных от активов, в которые они ушли в результате отказа от наличных денег. То есть при падении процента агенты будут стремиться увеличить объем наличных денег вследствие снижения альтернативных издержек хранения денег.

Поскольку, по Кейнсу, только спекулятивный спрос на деньги объясненным выше образом зависит от процента, суммарный спрос можно представить в следующем виде:

$$M = M_1 + M_2 = L_1(Y) + L_2(i),$$

где M_1 – объем наличных денег, отвечающих транзакционному мотиву и мотиву предосторожности;

1 В частности, Кейнс (1936) писал: «В нормальных обстоятельствах количество денег, требуемое для того, чтобы удовлетворить мотивы обращения и предосторожности, зависит главным образом от общей активности экономической системы и от уровня денежного дохода. Но именно посредством воздействия на спекулятивный мотив управление денежной системой... приводит к желаемым экономическим результатам. Спрос на деньги, отвечающий остальным мотивам, обычно не реагирует на какие бы то ни было воздействия, за исключением случаев действительных изменений уровня общей экономической активности и величины дохода. В то же время опыт показывает, что совокупный спрос на деньги, отвечающий спекулятивному мотиву, обычно гибко реагирует на постепенные изменения нормы процента» (Кейнс, 2002).

2 Если в будущем ставки вырастут, то, вложив деньги в активы «завтра», индивид сможет получить больший процентный доход, чем если бы он перевел деньги в активы «сегодня».

$L_1(Y)$ – соответствующая функция (предпочтения) ликвидности с доходом в качестве аргумента;

M_2 – объем наличных денег, отвечающих спекулятивному мотиву;

$L_2(i)$ – соответствующая функция ликвидности с процентом в качестве аргумента.

Несколько позже ключевое предположение Кейнса относительно «надежного уровня» нормы процента подверглось критике Leontief (1947) и Fellner (1946). Поскольку, если предположить, что любое изменение нормы процента может сопровождаться аналогичным изменением «надежного уровня», перераспределение между облигациями и деньгами не будет иметь место.

Другое объяснение существования отрицательной взаимосвязи между ставкой и спекулятивным спросом на деньги можно найти в работе Tobin (1958), посвященной анализу спроса на деньги с позиции портфельного подхода.

Логика модели следующая. Индивид может хранить свои активы в двух формах: наличные деньги и консоли. Однако будущая доходность по консолям является неизвестной величиной, что провоцирует возможные риски, связанные с потерей или получением дохода. Для простоты предположим, что наличные деньги и консоли распределены в портфеле индивида в некоторых пропорциях и что наличные деньги не приносят доход. Tobin предполагал наличие у агента предпочтений относительно ожидаемой доходности и риска портфеля, представимых в виде поля кривых безразличия, которые используются для решения задачи выбора оптимального количества консолей. Такое решение зависит от типа инвестора, т.е. от формы кривых безразличия функции полезности. При этом в случае роста ставки процента возникающий эффект замещения смещает точку выбора агента в сторону портфеля с большим риском, т.е. происходит сокращение доли наличных денег и увеличение доли консолей. С другой стороны, эффект дохода заставляет инвестора двигаться в обратную сторону: к увеличению доли наличности и снижению доли консолей в портфеле, так как возросшая ставка позволяет получить более высокий процентный доход при меньшем уровне риска. Для частного случая Tobin показал, что эффект замещения превосходит эффект дохода, что означает существование отрицательной взаимосвязи между процентом и деньгами.

Bernanke и Blinder (1988) модифицируют стандартную модель IS-LM¹,

1 В стандартной модели деньги и кредитные инструменты в некоторой степени несимметричны: деньгам присваивается особый статус, в то время как займы, облигации и прочие долговые инструменты объединяются общим термином «рынок облигаций».

основываясь на предположении о том, что займы и облигации не являются совершенными субститутами. В предложенной модели шоки предложения кредитов и спроса на них оказывают независимое влияние на совокупный спрос. Как следствие, относительная важность денег и кредита в качестве индикатора проводимой политики зависит от различий влияния шоков спроса на деньги и спроса на кредиты¹.

Arrau и Gregorio (1991) описывают модель транзакционного спроса на деньги вечно живущего агента.

$$\log m_t = \eta_t + \phi_t \log c_t + \alpha \delta_t + v_t ,$$

где m_t – денежный агрегат;

c_t – уровень потребления;

δ_t – показатель, характеризующий финансовую инновацию.

Отличительной чертой модели является тот факт, что константа является случайным блужданием: $\eta_t = \eta_{t-1} + \varepsilon_t$.

Авторы, пытаясь решить проблему «missing money»², т.е. сдвигов в спросе на деньги, дополняют теоретическую модель спроса на деньги финансовыми инновациями (например, появление кредитных карт), которые вводятся в качестве шоков, имеющих долговременное влияние на спрос на деньги.

Возвращаясь к работе Milton Friedman (1956), заметим, что спрос на деньги зачастую интересует как теоретиков, так и практиков с точки зрения стабильности функции, выражающей взаимосвязь между деньгами и факторами, определяющими спрос на них. Столь пристальное внимание к вопросу стабильности спроса на деньги объясняется тем, что он лежит в основе множества макроэкономических моделей. Таким образом, в случае нестабильности функций спроса на деньги множество моделей монетарной экономики теряют смысл.

Интерес к исследованию вопроса стабильности функций спроса на деньги привел к появлению множества эмпирических работ на эту тему. О некоторых работах будет подробнее рассказано во второй главе данной работы.

1 В статье приводятся доказательства того, что в 1980-е гг. шоки спроса на деньги были значительнее по своему влиянию, чем шоки спроса на кредиты.

2 Goldfeld (1976), оценив функции спроса на деньги для США, получил, что прогнозы предсказывают объемы денежной массы большие, чем есть на самом деле.

Глава 2. Эмпирические исследования спроса на деньги. Некоторые эконометрические проблемы

Основной целью исследований спроса на деньги в последние десятилетия был поиск ответа на вопрос, являются ли соответствующие функции стабильными. Вспомним о том, что Фридмен под стабильностью понимал сохранение вида соответствующей функции. Позднее с развитием эконометрики и аппарата формального анализа под стабильностью функции стали понимать некоторые частные характеристики уравнений, эконометрическую стабильность стохастических процессов. В частности, стабильность модели векторной авторегрессии (VAR) в широком смысле может пониматься как ответ на вопрос: затухает ли со временем отклик при влиянии шока¹ в одном из уравнений VAR? В случае положительного ответа модель стабильна. В случае отрицательного – нестабильна. При этом стабильная VAR является стационарной. Рассмотрим для простоты VAR первого порядка:

$$y_t = \mu + \Pi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t = (I + \Pi_1 + \Pi_1^2 + \dots + \Pi_1^{t-1})\mu + \Pi_1^t y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \Pi_1^i \varepsilon_{i+1}.$$

Условием стабильности такой модели является следующее: все собственные значения матрицы Π_1 по модулю должны быть меньше единицы.

Еще одним критерием стабильности модели может быть статистическая неизменность коэффициентов уравнения со временем².

§ 1. Мировой опыт исследования спроса на деньги

Классическая работа Cagan (1956) посвящена исследованию гиперин-

1 Shock of innovation (ε_t).

2 Примером теста на устойчивость коэффициентов модели может служить тест Чоу.

фляции¹ в Германии 1920–1923 гг. При этом Сagan отмечал, что в периоды высокой инфляции падения доходов и выпуска малы по сравнению с демонстрируемым ростом цен. Функцию спроса на деньги в период гиперинфляции Сagan выводит из общих соображений относительно того, что спрос на реальные кассовые остатки зависит от богатства индивида в реальном выражении, его текущего дохода и от ожидаемой доходности от каждого вида его богатства, включая деньги. Что же касается издержек, связанных со спросом на деньги, то издержки хранения наличных денег в периоды гиперинфляции (т.е. обесценение денег), по заключению Сagan, являются единственным фактором, влияющим на спрос на реальные деньги.

Функция спроса на деньги, предложенная Сagan, имеет следующий вид:

$$m_t - p_t = \delta - \alpha p_t^i + v_t,$$

где m_t – логарифм денежной массы;

p_t – логарифм уровня цен;

δ – константа;

p_t^i – ожидаемая инфляция, которая может быть найдена следующими способами:

1) средневзвешенное значение текущего и предыдущего значения инфляции;

$$2) \Delta p_t = p_t - p_{t-1} = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} = \ln(\text{inf} + 1), \text{ где } \text{inf} = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1.$$

В случае, описанном Сagan, наблюдалась отрицательная зависимость между реальными деньгами и инфляцией. В результате исследования он получил стабильную функцию спроса на деньги (при этом скорость обращения денег в рассматриваемом периоде изменялась в широчайших пределах). Сagan показал, что чем выше темпы обесценения денег (чем выше инфляция), тем привлекательнее для агентов становятся различные альтернативы деньгам и тем меньше будет спрос на сами деньги.

Milton Friedman и Anna J. Schwartz (1963) на основании данных по США привели свидетельства существования взаимосвязи между деньгами и деловыми циклами. На примере рассматриваемого периода (1873–1960 гг.) в работе было показано, что изменения в темпах роста денежной массы приводят к изменению выпуска, а именно: за быстрым ростом денежной массы следует чрезмерное увеличение выпуска (достигается значение выше тренда), а снижение роста денежной массы сопровождается соот-

1 Сagan определял гиперинфляцию как рост цен выше 50% в месяц.

ветствующими падениями выпуска (ниже уровня тренда). На основании проведенного исследования авторы также пришли к заключению, что на примере рассматриваемого периода процентные ставки не влияли на спрос на деньги в США.

До середины 1970-х гг. простые спецификации модели спроса на деньги позволяли получить устойчивые¹ долгосрочные зависимости с экономически интерпретируемыми коэффициентами. Однако проблемы, с которыми после середины 1970-х столкнулись исследователи спроса на деньги², в дальнейшем привели к многочисленным попыткам новыми способами обнаружить соответствующие стабильные функции.

Широкое распространение получили модели частичного приспособления (или частичной корректировки), суть которых заключается в том, что оцениваемое уравнение определяет не фактическое значение зависимой переменной, а ее «желаемый» уровень, т.е. уравнение спроса на деньги в общем случае имеет вид:

$$m_t^* = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i x_{it} + u_t^3, \quad (1)$$

где m_t^* – желаемые реальные кассовые остатки; x_{it} – факторы, влияющие на спрос на деньги.

Само приспособление имеет следующий механизм:

$$m_t - m_{t-1} = \delta(m_t^* - m_{t-1}) + \varepsilon_t,$$

где $m_t = M_t/P_t$ – фактическое значение реальных кассовых остатков.

$$\text{Откуда } m_t = \delta m_t^* - \delta m_{t-1} + m_{t-1} + \varepsilon_t = \delta m_t^* + (1 - \delta)m_{t-1}.$$

То есть фактическое значение спроса на денежную массу в определенный момент времени есть линейная комбинация желаемого и предыдущего значений денежной массы.

Можно выделить модели:

1) реального частичного приспособления (приспособление фактической денежной массы к желаемому уровню происходит за счет реальных показателей, (Goldfeld, 1973)):

$$\log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \delta\alpha + \delta\beta \log Y_t + \delta\gamma r_t + (1 - \delta)\left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}\right) + \mu_t \quad (\text{Fair, 1987}); \quad (2)$$

1 Под устойчивостью (стабильностью) обычно понимается сохранение вида функции, статистическая неизменность коэффициентов модели.

2 Например, Goldfeld (1976), Judd and Scadding (1982), Roley (1985), Fair (1987).

3 (Darby, 1971), (Fair, 1987)

2) номинального частичного приспособления (приспособление фактической денежной массы к желаемому уровню происходит за счет номинальных показателей):

$$\log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \delta\alpha + \delta\beta \log Y_t + \delta\gamma r_t + (1 - \delta)\left(\frac{M_{t-1}}{P_t}\right) + \varepsilon_t \quad (\text{Fair, 1987}),$$

где M_t – номинальная денежная масса; P_t – уровень цен; Y_t – показатель экономической активности населения; μ_t и ε_t – ошибки.

Функционально различие между реальным и номинальным приспособлениями определяется лаговым членом, т.е. имеет значение, какие цены – текущие или предыдущего периода – включаются. Если включаются текущие цены, то это равносильно тому, что инфляция не оказывает влияния на спрос на деньги. Основная проблема этого класса моделей, с которой столкнулись исследователи, сводилась к смешению долгосрочных и краткосрочных эффектов, так как оцененная функция спроса на деньги не являлась долгосрочной из-за включения в уравнение лагированного значения денежного агрегата. Позднее с развитием эконометрики нестационарных временных рядов, которая большое внимание уделяет коинтеграционным соотношениям, стало возможным разделять долгосрочные и краткосрочные зависимости (например, (*Stock, 1987*)).

Модификация модели частичного приспособления, предложенная Feige (*1967*), содержит два существенных отличия от первоначальной и широко применяемой модели (1). Во-первых, Feige полагал, что оцениваемое уравнение должно в качестве объясняющих переменных содержать не фактические, а ожидаемые значения. То есть он исходил из того, что истинный вид долгосрочного спроса на деньги следующий:

$$\ln m^*_t = \phi_0 + \phi_1 \ln y_t^e + \phi_2 r_t^e.$$

Во-вторых, Feige предлагал в качестве дополнительных переменных включать в модель запаздывающие значения ожидаемых переменных, т.е. запаздывания, отличные от стандартной модели частичного приспособления. Используя годовые данные по США с 1915 по 1963 г., на основе оценки спроса на деньги Feige обнаружил, что полное приспособление фактической денежной массы $M1$ к ее желаемому уровню происходит в пределах одного года. Paul Zarembka (*1968*) вводит функциональную форму спроса на деньги общего вида:

$$M_t^{D^\lambda} = \iota_0 + \iota_1 Y_t^\lambda + \iota_2 r_t^\lambda \quad (3)$$

При $\lambda = 1$ модель (3) сводится к линейной модели:

$$M_t^D = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 r_t .$$

Несложно показать, что при $\lambda \rightarrow 0$ модель (3) сходится к логарифмической модели:

$$\log M_t^D = \beta_0' + \beta_1' \log Y_t + \beta_2' \log r_t .$$

Таким образом, мы можем рассматривать логарифмическую модель как модель (3) при $\lambda=0$.

Таким образом, уравнение (3) включает и линейную, и логарифмическую спецификации уравнения спроса на деньги. Поэтому в каждом конкретном случае можно установить, какой вид функции спроса на деньги отражает структуру данных, вместо того чтобы априорно задавать ее форму.

На основании анализа данных 1869–1963 гг. по США, используя метод максимального правдоподобия, было показано, что:

- 1) логарифмическая модель спроса на деньги лучше отражает структуру реальных данных по сравнению с линейной моделью¹;
- 2) оценка параметра λ нечувствительна к модификации модели путем включения дополнительных переменных;
- 3) априорное задание неверной функциональной формы может привести к включению в модель переменных, которые на самом деле должны быть исключены из нее, и к исключению переменных, которые, напротив, должны входить в оцениваемое уравнение. Это крайне важно, если впоследствии оцененное уравнение используется для построения прогнозов денежной массы.

Thomas R. Saving (1971)² показал, что транзакционный спрос на деньги может быть объяснен через функцию полезности агента без введения в нее денег в качестве аргумента функции. Деньги вводятся в качестве одного из аргументов функции транзакционных издержек. При этом полученная функция спроса обладает теми же свойствами, что и функции, выведенные из моделей с деньгами в качестве аргумента. Saving замечает, что в общем случае существует неопределенность относительно спроса на определенные составляющие «денег» (наличность, счета до востребования, срочные счета и т.д.) с учетом ставки процента, поскольку относительные издержки использования разных «денег» зависят от конкретных ставок. Несмотря на

1 Однако в случае включения в денежный агрегат срочных депозитов логарифмическая форма также перестает «хорошо» отражать реальность.

2 Впервые работа была опубликована в 1971 г. Далее в работе ссылки даются по изданию на русском языке 1977 г.

это, в общем случае можно показать, что спрос на все «деньги» отрицательно зависит от процента.

Goldfeld (1973), применяя модели частичного приспособления, исследовал спрос на деньги в США в период со II квартала 1952 г. по IV квартал 1972 г. Объясняемой переменной был агрегат M1. В качестве объясняющих переменных были использованы текущий доход, доходность ценных бумаг, ставка по срочным депозитам, а также запаздывающие значения денежной массы. Goldfeld пришел к выводам о необходимости пересмотра традиционной спецификации модели спроса на деньги, поскольку оцененная функция демонстрировала нестабильность на разных временных интервалах.

G.S. Laumas (1976) на основании сезонно скорректированных месячных данных для США в период 1952–1972 гг. привел аргументы в пользу существования спекулятивного спроса на деньги. Он использовал концепцию «эффективных рынков», которая позволяет найти ставку процента¹ Кейнса (1936), определяющую (спекулятивный) спрос на деньги.

Thomas J. Sargent (1976)² посвятил свою статью оценке спроса на деньги в период гиперинфляции с применением метода максимального правдоподобия³. Использовалась модель Cagan (1956), дополненная предпосылкой о рациональности ожиданий экономических агентов (сам Кейган исходил в своем анализе из адаптивных ожиданий). Это позволило Sargent решить «парадокс», суть которого заключалась в том, что при расчете показателя долгосрочной инфляции⁴ (sustained inflation) сам Cagan получил значения значительно меньшие, чем фактические показатели инфляции. Таким образом, Sargent склонился к отказу от адаптивных ожиданий в пользу рациональных в исследованиях, связанных с изучением спроса на деньги в периоды гиперинфляции.

H. Robert Heller и Mohsin S. Khan (1979) вслед за Friedman (1977) рассмотрели вопрос о том, что полная временная структура процентных ставок значительно лучше отражает альтернативные издержки хранения денег, чем одна конкретная ставка. Авторы проанализировали спрос на денежные

1 Laumas замечает, что речь идет не о одной ставке, а о наборе ставок, характеризующих временную структуру доходности.

2 Впервые работа была опубликована в 1976 г. Далее в работе ссылки даются по изданию на русском языке 1977 г.

3 В своем исследовании Sargent использовал данные: Barro R.J. Inflation, The Payments Period, and the Demand for Money // *Journal of Political Economy*. LXXVIII (November/December 1970). 1228–1263; Cagan Ph. The Monetary Dynamics of Hyperinflation // Friedman M. (ed.) *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press, 1956.

4 Этот показатель инфляции соответствует максимально возможному доходу государства от сеньоража.

агрегаты M1 и M2 в США в период 1960–1976 гг. (сезонно скорректированные квартальные данные), включая в свою модель всю временную структуру процентных ставок: в качестве ее аппроксимации использовались семь ставок по государственным ценным бумагам, которые были представлены в виде одной новой переменной. Подобная спецификация уже включала в модель ожидаемую инфляцию в качестве объясняющей переменной. Полученные результаты свидетельствовали о стабильности функции даже во время 1972–1974 гг., когда стандартные спецификации модели спроса на деньги с одной процентной ставкой демонстрировали значительные изменения в оценках параметров.

Anthony M. Santomero и John J. Seater (1981) построили общую модель частичного приспособления для спроса на деньги. Ее главное отличие от обычной модели состоит в том, что коэффициент, отвечающий за частичное приспособление ($(1-\delta)$ в уравнении (2)), не является постоянным, а может меняться под воздействием внешних шоков. Полученные авторами эмпирические результаты по США на периоде со II квартала 1952 г. по IV квартал 1972 г. подтвердили выдвинутую ими теоретическую гипотезу о возможном изменении коэффициента, который был статистически значим на рассматриваемом периоде. При этом изменение коэффициента было тем больше, чем больше была сила экзогенного шока, влияние которого затихало через 2–3 квартала.

В статье Fair (1987) отражен классический подход с использованием моделей частичного приспособления. Fair предлагает эмпирические результаты по 27 странам. Для сравнения полученных выводов по исследуемым странам Fair использует следующую спецификацию модели: объясняемой переменной служит переменная реальных кассовых остатков на душу населения, а объясняющими переменными – запаздывающее значение объясняемой переменной, реальный ВВП на душу населения и краткосрочная процентная ставка.

Значения долгосрочных эластичностей спроса на деньги по доходу и ставке процента, полученные Fair отдельно по 27 странам, близки к соответствующим значениям по США¹. При этом Fair на основании полученных им результатов склоняется в пользу применения в своем исследовании номинальных моделей частичного приспособления. Несмотря на то что полученные коэффициенты при соответствующих переменных значимы и имеют предполагаемые знаки, были обнаружены признаки умеренной структурной нестабильности функций спроса в период до и после 1973 г.

Gregor W. Smith (1989) исследовал транзакционный спрос на деньги

1 (Goldfeld, Stephen M., 1973).

в случае, когда процентная ставка является стохастическим процессом. Рассмотренный им частный случай есть модель управления денежными потоками в условии рациональных ожиданий. Перед агентом ставится задача минимизации ожидаемых дисконтированных затрат по управлению денежными средствами. Решением задачи является задание целевого порогового значения денежных средств.

Benjamin M. Friedman и Kenneth N. Kuttner (1992) на основании проведенного ими анализа данных показали существование функции спроса на деньги в США, принципиально отличающейся от обнаруженных ранее¹. По сути, выдвинут тезис об изменении взаимосвязи между денежными агрегатами и выпуском: авторы не нашли свидетельств в пользу того, что изменения количества денег содержат информацию о последующих изменениях выпуска или цен. Они также полагали, что монетарная политика должна быть основана на эмпирически выверенных взаимосвязях между деньгами (спросом на деньги) и ключевыми экономическими факторами (выпуск, цены), имеющими место в текущий момент. По причине отсутствия зависимости выпуска от денег в США имело место изменение механизма проводимой политики, поскольку не было возможности больше использовать денежную массу в качестве промежуточной цели для влияния на конечную цель – выпуск.

В работе Stock и Watson (1993) применяется метод динамических наименьших квадратов (DOLS) для исследования долгосрочного спроса на деньги в США.

В качестве объясняемой переменной использовался ряд логарифмов денежного агрегата $M1$ (m_t), а в качестве объясняющих переменных – ряды логарифмов ВВП (gnp_t), дефлятора ВВП (p_t) и значение аннуализированной процентной ставки по коммерческим бумагам (r_t). Спрос на деньги оценивался исходя из трех различных спецификаций.

Авторы получили следующие результаты: во всех спецификациях оценки коэффициента при ценах (θ_p) и при ВВП (θ_{gnp}) не отличались от 1 на 10%-м уровне значимости; в ряде случаев оценки коэффициента при ставке процента (θ_r) были неточны. То есть строгие аргументы в пользу того, что процент влияет на спрос на деньги, не были получены.

Laurence Ball (2002) оценил долгосрочный спрос на денежный агрегат $M1$ в США в период 1959–1993 гг. и объяснил несоответствие своих результатов выводам, полученным Goldfeld (1973) на основе моделей частичного приспособления. Ключевой особенностью работы является выбор ставки процента: средняя отдача от «близких деньгам активов» (субститу-

1 В частности, Milton Friedman и Anna J. Schwartz (1963).

ты M1 – сберегательные счета и инвестиционные фонды открытого типа, вкладывающие средства только в краткосрочные обязательства денежного рынка) вместо широко распространенной краткосрочной рыночной ставки процента. Это позволило с высокой точностью прогнозировать изменение скорости обращения M1. Автор объясняет волатильность скорости обращения денег после 1980 г. нестабильностью доходности близких деньгам активов.

§ 2. Спрос на деньги в России

Choudhry и Taufiq (1998) проанализировали период высокой инфляции в России (январь 1992 г. – сентябрь 1994 г.) при помощи модели Cagan. Они не смогли обнаружить долгосрочную устойчивую¹ взаимосвязь между реальными рублевыми кассовыми остатками (в качестве денег использовались агрегаты M2 и M0) и инфляцией. Было обнаружено, что спрос на реальные рублевые остатки отрицательно зависит от обесценения доллара США. Это обстоятельство интерпретировалось как доказательство существования замещения валют, т.е. вытеснения рубля долларом в случае обесценения последнего.

Vuch (1998) обнаружила отрицательную взаимосвязь между спросом на деньги и *уровнем* номинального обменного курса рубль/доллар, а не между текущим или будущим обесценением валюты. Эта зависимость трактуется в статье как свидетельство того, что текущий обменный курс использовался экономическими агентами в качестве индикатора будущего обесценения доллара. Vanerji (2002) не обнаружил стабильную функцию спроса на деньги (M2 в национальном определении) в России на периоде с июня 1995 г. по март 2001 г., используя VAR тесты на наличие единственного коинтеграционного соотношения. Вслед за Choudhry и Taufiq (1998) в работе было показано, что спрос на реальные рублевые остатки отрицательно зависит от обесценения доллара. Из этого в работе делается вывод о том, что темпы обесценения валюты используются в качестве прокси для будущей ставки процента.

Oomes и Ohnsorge (2005) на примере России рассматривают проблемы прогнозирования и контроля инфляции, связанные с высокой нестабильностью спроса на деньги в долларизированных экономиках. Они вводят понятие «эффективная широкая денежная масса»² и находят для него ста-

1 Заметим, что затруднительно делать выводы по 31 точке на месячных данных.

2 Данное понятие включает стандартные составляющие, а именно рублевую наличность в обращении, депозиты до востребования, срочные и сберегательные депозиты в

бильную функцию спроса на деньги. Рассматривая период с апреля 1996 г. по январь 2004 г., долларизацию экономики авторы наблюдают до конца 1999 г., а обратный процесс (дедолларизацию) – в течение последующих лет. Oomes и Ohnsorge отмечают, что динамика долларизации тесно связана с изменениями в валютном обменном курсе, а также то, что спрос на денежный агрегат M2 (в национальном определении) был куда менее стабильным, чем спрос на *эффективную* широкую денежную массу.

Oomes и Ohnsorge показывают, что денежные агрегаты, не включающие иностранную наличность, значимо отрицательно зависят от номинального обесценения доллара США, подтверждая тем самым, что доллар являлся важным заменителем (субститут) рублевым деньгам M2. Это объясняет то, что спрос на *эффективные* деньги, включающие иностранную наличность, незначимо зависит от обесценения доллара США. Они также приходят к выводу о том, что наиболее стабильным является спрос на *эффективную* денежную массу, в то время как спрос на M2 (широкие рублевые деньги), наиболее часто используемый при расчетах агрегат, менее стабилен.

Вымятина (2006), исследуя механизм денежной трансмиссии в России в период с июля 1995 г. по сентябрь 2004 г., находит коинтеграционное соотношение, которое можно интерпретировать как функцию спроса на реальные рублевые кассовые остатки, зависящую от дохода (real total trade), альтернативной стоимости хранения денег (ставка МБК) и обменного курса рубль/доллар США. Коэффициенты при соответствующих переменных имеют ожидаемые знаки. Например, ослабление рубля, как и повышение ставки процента, снижало спрос на деньги. Однако оцененное коинтеграционное соотношение оказалось нестабильно в период кризиса 1998 г. и начиная с 2002 по 2004 г.¹

Пономаренко (2007) оценивает модель коррекции ошибок для спроса на денежный агрегат M2 в период с марта 1999 г. по сентябрь 2006 г.

рублях, депозиты в иностранной валюте (что вместе составляет «широкие» деньги), а также *иностранную наличность в обращении*. В приложении к статье описываются данные и способ их получения, а также отмечается, что используется лишь приблизительная оценка долларовой наличности на руках у населения. Последняя составляющая включена авторами в понятие «денег», поскольку, по их мнению, начиная с 1990-х гг. доллар США играл роль полноценной денежной единицы в России, так как наряду с рублем выполнял все присущие деньгам функции. Поэтому, по мнению авторов, такой агрегат является наилучшим (наиболее «эффективным») для оценки спроса на деньги в России. Заметим, что, на наш взгляд, невозможно определить запас валюты у населения, так как значительная часть валюты покупается для осуществления «неорганизованного» импорта так называемыми челноками.

1 Для этого промежутка времени оцененные коэффициенты менялись.

Полученная эластичность спроса на деньги по доходу (в качестве которого выступает domestic absorption: потребление домохозяйств, образование основного капитала и государственное потребление) достаточно высока – более 2,5. Было показано, что спрос на деньги отрицательно зависит от ставки процента.

Iikka Korhonen и Aaron Mehrotra (2007), оценивая функцию спроса на деньги в России после августовского кризиса 1998 г., приводят доказательства существования стабильной функции в случае включения в нее детерминированного тренда, который интерпретируется как падающая скорость обращения денег. Анализ основывался на поиске коинтеграционного соотношения между переменными реальной рублевой денежной массы, индекса производства 5 основных секторов экономики и различных прокси альтернативной стоимости хранения денег¹, а также на построении векторной модели коррекции ошибок.

В работе используются месячные данные с января 1999 г. по декабрь 2006 г. по следующим переменным (в логарифмах): реальная денежная масса M2 в национальном определении (отношение агрегата M2 и ИПЦ), выпуск 5 основных секторов экономики², номинальный обменный курс рубль/доллар США, инфляция.

Используется предположение о рациональности ожиданий экономических агентов. В модель были включены сезонные дамми-переменные ввиду специфики российских данных. Было показано, что в соответствии с теорией спрос на реальные деньги положительно зависит от уровня экономической активности и что соответствующая эластичность спроса на деньги близка к единице. Авторы также приходят к заключению, что положительный монетарный шок (рост денежной массы) приводит к увеличению инфляции. Это позволяет рассматривать деньги в качестве индикатора будущего инфляционного давления. Обменный курс на всем периоде оказывает воздействие на спрос на деньги в России: обесценение рубля по отношению к доллару США приводит к снижению спроса на деньги.

1 В качестве одной из прокси использовалось ожидаемое изменение валютного курса, рассчитанное исходя из спотовых и форвардных котировок.

2 Промышленное производство, розничная торговля, строительство, транспорт, сельское хозяйство.

Глава 3. Моделирование и анализ спроса на деньги в российской экономике

§ 1. Постановка задачи

Целью данной главы является поиск ответа на вопрос о том, насколько стабильна функция спроса на деньги в России в период с I квартала 1999 г. по II квартал 2008 г. Следуя McCallum и Goodfriend (1987), мы будем исходить из микроэкономических основ спроса на деньги. Описываемая модель основана на идее максимизации полезности репрезентативным домохозяйством на бесконечном горизонте:

$$u(c_t, l_t) + \beta u(c_{t+1}, l_{t+1}) + \beta^2 u(c_{t+2}, l_{t+2}) + \dots, \quad (4)$$

где $\beta = \frac{1}{1+\delta}$, а $\delta > 0$ – дисконтирующий фактор, характеризующий

межвременной выбор.

В каждый момент времени аргументами функции полезности являются потребление (c_t) и переменная досуга (l_t). У домохозяйства есть доступ к производственной технологии вида $y_t = f(k_{t-1})$, зависящей от запаса капитала в предыдущий момент времени¹.

Совершение покупок домохозяйством требует временных затрат, которые уменьшают время досуга: $s_t = 1 - l_t$.

При этом $s_t = \psi(c_t, m_t)$,

где $m_t = \frac{M_t}{P_t}$ – реальные кассовые остатки в момент времени t (отноше-

1 Переменная труда не входит в производственную функцию, поскольку предложение труда предполагается абсолютно неэластичным.

2 Предполагается, что агент в каждый период распределяет единицу времени между досугом и совершением покупок. Поскольку предложение труда является абсолютно неэластичным, переменная труда не влияет на распределение остального времени агента.

ние номинального объема денежной массы к уровню цен).

Кроме денег и капитала, агенту доступен третий вид актива – облигации: $b_t = \frac{B}{P_t}$, доходность которых равна R_t .

Бюджетное ограничение агента в момент t записывается как:

$$f(k_{t-1}) + v_t \geq c_t + k_t - k_{t-1} + m_t - (1 + \pi_t)^{-1} m_{t-1} + (1 + R_t)^{-1} b_t - (1 + \pi_t)^{-1} b_{t-1}, \quad (5)$$

где v_t – паушальная сумма трансфертов (за вычетом налогов);

$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$ – уровень инфляции. То есть произведенный в предыду-

щем периоде продукт (или, другими словами, полученный реальный доход) и чистые трансферты распределяются на потребление, а также на изменение в объеме доступных агенту активов: капитала, реальной денежной массы и реальной стоимости облигаций.

Решение задачи максимизации (4) при ограничении (5) позволяет получить функцию спроса на деньги:

$$m_t = \mu(k_{t-1}, m_{t-1}, b_{t-1}, v_t, v_{t+1}, \dots, R_t, R_{t+1}, \dots, \pi_t, \pi_{t+1}, \dots)^1.$$

Таким образом, спрос на деньги зависит от капитала (показателя выпуска²), доходности по альтернативным деньгам активам и от ряда других факторов (например, от текущих и будущих чистых трансфертных выплат, а также от показателя облигаций в предыдущий момент времени).

Макроэкономический подход к исследованию спроса на деньги исходит из монетарной теории, а также из предположения достаточной гибкости цен и равенства спроса и предложения на денежном рынке³. Таким образом, базовое уравнение спроса на деньги имеет следующий вид

$$\left(\frac{M}{P}\right)^D = f(Y, i),$$

где M – некоторый денежный агрегат, т.е. объем денег в экономике;

P – уровень цен;

Y – показатель экономической активности;

i – альтернативные издержки хранения денег.

Исходя из микроэкономических основ спроса на реальные денежные

1 Переменные с индексами $t + 1, t + 2, \dots$ рассматриваются в качестве ожиданий.

2 Мы предположили, что выпуск является функцией одного аргумента – капитала.

3 Как известно, в случае инфляции равновесие на денежном рынке не достигается.

остатки, оцениваемую эконометрическую модель мы представим в форме следующей зависимости:

$$\ln M_t^D - \ln P_t = \alpha_0 + \alpha_2 \ln Y_t + \alpha_{3j} i_j + \varepsilon_t,$$

где $i_j, j = \overline{1, J}$ отражают возможность включения в модель нескольких факторов, определяющих альтернативные издержки хранения денег.

Эту модель можно переписать для спроса на номинальные деньги:

$$\ln M_t^D = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_t + \alpha_2 \ln Y_t + \alpha_{3j} i_j + \varepsilon_t,$$

и рассматривать функцию спроса на деньги в таком виде в случае, если коэффициент при логарифме цен (α_1) в оцененном уравнении не будет значительно отличаться от единицы. Этот факт может быть проверен непосредственно во время анализа. В противном случае необходимо оценивать спрос на реальные, а не на номинальные кассовые остатки.

Рассмотренная нами спецификация предполагает экзогенное задание денежной массы, поэтому уравнение будет оцениваться само по себе, а не в системе одновременных уравнений, описывающих спрос на деньги и их предложение.

Введем некоторые обозначения:

– $m0$ – ряд логарифмов агрегата M0 в форме базового индекса (первое значение равно 1);

– $m1$ – ряд логарифмов агрегата M1 в форме базового индекса (первое значение равно 1);

– $m2$ – ряд логарифмов агрегата M2 в форме базового индекса (первое значение равно 1);

– $m2b$ – ряд логарифмов агрегата широкой денежной массы в форме базового индекса (первое значение равно 1);

– p – ряд логарифмов индекса потребительских цен (ИПЦ) в форме базового индекса (первое значение равно 1);

– gdp – ряд логарифмов реального ВВП в форме базового индекса (первое значение равно 1);

– mbc – ряд процентной ставки межбанковского кредитования (МБК), %;

– $nerv$ – ряд изменений номинального обменного курса руб./долл., %.

Выбор временного отрезка для исследования (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.), несмотря на наличие в нашем распоряжении данных за более длинный промежуток времени (начиная с I квартала 1995 г.¹), обус-

1 Данные по денежным агрегатам по РФ есть начиная с IV квартала 1991 г. Однако необходимый нам в дальнейшем показатель ВВП начал рассчитываться Госкомстатом с 1995 г.

ловлен тем, что до конца 1998 г. поведение агрегатов денежной массы, цен, выпуска существенно отличалось от наблюдаемого на изучаемом отрезке. На *рис. 1* видно, что до III квартала 1998 г. поведение денежного агрегата M2 характеризуется наличием выпуклого вверх тренда. После 1998 г. изменилась сама структура данных, которые ведут себя совершенно иначе: визуально это колебания около линейного тренда.

Поведение индекса потребительских цен с 1995 г. по середину 2008 г. отражено на *рис. 2*. Моделирование структурного сдвига (существенный скачок уровня цен), имевшего место в 1998 г., значительно усложнит модель и приведет к снижению качества оценок, несмотря на появление в нашем распоряжении дополнительных 12 точек за 4 года. Более того, отметим, что до 1998 г. динамика ИПЦ содержит в себе выпуклый вверх тренд, в то время как данные после второй половины 1998 г. характеризуются выпуклым вниз трендом.

Аналогичное денежной массе M2 изменение в поведении данных можно наблюдать в ряде реального ВВП (*рис. 3*). Обратим особое внимание на то, что ряд ВВП обладает явно выраженной сезонностью (визуально напоминает пилу).

Таким образом, нам кажется нецелесообразным пытаться описать две принципиально разные зависимости (на периоде до и после 1999 г.) одним уравнением.

Выбор периода для анализа обусловлен еще и тем, что он позволит оценить спрос на деньги после кризиса 1998 г. Доступные точки III–IV

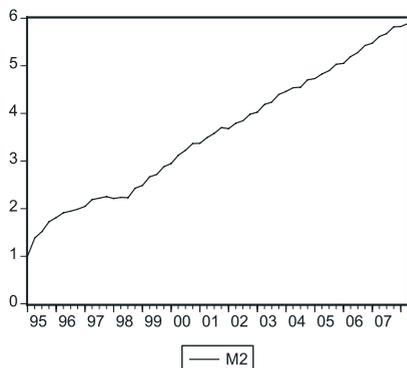


Рис. 1. Динамика логарифмов денежного агрегата M2 (I квартал 1995 г. – II квартал 2008 г.)

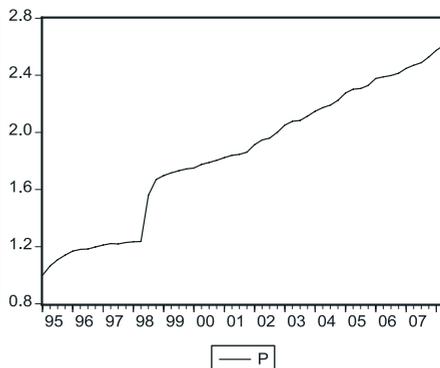


Рис. 2. Динамика логарифмов ИПЦ (I квартал 1995 г. – II квартал 2008 г.)

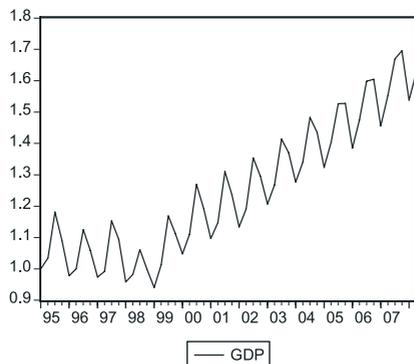


Рис. 3. Динамика логарифмов реального ВВП (I квартал 1995 г. – II квартал 2008 г.)

кварталов 2008 г. не включены в исследование из-за смены тенденций, произошедшей из-за финансового кризиса. Таким образом, нашей задачей является исследование спроса на деньги в России в период экономической стабильности.

§ 2. Описание исходных данных

В качестве показателя *денежной массы* поочередно используются четыре агрегата:

- 1) M0 – наличные деньги;
- 2) M1 – узкая денежная масса: наличные деньги и переводимые депозиты;
- 3) M2 в национальном определении, т.е. объем наличных денег в обращении (вне банков) и остатков средств в национальной валюте на счетах нефинансовых организаций, финансовых (кроме кредитных) организаций и физических лиц, являющихся резидентами Российской Федерации;
- 4) M2 расширенный (так называемые широкие деньги¹) – квазиденьги, или денежная масса по методологии денежного обзора Банка России².

Данные о денежных агрегатах были взяты из материалов Банка России.

1 Широкие деньги – показатель денежного предложения в экономике с широким покрытием. Широкие деньги обычно включают национальные наличность и депозиты резидентов в депозитарных учреждениях. Депозиты резидентов в иностранной валюте также могут быть включены в широкие деньги.

2 Данные об агрегате денежной массы по статистике денежного обзора публиковались в «Бюллетене банковской статистики» до 2000 г. Позднее Центральный банк стал публиковать более специализированные отчеты, например, обзоры Центрального банка, кредитных организаций, банковской системы.

В качестве показателя *уровня цен* используются значения базового индекса, рассчитанного путем перемножения цепных индексов потребительских цен. Данные об ИПЦ были взяты из материалов Госкомстата РФ.

В качестве показателя *экономической активности* используются данные по реальному ВВП, поскольку, следуя Friedman (1956), спрос на деньги есть функция реальных переменных. Использование квартальных данных вместо месячных уменьшает число доступных точек. То есть дальнейший анализ будет произведен по 38 точкам (вместо доступных 114), что, вообще говоря, может снижать качество анализа. Этот шаг преследует две цели: использование ВВП в качестве прокси показателя экономической активности и использование при расчетах квартальных, а не месячных данных.

На наш взгляд, ВВП – наилучший из возможных аппроксимаций показатель экономической активности, поскольку является интегральным показателем, характеризующим поведение экономики всей страны, а не ее части, как, например, индекс промышленного производства или индекс выпуска 5 основных отраслей экономики. По ВВП доступны только годовые и квартальные данные, расчет месячного ВВП статистическими органами не проводится. При выборе этого показателя мы учитывали, что поведение индекса промышленного производства или показателя реальных располагаемых доходов населения, месячные данные по которым имеются в наличии, крайне близко к поведению ВВП (корреляция около 0,9). Однако основной причиной против использования месячных данных является, на наш взгляд, то, что на спрос на деньги на месячных интервалах могут влиять другие факторы, не включенные в уравнение¹.

Данные по альтернативным издержкам хранения денег взяты из материалов Банка России.

В нашем анализе мы следуем теоретическим работам исследования спроса на деньги и исходим из следующих теоретических гипотез:

- 1) спрос на деньги в России положительно зависит от уровня экономической активности населения;
- 2) в случае существования зависимости спроса на деньги от ставки процента эта зависимость отрицательна.

В качестве показателя *альтернативной стоимости хранения денег* используются два показателя. Первый – ставка по межбанковскому кредиту², которая является, пожалуй, единственным рыночным процентом в рос-

1 В качестве примера можно привести предновогодний рост спроса на серебряные доллары в США.

2 Средневзвешенная ставка по однодневным межбанковским кредитам на московском рынке в рублях (определение Банка России).

сийской экономике. Мы понимаем, что ставка МБК не имеет отношения к спросу на деньги (так как не является для экономических агентов альтернативной стоимостью хранения денег) и что с теоретической точки зрения правильнее было бы включение в модель ставки по депозитам¹ или ставки по кредитам². Однако существуют серьезные опасения относительно нерыночного характера этих процентных ставок. Кроме того, реальный процент по депозиту на протяжении рассматриваемого периода был отрицательным. И главное – методология исчисления ставки по депозитам Банком России менялась со временем. Доходность ГКО³ как аналога краткосрочного векселя в США также не может использоваться в качестве процента, поскольку единый ряд данных по нему отсутствует.

Выбор ставки МБК объясняется не только рыночным характером этой ставки процента, но и высокой корреляцией ставки МБК с процентом по краткосрочным кредитам и депозитам: 0,79 и 0,77 соответственно (см. *рис. 4*).

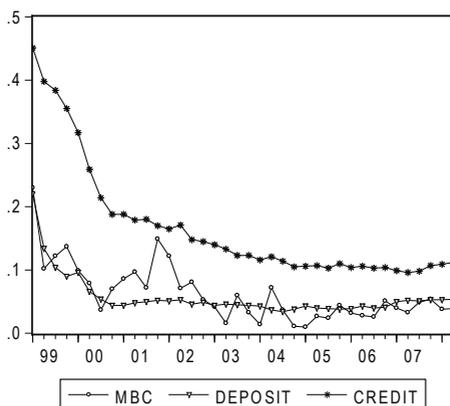


Рис. 4. Динамика ставок процента по краткосрочным депозитам, краткосрочным кредитам и однодневным межбанковским кредитам (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.).

1 Средневзвешенная ставка по рублевым депозитам физических лиц в кредитных организациях с учетом вкладов «до востребования» (включая Сбербанк России) сроком до 1 года. Ряд данных по ставке без учета вкладов «до востребования» неполный (определение Банка России).

2 Средневзвешенная ставка по рублевым кредитам юридическим лицам в кредитных организациях (включая Сбербанк России) сроком до 1 года (определение Банка России).

3 Средневзвешенная по объемам и срокам в обращении доходность ГКО со сроком погашения до 90 дней (определение Банка России).

Заметим, что еще одним положительным свойством процентной ставки МБК является то, что по ней, в отличие от других процентов, доступна более частая разбивка (до ежедневной). То есть ставка МБК при необходимости может быть использована при расчетах спроса на деньги на данных с месячной и даже недельной разбивкой.

Второй показатель альтернативной стоимости хранения денег, используемый в дальнейшем при расчетах, – это изменение номинального обменного курса руб./долл. Основной причиной включения этой переменной в модель является тот факт, что ряд исследований спроса на деньги в России (часть из которых была приведена во второй главе данной работы) обнаружил зависимость спроса на деньги в России от некоторых показателей обменного курса¹.

В нашем случае теоретическая гипотеза включения переменной изменения номинального обменного курса следующая: с ростом обменного курса руб./долл. (изменение курса со знаком «плюс») экономические агенты будут стремиться переводить имеющиеся у них рубли в доллары, ожидая продолжения роста курса (данное предположение строится на предпосылке об адаптивных ожиданиях). Таким образом, с ростом курса мы ожидаем снижения спроса на рубли. Однако, вообще говоря, можно построить цепочку рассуждений, когда снижение обменного курса будет сопровождаться падением спроса на деньги. Например, снижение обменного курса руб./долл. стимулирует агентов переводить имеющиеся рубли в доллары с расчетом на будущий рост курса и обратную конвертацию валют. Такой подход эквивалентен стратегии покупки актива (в данном случае доллара) по низкой цене и продаже актива по более высокой цене.

§ 3. Выбор способа оценивания функции спроса на деньги

Проблемы эмпирического исследования спроса на деньги, описанные во второй главе, привели к поиску новых способов оценивания функций. Со времени работы Engle and Granger (1987) коинтегрирующие регрессии (cointegrating regressions) стали применяться для анализа интегрированных переменных (и, в частности, спроса на деньги (Hoffman, Rasche, 1991)).

Johansen (1991) предложил альтернативную процедуру – оценку по методу максимального правдоподобия (MLE). Однако при малых выборках полученные этим методом оценки смещены.

Проблему смещенности оценок можно избежать, применяя динамический метод наименьших квадратов (DOLS), улучшающий оценки,

1 Уровни реального, номинального обменного курса, а также их изменения.

полученные МНК (OLS) и имеющий те же асимптотические свойства оптимальности, что и процедура Johansen. Процедура DOLS была разработана в работах Phillips и Loretan (1991), Saikkonen (1991), Stock и Watson (1993). При этом статистическое моделирование показывает (Carrion-i-Silvestre и Sansy-i-Rosselly, 2004), что в случае малых выборок, что имеет место в данном исследовании, DOLS позволяет получить более точные оценки, чем другая модификация OLS (с теми же асимптотическими свойствами) – FM OLS (Full Modified OLS).

Сильная сторона метода DOLS заключается еще и в том, что он позволяет оценивать коинтеграционные соотношения между переменными разного порядка интегрированности, а также, возможно, включающими детерминированные составляющие.

Для проверки гипотез о коэффициентах можно использовать стандартные процедуры, основанные на t - и F -статистиках, поскольку DOLS-оценки являются асимптотически нормальными.

Существует программа, позволяющая применять этот метод, написанная на языке Gauss¹. Для эконометрического пакета Eviews, который был использован при расчетах, схема применения DOLS может быть описана следующим образом:

y_t – зависимая переменная;
 $x_{it}, i = 1, N$ – объясняющие переменные.

Шаг 1. Методом наименьших квадратов оценивается регрессия вида:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \dots + \alpha_N x_{Nt} + \varepsilon_t.$$

Шаг 2. Строятся кросс-коррелограммы рядов² приращений объясняющих переменных $\Delta x_{it} = x_{it} - x_{it-1}, i = 1, N$ и остатков регрессии, полученных на шаге 1, $\hat{\varepsilon}_t$.

Шаг 3. Анализируются N кросс-коррелограмм, построенных на шаге 2: определяется количество значимых запаздывающих (K_i^-) и опережающих (K_i^+) всплесков для каждого случая. На этой основе делается вывод о K_i^- и $K_i^+, i = 1, N$.

1 Программа доступна по следующей ссылке: <http://www.princeton.edu/~mwatson/ddisk/cv.zip>

2 Заметим, что ряды значений x_{it} и $\hat{\varepsilon}_t$ выборочно некоррелированы по самой сути метода наименьших квадратов.

Шаг 4. По результатам шага 3 выбирается максимальное количество значимых запаздывающих и опережающих всплесков по всем переменным, т.е. $K = \max_{i=1, N} \left(\max(K_i^-, K_i^+) \right)$.

Шаг 5. Методом наименьших квадратов оценивается регрессия вида:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \dots + \alpha_N x_{Nt} + \sum_{j=-K}^K (\gamma_{1j} \Delta x_{1,t-j} + \dots + \gamma_{Nj} \Delta x_{N,t-j}) + v_t,$$

т.е. регрессия шага 1 с добавлением текущих, запаздывающих (lags) и опережающих (leads) приращений переменных.

Отметим, что если Δx_{it} не является причиной по Грэнжеру \hat{e}_t ($i = \overline{1, N}$), то на шаге 5 можно оценивать уравнение вида:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \dots + \alpha_N x_{Nt} + \sum_{j=0}^K (\gamma_{1j} \Delta x_{1,t-j} + \dots + \gamma_{Nj} \Delta x_{N,t-j}) + v_t.$$

Шаг 6. Остатки модели проверяются на наличие автокорреляции с помощью стандартных методов, таких как статистика Дарбина – Уотсона, коррелограмма остатков, тест Бройша – Годфри. Далее возможны два варианта:

- 1) если признаков автокорреляции нет, то можно переходить к шагу 9;
- 2) если автокорреляция есть, то корректировку оценок, полученных на шаге 5, возможно провести способами, описанными в следующих шагах.

Шаг 7. Можно применить для оценивания расширенного уравнения процедуру Кохрейна – Оркатта: этот вариант Stock и Watson (1993) называют DGLS (dynamic general least squares). По количеству значимых запаздываний в тесте Бройша – Годфри выбирается количество лагов, включаемых в модель авторегрессии $AR(p)$. Далее оценивается коррелограмма остатков (на предмет необходимости включения лагов в модель скользящего среднего $MA(q)$).

Шаг 8. Методом наименьших квадратов оценивается уравнение шага 5 с добавлением члена вида $ARMA(p, q)$, т.е. уравнение

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \dots + \alpha_N x_{Nt} + \sum_{j=-K}^K (\gamma_{1j} \Delta x_{1,t-j} + \dots + \gamma_{Nj} \Delta x_{N,t-j}) + \mu_1 AR(1) + \dots + \mu_p AR(p) + \eta_1 MA(1) + \dots + \eta_q MA(q) + \xi_t.$$

Так как обратимый процесс $MA(q)$ хорошо приближается $AR(p)$, то можно оценивать только порядок p (может быть, добавляя несколько лишних значений). Тогда здесь можно использовать процедуру корректровки t - и F -статистик (их тестовых значений), оценив матрицу долгосрочной дисперсии (например, оценкой Ньюи – Веста).

На шагах 5–8 образуется некоторый цикл, во время которого выбирается наилучшая спецификация модели.

Шаг 9. Проверка оцененного уравнения, анализ его «адекватности» (речь идет о независимости и нормальности остатков, непротиворечивости модели экономической теории).

§ 4. Анализ стационарности временных рядов

Прежде чем перейти непосредственно к процедуре оценивания уравнения спроса на деньги, мы проведем анализ стационарности временных рядов.

Анализ стационарности проводится на основании двух тестов: расширенного теста Дики – Фуллера и теста Филипса – Перрона. В обоих случаях нулевая гипотеза состоит в наличии у исследуемого ряда единичного корня, т.е. в нестационарности ряда. Альтернативная гипотеза состоит в том, что ряд является стационарным (может быть, с константой и/или с трендом).

Результаты формальных тестов, изложенные ниже, приводят к выводу, что в ряде случаев (речь идет о переменных $m0, m1, m2, m2b, p, gdp, mbc$) невозможно сделать однозначный вывод о порядке интегрированности ряда. Как следствие, мы предположим, что сезонность значительно влияет на свойства рядов, и перейдем к проверке рядов на сезонные единичные корни. (Базовые сведения о сезонных единичных корнях приведены в *Приложении А*.)

Проверка рядов на стационарность

Ряд $m0$ графически изображен на *рис. 5*. Визуально его поведение можно охарактеризовать как поведение нестационарного ряда. Отметим также явно выраженную сезонность, присутствующую в данных.

Анализ коррелограммы ряда $m0$ (см. *Приложение В, табл. 1*) также свидетельствует, скорее, о нестационарности ряда, поскольку не наблюдается экспоненциальное убывание выборочной корреляционной функции.

Однако результаты расширенного теста Дики–Фуллера и Филипса–Перрона свидетельствуют о том, что гипотеза о наличии единичного кор-

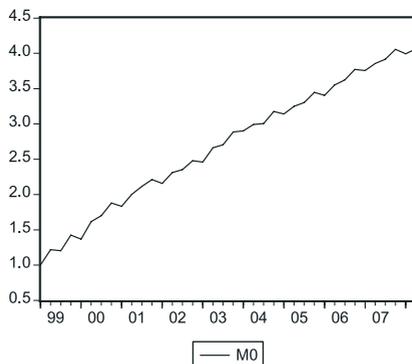


Рис. 5. Динамика логарифмов денежного агрегата М0
(I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

ня в ряде $m0$ отвергается (см. табл. 1), т.е. говорят в пользу стационарности (с константой и трендом).

Таблица 1

**Результаты проверки ряда $m0$ на стационарность в уровнях
(с константой и трендом)**

Стационарность в уровнях с константой и трендом	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05 ¹
Augmented Dickey – Fuller	-3.18	-2.97
Phillips – Perron	-3.04	-2.94

Несмотря на то что полученный результат является сильным, графическое изображение и коррелограмма ряда вызывают существенные сомнения в его стационарности. Это может быть связано с малым числом доступных для анализа точек. Заметим, что ряд $m0$ в разностях заведомо является стационарным (см. табл. 2).

Таблица 2

Результаты проверки ряда $m0$ на стационарность в разностях

Стационарность в разностях с константой и трендом	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Augmented Dickey – Fuller	-4.37	-3.57

¹ Для проверки всех гипотез в работе, если иное не оговорено, выбран уровень значимости 5%

Последующее разложение ряда $m0$ в авторегрессионную модель AR(4) (т.е. регрессия на четыре запаздывающих значения) дает следующий результат (см. *табл. 3*).

Таблица 3

Результаты разложения ряда $m0$ в модель AR(4)

Inverted AR Roots	1.03	-.00+1.03i	-.00-1.03i	-1.03
Estimated AR process is nonstationary				

Мы видим, что ряд имеет четыре корня, по модулю близких к единице. Это может свидетельствовать о наличии сезонных единичных корней в ряде $m0$.

По своему поведению ряд $m1$ напоминает ряд $m0$ (см. *рис. 6*). Анализ графика позволяет предположить, что ряд $m1$ является нестационарным. При этом мы можем наблюдать сезонность в данных.

Исходя из коррелограммы ряда $m1$ (см. *Приложение В, табл. 2*) можно предположить аналогично предыдущему случаю, что ряд $m1$ нестационарен.

Результаты проверки свойств ряда расширенным тестом Дики–Фуллера свидетельствуют о том, что гипотеза о наличии единичного корня в ряде разностей $m1$ отвергается (см. *табл. 4*) и не отвергается в самом ряде $m1$.

При этом результаты теста Филиппса – Перрона говорят о том, что ряд $m1$ является стационарным в уровнях с константой и трендом (см. *табл. 5*).

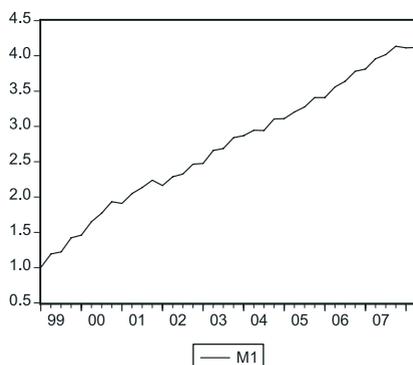


Рис. 6. Динамика логарифмов денежного агрегата M1 (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

Таблица 4

Результаты проверки ряда $m1$ на стационарность в разностях

Стационарность в разностях с константой	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Augmented Dickey – Fuller	-3.11	-2.96

Таблица 5

Результаты проверки ряда $m1$ на стационарность в уровнях

Стационарность в уровнях с константой и трендом	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Phillips – Perron	-2.99	-2.94

Несовпадение результатов двух тестов, малая выборка, графический анализ, а также неопределенность выводов по агрегату $m0$, входящему в агрегат $m1$. вызывают сомнения в однозначности вывода о стационарности или нестационарности ряда.

Последующее представление ряда $m1$ авторегрессионной моделью AR(4) дает следующий результат (см. табл. 6).

Таблица 6

Результаты разложения ряда $m1$ в модель AR(4)

Inverted AR Roots	1.03	-0.00+1.03i	-0.00-1.03i	-1.03
Estimated AR process is nonstationary				

Аналогично предыдущему случаю этот результат может свидетельствовать о наличии сезонных единичных корней в ряде $m1$. Ряд $m2$ графически изображен на рис. 7. Визуальный анализ позволяет сделать предположение о том, что ряд $m2$ является нестационарным. Аналогично другим денежным агрегатам исследуемый ряд обладает сезонностью.

Анализ коррелограммы ряда $m2$ (см. Приложение В, табл. 3) также позволяет предположить нестационарность ряда.

Результаты расширенного теста Дики – Фуллера позволяют заключить, что гипотеза о том, что ряд разностей $m2$ содержит единичный корень, не может быть отвергнута (см. табл. 7), т.е. гипотеза о нестационарности согласуется с эмпирическими данными.

Таблица 7

Результаты проверки ряда $m2$ на стационарность в разностях

Стационарность в разностях с константой	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Augmented Dickey – Fuller	-4.02	-2.96

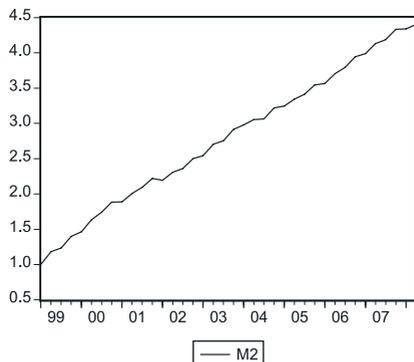


Рис. 7. Динамика логарифмов денежного агрегата M2
(I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

В то же время результаты теста Филиппса – Перрона свидетельствуют о том, что ряд $m2$ стационарен в уровнях с константой и трендом (см. табл. 8).

Таблица 8

Результаты проверки ряда $m2$ на стационарность в уровнях

Стационарность в уровнях с константой и трендом	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Phillips – Perron	-4.47	-3.54

Основываясь на несовпадении результатов тестов и на том, что однозначные выводы о порядке интегрированности рядов $m0$ и $m1$ не могут быть сделаны, мы вновь не можем сделать однозначный вывод о порядке интегрированности ряда.

Представление ряда $m2$ в виде авторегрессионной модели AR(4) дает следующий результат (см. табл. 9).

Таблица 9

Результат разложения ряда $m2$ в модель AR(4)

Inverted AR Roots	1.03	-.00+1.03i	-.00-1.03i	-1.03
Estimated AR process is nonstationary				

Мы вновь видим, что ряд может содержать и сезонные единичные корни.

Графическое изображение ряда $m2b$ представлено на рис. 8. Визуально его поведение говорит о нестационарности ряда. Можно отметить некоторую сезонность, присущую данным.

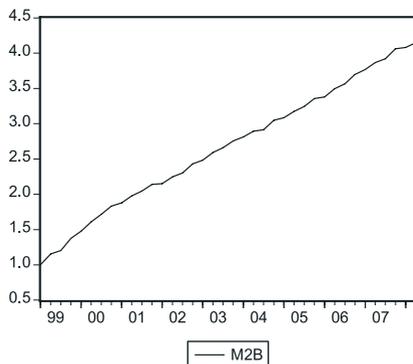


Рис. 8. Динамика логарифмов денежного агрегата M2 расширенная (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

Анализ коррелограммы ряда $m2b$ (см. Приложение В, табл. 4) свидетельствует, скорее, о нестационарности ряда (ввиду отсутствия быстрого убывания выборочной корреляционной функции).

Результаты расширенного теста Дики – Фуллера свидетельствуют в пользу гипотезы о стационарности ряда разностей $m2b$ (см. табл. 10), в то время как гипотеза о нестационарности ряда в уровнях не отвергается данными.

Таблица 10

Результаты проверки ряда $m2b$ на стационарность в разностях

Стационарность в разностях с константой	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Augmented Dickey – Fuller	-3.78	-2.96

Однако результаты теста Филлипса – Перрона говорят о стационарности $m2b$ уровнях с константой и трендом (см. табл. 11).

Таблица 11

Результаты проверки ряда $m2b$ на стационарность в уровнях

Стационарность в уровнях с константой и трендом	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Phillips – Perron	-4.36	-3.54

Разложение ряда $m2b$ с использованием модели AR(4) демонстрирует наличие одного единичного корня (табл. 12).

Таблица 12

Результат разложения ряда $m2b$ в модель AR(4)

Inverted AR Roots	1.03
	Estimated AR process is nonstationary

Однако это не является доказательством отсутствия у ряда $m2b$ сезонных корней. Таким образом, анализ статистических свойств рядов денежных агрегатов не позволил достаточно достоверно судить о порядке интегрируемости рядов ни в одном из случаев. График ряда p изображен на рис. 9. Визуально его поведение свидетельствует о явной нестационарности ряда. Отметим, что визуально график ряда p содержит выпуклый вниз тренд, что может свидетельствовать о наличии либо двух единичных корней, либо одного корня с трендом.

Анализ коррелограммы ряда p (см. Приложение В, табл. 5) явно свидетельствует о нестационарности ряда.

Результаты расширенного теста Дики – Фуллера позволяют отвергнуть гипотезу о том, что ряд вторых разностей p содержит единичный корень (см. табл. 13), при этом гипотеза о наличии единичного корня в ряде в уровнях и в первых разностях не отвергается.

Таблица 13

Результаты проверки ряда p на стационарность во вторых разностях

Стационарность во вторых разностях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Augmented Dickey – Fuller	-7.84	-1.95

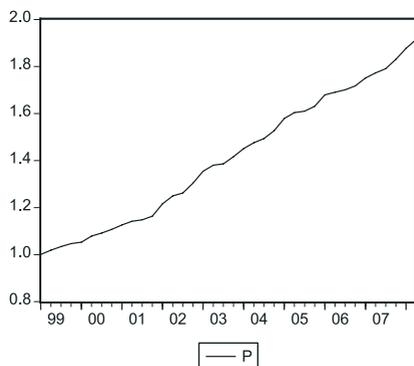


Рис. 9. Динамика логарифмов ИПЦ (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

Однако одновременно с этим результаты теста Филиппа – Перрона говорят о том, что ряд p стационарен в разностях (см. *табл. 14*) (гипотеза о наличии единичного корня в ряде разностей отвергается).

Таблица 14

Результаты проверки ряда p на стационарность в разностях

Стационарность в разностях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Phillips – Perron	-2.04	-1.95

Таким образом, мы не считаем возможным делать определенные выводы о порядке интегрированности ряда p и полагаем, что нужна дополнительная проверка ряда на сезонные корни.

При этом дополнительное разложение ряда p в модель AR(4) дает следующий результат (*табл. 15*).

Таблица 15

Результат разложения ряда p в модель AR(4)

Inverted AR Roots	1.02	-0.00+1.02i	-0.00-1.02i	-1.02
Estimated AR process is nonstationary				

Заметим, что ряд может иметь сезонные единичные корни, так как оцененные коэффициенты по модулю близки к единице.

Ряд gdp графически изображен на *рис. 10*. Визуально его поведение ряда свидетельствует о его нестационарности. Также отметим явно выраженную сезонность данных (основные пики приходятся на III квартал).

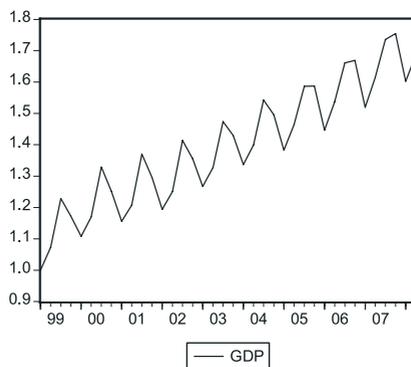


Рис. 10. Динамика логарифмов ВВП (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

Исходя из коррелограммы ряда *gdp* (см. Приложение В, табл. 6), мы приходим к выводу о том, что ряд *gdp* нестационарен.

Результаты расширенного теста Дики – Фуллера отвергают гипотезу о том, что ряд разностей *gdp* содержит единичный корень (см. табл. 16), т.е. свидетельствуют в пользу того, что ряд *gdp* стационарен в разностях. При этом гипотеза о наличии единичного корня в этом ряде в уровнях не отвергается этим тестом.

Таблица 16

Результаты проверки ряда *gdp* на стационарность в разностях

Стационарность в разностях с константой и трендом	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Augmented Dickey – Fuller	-4.42	-3.59

В свою очередь, результаты теста Филиппса – Перрона говорят о том, что ряд *gdp* стационарен в уровнях с константой и трендом (см. табл. 17).

Таблица 17

Результаты проверки ряда *gdp* на стационарность в уровнях

Стационарность в уровнях с константой и трендом	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Phillips – Perron	-7.72	-3.54

Разложение ряда *gdp* в модель AR(4) дает следующий результат (см. табл. 18).

Таблица 18

Результат разложения ряда *gdp* в модель AR(4)

Inverted AR Roots	1.01	-.00+1.01i	-.00-1.01i	-1.01
Estimated AR process is nonstationary				

Мы видим, что и этот ряд может содержать сезонные единичные корни.

Учитывая явную сезонность в данных, проверка на сезонные единичные корни необходима.

График ряда *mbs* изображен на рис. 11. Графическое представление ряда не может помочь нам сделать вывод о порядке интегрированности ряда.

Анализ коррелограммы ряда *mbs* (см. Приложение В, табл. 7) также неоднозначно свидетельствует о свойствах ряда.

Результаты расширенного теста Дики – Фуллера и Филиппса – Перрона дают несогласующиеся результаты в проверке гипотезы о нестационарности ряда процентных ставок (см. табл. 19).

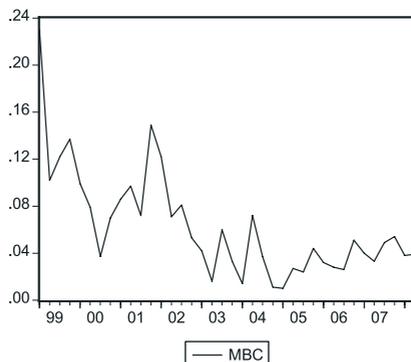


Рис. 11. Динамика ставки МБК (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

Таблица 19

Результаты проверки ряда *mbc* на стационарность в уровнях

Стационарность в уровнях с константой	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Augmented Dickey – Fuller	-2.02	-2.94
Phillips – Perron	-3.45	-2.94

Разложение ряда *mbc* в модель AR(4) дает следующий результат (табл. 20).

Таблица 20

Результат разложения ряда *mbc* в модель AR(4)

Inverted AR Roots	.89	-.00+.89i	-.00-.89i	-.89
-------------------	-----	-----------	-----------	------

Мы видим, что ряд имеет четыре корня, достаточно близких к единице по модулю. Это может свидетельствовать о наличии сезонных единичных корней в ряде *mbc*.

Ряд *nerv* графически изображен на рис. 12. Такое поведение может свидетельствовать в пользу стационарности ряда.

Вид коррелограммы ряда *nerv* (см. Приложение В, табл. 8) также говорит, скорее, о стационарности ряда.

Также результаты расширенного теста Дики–Фуллера и Филипса–Перрона свидетельствуют о том, что гипотеза о нестационарности ряда *nerv* отвергается данными (табл. 21).

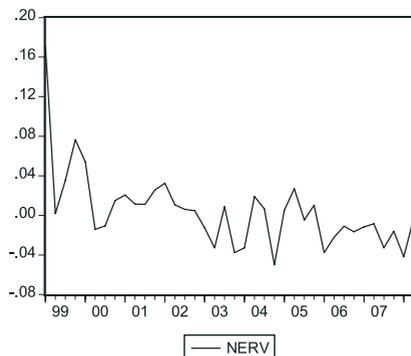


Рис. 12. Динамика изменения номинального обменного курса руб./долл.
(I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

Таблица 21

Результаты проверки ряда *nerv* на стационарность в уровнях

Стационарность в уровнях с константой	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Augmented Dickey – Fuller	-7.26	-2.94
Phillips – Perron	-7.01	-2.94

Разложение ряда *nerv* в авторегрессионную модель AR(4) дает следующий результат (см. табл. 22).

Таблица 22

Результат разложения ряда *nerv* в модель AR(4)

Inverted AR Roots	.71	.00-.71i
-------------------	-----	----------

Мы видим, что полученные результаты, скорее, свидетельствуют об отсутствии сезонных единичных корней в ряде *nerv*. Сводные результаты о порядке интегрированности исследуемых нами рядов представлены в табл. 23а.

Таблица 23а

Выводы о порядке интегрированности рядов

Ряд	m0	m1	m2	m2b	p	gdp	mbc	nerv
Выводы на основе тестов Дики-Фуллера и Филлипса-Перрона	Стационарен в уровнях	Стационарен в уровнях или содержит один единичный корень	Стационарен в уровнях или содержит один единичный корень	Стационарен в уровнях или содержит один единичный корень	Содержит один или два единичных корня	Стационарен в уровнях или содержит один единичный корень	Стационарен в уровнях или содержит один единичный корень	Стационарен в уровнях

§ 5. Анализ временных рядов на наличие сезонных единичных корней

На основании вышеизложенных расчетов становится понятно, что надежные выводы о порядке интегрированности некоторых рядов не могут быть сделаны, и далее возможны несколько путей исследования свойств рядов. Один из них заключается в процедуре сезонного сглаживания рядов и в дальнейшем исследовании их порядка интегрированности прежде всего обычными тестами на единичные корни (это ранее используемые расширенный тест Дики – Фуллера, тест Филиппса – Перрона). Второй способ исследования сводится к тестированию временных рядов на сезонные единичные корни. Мы будем следовать второму способу.

В нашем исследовании будем использовать тесты, введенные в работе Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (1990), далее обозначаемые HEGY. Кратко о них можно прочитать в *Приложении А*.

Сводные результаты теста HEGY на сезонные единичные корни для исследуемых нами рядов приведены в *табл. 23b*.

Таблица 23b

Сводные результаты теста на сезонные единичные корни исследуемых рядов

Ряд/ тест	HEGY	С константой	С константой и дамми	С константой и трендом	С константой, дамми, трендом
<i>m0</i>	<i>Единичный Полугодовой</i>	Полугодовой	Единичный Полугодовой	Единичный Полугодовой Квартальный	Единичный Полугодовой Квартальный
<i>m1</i>	Единичный Полугодовой	<i>Единичный Полугодовой</i>	Единичный	Единичный Полугодовой	Единичный Квартальный
<i>m2</i>	Единичный Полугодовой	<i>Единичный Полугодовой</i>	Единичный	Единичный Полугодовой	Квартальный
<i>m2b</i>	Единичный	<i>Единичный Полугодовой</i>	Единичный	Полугодовой	—
<i>p</i>	Единичный Квартальный	Единичный Квартальный	Единичный	<i>Единичный Квартальный</i>	Единичный
<i>gdp</i>	Единичный Полугодовой Квартальный	Единичный Полугодовой Квартальный	Единичный Полугодовой	<i>Единичный Полугодовой Квартальный</i>	Единичный Полугодовой
<i>mbc</i>	<i>Единичный</i>	Единичный	Единичный	Единичный	Единичный
<i>nerv</i>	<i>Корней нет</i>				

Примечание. Единичные корни указываются в случае неотвержения соответствующей гипотезы.

Единичный сезонный корень относится к корню, равному 1; полугодовой – к корню, равному -1; квартальный – к наличию комплексных корней $\pm i$.

Нами были проведены тесты НЕГУ различных вариаций, чтобы проанализировать устойчивость результатов теста к смене модификации, т.е. количество переменных, входящих в регрессию.

Итоговая модификация теста НЕГУ выбирается исходя из структуры данных. Конкретные выводы по наличию (неотвержению гипотезы о наличии) различных единичных корней в рассматриваемых рядах выделены в *табл. 23b* курсивом и жирным шрифтом. В *табл. 24* приведены значения рассчитанных статистик и критические значения на 5%-м уровне значимости.

Таблица 24

Результаты проверки рядов на наличие сезонных единичных корней

Ряд	Модификация теста	Значение статистик	Критические значения при уровне значимости 0,05	Вывод
<i>m0</i>	Базовый	$\gamma_1 = 2.03$ $\gamma_2 = -1.81$ $\gamma_3 = -3.93$ $\gamma_4 = -4.11$	-1.95 -1.95 -1.93 -2.11 или 2.05	Единичный и полугодовой единичный корни
<i>m1</i>	С константой	$\gamma_1 = -1.63$ $\gamma_2 = -1.57$ $\gamma_3 = -2.86$ $\gamma_4 = -3.59$	-2.96 -1.95 -1.90 -2.06 или 2.04	Единичный и полугодовой единичный корни
<i>m2</i>	С константой	$\gamma_1 = -1.30$ $\gamma_2 = -1.39$ $\gamma_3 = -2.97$ $\gamma_4 = -3.51$	-2.96 -1.95 -1.90 -2.06 или 2.04	Единичный и полугодовой единичный корни
<i>m2b</i>	С константой	$\gamma_1 = -1.27$ $\gamma_2 = -1.95$ $\gamma_3 = -3.78$ $\gamma_4 = -3.61$	-2.96 -1.95 -1.90 -2.06 или 2.04	Единичный и полугодовой единичный корни
<i>p</i>	С константой и трендом	$\gamma_1 = -2.71$ $\gamma_2 = -6.11$ $\gamma_3 = -1.88$ $\gamma_4 = -1.69$	-3.56 -1.91 -1.92 -2.05 или 1.96	Единичный и квартальный корни
<i>gdp</i>	С константой и трендом	$\gamma_1 = -0.40$ $\gamma_2 = -0.59$ $\gamma_3 = -0.47$ $\gamma_4 = -0.79$	-3.56 -1.91 -1.92 -2.05 или 1.96	Единичный, полугодовой единичный и квартальный корни

окончание Таблицы 24

Ряд	Модификация теста	Значение статистик	Критические значения при уровне значимости 0,05	Вывод
<i>mbc</i>	Базовый	$\gamma_1 = -1.84$ $\gamma_2 = -3.72$ $\gamma_3 = -4.27$ $\gamma_4 = -1.15$	-1.95 -1.95 -1.93 -2.11 или 2.05	Единичный корень
<i>nerv</i>	Базовый	$\gamma_1 = -2.83$ $\gamma_2 = -3.19$ $\gamma_3 = -3.61$ $\gamma_4 = -0.36$	-1.95 -1.95 -1.93 -2.11 или 2.05	Единичных корней нет

Проанализировав свойства временных рядов, мы сталкиваемся с двумя особенностями применения метода DOLS для используемых данных.

Первая особенность заключается в том, что между переменными, входящими в оцениваемое уравнение, предполагается коинтеграция. Однако мы, основываясь на вышеприведенных расчетах, приходим к выводу, что часть исследуемых рядов имеет не только интегрированность первого порядка, но и сезонную интегрированность. Этот вопрос был рассмотрен в работах Hylleberg, Engle, Granger, Yoo (1990) и Engle, Granger, Hylleberg, Lee (1993). В этих статьях охватываются вопросы сезонной коинтеграции и построения сезонной модели коррекции ошибок. Авторы отмечают, что необходимым условием сезонной коинтеграции между рядами является совпадение у них порядка обычной интегрированности (в случае нестационарных рядов) и наличия в рядах хотя бы одного сезонного единичного корня.

Таким образом, можно сделать вывод, что при исследовании функции спроса на деньги методом DOLS мы можем исходить из существования сезонной коинтеграции между переменными, входящими в модель, если остатки конкретной оцененной спецификации модели будут стационарны.

Вторая особенность заключается в том, что некоторые наши ряды (ряды денежных агрегатов, цен, ВВП) не только обладают ярко выраженной случайной сезонностью, в пользу которой свидетельствуют тесты HEGY, но и содержат детерминированную сезонность (как, например, ряд ВВП). Учесть это можно путем включения в модель дополнительных переменных, а именно сезонных дамми. Включение сезонных дамми в исследуемое уравнение в качестве переменных асимптотически эквивалентно простейшему способу очистки рядов от сезонности. Суть этой очистки

состоит в разложении ряда X на четыре квартальных дамми и использовании полученных остатков, обозначенных новой переменной \tilde{x} , для дальнейших расчетов. Некоторые иллюстративные примеры такой очистки исследуемых рядов приведены в *Приложении С*, рис. 1–8. В дальнейшем исследовании мы будем включать в модель сезонные дамми для того, чтобы учесть детерминированную сезонность.

§ 6. Оценка модели спроса на деньги

Методом DOLS было оценено четыре класса спецификаций модели спроса на деньги для каждого денежного агрегата (всего 16 спецификаций). С их полным списком можно ознакомиться в *Приложении D* – см. уравнения (1)–(16). Некоторые результаты расчетов по этим моделям, не вошедшие в работу, можно найти в *Приложении E*.

Заметим также, что переменная инфляции не входит в оцениваемую нами модель в качестве переменной, поскольку на протяжении рассматриваемого времени периоды экстремально высокой инфляции отсутствовали (см. рис. 13), а колебания инфляции не были ярко выраженными. Поэтому можно предположить, что влияние показателя инфляции на спрос на деньги будет учтено в константе.

Некоторые результаты по включению таких переменных, как инфляция, темпы инфляции, учет адаптивных инфляционных ожиданий и абсолютного предвидения, приведены в *Приложении F*.

Содержательно метод DOLS сводится к оценке «долгосрочного коинтеграционного соотношения» между переменными, а оценки, полу-

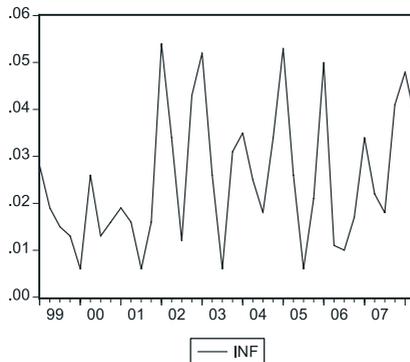


Рис. 13. Динамика инфляции (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

ченные обычным OLS, корректируются с помощью включения в модель технических переменных. Таким образом, по своей сути DOLS – это динамическая процедура, предполагающая корректировку долгосрочного равновесия между переменными.

Далее мы рассмотрим две функции спроса на денежный агрегат M1 и M2. Функция спроса на денежный агрегат M1 имеет следующий вид:

$$m1_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

где d_1, d_2, d_3 – квартальные дамми по I, II и III кварталу соответственно.

Таким образом, спрос на реальные деньги M1 ($m1 - p$) зависит от реального ВВП (gdp) и ставки по межбанковскому кредиту (mbc), а также определяется некой сезонной составляющей, нашедшей отражение в сезонных дамми. Напомним, что $m1$ – это спрос на номинальную денежную массу (в логарифмах), а p – ряд ИПЦ (в логарифмах).

В соответствии с теорией мы ожидаем, что коэффициент $c(6)$ при реальном ВВП будет положительным, а коэффициент $c(7)$ при ставке процента будет отрицательным.

Функция спроса на денежный агрегат $m2$ имеет следующий вид:

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

где d_1, d_2, d_3 – также квартальные дамми по I, II и III кварталу соответственно.

Таким образом, спрос на реальные деньги M2 зависит от реального ВВП и определяется сезонной составляющей.

В соответствии с теорией мы ожидаем, что коэффициент $c(6)$ при реальном ВВП будет положительным. Мы также ожидаем, что процентная ставка не влияет на спрос на деньги M2, поскольку этот денежный агрегат включает «денежные активы», наиболее чувствительные к проценту (например, срочные счета).

Отметим, что спрос на деньги можно оценивать в виде уравнений (6) и (7) в случае, если коэффициент $c(5)$ при переменной уровня цен значимо не отличается от единицы.

Перейдем к описанию полученных результатов.

Оценка спроса на денежный агрегат M1

Следуя процедуре DOLS, описанной выше, мы оцениваем уравнение вида (шаг 1):

$$m1_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + \varepsilon_t$$

(см. Приложение G, табл. 1).

График остатков показан на рис. 14.

Само оцененное уравнение имеет вид:

$$m1_t = -3.47 + 0.36d_1 + 0.19d_2 - 0.27d_3 + 0.75p_t + 3.66gdp_t - 0.95mbc_t + \hat{\varepsilon}_t$$

(0.44) (0.11) (0.08) (0.06) (0.48) (0.74) (0.53)

В скобках указаны стандартные ошибки.

Результаты теста Дики – Фуллера и Филлипса – Перрона (см. табл. 25) говорят о том, что гипотеза о наличии единичного корня в ряде остатков модели не может быть отвергнута, т.е. гипотеза о нестационарности рядов не противоречит данным.

Таблица 25

Результаты проверки остатков модели на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Augmented Dickey – Fuller	-2.89	-4.10 ²
Phillips – Perron	-3.81	-4.10

Далее строятся кросс-коррелограммы следующих рядов:

1. $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{p_t}^+ = 4$ (см. Приложение G, табл. 2).

2. $\Delta gdp_t = gdp_t - gdp_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{gdp_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения) (см. Приложение G, табл. 3).

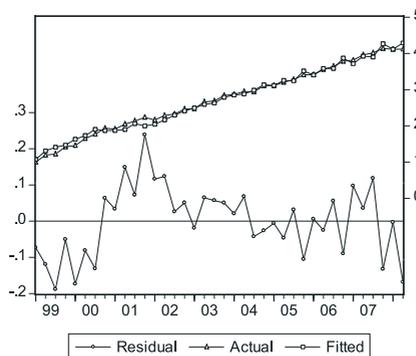


Рис. 14. График остатков уравнения спроса на деньги $m1$ методом OLS

3. $\Delta mbc_t = mbc_t - mbc_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{mbc_t}^+ = 0$ (формально $K_{mbc_t}^+ = \emptyset$, однако значимость первого запаздывания близка к критическому уровню, и, поскольку ставка процента входит в модель, ее первое приращение также было включено) (см. Приложение G, табл. 4).

Из-за малого числа наблюдений не представляется возможным взять максимальное число запаздывающих и опережающих приращений K по всем переменным, так как это значительно снизит эффективность оценок. Поэтому при оценке мы будем использовать значимые запаздывающие и опережающие приращения для каждой переменной отдельно.

Далее оценивается модель с включенными запаздываниями и опережениями (см. Приложение G, табл. 5). Мы получаем следующий результат (уравнение (8)):

$$M1 = -3.23 + 0.26 \cdot D1 + 0.15 \cdot D2 - 0.26 \cdot D3 + 0.93 \cdot P + 3.15 \cdot GDP - 1.31 \cdot MBC \quad (8)$$

(0.46) (0.10) (0.09) (0.06) (0.42) (0.70) (0.58)

В скобках указаны стандартные ошибки.

Прежде всего отметим, что коэффициент при ценах (p) значимо не отличается от единицы, что подтверждает тест Вальда (см. табл. 26) (т.е. гипотеза о равенстве коэффициента единице не отвергается).

Таблица 26

Результаты проверки коэффициента $c(5)$ на равенство единице тестом Вальда

Wald Test: H0: c(5)=1			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.029	(1, 20)	0.87

Таким образом, оценку спроса на реальные деньги $M1$ можно проводить через оценку спроса на номинальные деньги.

Полученные коэффициенты при ценах, реальном ВВП и ставке процента имеют ожидаемые знаки и значимы.

Несмотря на то, что часть технических переменных (запаздывающих и опережающих) статистически незначима, гипотеза о совместной незначимости приращений отвергается тестом Вальда (см. табл. 27).

Таблица 27

Результаты проверки совместной значимости технических переменных тестом Вальда

Wald Test: H0: c(i)=...=c(j)=0			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	6.59	(6, 20)	0.0006

Более того, исчезает автокорреляция остатков, которая имела место на первом шаге оценки. Значение статистики Дарбина – Уотсона равно 1.77.

При этом результат теста Бройша – Годфри¹ (см. *табл. 28*) на 5%-м уровне значимости также свидетельствует в пользу некоррелированности остатков (гипотеза о некоррелированности остатков не отвергается данными).

Таблица 28

Результаты проверки автокорреляции остатков модели тестом Бройша – Годфри

Breusch – Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	3.54	Prob. F(2,18)	0.0503

Гипотеза о том, что остатки оцененной модели являются белым шумом, также не может быть отвергнута Q -тестом на 5%-м уровне значимости (см. *Приложение G, табл. 7*), что является свидетельством того, что данную модель в первом приближении можно считать адекватной.

Таким образом, мы приходим к выводам, что спрос на реальные деньги типа $M1$ зависит от реального ВВП, от показателя альтернативной стоимости хранения денег (ставки МБК) и от сезонной составляющей.

Полученная нами эластичность спроса на деньги по ВВП крайне велика (около 3,15). Это можно объяснить тем, что в последние годы в России происходило насыщение экономики деньгами, т.е. имел место рост монетизации экономики (см. *рис. 16–17*). Можно предположить, что на исследуемом периоде Россия находилась на некотором тренде, отчасти объясняющем рост денежной массы в стране.

Коэффициент при ставке по межбанковскому кредиту значим и отрицателен (около $-1,31$). Этот вывод согласуется с теорией и говорит о том, что в случае роста процента агенты будут стремиться перевести часть своих наличных денег и средств на счетах до востребования в более доходные активы – например, срочные счета. Последние, являясь частью денежного агрегата $M2$, не входят в агрегат $M1$.

В *Приложении H* доступны результаты оценки этого уравнения спроса на деньги $M1$ на меньшей выборке: I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г. Эти результаты слабо отличаются от основных результатов по функции спроса на деньги $M1$ и свидетельствуют, скорее, об устойчивости модели.

Показателем качества модели спроса на деньги являются не только хорошие статистические свойства полученных оценок и интерпретируе-

¹ Тест Бройша – Годфри предполагает, что оцениваемые остатки можно считать «нормальными». Результаты теста Жарке – Бера говорят о том, что гипотеза о «нормальности» остатков не может быть отвергнута (см. *Приложение G, табл. 6*).

мость результатов, но и стабильность оцененного уравнения. Нашей первоочередной целью является не столько поиск функции спроса на деньги в России, сколько проверка стабильности такой функции.

Одним из возможных способов проверки функции на стабильность может быть тест Чоу (*F*-тест) на устойчивость коэффициентов модели.

Серединой исследуемого интервала¹ является II квартал 2003 г. Результаты теста Чоу (см. *табл. 29*) позволяют сделать вывод о том, что гипотеза о равенстве коэффициентов модели на рассматриваемых подпериодах не может быть отвергнута.

Таблица 29

Результаты теста Чоу на устойчивость коэффициентов модели (8)

Chow Breakpoint Test: 2003Q2			
F-statistic	1.89	Prob. F(13,7)	0.20

Стандартные тесты на стабильность модели – такие, как Recursive residuals, CUSUM, CUSUMSQ, Recursive coefficients – также не позволяют нам отвергнуть гипотезу об устойчивости оцененной функции спроса на денежный агрегат M1. (Подробнее см. *Приложение G, рис. 1–4.*)

Таким образом, мы приходим к выводу о том, что оцененную нами функцию спроса на деньги *mI* можно считать стабильной.

Оценка спроса на денежный агрегат M2

Следуя процедуре DOLS, мы оцениваем уравнение вида (шаг 1):

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + \varepsilon_t$$

(см. *Приложение I, табл. 1*).

Результаты оценки представлены на *рис. 15*.

Само оцененное уравнение имеет вид:

$$m2_t = -3.92 + 0.35d_1 + 0.19d_2 - 0.24d_3 + 1.28p_t + 3.46gdp_t + \hat{\varepsilon}_t, \quad (0.36) \quad (0.1) \quad (0.07) \quad (0.06) \quad (0.42) \quad (0.66)$$

В скобках указаны стандартные ошибки.

Проверим остатки уравнения на стационарность.

Результаты теста Дики – Фуллера и Филиписа – Перрона (см. *табл. 30*) позволяют сделать вывод о том, что гипотеза о наличии в ряде остатков модели единичного корня не может быть отвергнута, т.е. данными не отвергается гипотеза о нестационарности.

¹ После корректировки выборка сводится к периоду со II квартала 1999 г. по II квартал 2007 г. Таким образом, серединой интервала является точка II квартала 2003 г.

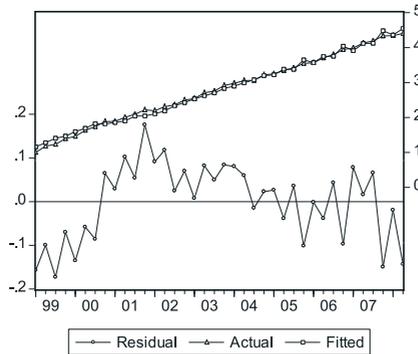


Рис. 15. Результаты оценки уравнения спроса на деньги $m2$ методом OLS

Таблица 30

Результаты проверки остатков модели на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Augmented Dickey – Fuller	-2.35	-3.74 ¹
Phillips – Perron	-3.83	-3.74

Далее строятся кросс-коррелограммы следующих рядов:

1. $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{p_t}^+ = 4$ (см. Приложение I, табл. 2).

2. $\Delta gdp_t = gdp_t - gdp_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{gdp_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения) (см. Приложение I, табл. 3).

Из-за малого числа наблюдений не представляется возможным взять максимальное K по всем переменным, так как это значительно снизит качество оценок. Поэтому (как и в случае с оценкой спроса на деньги $m1$) при оценке мы будем использовать фактически значимые запаздывающие и опережающие приращения.

Далее оценивается модель с включенными запаздываниями и опережениями – уравнение (9) (см. Приложение I, табл. 4):

¹ Еще раз напомним, что критические значения этой статистики являются не критическими значениями статистики Дики–Фуллера, а критическими значениями статистики МакКиннона (Davidson, MacKinnon (1993))

$$M2 = -3.85 + 0.26 * D1 + 0.13 * D2 - 0.24 * D3 + 1.43 * P + 3.11 * GDP. \quad (9)$$

(0.34) (0.09) (0.07) (0.05) (0.37) (0.60)

В скобках указаны стандартные ошибки.

Отметим, что коэффициент при ценах (p) согласно тесту Вальда значительно не отличается от единицы (см. табл. 31).

Таблица 31

Результаты проверки коэффициента $c(5)$ на равенство единице тестом Вальда

Wald Test: H0: $c(5)=1$			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.34	(1, 22)	0.26

Таким образом, оценку спроса на реальные деньги $M2$ можно проводить путем оценки спроса на номинальные деньги.

Полученные коэффициенты при ценах и реальном ВВП имеют ожидаемые знаки и значимы.

Несмотря на то что часть технических переменных статистически незначима, наблюдается совместная значимость приращений (см. табл. 32) (т.е. отвергается гипотеза о совместной незначимости приращений).

Таблица 32

Результаты проверки совместной значимости технических переменных тестом Вальда

Wald Test: H0: $c(i)=...=c(j)=0$			
Equation: EQ02			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	6.81	(5, 22)	0.0006

Значение статистики Дарбина – Уотсона равно 1.57. При этом результат теста Бройша – Годфри¹ (см. табл. 33) на 5%-м уровне значимости не позволяет нам отвергнуть гипотезу о том, что в остатках модели отсутствует автокорреляция.

Таблица 33

Результаты проверки автокорреляции остатков модели тестом Бройша – Годфри

Breusch – Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	Value	Prob. F(3,19)	Probability
F-statistic	3.10	Prob. F(3,19)	0.051

¹ Доверять результатам теста Бройша – Годфри можно в случае, если оцениваемые остатки можно считать «нормальными». Результаты теста Жарке – Бера говорят в пользу не отвержения гипотезы о «нормальности» остатков (см. Приложение Е, табл. 5).

Гипотеза о том, что остатки оцененной модели являются белым шумом, также не может быть отвергнута (Q -статистика коррелограммы ряда) (см. Приложение I, табл. 6), что является свидетельством того, что данную модель в первом приближении можно считать адекватной.

Основываясь на вышеприведенных расчетах, мы приходим к выводам, что спрос на реальные деньги типа M2 зависит от реального ВВП и сезонной составляющей. Заметим, что в случае как спроса на деньги M1, так и спроса на деньги M2 спрос на деньги в III квартале в среднем ниже, чем в другое время. Это снижение может быть объяснено более низкой экономической активностью, поскольку в этот период отсутствуют расходы, связанные с праздниками (как в IV квартале), нет премиальных и бонусных выплат (как во II и IV кварталах), отсутствуют массовые отпускные расходы (как во II квартале), значительно ниже налоговые выплаты (по сравнению с I кварталом).

Полученная нами эластичность спроса на деньги M2 по ВВП крайне велика (около 3.11) по сравнению с результатами по развитым странам. На наш взгляд, объяснением этому факту, как и в случае со спросом на денежный агрегат M1¹, служит процесс монетизации экономики, происходивший в России в рассматриваемый период. На протяжении всего этого периода доля денег в ВВП устойчиво росла (см. рис. 16–17).

Нами не были получены аргументы в пользу того, что ставка процента влияет на спрос на деньги M2. Это может быть объяснено тем, что перераспределение между активами в случае роста процента происходит

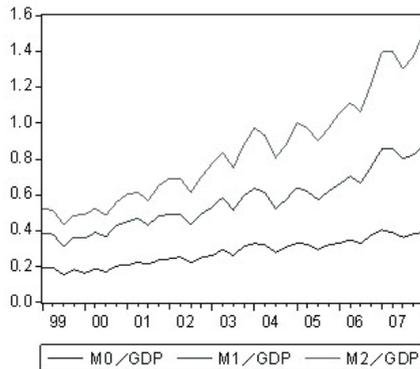


Рис. 16. Отношение денежных агрегатов M0, M1 и M2 (трлн руб.) к ВВП (трлн руб.) в период с 1999 по 2008 г.

1 (Stock, Watson, 1993), (Hoffman, Rasche, Tieslau, 1995).

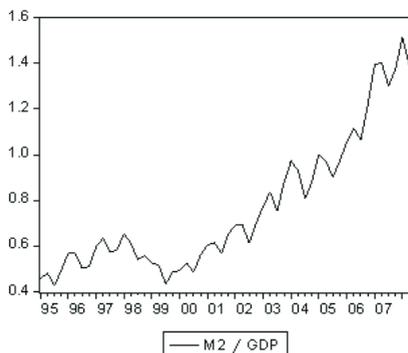


Рис. 17. Отношение денежного агрегата M2 (трлн руб.) к ВВП (трлн руб.) в период с 1995 по 2008 г.

внутри денежного агрегата, поскольку срочные/сберегательные счета являются составной частью M2.

В *Приложении J* доступны результаты оценки этого уравнения спроса на деньги m_2 на меньшей выборке: I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г. Эти результаты слабо отличаются от основных результатов по функции спроса на деньги M2 и свидетельствуют в пользу устойчивости модели.

Перейдем к проверке оцененной функции спроса на деньги M2 на стабильность.

Прежде всего проведем тест Чоу (F -тест) на равенство коэффициентов модели. Серединой исследуемого интервала¹ является II квартал 2003 г. Результаты теста Чоу (см. *табл. 34*) позволяют сделать вывод о том, что гипотеза об устойчивости коэффициентов должна быть отвергнута.

Таблица 34

Результаты теста Чоу на устойчивость коэффициентов модели (9)

Chow Breakpoint Test: 2003Q2			
F-statistic	3.97	Prob. F(11,11)	0.016

Стандартные тесты на стабильность модели – такие, как Recursive residuals, CUSUM, CUSUMSQ, Recursive coefficients – также свидетельствуют, скорее, о неустойчивости оцененной функции спроса на денежный агрегат m_2 ; оценки соответствующих коэффициентов модели де-

¹ После корректировки (добавления технических переменных) выборка сводится к периоду со II квартала 1999 г. по II квартал 2007 г. Таким образом, серединой интервала является точка II квартала 2003 г.

монстрируют нестабильность на протяжении рассматриваемого периода. (Подробнее см. *Приложение I, рис. 1–4.*)

Таким образом, мы приходим к выводу о том, что из двух оцененных нами уравнений спроса на денежные агрегаты лишь спрос на деньги М1 можно считать стабильным, в то время как спрос на денежный агрегат М2 является, скорее, нестабильным. И тем не менее существование стабильной функции спроса на деньги типа М1 свидетельствует о том, что данный денежный агрегат может быть использован в качестве промежуточной цели при проведении денежно-кредитной политики.

Оцененное уравнение спроса на реальные деньги типа М1 зависит от реального ВВП, ставки МБК и сезонной составляющей. Полученная нами эластичность спроса на деньги по доходу крайне велика (около 3.15). Это объясняется ростом монетизации экономики в 2000-х годах. Можно предположить, что на исследуемом периоде Россия находилась на некотором тренде, отчасти объясняющем рост денежной массы в стране. Коэффициент при ставке по межбанковскому кредиту значим и отрицателен. Этот вывод согласуется с теорией и говорит о том, что в случае роста процента агенты будут стремиться переводить часть своих наиболее ликвидных средств в более доходные активы.

По результатам исследования мы приходим к выводу, что спрос на реальные деньги типа М2 зависит от реального ВВП и сезонной составляющей. Полученная нами эластичность спроса на деньги М2 по ВВП также крайне велика (около 3.11). Нами не были получены свидетельства в пользу того, что процентная ставка влияет на спрос на деньги М2. Это объясняется тем, что перераспределение между активами в случае роста процента происходит внутри денежного агрегата, поскольку срочные/сберегательные счета являются составной частью М2.

Глава 4. Моделирование динамики инфляции в российской экономике

§ 1. Введение

В предыдущих главах работы мы проанализировали спрос на деньги в России и получили ряд важных результатов. В то же время для исследователя, занимающегося практическими проблемами функционирования экономики, интерес зачастую вызывают факторы, определяющие динамику не денежных агрегатов, а инфляции. Задачей, решаемой в данной главе, является определение закономерностей инфляционных процессов в российской экономике. Здесь анализируются причины и характер динамики потребительских цен в экономике России за период с января 1999 г. по июль 2008 г. на основе ежемесячных наблюдений. Более высокая (по сравнению с предыдущими главами) периодичность данных используется для получения оценок инфляции на ежемесячной основе. Динамика цен моделируется исходя из денежной теории ценообразования, т.е. из предположения о ключевом влиянии денежных агрегатов на инфляционные процессы. Основной причиной выбора данного подхода к анализу инфляции в экономике России является достаточно высокий средний уровень темпов роста цен за рассматриваемый период (1,23% в месяц, т.е. около 15% в год). При таких средних темпах инфляции на коротком периоде времени (менее 10 лет) влияние предложения денег на рост цен, скорее всего, превышает влияние других факторов. Базовое уравнение спроса на деньги, используемое для оценки эконометрической модели, имеет вид:

$$\frac{M^D}{P} = f(Y, i), \quad (10)$$

где M^D – объем денег в экономике (денежный агрегат); P – уровень цен; Y – показатель уровня экономической активности; i – альтернативная стоимость хранения денег.

Напомним, что в модели спроса на деньги, оцененной на квартальных данных, в качестве показателя альтернативной стоимости хранения денег используется средневзвешенная процентная ставка на рынке межбанковского кредитования. Однако при построении модели инфляции данный фактор инфляции оказался незначимым. В то же время в уравнение инфляции мы добавили темп прироста номинального обменного курса рубля к доллару, который стал значимым фактором инфляции в РФ.

Для объяснения данного результата заметим, что моделирование инфляции само по себе представляет процесс, до известной степени независимый от моделирования спроса на деньги. В предыдущей главе мы писали о том, что на спрос на деньги на месячных данных¹ влияют не только стандартные показатели, но и множество других факторов. В целом оцениваемая модель спроса на деньги и модель инфляции – это две разные модели, отличающиеся используемыми данными. Так, для оценки спроса на деньги в качестве показателя экономической активности был выбран ВВП, для инфляции – индекс выпуска базовых отраслей экономики и т.д. Поэтому сравнивать результаты, полученные при оценке двух уравнений, следует с большой осторожностью.

Отметим также, что между рядами процентной ставки на рынке МБК и изменением номинального курса существует высокая корреляция. По этой причине использование обоих показателей в одном уравнении осложняется проблемой коллинеарности, которая особенно актуальна в нашем случае из-за «малости» квартальной выборки. Дополнительные сложности для исследования создает тот факт, что на анализируемом промежутке времени реальная ставка процента находилась в области отрицательных значений, а обменный курс рубля фактически был квазификсированным (т.е. поддерживался ЦБ РФ в рамках неявно заданного коридора).

Содержательные основания, по которым в уравнение инфляции вводится переменная курса, состоят в том, что этот показатель не только отражает альтернативную стоимость хранения денег, но и связан с эффектом переноса курса в цены, т.е. с изменением цен импортных товаров по мере колебаний курса. Высокая доля импорта в потреблении позволяет предполагать, что изменения курса, по-видимому, должны сказываться на инфляции.

1 Goldfeld (1973) пишет о том, что частота разбивки данных определяется прежде всего целями исследования. Так, для определенных прогнозов федеральных резервных банков более информативной может быть не только месячная, но и недельная разбивка.

В логарифмическом виде номинальный спрос на деньги (10) можно представить следующим образом¹:

$$\ln M_t^d - \ln P_t = a_1 + a_2 \Delta e_t + a_3 \ln Y_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

где Δe_t – темп прироста валютного курса; ε_t – остатки модели.

Для учета инерционности цен в модель (11) добавлены лагированные значения логарифмов цен:

$$\ln P_t = a_1 + a_2 \ln M_t + a_3 \ln Y_t + a_4 \ln P_{t-1} + a_5 \Delta e_t + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (12)$$

Итак, мы предполагаем, что уровень цен в экономике наряду с авторегрессионной составляющей должен определяться предложением денег, уровнем экономической активности и динамикой валютного курса рубля (выраженного в единицах национальной валюты за единицу иностранной валюты).

Таким образом, будут рассмотрены взаимосвязи между уровнем цен в экономике, объемом денежной массы, темпом изменения валютного курса рубля и показателем уровня экономической активности. Все показатели, кроме темпов прироста валютного курса рубля, рассматриваются в логарифмах.

Структура данной главы выглядит следующим образом. Сначала проанализированы статистические свойства рассматриваемых временных рядов (логарифмов цен, денежных агрегатов, темпов прироста номинального обменного курса рубля к доллару США, индекса выпуска). Конечная спецификация уравнения инфляции (для темпов прироста ИПЦ) определяется с учетом статистической значимости лаговых значений объясняющих переменных и требований к статистическим свойствам остатков регрессии.

§ 2. Описание данных

В качестве показателя *уровня цен (P)* мы использовали значения базового индекса, рассчитанного путем перемножения цепных индексов цен (индексов потребительских цен по данным Росстата) при условии, что уровень цен в январе 1999 г. принят равным единице (см. *рис. 18*).

¹ Заметим, что перенос показателя денежного предложения в другую часть уравнения (относительно показателя уровня цен) возможен лишь в случае единичного коэффициента связи между ними, который был продемонстрирован в предыдущей главе работы.

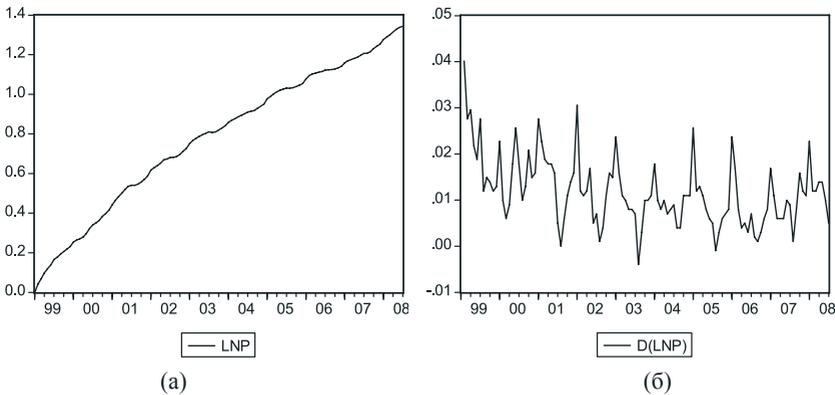


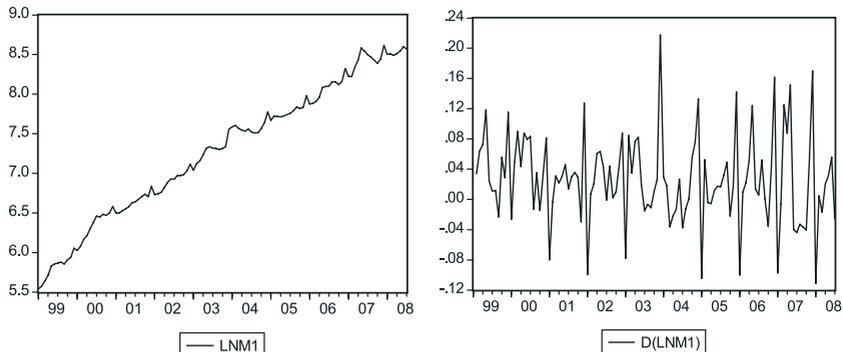
Рис. 18. Динамика логарифмов базового индекса цен (а) и его первых разностей (б)

В качестве показателя *денежной массы* используется денежный агрегат M1 (денежная база в широком определении), который включает выпущенные в обращение Банком России наличные деньги (с учетом остатков средств в кассах кредитных организаций), остатки на счетах обязательных резервов, депонируемых кредитными организациями в Банке России, средства на корреспондентских счетах и депозитных счетах кредитных организаций в Банке России, вложения кредитных организаций в облигации Банка России (по рыночной стоимости), средства резервирования по валютным операциям, внесенные в Банк России, а также иные обязательства¹ (рис. 19).

Поскольку данные по реальному ВВП доступны только с квартальной периодичностью, динамика *экономической активности* (Y) может быть адекватно аппроксимирована лишь рядами индекса выпуска продукции и услуг базовых отраслей экономики (ИБО) (с января 1999 г. по февраль 2005 г.) и индекса выпуска товаров и услуг по базовым видам экономической деятельности (с марта 2005 г. по июль 2008 г.). Будем называть этот ряд в дальнейшем индексом выпуска (см. рис. 20). В соответствии с работой Бессонова (2005)², ИБО в месячном выражении представляет собой упрощенный вариант месячного ВВП, более дешевый и технологичный в оценке. Наибольший интерес представляют месячные оценки ИБО, поскольку с достаточной точностью их можно рассматривать как

1 Определение Центрального банка.

2 Бессонов В.А. Проблемы анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: ИЭП, 2005.



(а)

(б)

Рис. 19. Динамика логарифмов денежного агрегата М1 (а) и его первых разностей (б)

аппроксимацию временного ряда ВВП в месячном выражении. В качестве показателя, отражающего эффект «переноса», рассматривается *темп прироста номинального курса рубля по отношению к доллару (dkurs¹)* (см. рис. 21).

Источником данных о денежных агрегатах и номинальном курсе рубля являются материалы Банка России, об индексе потребительских цен и индексе выпуска – статслужбы России.

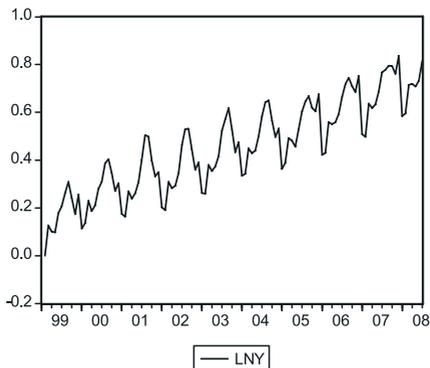


Рис. 20. Динамика логарифмов индекса выпуска

1 $dkurs_t = kurs_t / kurs_{t-1} - 1$

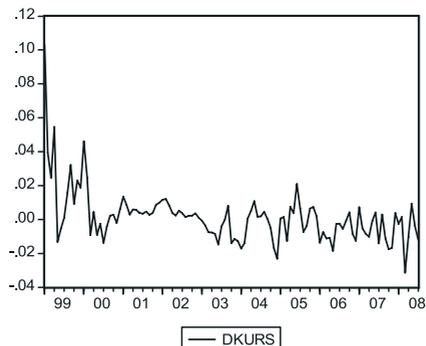


Рис. 21. Динамика темпов прироста курса рубля по отношению к доллару

§ 3. Анализ стационарности временных рядов

Прежде чем перейти к оцениванию уравнения инфляции, необходимо изучить статистические свойства временных рядов, т.е. необходимо определить, совпадают ли порядки интегрированности исследуемого индекса цен и совокупности объясняющих переменных, а также проверить существование долгосрочного соотношения между показателями с одинаковым ненулевым порядком интеграции.

Исследование квартальных данных при анализе функции спроса на деньги (см. главу 3) свидетельствует о том, что на свойства рядов значительно влияет сезонность. Следовательно, при анализе месячных данных, которые сильнее подвержены сезонным колебаниям, мы также должны попытаться ее учесть.

Анализ стационарности временных рядов с учетом возможного наличия сезонных единичных корней проводился с использованием теста HEGY для месячных данных, разработанного Beaulieu and Miron (1993). Критические значения для данного теста были взяты из статьи Franses and Hobbijn (1997). Описание теста приведено в *Приложении А*. Аналогично работе Beaulieu and Miron в оцениваемое статистическое уравнение для теста HEGY добавлены 11 дамми-переменных, константа, тренд и лагированные значения зависимой переменной. Количество лагов, включаемых в уравнение, определялось на основе значимости максимального лага в оцениваемом уравнении на 5%-м уровне значимости, информационного критерия Шварца (SIC) и требования к белому шуму остатков. Максимальное количество лагов бралось равным 24. В *табл. 35*

представлены сводные результаты теста НЕГУ. В случае незначимости коэффициентов (отмечено в таблице звездочкой) гипотеза о наличии соответствующих единичных корней не отвергается.

Таблица 35

**Сводные результаты теста на сезонные единичные корни
исследуемых рядов**

	Количество латов, включаемых в оцениваемое уравнение	Несезонный единичный корень	Сезонные единичные корни					
			π	$\pm \frac{\pi}{2}$	$\mp \frac{2\pi}{3}$	$\pm \frac{\pi}{3}$	$\mp \frac{5\pi}{6}$	$\pm \frac{\pi}{6}$
lnP	13	-3.583*	-4.029*	9.050	8.671	17.46	8.587	3.147*
d(lnP)	13	-0.866	-4.580*	9.388	11.32	6.693	8.650	2.164*
lnM1	0	-3.359*	-2.772*	5.942	13.49	8.007	9.796	9.432
d(lnM1)	11	-3.175	-1.798	1.950*	3.478*	3.930*	1.746*	5.194*
lnY	1	-1.771	-1.269	1.241*	1.392*	3.764*	3.840*	0.459*
dkurs	2	-2.989	-2.301	3.842*	9.301	6.527	7.671	7.626

Примечание. * означает, что гипотеза о наличии единичного корня не отвергается.

Ряд логарифмов цен (p). Ряды *lnP* и *d(lnP)* графически представлены на рис. 18. Визуально поведение ряда логарифмов цен можно охарактеризовать как поведение нестационарного ряда. Отметим также явно выраженную сезонность, присутствующую в данных. Анализ коррелограмм рядов *lnP* и *d(lnP)* (см. Приложение В, табл. 9 и 10) свидетельствует, скорее, о том, что ряд логарифмов цен является интегрированным первого порядка или стационарным относительно тренда. Статистическое тестирование позволяет утверждать, что ряд логарифмов цен с низкой вероятностью ошибки (менее 5%) имеет один несезонный единичный корень (см. табл. 35). Также мы не отвергаем гипотезу о наличии сезонных единичных корней с частотами π (два месяца) и $\pm\pi/6$ (12 месяцев и приблизительно 34 дня) в рядах *lnP* и *d(lnP)*. Таким образом, ряд логарифмов цен является интегрированным первого порядка.

Ряд логарифмов денежной массы M1 (m1). Анализ графика ряда (см. рис. 19) позволяет предположить, что ряд *lnM1* является нестационарным. При этом мы можем наблюдать сезонность в данных. Исходя из коррелограммы ряда *m1* (см. Приложение В, табл. 11) можно также

предположить, что ряд $m1$ нестационарен или стационарен относительно тренда. Результаты проверки свойств ряда тестом HEGY свидетельствуют о том, что ряд $m1$ содержит один несезонный единичный корень и сезонный единичный корень с частотой π (см. табл. 35). Ряд $d(m1)$ содержит сезонные единичные корни с частотами $\pm \frac{\pi}{2}, \pm \frac{2\pi}{3}, \pm \frac{\pi}{3}, \pm \frac{5\pi}{6}, \pm \frac{\pi}{6}$ ¹. Таким образом, ряд $m1$ является интегрированным первого порядка.

Логарифм индекса выпуска (y). Ряд y графически изображен на рис. 20. Визуально его поведение свидетельствует о стационарности ряда относительно тренда, а также о явно выраженной сезонности. Коррелограмма ряда y (см. Приложение В, табл. 13) может свидетельствовать как о стационарности относительно тренда, так и о нестационарности данного ряда. Согласно тесту HEGY (см. табл. 35) ряд y содержит сезонные единичные корни с частотами $\pm \frac{\pi}{2}, \pm \frac{2\pi}{3}, \pm \frac{\pi}{3}, \pm \frac{5\pi}{6}, \pm \frac{\pi}{6}$ и не содержит несезонного единичного корня. Следовательно, ряд y является стационарным в уровнях.

Ряд темпов прироста обменного курса рубля к доллару ($dkurs$). Ряд $dkurs$ графически изображен на рис. 21. Такое поведение может свидетельствовать в пользу стационарности ряда. Вид коррелограммы ряда (см. Приложение В, табл. 14) говорит о стационарности ряда. Согласно тесту HEGY (см. табл. 35) ряд $dkurs$ не содержит несезонного единичного корня, но содержит сезонный единичный корень с частотами $\pm \pi/2$. Таким образом, ряд $dkurs$ является стационарным в уровнях.

§ 4. Исследование инерционности цен

Гипотеза об инерционности цен предполагает, что текущая инфляция в значительной степени определяется ее динамикой в прошлом. Под инерционностью в данном случае понимается наличие устойчивой зависимости текущей инфляции от ее предыдущих значений.

Проверка гипотезы включает анализ автокорреляционной и частной автокорреляционной функций ряда разностей логарифмов уровня цен (инфляции), тестирование этого ряда на наличие единичных корней (результаты теста HEGY на наличие сезонных единичных корней для месячных данных приведены в предыдущем параграфе), оценку авторегрессионного уравнения.

Анализ автокорреляционной и частной автокорреляционной функций ряда первых разностей логарифмов цен (см. Приложение В, табл. 10) по-

¹ Количество циклов в год (месяцев), которым соответствуют данные единичные корни, указано в табл. 2 Приложения А.

казывает, что в нем присутствует сезонная составляющая, учесть которую позволяет модель ARMA(13,0). Согласно тесту HEGY, рассмотренному в предыдущем параграфе, ряд логарифмов цен является интегрированным первого порядка. Следовательно, в модели ARIMA(p, d, q) параметр d принимает значение 1, $p = 13$, а $q = 0$.

При оценивании авторегрессионного уравнения инфляции (моделирующего зависимость инфляции от собственных запаздывающих значений) (см. табл. 36) с максимальным количеством лагов, равным 13, получили, что значимы 1-й, 12-й и 13-й лаги.

Таблица 36

Авторегрессионное уравнение для исследования инерционности цен

Зависимая переменная: D(LNP)				
Переменная	Коэффициент	Стандартное отклонение	t-статистика	Prob.
C	0.002	0.001	2.295	0.0239
d(p(-1))	0.531	0.080	6.606	0.0000
d(p(-12))	0.614	0.077	7.961	0.0000
d(p(-13))	-0.361	0.080	-4.500	0.0000
R-squared	0.579	Adjusted R-squared		0.566

Таким образом, на текущее значение инфляции оказывают влияние значение инфляции в предыдущий период и сезонная составляющая. Кроме того, мы показали, что при оценивании уравнений инфляции в дальнейшем необходимо учитывать 13 запаздываний первых разностей логарифмов цен.

§ 5. Коинтеграция

Согласно теоретической модели инфляции должна наблюдаться долгосрочная связь между рядом логарифмов цен и рядом логарифмов денежной массы. Эти ряды являются интегрированными первого порядка. Проверим наличие коинтеграции между этими рядами.

Поскольку исследуемые ряды содержат сезонные единичные корни, то тест на коинтеграцию должен учитывать сезонность. Такой тест был разработан Caminero and Diaz-Emparanza (1997). Авторы рассматривают сезонную коинтеграцию при каждой из сезонных частот, а также вводят понятие полной коинтеграции, когда одно коинтеграционное соотношение удаляет все единичные корни на всех частотах.

На первом шаге данного теста оценивается модель VAR(p) между рядами логарифмов цен и денежной массы. Порядок p выбирается на основе информационного критерия Шварца, а также исходя из требований к отсутствию автокорреляции в остатках. Таким требованиям в нашем случае удовлетворяет модель VAR(23).

Прежде всего проверим гипотезу о наличии полной коинтеграции между рядами логарифмов цен и логарифмов денежной массы. Пусть x_t – вектор $(p_t m_t)'$. Оцениваем модель VAR(11)¹: для этого оцениваем регрессию $\Delta_{12}x_t$ на лагированные сезонные разности $\Delta_{12}x_{t-1}, \dots, \Delta_{12}x_{t-11}$ и получаем ряды остатков R_{0t} . Кроме того, оцениваем еще одну VAR(11): x_{t-12} на лагированные сезонные разности $\Delta_{12}x_{t-1}, \dots, \Delta_{12}x_{t-11}$ и получаем ряды остатков R_{ft} . Затем создаем матрицы:

$$S_{00} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{0t} R'_{0t}, S_{0F} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{0t} R'_{ft},$$

$$S_{F0} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{ft} R'_{0t}, S_{FF} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{ft} R'_{ft}.$$

Вывод о существовании коинтеграционного соотношения основан на статистике, соответствующей критерию максимального правдоподобия, или *trace*-статистике (нулевая гипотеза заключается в существовании коинтеграционного соотношения):

$$LR_{tr} = -2 \ln(Q) = -T * \ln(1 - \lambda),$$

где λ – наименьшее обобщенное собственное значение матриц $S_{F0} S_{00}^{-1} S_{0F}$ и S_{FF} , т.е. решение уравнения

$$|\lambda_i S_{FF} - S_{F0} S_{00}^{-1} S_{0F}| = 0.$$

В соответствии с результатами Caminero and Dnaz-Emparanza (1997) наименьшее собственное значение в нашем случае равно 0.0416, а значение *trace*-статистики составляет 3.9101, критическое значение на 5%-м уровне значимости для 100 наблюдений равно 4.33. Следовательно, мы не можем отвергнуть гипотезу о наличии коинтеграции между логарифмом цен и логарифмом денежной массы.

Оценим модель МНК (регрессию логарифмов цен на константу и логарифмы денежной массы). Данная регрессия (см. рис. 37) является коин-

1 Модель VAR(11) имеет вид $X_t = \alpha + A_1 X_{t-1} + \dots + A_{11} X_{t-11} + \varepsilon_t$, где α – это $n \times 1$ вектор констант, A_1, \dots, A_{11} — это $n \times n$ матрицы коэффициентов; ε_t – это $n \times 1$ вектор серийно некоррелированных ошибок; n – количество рассматриваемых переменных.

тегрирующей. Остатки регрессии представляют собой коинтеграционное соотношение, этот ряд будет в дальнейшем обозначаться СЕ.

Таблица 37

Коинтеграционная регрессия

Зависимая переменная: $p(-1)$				
Переменная	Коэффициент	Стандартное отклонение	t-статистика	Prob.
C	-2.271	0.0363	-62.64	0.000
$m1(-1)$	0.419	0.0049	84.73	0.000
R-squared			0.985	
Adjusted R-squared			0.984	

§ 6. Метод оценки модели

Анализ стационарности переменных выявил наличие переменных с отличным от нуля порядком интегрированности – это логарифмы цен (p) и денежной массы $M1$ ($m1$). Поскольку в уравнение модели входят также стационарные переменные (темпы прироста обменного курса рубля к доллару $dkurs$ и логарифм индекса выпуска y), оценивание уравнения будем проводить методом МНК с учетом долгосрочного соотношения между нестационарными переменными, т.е. будем оценивать модель коррекции ошибок. Все переменные, не входящие в коинтеграционное соотношение, приводим к одному порядку интегрированности. Для учета детерминированной сезонности в модели добавлены дамми-переменные.

Уравнение регрессии будет выглядеть следующим образом:

$$\Delta p_t = \alpha_1 + \sum_i \alpha_{2i} \Delta p_{t-i} + \sum_i \alpha_{3i} \Delta m1_{t-i} + \sum_i \alpha_{4i} \Delta e_{t-i} + \sum_i \alpha_{5i} y_{t-i} + \sum_i \alpha_{6i} d_{t-i} + \alpha_7 \eta_{t-1} + \varepsilon_t \tag{13}$$

$$\eta_t = p_t + a_1 m1_t + a_2 \varepsilon \sim N(0, \sigma^2),$$

где η_t – коинтеграционное соотношение.

В соответствии с теоретическими предпосылками монетарного подхода к изучению спроса на деньги следует ожидать отрицательный коэффициент при переменной объема выпуска (дохода) и положительный коэффициент – при переменной, отражающей альтернативную стоимость хранения денег ($dkurs$). В первом случае увеличение дохода в экономике должно приводить к повышению спроса на реальные денежные остатки,

или при неизменной номинальной денежной массе – к замедлению инфляции. В то же время увеличение доходности активов, альтернативных хранению денег (в нашем случае – увеличение темпов прироста валютного курса рубля), уменьшает величину желаемых реальных денежных остатков у экономических агентов. Объем денежной массы и авторегрессионная составляющая должны оказывать положительное влияние на темп роста цен.

§ 7. Оценка модели МНК с коррекцией ошибок

Поскольку ряд инфляции в первом приближении совпадает с разностью логарифмов цен¹, изменение разностей логарифмов цен может интерпретироваться как изменение инфляции, а влияние на инфляцию денежной массы происходит за счет изменения темпов роста денежной массы, равных разности логарифмов денежной массы в текущий и предыдущий моменты времени. Анализ коррелограммы первых разностей логарифма цен свидетельствует о значимом влиянии 13 лагов этого показателя на его текущее значение, следовательно, в модели будем учитывать 13 лагов разностей логарифмов цен.

Результаты оценивания модели ЕСМ приведены в *табл. 38*.

Таблица 38

Результаты оценки модели ЕСМ

Зависимая переменная: Δp				
Переменная	Коэффициент	Стандартное отклонение	t-статистика	Prob.
c	0.008	0.002	4.795	0.0000
ce(-1)	-0.023	0.007	-3.408	0.0010
d1	0.011	0.001	9.349	0.0000
d8	-0.007	0.001	-6.451	0.0000
d9	-0.003	0.001	-2.397	0.0186
dp(-1)	0.525	0.060	8.816	0.0000
dp(-11)	0.133	0.054	2.469	0.0154
dp(-13)	-0.182	0.055	-3.320	0.0013
dm1(-5)	0.010	0.005	2.003	0.0482
dkurs(-4)	0.088	0.033	2.682	0.0087

¹ $\pi_t \gg \ln p_t - \ln p_{t-1}$

окончание Таблицы 38

Зависимая переменная: dp				
Переменная	Коэффициент	Стандартное отклонение	t-статистика	Prob.
y(-8)	-0.006	0.002	-2.581	0.0115
R-squared	0.816			
Akaike info criterion	-8.709			
Adjusted R-squared	0.796			
Schwarz criterion	-8.424			

Как видно из *табл. 38*, коэффициент при первой разности логарифмов денежной массы значим на 5%-м уровне с лагом пять месяцев и положителен, что соответствует теоретическим моделям.

Коэффициенты при авторегрессионных составляющих значимы на уровне 5% с лагами в 1, 11 и 13 месяцев. Это не противоречит нашему предположению о том, что на значение инфляции в данном периоде оказывают влияние значение инфляции в предыдущем периоде и сезонный фактор. При этом коэффициент при авторегрессионной составляющей с лагом в один месяц положителен, что говорит в пользу предположения о том, что увеличение темпов роста цен в текущем периоде вызывает их более быстрый рост и в будущем. Таким образом, эмпирические данные говорят в пользу гипотезы о том, что инфляционный процесс в российской экономике обладает высокой степенью инерционности, ценовые ожидания экономических агентов в значительной мере адаптивны.

Как и ожидалось, коэффициент при темпах роста курса доллара (с лагом четыре месяца) имеет положительный знак, т.е. ускорение темпов обесценения рубля повышает альтернативную стоимость хранения денег (в рублевой форме), и спрос на деньги снижается.

Коэффициент при индикаторе выпуска с лагом 8 месяцев оказался значимым на 5%-м уровне и имеет отрицательный знак, что согласуется с теоретическими предположениями.

Оценка коэффициента при коинтеграционном соотношении имеет отрицательный знак, что отражает наличие тенденции возвращения логарифмов цен к долгосрочному соотношению между этим показателем и денежной массой. Иными словами, между ценами и денежной массой существует долгосрочная положительная связь, отклонения от которой могут наблюдаться в краткосрочном периоде в результате действия различных внешних шоков. Отрицательный коэффициент при коинтеграционном соотношении свидетельствует в пользу того, что краткосрочные

отклонения от долгосрочного тренда не приводят к нарушению долгосрочной зависимости.

Остатки являются нормальными, белозумными (об этом свидетельствуют коррелограмма и статистика Лjunga – Бокса), отсутствуют автокорреляция (ARCH LM тест проведен для максимального количества лагов, равного 12) и гетероскедастичность (согласно тесту Уайта). Результаты тестов представлены в *Приложении К, рис. 1 и табл. 1–3*.

§ 8. Анализ прогнозных свойств модели

Исследуем полученную модель динамики цен на прогнозные свойства. Были построены внутривыборочные статический и динамический прогнозы¹ и вневыборочный прогноз на 6 месяцев (август 2008 г. – январь 2009 г.), проведено сопоставление прогнозов с фактическими темпами роста ИПЦ в этот период (см. *рис. 22–24 и Приложение К, табл. 4*). Оценка прогнозных свойств осуществлялась с помощью показателей MAE (mean absolute error, средняя абсолютная ошибка) и MAPE (средняя абсолютная ошибка, выраженная в процентах):

$$MAE = \sum_{t=T+1}^{T+h} |\hat{y}_t - y_t| / h \qquad MAPE = 100 \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t * h} \right|$$

Значения этих показателей приведены в *Приложении К, табл. 4*. Как можно заметить из приведенных в таблице данных, средняя абсолютная ошибка прогноза превосходит 0,2 п.п. и практически достигает 38%. Таким образом, ошибка при прогнозировании с помощью построенной модели может достигать +/- 38%, что является достаточно большим показателем. В то же время из *рис. 22* видно, что фактические и прогнозные значения ИПЦ лежат достаточно «близко».

В целом мы считаем, что такая модель может быть использована для прогнозирования, однако отметим, что прогнозирование не являлось целью ее построения. Основной задачей, которую мы пытались решить при ее построении, было изучение закономерностей инфляционных процессов в РФ. По всей видимости, для целей прогнозирования возможно построить более подходящую авторегрессионную модель, однако ее ценность для понимания причин инфляции была бы меньше.

1 При построении динамического прогноза для прогнозирования каждого следующего значения используются предыдущие спрогнозированные значения, а статического прогноза – фактические значения ряда в предыдущие моменты времени.

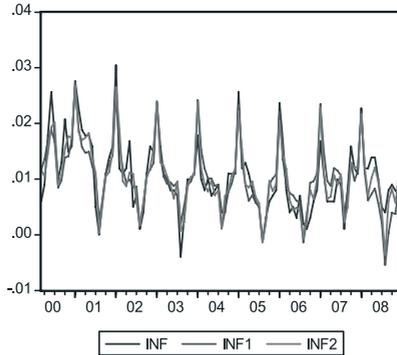


Рис. 22. Динамический (inf1) и статический (inf2) прогнозы инфляции (inf – фактические значения инфляции)

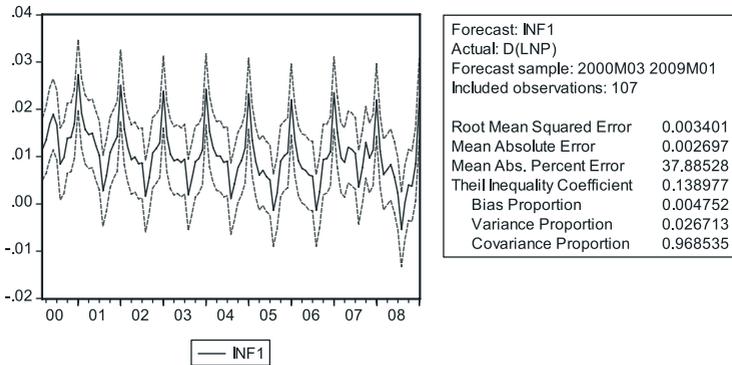


Рис. 23. Динамический прогноз инфляции

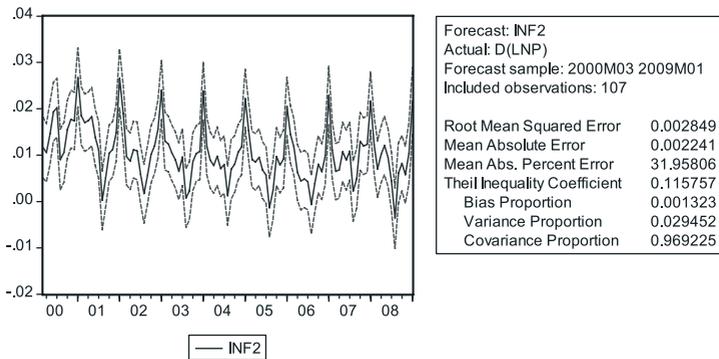


Рис. 24. Статический прогноз инфляции

§ 9. Анализ стабильности коэффициентов

Тестирование линейной модели на стабильность коэффициентов с помощью теста рекурсивных коэффициентов по МНК позволяет проследить динамику коэффициентов при объясняющих переменных с января 2000 г. по июль 2008 г. Мы оценивали следующую спецификацию регрессионного уравнения:

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_t = & C(1) + C(2)*CE(-1) + C(3)*d1 + C(4)*d8 + C(5)*d9 + \\ & + C(7)*\Delta \ln P_{t-1} + C(8)*\Delta \ln P_{t-11} + C(9)*\Delta \ln P_{t-13} + \\ & + C(10)*\Delta \ln M_{t-5} + C(11)*dkurs_{t-4} + C(12)*\ln Y_{t-8} + \varepsilon. \end{aligned} \quad (14)$$

Такая спецификация позволяет проследить изменения коэффициентов при объясняющих переменных. Графики рекурсивных коэффициентов для объясняющих переменных (цены, денежная масса, обменный курс, выпуск, коинтеграционное соотношение, дамми-переменные) показаны на *рис. 25*.

Общим для всех коэффициентов является их неустойчивость на начальном периоде наблюдений. Иными словами, примерно до середины 2003 г. наблюдаются сильные колебания математического ожидания коэффициентов при всех объясняющих переменных при широких доверительных интервалах. Данный результат может объясняться как формальными техническими, так и качественными причинами. С одной стороны, неустойчивость оценок может быть вызвана особенностями вычисления рекурсивных оценок по МНК: на начальном отрезке временного ряда оценивание идет на малом числе наблюдений и статистическая значимость оценок крайне низка, велико влияние каждой новой точки. С другой стороны, на данном периоде (1999–2003 гг.) наблюдались в среднем более высокие темпы инфляции, чем в последующем периоде, с более широкой амплитудой колебаний темпов роста цен. Соответственно взаимосвязи между переменными могли быть более неустойчивыми, и характер процессов мог меняться.

Тест Чоу не отвергает гипотезу о равенстве объясненных долей дисперсии зависимой переменной на 5%-м уровне при разделении выборки в том случае, когда точка деления выборки принадлежит временному интервалу от марта 2003 г. до конца выборки. На более раннем периоде тест Чоу отвергает эту гипотезу. Следовательно, на начальном периоде уравнение инфляции не является стабильным, но в дальнейшем стабилизируется. Поскольку нашей задачей было изучение закономерностей динамики инфляции именно на периоде между двумя экономическими кри-

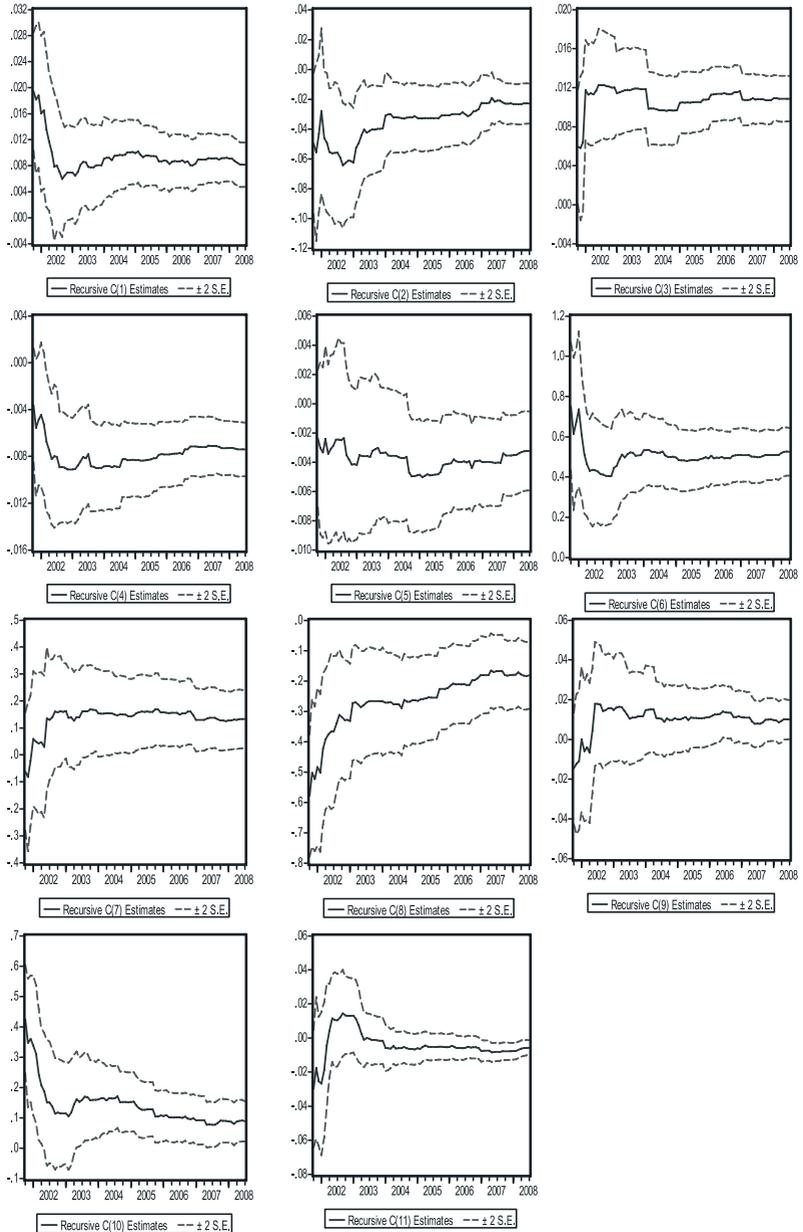


Рис. 25. Динамика рекурсивных коэффициентов для линейной модели МНК

зисами (1998 и 2008 гг.), разделение анализируемого временного периода на два подпериода для оценивания модели не представляется нам целесообразным. Отказ от оценки модели в 1999–2003 гг., возможно, улучшил бы статистические свойства модели, но так как разработка прогноза не является целью данной работы, включение большего числа наблюдений позволило нам получить более состоятельные и эффективные оценки.

Тесты на стабильность модели – такие, как Recursive residuals, CUSUM, CUSUMSQ – не позволяют нам отвергнуть гипотезу об устойчивости оцененной модели инфляции. (Подробнее см. Приложение К, рис. 2–4.) В данных тестах уравнение регрессии оценивается несколько раз, при этом каждый раз увеличивается число используемых наблюдений. Если необходимо оценить k коэффициентов, то для первой оценки вектора коэффициентов b используется k наблюдений. Затем к набору данных добавляют одно наблюдение и используют $(k + 1)$ наблюдение, чтобы посчитать вторую оценку вектора b . Этот процесс продолжается до тех пор, пока не будут использованы все имеющиеся наблюдения. При этом получается $(T - k + 1)$ оценок вектора b . На каждом шаге последняя оценка b может быть использована, чтобы предсказать следующее значение зависимой переменной. Ошибки такого прогноза представляют собой рекурсивные ос-

татки: $w_t = \frac{(y_t - x_t' b)}{(1 + x_t' (X_t' X_t)^{-1} x_t)^{1/2}}$, где X_t – матрица $t \times k$ регрессоров за пе-

риоды с 1-го до t ; y_t – соответствующий вектор наблюдений зависимой переменной; b_t – оцененный на этих данных вектор коэффициентов; $x_t' b$ – прогноз зависимой переменной в период t .

Если модель верна, то рекурсивные остатки независимы и имеют нормальное распределение с нулевым средним.

Используя тест Recursive residuals, получаем график рекурсивных остатков и границы доверительных интервалов, которые представляют собой рекурсивные остатки ± 2 стандартных отклонения. Если график рекурсивных остатков выходит за границу этих доверительных интервалов, то гипотеза о стабильности коэффициентов отвергается.

Тест CUSUM основан на кумулятивной сумме рекурсивных остатков. Используя этот тест, мы получаем график кумулятивной суммы рекурсивных остатков и 95%-е доверительные интервалы. Согласно данному тесту нестабильность параметров наблюдается, если накопленная сумма выходит за область, ограниченную двумя критическими границами, расстояние между которыми растет с ростом t . Эти линии соединяют две точки: $[k, \pm 0,948(T - k)^{1/2}]$ и $[T, \pm 3 * 0,948(T - k)^{1/2}]$. Тест CUSUM

основан на следующей статистике: $W_t = \sum_{r=k+1}^t w_r / s$, для $t = k + 1, \dots, T$, где

w – рекурсивные остатки, определенные выше; s – стандартная ошибка регрессии. Если вектор оцененных коэффициентов не изменяется от периода к периоду, то $E(W_t) = 0$, если же этот вектор изменяется, то W_t отклоняется от нулевого среднего. Тест CUSUM of squares (CUSUMSQ) осно-

ван на статистике $S_t = (\sum_{r=k+1}^t w_r^2) / (\sum_{r=k+1}^T w_r^2)$. Если справедлива гипотеза о ста-

бильности параметров модели, то математическое ожидание $E(S_t) = (t-k)/(T-k)$. Используя этот тест, получаем график зависимости S_t от t и 95%-е доверительные интервалы. Аналогично тесту CUSUM движение статистики за критические линии означает нестабильность параметров.

Как можно видеть из *рис. 2–4*, при анализе стабильности коэффициентов нашей модели статистики тестов практически никогда не выходят за критические границы. Следовательно, гипотеза о стабильности коэффициентов модели не отвергается.

Заключение

В ходе исследования спроса на деньги в России нам удалось найти аргументы в пользу гипотезы о существовании стабильной функции спроса на денежный агрегат М1 в период с I квартала 1999 г. по II квартал 2008 г.

Мы показали, что спрос на денежную массу М1 положительно зависит от реального ВВП. Отметим, что полученная нами эластичность спроса на деньги по выпуску крайне высока и составляет 3,15%. Для сравнения: соответствующая эластичность спроса на деньги в развитых странах близка к единице. Такой результат может быть объяснен тем, что начало исследуемого периода характеризуется крайне низким уровнем монетизации ВВП, вызванным длительным периодом макроэкономической нестабильности, последовавшим за либерализацией экономики в 1990-х годах. Поэтому столь высокое значение эластичности спроса на деньги, вероятно, вызвано тем, что в течение 2000–2007 гг. в России происходило насыщение экономики деньгами. Оцениваемый период характеризовался растущим уровнем доверия экономических агентов к денежной политике властей вследствие стабильного экономического роста. Соответственно отношение денежных агрегатов к ВВП на протяжении всего рассматриваемого периода устойчиво росло.

В работе найдены свидетельства в пользу существования отрицательной взаимосвязи между процентом и спросом на денежный агрегат М1. Этот результат согласуется с теорией и объясняется тем, что с ростом процентной ставки агенты стремятся разместить имеющиеся у них более ликвидные, но менее доходные активы в менее ликвидные, но более

доходные, например, разместить деньги на срочных счетах, которые не входят в агрегат M1. Таким образом, с ростом процента спрос на деньги M1 сокращается.

В нашем исследовании не получено аргументов в пользу гипотезы существования устойчивой функции спроса на деньги M2 (в национальном определении). Эластичность спроса на деньги M2 по выпуску также крайне высока (около 3,1%). При этом нами не было найдено подтверждение существования связи между спросом на M2 и процентной ставкой. Это можно объяснить тем, что с ростом процента возможное перераспределение средств между активами происходит внутри рассматриваемого агрегата.

Нами не было обнаружено зависимости спроса на деньги от изменения номинального обменного курса рубля к доллару США. В то же время при анализе инфляционных процессов мы обнаружили, что изменение обменного курса рубля к доллару является значимым фактором инфляции. По-видимому, значимость курса в определенной степени объясняется эффектом переноса курса в цены, т.е. изменением цен импортных товаров по мере колебаний курса.

Сравнивая наши выводы с выводами, полученными другими исследователями спроса на деньги в России, можно заключить, что вид функции спроса на деньги в России со временем претерпевает существенные изменения. Как мы показали во второй главе работы, в 1990-х годах большинству исследователей не удалось построить стабильную функцию спроса на деньги. Кроме того, зачастую одним из основных факторов спроса на деньги оказывался обменный курс рубля к доллару. Заметим, что в тот период доходность вложений в валюту действительно могла отражать альтернативную стоимость хранения денег в силу значительной долларизации российской экономики и нестабильности обменного курса. В 2000-х годах долларизация российской экономики снижалась, и, как нам удалось продемонстрировать, функция спроса на деньги была достаточно стабильна. При этом роль процентных ставок в качестве фактора спроса на деньги по сравнению с 1990-ми годами значительно выросла.

Проведенный анализ инфляционных процессов позволяет сделать вывод о том, что между ценами и денежной массой на рассматриваемом промежутке времени существовала стабильная долгосрочная связь: расширение денежной массы в экономике приводило к увеличению инфляции. При этом на отклонение цен от долгосрочного соотношения между ценами и денежной массой оказывают влияние темп прироста обменного курса, отражающего эффект переноса обменного курса в уровень цен (ук-

репление рубля приводит к удешевлению импортных товаров, а следовательно, к снижению инфляции, и наоборот) и объем выпуска (увеличение дохода в экономике вызывает увеличение спроса на реальные денежные остатки, т.е. уменьшение инфляции при эндогенно заданном денежном предложении).

С точки зрения выводов для экономической политики проведенный анализ спроса на деньги в российской экономике в 1999–2008 гг. позволяет сделать следующие выводы.

1. Получено обоснование возможности использования в исследовательских целях и при разработке прогнозов гипотезы существования в российской экономике стабильной функции спроса на деньги. При этом в качестве наиболее стабильной функции спроса следует рассматривать функцию спроса на денежный агрегат М1. Соответственно именно данный агрегат может выступать в качестве наиболее вероятного целевого ориентира при проведении денежно-кредитной политики ЦБ РФ.

2. Показано наличие высокой эластичности спроса на деньги по реальному выпуску. Данный результат означает, что в условиях слабой насыщенности экономики деньгами при расширении спроса (рост реального ВВП) денежно-кредитная политика может быть достаточно мягкой, не вызывая соответствующего инфляционного давления на цены.

3. Полученные результаты демонстрируют пределы влияния на инфляцию через номинальный обменный курс. Проводимая на отдельных временных интервалах в 2004–2007 гг. политика Центрального банка РФ по номинальному удорожанию рубля с целью противодействия инфляции, на наш взгляд, приводила к некоторому замедлению инфляции через эффект переноса курса в цены, однако влияние номинального укрепления рубля на спрос на реальные рублевые кассовые остатки выявлено не было.

4. Предложена основанная на оценке стабильной функции спроса на деньги эконометрическая модель динамики индекса потребительских цен, позволяющая получать прогнозы изменения потребительских цен в краткосрочной перспективе с высокой точностью.

Список литературы

1. Arrau Patricio, de Gregorio Jose (1991). Financial Innovation and Money Demand: Theory and Empirical Implementation. International Economics Department, The World Bank, WPS 585.
2. Ball Laurence (2002). Short-run Money Demand. Johns Hopkins University.
3. Banerji Angana (2002). Money Demand // Russian Federation: Selected Issues and Statistical Appendix. IMF Staff Country Report No. 02/75. Washington: International Monetary Fund.
4. Baumol William J. (1952). The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach // The Quarterly Journal of Economics. Vol. 66. No. 4. P. 545–556.
5. Beaulieu J.J., Miron J.A. (1993). Seasonal unit roots in aggregate U.S. data // Journal of Econometrics. № 55. P. 305–328.
6. Bernanke Ben S., Blinder Alan S. (1988). Credit, Money, and Aggregate Demand. NBER Working Paper № 2534.
7. Buch Claudia M. (1998). Russian Monetary Policy – Assessing the Track Record // Economic Systems. Vol. 22. No. 2. P. 105–145.
8. Cagan Phillip (1956). The Monetary Dynamics of Hyperinflation // Friedman M. (ed.) Studies in the Quantity Theory of Money. Chicago: University of Chicago Press.
9. Caminero E., Дһаз-Емпаранза I. (1997). Estimation and testing of cointegration relationships with strongly seasonal monthly data // Kybernatika. Vol. 33. No. 6. P. 607–631.
10. Carrion-i-Silvestre J.L., Sansy-i-Rosselly A.S. (2004). Testing the Null Hypothesis of Cointegration with Structural Breaks. Unpublished Manuscript, Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola, Universitat de Barcelona.
11. Carver T.N. (1934). The Demand for Money // The Economic Journal. Vol. 44. No. 174. P. 188–206.
12. Choudhry Taufiq (1998). Another Visit to the Cagan Model of Money Demand: The Latest Russian Experience // Journal of International Money and Finance. Vol. 17. No. 2. P. 355–376.
13. Copernicus Nicolaus (1517). Memorandum on monetary policy.
14. Darby Michael R. (1972). The Allocation of Transitory Income Among Consumers' Assets. American Economic Review, American Economic Association, vol. 62(5), pages 928–41, December.

15. Davidson Russell and James G. MacKinnon (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*, New York, Oxford University Press.
16. Engle R.F., Granger C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // *Econometrica*. Vol. 55. P. 251–276.
14. Engle R.F., Granger C.W.J., Hylleberg S., Lee H.S. (1993). The Japanese consumption function // *Journal of Econometrics*. Elsevier. Vol. 55(1-2). P. 275–298.
15. Fair Ray C. (1987). International Evidence on the Demand for Money // *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 69. No. 3. P. 473–480.
16. De Foville Alfred (1907). *La Monnaie*.
17. Feige Edgar L. (1967). Expectations and Adjustments in the Monetary Sector // *The American Economic Review*. Vol. 57. No. 2. Papers and Proceedings of the Seventy-ninth Annual Meeting of the American Economic Association. P. 462–473.
18. Fellner William (1946). *Monetary policies and full employment*. University of California. Bureau of Business and Economic Research.
19. Fisher Irving (1911). *The Purchasing Power of Money*.
20. Franses P., Hobijn B. (1997). Critical values for unit root tests in seasonal time series // *Journal of Applied Statistics*. Vol. 24. No. 1. P. 25–47.
21. Friedman Benjamin M. (1977). Financial Flow Variables and the Short-Run Determination of Long-Term Interest Rates // *Journal of Political Economy*. Vol. 85. Issue 4. P. 661–689.
22. Friedman Benjamin M., Kuttner Kenneth N. (1992). Money, Income, Prices, and Interest Rates // *The American Economic Review*. Vol. 82. No. 3. P. 472–492.
23. Friedman Milton, Schwartz Anna J. (1963). Money and Business Cycles // *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 45. No. 1. Part 2. Supplement. P. 32–64.
24. Goldfeld Stephen M., Duesenberry James, Poole William (1973). The Demand for Money Revisited // *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 1973. No. 3. P. 577–646.
25. Goldfeld Stephen M. (1976). The Case of the Missing Money // *Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, The Brookings Institution*. Vol. 7. P. 683–740.
26. Heller H. Robert, Khan Mohsin S. (1979). The Demand for Money and the Term Structure of Interest Rates // *The Journal of Political Economy*. Vol. 87. No. 1. P. 109–129.
27. Hoffman Dennis L., Rasche Robert H. (1991). Long-Run Income and

Interest Elasticities of Money Demand in the United States // *The Review of Economics and Statistics*. MIT Press. Vol. 73(4). P. 665–674.

28. Hoffman Dennis L., Rasche Robert H., Tieslau Margie A. (1995). The stability of long-run money demand in five industrial countries // *Journal of Monetary Economics*. Elsevier. Vol. 35(2). P. 317–339.

29. Hume David (1748). *Of Interest* // *Essays Moral and Political*.

30. Hylleberg S., Engle R.F., Granger C.W.J., Yoo B.S. (1990). Seasonal integration and cointegration // *Journal of Econometrics*. Vol. 44. P. 215–238.

31. Johansen S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregression Models // *Econometrica*. Vol. 59. P. 1551–1580.

32. Judd J., Scadding J. (1982). The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post 1973 Literature // *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 20(3).

33. Korhonen Iikka, Mehrotra Aaron (2007). Money demand in post-crisis-Russia: De-dollarisation and re-monetisation. BOFIT Discussion Papers.

34. Laumas G. S. (1976). The Speculative Demand for Money: An Alternative Approach // *American Journal of Economics and Sociology*. Vol. 35. No. 1. P. 37–40.

35. Leontief Wassily (1947). Introduction to a Theory of the Internal Structure of Functional Relationships // *Econometrica*. Vol. 15. No. 4. P. 361–373.

36. Leser C. E. V. (1943). The Consumer's Demand for Money // *Econometrica*. Vol. 11. No. 2. P. 123–140.

37. Mill John Stuart (1848). *Principles of Political Economy*.

38. McCallum Bennett T., Goodfriend Marvin S. (1987). Money: Theoretical Analysis of the Demand for Money. NBER WP № 2157.

39. Newcomb Simon (1885). *Principles of Political Economy*.

40. Oomes Nienke, Ohnsorge Franziska (2005). Money demand and inflation in dollarized economies: The case of Russia // *Journal of Comparative Economics*. Vol. 33. P. 462–483.

41. Phillips Peter C. B., Loretan Mico (1991). Estimating Long-run Economic Equilibria // *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing. Vol. 58(3). P. 407–436.

42. Ponomarenko Alexey (2007). Modeling money demand in Russia. Central Bank of Russia mimeo.

43. Roley V. Vance (1985). Money Demand Predictability // *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 17. P. 611–641.

44. Saikkonen Pentti (1991). Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration. Regressions // *Economic Theory*. № 7. P. 1–21.

45. Santomero Anthony M., Seater John J. (1981). Partial Adjustment in the Demand for Money: Theory and Empirics // *The American Economic Review*. Vol. 71. No. 4. P. 566–578.
46. Sargent Thomas J. (1977). The Demand for Money during Hyperinflations under Rational Expectations: I // *International Economic Review*. Vol. 18. No. 1. P. 59–82.
47. Saving Thomas R. (1977). Transactions Costs and the Demand for Money // *The American Economic Review*. Vol. 61. No. 3. Part 1. P. 407–420.
48. Smith Gregor W. (1989). Transactions Demand for Money with a Stochastic, Time-Varying Interest Rate // *The Review of Economic Studies*. Vol. 56. No. 4. P. 623–633.
49. Stock James H. (1987). Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors // *Econometrica*. Vol. 55. No. 5. P. 1035–1056.
50. Stock James H., Watson Mark W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems // *Econometrica*. Vol. 61. No. 4. P. 783–820.
51. Tobin James (1956). The Interest-Elasticity of Transactions Demand For Cash // *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 38. No. 3. P. 241–247.
52. Tobin James (1958). Liquidity Preference at Behavior Towards Risk // *The Review of Economics Studies*. No. 67.
53. Tsiang S.C. (1969). The Precautionary Demand for Money: An Inventory Theoretical Analysis // *The Journal of Political Economy*. Vol. 77. No. 1. P. 99–117.
54. Von Mises, Ludwig Heinrich (1912). *Theorie des Geldes und der Umlaufsmittel* [The Theory of Money and Credit].
55. Vymyatnina Yulia (2006). Monetary policy transmission and CBR monetary policy // Vinhas de Souza, Lúcio and Oleh Havrylyshyn (eds.). *Return to Growth in CIS countries – Monetary Policy and Macroeconomic Framework*. Springer, Berlin.
56. Whalen Edward L. (1966). A Rationalization of the Precautionary Demand for Cash // *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 80. No. 2. P. 314–324.
57. Zarembka Paul (1968). Functional Form in the Demand for Money // *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 63. No. 322. P. 502–511.
58. Бессонов В.А. Проблемы анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: Институт экономики переходного периода, 2005.
59. Вымятина Ю.В. (2006). Механизмы денежной трансмиссии и

денежно-кредитная политика Банка России, Финансы и бизнес, №2, С. 19–35.

60. Дробышевский С., Носко В., Энтов Р., Юдин А. (2001). Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей. Научные труды ИЭПП № 34Р. М.: ИЭПП.

61. Дробышевский С., Козловская А. (2002). Внутренние аспекты денежно-кредитной политики России. Научные труды ИЭПП № 45Р. М.: ИЭПП.

62. Кейнс Дж. М. (2002). Общая теория занятости, процента и денег. М.: Гелиос АРВ..

63. Носко В.П. (2002). Эконометрика: Введение в регрессионный анализ временных рядов. М.: МФТИ.

64. Фридмен М. (1996). Количественная теория денег. М.: Эльф-пресс, 1996.

Приложение А

Справка о сезонных единичных корнях

Появление понятия «сезонный единичный корень» было связано с тем, что различные временные ряды зачастую демонстрируют сезонность (классический пример сезонного ряда – показатель выпуска). Известные всем тесты на обычные корни предполагают, что единичный корень не только по модулю равен единице, но и строго равен единице, т.е. такие корни соответствуют пикам в данных с нулевой частотой (Hylleberg, Engle, Granger, Yoo, 1990). Более того, обычный единичный корень предполагает отсутствие еще каких-либо корней. Что, вообще говоря, неверно, поскольку сезонные данные зачастую демонстрируют иные взаимосвязи между наблюдениями: могут, например, существовать связи между отдельно первыми кварталами, отдельно между вторыми, отдельно между третьими и отдельно между четвертыми. Графически этому соответствует неснижающаяся дисперсия ряда (см. главу 3, рис. 3), когда явно выраженные сезонные колебания со временем не затухают.

Один из немногих тестов на сезонные корни можно найти в работе Hylleberg, Engle, Granger, Yoo. Тест HEGY разработан для квартальных данных. Соответствующий полином:

$1 - L^s \Big|_{s=4} = (1 - L)(1 + L)(1 - iL)(1 + iL)^1$ предполагает возможное наличие четырех единичных корней: $+1, -1, +i, -i$. Что отвечает соответственно обычному единичному ($+1$), сезонному полугодовому (-1) и квартальному единичному корню ($+i, -i$).

Таблицы критических значений для проверки нулевых гипотез о наличии сезонных единичных корней тестом HEGY были составлены авторами для различных уровней значимости, но лишь для 48, 100, 136, 200 наблюдений. Поскольку наше исследование основывается на 38 точках, в дальнейшем мы будем опираться на критические значения для 48 наблюдений.

Авторы теста разработали 5 его модификаций, включающих или не включающих различные детерминированные составляющие. Возможны следующие варианты теста:

- 1) базовый;
- 2) с константой;
- 3) с константой и сезонными дамми;
- 4) с константой и трендом;
- 5) с константой, сезонными дамми и трендом.

Базовый тест сводится к построению следующей регрессии:

$$\Delta_4 Y_t \equiv Y_t - Y_{t-4} = \gamma_1 Y_{1t-1} + \gamma_2 Y_{2t-1} + \gamma_3 Y_{3t-2} + \gamma_4 Y_{3t-1} + \varepsilon_t,$$

где $Y_{1t} \equiv (1 + L + L^2 + L^3)Y_t$,
 $Y_{2t} \equiv -(1 - L + L^2 - L^3)Y_t$,
 $Y_{3t} \equiv -(1 - L^2)Y_t$.

Проверяются следующие гипотезы (см. табл. 1).

Таблица 1

Нулевая гипотеза	$\gamma_1 = 0$ единичный корень	$\gamma_2 = 0$ полугодовой еди- ничный корень	$\gamma_3 \cap \gamma_4 = 0$ квартальный единичный корень
Альтернативная гипотеза	$\gamma_1 < 0$	$\gamma_2 < 0$	$\gamma_3 \neq 0$ или $\gamma_4 \neq 0$

Тест HEGY для проверки месячных данных на наличие сезонных единичных корней был разработан Beaulieu and Miron (1993). Аналогично случаю с квартальными данными характеристическое уравнение сезонной разности для месячных данных $(1 - L^{12}) = 0$ предполагает наличие 12 единичных корней:

$\pm 1; \pm i; -\frac{1 \pm i\sqrt{3}}{2}; \frac{1 \pm i\sqrt{3}}{2}; -\frac{\sqrt{3} \pm i}{2}$ и $\frac{\sqrt{3} \pm i}{2}$. Корень +1 соответствует нулевой час-

тоте, это единственный несезонный корень. Сезонные корни: -1 соответствует частоте π (6 циклов в год) и пять пар сопряженных комплексных корней, которые соответствуют {3,9}, {8,4}, {2,10}, {7,5}, {1,11} циклам в год с частотами

$\pm \frac{\pi}{2}, \mp \frac{2\pi}{3}, \pm \frac{\pi}{3}, \mp \frac{5\pi}{6}, \pm \frac{\pi}{6}$ соответственно (см. табл. 2).

Таблица 2

Единичные корни и частоты в случае месячных данных

Сезонные единичные корни	Частота	
	В единицах π	Циклов/год
-1	π	6
$\pm i$	$\pm \frac{\pi}{2}$	3, 9
$-\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i)$	$\mp \frac{2\pi}{3}$	8, 4
$\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i)$	$\pm \frac{\pi}{3}$	2, 10
$-\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$	$\mp \frac{5\pi}{6}$	7, 5
$\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$	$\pm \frac{\pi}{6}$	1, 11

Принимая во внимание упомянутые выше 12 единичных корней, полином $(1 - L^{12})$ может быть записан как произведение 12 множителей, каждый из которых соответствует одному из корней.

Тест HEGY для месячных данных сводится к построению следующей регрессии:

$$\Phi(B)y_{8,t} = \mu_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-1} + \pi_4 y_{3,t-2} + \pi_5 y_{4,t-1} + \pi_6 y_{4,t-2} + \pi_7 y_{5,t-1} + \pi_8 y_{5,t-2} + \pi_9 y_{6,t-1} + \pi_{10} y_{6,t-2} + \pi_{11} y_{7,t-1} + \pi_{12} y_{7,t-2} + \varepsilon_t$$

где B – оператор запаздывания;

$$\Phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p - \text{полином, и где}$$

$$y_{1,t} = (1 + B)(1 + B^2)(1 + B^4 + B^8)y_t$$

$$y_{2,t} = -(1 - B)(1 + B^2)(1 + B^4 + B^8)y_t$$

$$y_{3,t} = -(1 - B^2)(1 + B^4 + B^8)y_t$$

$$y_{4,t} = -(1 - B^4)(1 - B*3^{1/2} + B^2)(1 + B^2 + B^4)y_t$$

$$y_{5,t} = -(1 - B^4)(1 + B*3^{1/2} + B^2)(1 + B^2 + B^4)y_t$$

$$y_{6,t} = -(1 - B^4)(1 - B^2 + B^4)(1 - B + B^2)y_t$$

$$y_{7,t} = -(1 - B^4)(1 - B^2 + B^4)(1 + B + B^2)y_t$$

$$y_{8,t} = (1 - B^{12})y_t$$

Переменные $y_{1,t}$ и $y_{2,t}$ соответствуют единичным корням $+1$ и -1 , а переменная $y_{3,t}$ – сезонным единичным корням $\pm i$.

В статье Franses и Nobiijn (1997) приводятся критические значения для односторонней t -статистики для коэффициентов π_1 и π_2 , для F -статистики для пар $\{\pi_3, \pi_4\}$, $\{\pi_5, \pi_6\}$, $\{\pi_7, \pi_8\}$, $\{\pi_9, \pi_{10}\}$ и $\{\pi_{11}, \pi_{12}\}$, а также для F -статистики для $\{\pi_2, \dots, \pi_{12}\}$ и $\{\pi_1, \dots, \pi_{12}\}$. В случае если коэффициенты значимо отличаются от нуля, гипотеза о наличии соответствующих единичных корней отвергается. Для частот 0 и π проверяется гипотеза $\pi_k = 0$ против альтернативной гипотезы $\pi_k < 0$. Для комплексных сезонных сопряженных корней проверяется совместная гипотеза $\pi_k = \pi_{k+1} = 0$ против альтернативной гипотезы $\pi_k \neq 0$ и/или $\pi_{k+1} \neq 0$.

В табл. 3 представлены критические значения для теста HEGY для месячных данных, приведенные в работе Franses and Nobiijn (1997) для длины ряда 10 лет и случая, когда в тестируемое уравнение включены константа, 11 дамми-переменных и временной тренд на 5%-м уровне значимости.

Таблица 3

Критические значения для теста HEGY в случае месячных данных

Частота	Односторонняя t-статистика		F-статистика				
	1	π	$\pm \frac{\pi}{2}$	$\mp \frac{2\pi}{3}$	$\pm \frac{\pi}{3}$	$\mp \frac{5\pi}{6}$	$\pm \frac{\pi}{6}$
Критические значения	-3.19	-2.65	5.77	5.77	5.77	5.84	5.82

Приложение В

Таблица 1

Коррелограмма ряда *m0*

Sample: 1999Q1 2008Q2				PAC	Q-Stat	Prob
Included observations: 38						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC			
. *****	. *****	1	0.913	0.913	34.267	0.000
. *****	. .	2	0.840	0.038	64.092	0.000
. *****	. * .	3	0.751	-0.136	88.564	0.000
. *****	. .	4	0.678	0.038	109.10	0.000
. ****	. * .	5	0.590	-0.114	125.13	0.000
. ****	. .	6	0.519	0.020	137.90	0.000
. ***	. * .	7	0.440	-0.059	147.41	0.000
. ***	. .	8	0.377	0.011	154.62	0.000
. **	. * .	9	0.303	-0.085	159.43	0.000
. **	. .	10	0.243	0.001	162.64	0.000
. *	. .	11	0.178	-0.048	164.42	0.000
. *	. * .	12	0.124	-0.020	165.32	0.000
. .	. * .	13	0.058	-0.088	165.53	0.000
. .	. .	14	0.005	-0.019	165.53	0.000
. .	. * .	15	-0.057	-0.073	165.74	0.000

Таблица 2

Коррелограмма ряда *m1*

Sample: 1999Q1 2008Q2				PAC	Q-Stat	Prob
Included observations: 38						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC			
. *****	. *****	1	0.913	0.913	34.255	0.000
. *****	. .	2	0.832	-0.010	63.494	0.000
. *****	. * .	3	0.740	-0.109	87.292	0.000
. *****	. .	4	0.660	0.015	106.77	0.000
. ****	. * .	5	0.573	-0.082	121.90	0.000
. ****	. .	6	0.500	0.019	133.77	0.000
. ***	. .	7	0.425	-0.046	142.63	0.000
. ***	. .	8	0.363	0.011	149.31	0.000
. **	. * .	9	0.294	-0.076	153.84	0.000
. **	. .	10	0.237	0.003	156.88	0.000
. *	. .	11	0.175	-0.054	158.62	0.000
. *	. .	12	0.124	-0.010	159.51	0.000

окончание Таблицы 2

Sample: 1999Q1 2008Q2				PAC	Q-Stat	Prob
Included observations: 38						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC			
. .	. * .	13	0.063	-0.088	159.75	0.000
. .	. .	14	0.010	-0.025	159.76	0.000

Таблица 3

Коррелограмма ряда *m2*

Sample: 1999Q1 2008Q2				PAC	Q-Stat	Prob
Included observations: 38						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC			
. *****	. *****	1	0.915	0.915	34.378	0.000
. *****	. .	2	0.835	-0.012	63.805	0.000
. *****	. * .	3	0.748	-0.086	88.089	0.000
. *****	. .	4	0.669	-0.000	108.11	0.000
. ****	. * .	5	0.587	-0.068	123.96	0.000
. ****	. .	6	0.513	0.002	136.48	0.000
. ***	. .	7	0.439	-0.049	145.93	0.000
. ***	. .	8	0.374	-0.003	153.00	0.000
. **	. * .	9	0.304	-0.064	157.86	0.000
. **	. .	10	0.243	-0.015	161.05	0.000
. * .	. .	11	0.179	-0.055	162.85	0.000
. * .	. .	12	0.123	-0.012	163.73	0.000
. .	. * .	13	0.062	-0.074	163.96	0.000
. .	. .	14	0.006	-0.033	163.97	0.000
. .	. * .	15	-0.053	-0.064	164.15	0.000

Таблица 4

Коррелограмма ряда *m2b*

Sample: 1999Q1 2008Q2				PAC	Q-Stat	Prob
Included observations: 38						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC			
. *****	. *****	1	0.913	0.913	34.245	0.000
. *****	. .	2	0.830	-0.021	63.335	0.000
. *****	. * .	3	0.741	-0.081	87.185	0.000
. *****	. .	4	0.661	0.003	106.74	0.000
. ****	. .	5	0.581	-0.047	122.29	0.000
. ****	. .	6	0.507	-0.020	134.49	0.000
. ***	. .	7	0.434	-0.036	143.72	0.000

окончание Таблицы 4

Sample: 1999Q1 2008Q2				PAC	Q-Stat	Prob
Included observations: 38						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC			
. ***	. .	8	0.368	-0.009	150.60	0.000
. **	. .	9	0.301	-0.054	155.36	0.000
. **	. .	10	0.240	-0.019	158.49	0.000
. *	. .	11	0.177	-0.056	160.26	0.000
. *	. .	12	0.120	-0.022	161.10	0.000
. .	. *	13	0.060	-0.063	161.32	0.000
. .	. .	14	0.005	-0.031	161.32	0.000
. .	. .	15	-0.051	-0.057	161.49	0.000

Таблица 5

Коррелограмма ряда *p*

Sample: 1999Q1 2008Q2				PAC	Q-Stat	Prob
Included observations: 38						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC			
. *****	. *****	1	0.924	0.924	35.052	0.000
. *****	. .	2	0.848	-0.033	65.447	0.000
. *****	. .	3	0.777	-0.015	91.668	0.000
. *****	. .	4	0.707	-0.030	114.02	0.000
. *****	. *	5	0.633	-0.069	132.47	0.000
. ****	. .	6	0.560	-0.040	147.35	0.000
. ****	. .	7	0.489	-0.033	159.05	0.000
. ***	. *	8	0.416	-0.058	167.82	0.000
. ***	. *	9	0.341	-0.070	173.90	0.000
. **	. *	10	0.263	-0.072	177.66	0.000
. *	. .	11	0.189	-0.036	179.67	0.000
. *	. *	12	0.116	-0.064	180.45	0.000
. .	. .	13	0.044	-0.051	180.57	0.000
. .	. .	14	-0.025	-0.042	180.61	0.000
. *	. .	15	-0.087	-0.028	181.11	0.000

Таблица 6

Коррелограмма ряда *gdp*

Sample: 1999Q1 2008Q2				PAC	Q-Stat	Prob
Included observations: 38						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC			
. *****	. *****	1	0.778	0.778	24.863	0.000
. *****	. .	2	0.600	-0.013	40.070	0.000

окончание Таблицы 6

Sample: 1999Q1 2008Q2				PAC	Q-Stat	Prob
Included observations: 38						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC			
. *****	. ****	3	0.646	0.463	58.174	0.000
. *****	. *	4	0.689	0.137	79.379	0.000
. ****	*** .	5	0.497	-0.376	90.776	0.000
. ***	. * .	6	0.341	-0.074	96.299	0.000
. ***	. * .	7	0.390	0.131	103.75	0.000
. ***	. * .	8	0.431	0.072	113.16	0.000
. **	. * .	9	0.265	-0.165	116.85	0.000
. *	. * .	10	0.122	-0.100	117.66	0.000
. *	. .	11	0.163	0.010	119.15	0.000
. *	. .	12	0.194	0.009	121.36	0.000
. .	. * .	13	0.052	-0.064	121.53	0.000
. * .	. * .	14	-0.079	-0.092	121.92	0.000
. .	. .	15	-0.039	-0.015	122.02	0.000

Таблица 7

Коррелограмма ряда *mbc*

Sample: 1999Q1 2008Q2				PAC	Q-Stat	Prob
Included observations: 38						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC			
. *****	. ****	1	0.521	0.521	11.138	0.001
. ***	. **	2	0.452	0.248	19.747	0.000
. ***	. *	3	0.438	0.194	28.097	0.000
. **	. * .	4	0.286	-0.066	31.745	0.000
. *	. * .	5	0.162	-0.127	32.961	0.000
. *	. .	6	0.117	-0.046	33.608	0.000
. **	. **	7	0.245	0.277	36.554	0.000
. **	. *	8	0.227	0.146	39.162	0.000
. **	. *	9	0.271	0.124	42.998	0.000
. **	. * .	10	0.205	-0.178	45.273	0.000
. **	. .	11	0.237	-0.023	48.431	0.000
. *	. ** .	12	0.079	-0.204	48.796	0.000
. .	. * .	13	-0.030	-0.078	48.851	0.000
. * .	. .	14	-0.068	-0.057	49.147	0.000
. * .	. * .	15	-0.177	-0.091	51.219	0.000

Таблица 8

Коррелограмма ряда *perv*

Sample: 1999Q1 2008Q2				PAC	Q-Stat	Prob
Included observations: 38						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC			
. **	. **	1	0.206	0.206	1.7403	0.187
. *	. *	2	0.146	0.108	2.6434	0.267
. ***	. **	3	0.330	0.297	7.3864	0.061
. **	. *	4	0.251	0.152	10.194	0.037
. .	. *	5	0.012	-0.120	10.201	0.070
. .	. *	6	0.043	-0.085	10.287	0.113
. *	. .	7	0.076	-0.035	10.574	0.158
. *	. *	8	0.118	0.134	11.277	0.186
. *	. *	9	0.097	0.133	11.770	0.227
. .	. .	10	0.065	0.027	11.999	0.285
. *	. .	11	0.108	0.002	12.653	0.317
. *	. .	12	0.116	-0.015	13.436	0.338
. .	. .	13	0.047	-0.030	13.570	0.405
. .	. .	14	0.026	-0.014	13.613	0.479
. .	. *	15	-0.016	-0.072	13.631	0.554

Таблица 9

Коррелограмма ряда *lnP* (месячные данные)

Автокоррел. функция	Частная автокоррел. функция	AC	PAC	Q-Стат.	Prob
. *****	. *****	0.947	0.947	105.8	0.000
. *****	. .	0.896	-0.003	201.5	0.000
. *****	. .	0.848	-0.001	287.9	0.000
. *****	. .	0.804	0.005	366.2	0.000
. *****	. .	0.761	0.002	437.1	0.000
. *****	. .	0.721	-0.000	501.3	0.000
. *****	. .	0.683	-0.005	559.4	0.000
. *****	. .	0.646	-0.005	611.8	0.000
. *****	. .	0.610	-0.010	659.0	0.000
. ****	. .	0.575	-0.005	701.4	0.000
. ****	. .	0.542	-0.007	739.4	0.000
. ****	. .	0.509	-0.016	773.3	0.000
. ****	. .	0.477	-0.013	803.3	0.000
. ***	. .	0.445	-0.016	829.6	0.000

Таблица 10

Коррелограмма ряда $d(\ln P)$ (месячные данные)

Автокоррел. функция	Частная автокоррел. функция	АС	РАС	Q-стат.	Prob.
. ****	. ****	0.562	0.562	36.92	0.000
. ***	. .	0.341	0.038	50.68	0.000
. **	. .	0.240	0.050	57.54	0.000
. *	* .	0.117	-0.065	59.17	0.000
. .	* .	0.008	-0.075	59.18	0.000
. .	. .	0.002	0.038	59.18	0.000
. .	. .	-0.039	-0.048	59.37	0.000
. .	. *	0.044	0.142	59.61	0.000
. *	. *	0.144	0.123	62.23	0.000
. **	. *	0.204	0.094	67.55	0.000
. ***	. **	0.346	0.239	82.92	0.000
. ***	. *	0.427	0.154	106.6	0.000
. **	** .	0.232	-0.197	113.6	0.000
. *	. .	0.130	-0.054	115.9	0.000

Таблица 11

Коррелограмма ряда $\ln MI$ (месячные данные)

Автокоррел. функция	Частная автокоррел. функция	АС	РАС	Q-Стат.	Prob
. *****	. *****	0.972	0.972	111.5	0.000
. *****	. .	0.944	-0.014	217.7	0.000
. *****	. .	0.916	-0.012	318.5	0.000
. *****	. .	0.889	-0.004	414.4	0.000
. *****	. .	0.862	-0.011	505.3	0.000
. *****	. .	0.836	-0.008	591.5	0.000
. *****	. .	0.808	-0.026	672.9	0.000
. *****	*** .	0.758	-0.425	745.2	0.000
. *****	. .	0.711	0.012	809.4	0.000
. *****	. .	0.665	-0.007	866.0	0.000
. *****	. .	0.620	-0.025	915.7	0.000
. ****	. .	0.578	0.045	959.3	0.000
. ****	. .	0.538	-0.010	997.4	0.000
. ****	. .	0.499	0.011	1031	0.000

Таблица 12

Коррелограмма ряда $d(\ln MI)$ (месячные данные)

Автокоррел. функция	Частная автокоррел. функция	АС	РАС	Q-стат.	Prob.
** .	** .	-0.261	-0.261	7.995	0.005
* .	** .	-0.119	-0.201	9.659	0.008
. *	. .	0.092	0.003	10.67	0.014
* .	* .	-0.081	-0.084	11.46	0.022
* .	* .	-0.126	-0.176	13.39	0.020
. **	. **	0.326	0.244	26.38	0.000
* .	. .	-0.117	0.010	28.08	0.000
. .	. .	-0.025	0.037	28.16	0.000
. *	. *	0.101	0.069	29.44	0.001
* .	. .	-0.107	-0.041	30.89	0.001
** .	*** .	-0.300	-0.329	42.42	0.000
. *****	. *****	0.739	0.645	113.3	0.000
** .	** .	-0.317	-0.253	126.4	0.000
* .	. .	-0.103	-0.009	127.8	0.000

Таблица 13

Коррелограмма ряда $\ln Y$ (месячные данные)

Автокоррел. функция	Частная автокоррел. функция	АС	РАС	Q-стат.	Prob.
. *****	. *****	0.878	0.878	90.170	0.000
. *****	. .	0.782	0.049	162.34	0.000
. *****	. *	0.716	0.090	223.47	0.000
. *****	* .	0.611	-0.186	268.37	0.000
. ****	. .	0.535	0.051	303.03	0.000
. ****	. *	0.508	0.160	334.65	0.000
. ****	. **	0.522	0.254	368.32	0.000
. ****	. .	0.529	0.037	403.17	0.000
. ****	. *	0.556	0.107	442.12	0.000
. ****	* .	0.546	-0.170	480.02	0.000
. ****	. ***	0.590	0.366	524.70	0.000
. *****	. *	0.623	0.070	574.99	0.000
. ****	*** .	0.536	-0.403	612.63	0.000
. ***	*** .	0.448	-0.354	639.16	0.000

Таблица 14

Коррелограмма ряда *dkurs* (месячные данные)

Автокоррел. функция	Частная автокоррел. функция	АС	РАС	Q-стат.	Prob.
. ***	. ***	0.455	0.455	24.182	0.000
. **	. *	0.292	0.107	34.217	0.000
. *	. .	0.126	-0.052	36.111	0.000
. **	. *	0.210	0.185	41.428	0.000
. **	. *	0.217	0.090	47.117	0.000
. .	* .	0.047	-0.175	47.391	0.000
. *	. *	0.092	0.120	48.438	0.000
. *	. *	0.103	0.069	49.754	0.000
. **	. *	0.223	0.107	56.010	0.000
. **	. *	0.220	0.100	62.161	0.000
. *	. .	0.189	0.044	66.757	0.000
. *	. .	0.128	-0.043	68.890	0.000
. .	* .	0.057	-0.062	69.312	0.000
. *	. .	0.094	0.038	70.490	0.000

Приложение С

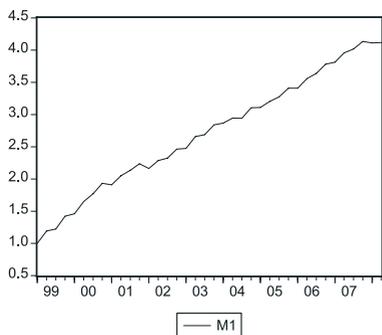


Рис. 1. Ряд логарифмов денежного агрегата М1 (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.).

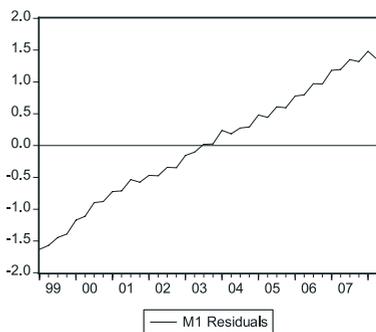


Рис. 2. Ряд остатков разложения ряда логарифмов денежного агрегата М1 на квартальные дамми (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.).

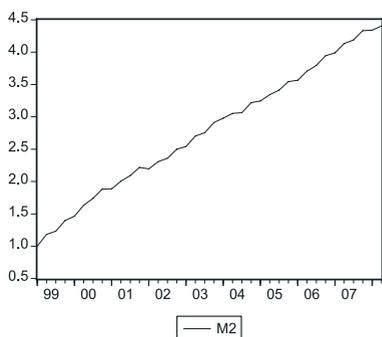


Рис. 3. Ряд логарифмов денежного агрегата М2 (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.).

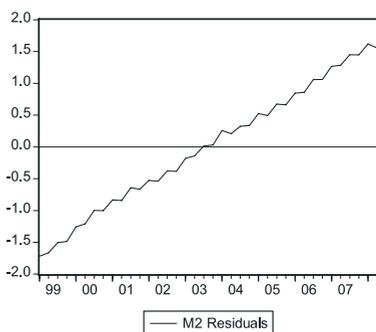


Рис. 4. Ряд остатков разложения ряда логарифмов денежного агрегата М2 на квартальные дамми (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.).

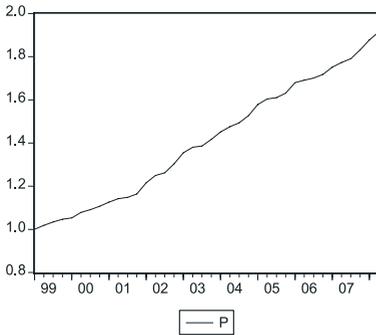


Рис. 5. Ряд логарифмов денежного агрегата Р (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

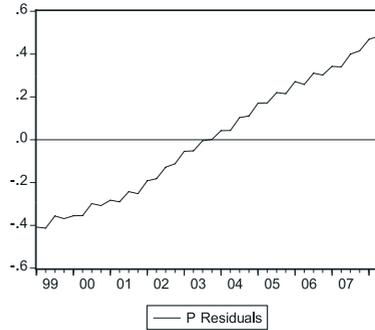


Рис. 6. Ряд остатков разложения ряда логарифмов денежного агрегата Р на квартальные дамми (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

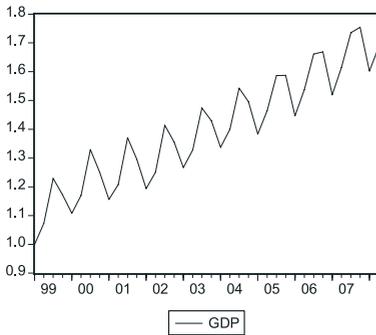


Рис. 7. Ряд логарифмов денежного агрегата GDP (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

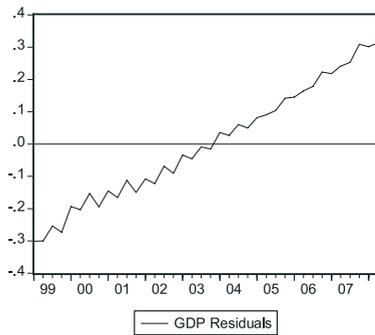


Рис. 8. Ряд остатков разложения ряда логарифмов денежного агрегата GDP на квартальные дамми (I квартал 1999 г. – II квартал 2008 г.)

Приложение D

Рассмотренные спецификации функции спроса на денежный агрегат $m0$:

$$m0_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$m0_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$m0_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)nerv_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$m0_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + c(8)nerv_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Рассмотренные спецификации функции спроса на денежный агрегат $m1$:

$$m1_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$m1_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$m1_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)nerv_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$m1_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + c(8)nerv_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Рассмотренные спецификации функции спроса на денежный агрегат $m2$:

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)nerv_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + c(8)nerv_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Рассмотренные спецификации функции спроса на денежный агрегат m2b:

$$m2b_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$m2b_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$m2b_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)nerv_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$m2b_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + c(8)nerv_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

Приложение Е

Таблица 1

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-3.487852	0.397846	-8.766834	0.0000
D1	0.208285	0.088293	2.359020	0.0281
D2	0.087617	0.071820	1.219958	0.2360
D3	-0.243153	0.051599	-4.712332	0.0001
P	1.543423	0.363829	4.242170	0.0004
GDP	2.767157	0.614106	4.505994	0.0002
MBC	-0.803905	0.490595	-1.638634	0.1162
DP	0.172115	1.418518	0.121335	0.9046
DP(1)	0.488233	1.230650	0.396728	0.6956
DP(2)	3.829829	1.101970	3.475437	0.0023
DP(3)	2.082203	1.333437	1.561530	0.1333
DP(4)	4.209112	1.271463	3.310447	0.0033
R-squared	0.997061	Mean dependent var		2.666361
Adjusted R-squared	0.995522	S.D. dependent var		0.857620
S.E. of regression	0.057393	Akaike info criterion		-2.602492
Sum squared resid	0.069174	Schwarz criterion		-2.058307
Log likelihood	54.94111	F-statistic		647.6596
Durbin-Watson stat	1.755176	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 2

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)nerv_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q2				
Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-3.006528	0.330900	-9.085904	0.0000
D1	0.170092	0.073411	2.316992	0.0325
D2	0.120248	0.062610	1.920583	0.0708
D3	-0.148061	0.055085	-2.687841	0.0150

окончание Таблицы 2

Dependent Variable: M2				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q2				
Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
P	1.890354	0.317979	5.944898	0.0000
GDP	2.076304	0.534204	3.886725	0.0011
NERV	-2.387714	0.633253	-3.770552	0.0014
DP	-0.466898	1.154138	-0.404543	0.6906
DP(1)	1.622940	1.004593	1.615519	0.1236
DP(2)	2.542004	1.123607	2.262360	0.0363
DP(3)	1.144306	1.236212	0.925655	0.3669
DP(4)	3.503986	1.120691	3.126631	0.0058
DNERV	1.254095	0.474791	2.641360	0.0166
DNERV(-1)	0.895771	0.309814	2.891314	0.0097
R-squared	0.998298	Mean dependent var		2.712785
Adjusted R-squared	0.997069	S.D. dependent var		0.828145
S.E. of regression	0.044833	Akaike info criterion		-3.072111
Sum squared resid	0.036180	Schwarz criterion		-2.430851
Log likelihood	63.15377	F-statistic		812.2632
Durbin-Watson stat	1.647815	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 3

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + c(8)nerv_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q2				
Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-3.084227	0.351261	-8.780435	0.0000
D1	0.193985	0.079920	2.427252	0.0274
D2	0.130101	0.066155	1.966598	0.0668
D3	-0.151551	0.058245	-2.601941	0.0193
P	1.865870	0.347200	5.374057	0.0001
GDP	2.146301	0.571240	3.757267	0.0017
MBC	0.388130	0.774196	0.501334	0.6230
NERV	-2.828199	1.139470	-2.482030	0.0245
DP	-0.127129	1.286019	-0.098855	0.9225
DP(1)	1.425302	1.089328	1.308423	0.2092

окончание Таблицы 3

Dependent Variable: M2				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q2				
Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
DP(2)	2.704173	1.206576	2.241196	0.0395
DP(3)	0.939801	1.362834	0.689593	0.5003
DP(4)	2.894598	1.371788	2.110091	0.0509
DMBC	0.159967	0.573824	0.278774	0.7840
DNERV	1.361774	0.805199	1.691227	0.1102
DNERV(-1)	0.935280	0.367263	2.546624	0.0215
R-squared	0.998391	Mean dependent var		2.712785
Adjusted R-squared	0.996882	S.D. dependent var		0.828145
S.E. of regression	0.046245	Akaike info criterion		-3.002853
Sum squared resid	0.034218	Schwarz criterion		-2.269985
Log likelihood	64.04564	F-statistic		661.6754
Durbin-Watson stat	1.734856	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 4

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m2b_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2B				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.548111	0.384849	-9.219481	0.0000
D1	0.307915	0.095972	3.208383	0.0041
D2	0.146403	0.077745	1.883124	0.0730
D3	-0.238335	0.060310	-3.951824	0.0007
P	1.114844	0.417409	2.670866	0.0140
GDP	3.112105	0.675032	4.610310	0.0001
DP	1.525316	1.463550	1.042203	0.3086
DP(1)	0.333538	1.386970	0.240480	0.8122
DP(2)	4.019817	1.283035	3.133053	0.0048
DP(3)	1.290249	1.411006	0.914417	0.3704
DP(4)	2.709956	1.438284	1.884159	0.0728
R-squared	0.994935	Mean dependent var		2.555043
Adjusted R-squared	0.992633	S.D. dependent var		0.781661
S.E. of regression	0.067093	Akaike info criterion		-2.304278

окончание Таблицы 4

Dependent Variable: M2B				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Sum squared resid	0.099032	Schwarz criterion		-1.805443
Log likelihood	49.02059	F-statistic		432.1452
Durbin-Watson stat	1.270698	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 5

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m2b_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2B				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.182822	0.454365	-7.004994	0.0000
D1	0.254784	0.100836	2.526718	0.0196
D2	0.102068	0.082022	1.244392	0.2271
D3	-0.236844	0.058929	-4.019113	0.0006
P	1.229031	0.415515	2.957851	0.0075
GDP	2.770321	0.701346	3.950004	0.0007
MBC	-0.802241	0.560289	-1.431834	0.1669
DP	0.434751	1.620035	0.268359	0.7910
DP(1)	0.867983	1.405477	0.617572	0.5435
DP(2)	3.858540	1.258518	3.065940	0.0059
DP(3)	2.216958	1.522867	1.455779	0.1602
DP(4)	3.234382	1.452089	2.227399	0.0370
R-squared	0.995385	Mean dependent var		2.555043
Adjusted R-squared	0.992968	S.D. dependent var		0.781661
S.E. of regression	0.065547	Akaike info criterion		-2.336822
Sum squared resid	0.090224	Schwarz criterion		-1.792638
Log likelihood	50.55757	F-statistic		411.7984
Durbin-Watson stat	1.416938	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 6

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m2b_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)nerv_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2B				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-2.686464	0.409594	-6.558843	0.0000
D1	0.266696	0.085605	3.115444	0.0055
D2	0.137215	0.075991	1.805688	0.0860
D3	-0.183938	0.057206	-3.215356	0.0043
P	1.489064	0.386964	3.848070	0.0010
GDP	2.187123	0.653894	3.344769	0.0032
NERV	-2.814906	0.746921	-3.768682	0.0012
DP	-0.044910	1.420638	-0.031613	0.9751
DP(1)	2.387987	1.222528	1.953318	0.0649
DP(2)	2.547700	1.365189	1.866189	0.0767
DP(3)	1.667054	1.406555	1.185204	0.2498
DNERV	1.679348	0.553680	3.033064	0.0066
DNERV(-1)	1.037762	0.382225	2.715058	0.0133
R-squared	0.996789	Mean dependent var		2.638947
Adjusted R-squared	0.994862	S.D. dependent var		0.775033
S.E. of regression	0.055553	Akaike info criterion		-2.655863
Sum squared resid	0.061722	Schwarz criterion		-2.066329
Log likelihood	56.82173	F-statistic		517.3692
Durbin-Watson stat	1.209648	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 7

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m2b_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + c(8)nerv_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2B				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-2.795601	0.413604	-6.759132	0.0000
D1	0.283389	0.087438	3.241010	0.0045
D2	0.169421	0.078167	2.167422	0.0439
D3	-0.159177	0.061947	-2.569558	0.0193

окончание Таблицы 7

Dependent Variable: M2B				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
P	1.524866	0.408551	3.732378	0.0015
GDP	2.198505	0.672459	3.269350	0.0043
MBC	0.863747	0.797815	1.082641	0.2933
NERV	-3.623712	1.139075	-3.181276	0.0052
DP	0.415516	1.521326	0.273128	0.7879
DP(1)	2.038167	1.282889	1.588732	0.1295
DP(2)	2.567144	1.412637	1.817271	0.0859
DP(3)	0.664578	1.587346	0.418672	0.6804
DMBC	0.032703	0.674359	0.048495	0.9619
DNERV	1.994100	0.858931	2.321606	0.0322
DNERV(-1)	1.190921	0.431575	2.759477	0.0129
R-squared	0.997182	Mean dependent var		2.638947
Adjusted R-squared	0.994989	S.D. dependent var		0.775033
S.E. of regression	0.054861	Akaike info criterion		-2.665072
Sum squared resid	0.054175	Schwarz criterion		-1.984841
Log likelihood	58.97369	F-statistic		454.8923
Durbin-Watson stat	1.282896	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 8

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m0_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M0				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-3.235180	0.445288	-7.265359	0.0000
D1	0.128666	0.111044	1.158693	0.2590
D2	0.062650	0.089954	0.696466	0.4934
D3	-0.226642	0.069782	-3.247876	0.0037
P	1.555929	0.482962	3.221642	0.0039
GDP	2.470284	0.781042	3.162804	0.0045
DP	2.370345	1.693395	1.399759	0.1755
DP(1)	0.560744	1.604788	0.349419	0.7301
DP(2)	4.849153	1.484530	3.266456	0.0035

окончание Таблицы 8

Dependent Variable: M0				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
DP(3)	1.638291	1.632599	1.003487	0.3265
DP(4)	3.349276	1.664161	2.012591	0.0566
R-squared	0.993518	Mean dependent var		2.598721
Adjusted R-squared	0.990572	S.D. dependent var		0.799502
S.E. of regression	0.077629	Akaike info criterion		-2.012538
Sum squared resid	0.132579	Schwarz criterion		-1.513703
Log likelihood	44.20688	F-statistic		337.2187
Durbin-Watson stat	0.909936	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 9

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m0_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M0				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-2.613601	0.494982	-5.280192	0.0000
D1	0.038258	0.109850	0.348277	0.7311
D2	-0.012791	0.089355	-0.143150	0.8875
D3	-0.224105	0.064197	-3.490876	0.0022
P	1.750230	0.452659	3.866552	0.0009
GDP	1.888703	0.764043	2.471987	0.0221
MBC	-1.365099	0.610375	-2.236490	0.0363
DP	0.514631	1.764856	0.291600	0.7735
DP(1)	1.470159	1.531119	0.960186	0.3479
DP(2)	4.574723	1.371022	3.336726	0.0031
DP(3)	3.215187	1.659002	1.938024	0.0662
DP(4)	4.241643	1.581897	2.681365	0.0140
R-squared	0.994765	Mean dependent var		2.598721
Adjusted R-squared	0.992023	S.D. dependent var		0.799502
S.E. of regression	0.071406	Akaike info criterion		-2.165579
Sum squared resid	0.107075	Schwarz criterion		-1.621395
Log likelihood	47.73206	F-statistic		362.7821
Durbin-Watson stat	1.148373	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 10

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m0_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)nerv_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M0				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-2.176563	0.442152	-4.922655	0.0001
D1	0.090021	0.092409	0.974155	0.3416
D2	0.030351	0.082031	0.369997	0.7153
D3	-0.199746	0.061753	-3.234575	0.0042
P	1.910698	0.417723	4.574076	0.0002
GDP	1.445038	0.705871	2.047170	0.0540
NERV	-3.996282	0.806292	-4.956369	0.0001
DP	0.310391	1.533562	0.202399	0.8416
DP(1)	2.495011	1.319706	1.890581	0.0733
DP(2)	3.612455	1.473706	2.451273	0.0236
DP(3)	2.278896	1.518360	1.500894	0.1490
DNERV	2.408169	0.597692	4.029116	0.0007
DNERV(-1)	1.195978	0.412607	2.898589	0.0089
R-squared	0.996416	Mean dependent var		2.680576
Adjusted R-squared	0.994265	S.D. dependent var		0.791875
S.E. of regression	0.059969	Akaike info criterion		-2.502888
Sum squared resid	0.071925	Schwarz criterion		-1.913354
Log likelihood	54.29765	F-statistic		463.3126
Durbin-Watson stat	0.811140	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 11

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m0_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + c(8)nerv_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M0				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-2.264387	0.465601	-4.863361	0.0001
D1	0.108505	0.098431	1.102350	0.2848
D2	0.046198	0.087994	0.525012	0.6060

окончание Таблицы 11

Dependent Variable: M0				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
D3	-0.193523	0.069735	-2.775110	0.0125
P	1.870729	0.459913	4.067568	0.0007
GDP	1.532578	0.757000	2.024542	0.0580
MBC	0.267307	0.898115	0.297631	0.7694
NERV	-4.179165	1.282278	-3.259173	0.0044
DP	0.806682	1.712586	0.471032	0.6433
DP(1)	2.124502	1.444172	1.471086	0.1585
DP(2)	3.805626	1.590232	2.393126	0.0278
DP(3)	1.865140	1.786905	1.043782	0.3104
DMBC	0.309779	0.759138	0.408067	0.6880
DNERV	2.324890	0.966915	2.404441	0.0272
DNERV(-1)	1.207951	0.485832	2.486355	0.0229
R-squared	0.996579	Mean dependent var		2.680576
Adjusted R-squared	0.993918	S.D. dependent var		0.791875
S.E. of regression	0.061758	Akaike info criterion		-2.428229
Sum squared resid	0.068653	Schwarz criterion		-1.747998
Log likelihood	55.06577	F-statistic		374.5059
Durbin-Watson stat	0.866066	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 12

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m1_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M1				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-3.780240	0.424240	-8.910614	0.0000
D1	0.291815	0.105795	2.758306	0.0115
D2	0.151215	0.085702	1.764416	0.0915
D3	-0.286501	0.066483	-4.309383	0.0003
P	0.832221	0.460133	1.808654	0.0842
GDP	3.599907	0.744124	4.837781	0.0001

окончание Таблицы 12

Dependent Variable: M1				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
DP	1.687780	1.613350	1.046133	0.3069
DP(1)	-0.889636	1.528932	-0.581868	0.5666
DP(2)	4.423174	1.414359	3.127336	0.0049
DP(3)	0.927415	1.555428	0.596244	0.5571
DP(4)	4.100266	1.585498	2.586106	0.0169
R-squared	0.993951	Mean dependent var		2.603009
Adjusted R-squared	0.991202	S.D. dependent var		0.788504
S.E. of regression	0.073960	Akaike info criterion		-2.109383
Sum squared resid	0.120342	Schwarz criterion		-1.610547
Log likelihood	45.80482	F-statistic		361.5173
Durbin-Watson stat	1.471476	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 13

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m1_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)nerv_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M1				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-2.823500	0.487278	-5.794437	0.0000
D1	0.260941	0.101840	2.562251	0.0186
D2	0.105034	0.090403	1.161837	0.2590
D3	-0.268275	0.068056	-3.941980	0.0008
P	1.219347	0.460355	2.648707	0.0154
GDP	2.612243	0.777911	3.358022	0.0031
NERV	-3.504995	0.888581	-3.944484	0.0008
DP	-0.377762	1.690076	-0.223518	0.8254
DP(1)	1.422296	1.454393	0.977931	0.3398
DP(2)	3.251802	1.624110	2.002205	0.0590
DP(3)	2.324034	1.673321	1.388875	0.1801
DNERV	1.964677	0.658691	2.982698	0.0074
DNERV(-1)	0.990300	0.454717	2.177836	0.0416

окончание Таблицы 13

Dependent Variable: M1				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
R-squared	0.995558	Mean dependent var		2.688674
Adjusted R-squared	0.992892	S.D. dependent var		0.783908
S.E. of regression	0.066089	Akaike info criterion		-2.308528
Sum squared resid	0.087355	Schwarz criterion		-1.718995
Log likelihood	51.09071	F-statistic		373.5153
Durbin-Watson stat	1.351070	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 14

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m1_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + c(8)nerv_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M1				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q3 2007Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-2.983561	0.474119	-6.292858	0.0000
D1	0.285495	0.100232	2.848357	0.0107
D2	0.152120	0.089604	1.697690	0.1068
D3	-0.232160	0.071011	-3.269363	0.0043
P	1.270849	0.468327	2.713596	0.0142
GDP	2.630080	0.770848	3.411932	0.0031
MBC	1.260526	0.914545	1.378310	0.1850
NERV	-4.684356	1.305735	-3.587525	0.0021
DP	0.299340	1.743914	0.171648	0.8656
DP(1)	0.907948	1.470591	0.617403	0.5447
DP(2)	3.282913	1.619323	2.027337	0.0577
DP(3)	0.859539	1.819594	0.472380	0.6423
DMBC	0.052104	0.773026	0.067403	0.9470
DNERV	2.421376	0.984603	2.459241	0.0243
DNERV(-1)	1.213298	0.494720	2.452497	0.0246
R-squared	0.996380	Mean dependent var		2.688674
Adjusted R-squared	0.993564	S.D. dependent var		0.783908
S.E. of regression	0.062888	Akaike info criterion		-2.391973

окончание Таблицы 14

Sum squared resid	0.071188	Schwarz criterion	-1.711742
Log likelihood	54.46755	F-statistic	353.8702
Durbin-Watson stat	1.465899	Prob(F-statistic)	0.000000

Приложение F

Таблица 1

Итоговое уравнение для спецификации вида:¹

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)inf_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2				Prob.
Method: Least Squares				
Sample: 1999Q1 2008Q2				
Included observations: 38				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-3.981869	0.376611	-10.57289	0.0000
D1	0.344954	0.102155	3.376784	0.0020
D2	0.203563	0.071646	2.841239	0.0079
D3	-0.229850	0.058709	-3.915066	0.0005
P	1.193001	0.440059	2.711005	0.0108
GDP	3.559388	0.675005	5.273130	0.0000
INF ¹	1.183595	1.609024	0.735598	0.4675
R-squared	0.992393	Mean dependent var		2.796201
Adjusted R-squared	0.990921	S.D. dependent var		0.994419
S.E. of regression	0.094753	Akaike info criterion		-1.710270
Sum squared resid	0.278321	Schwarz criterion		-1.408609
Log likelihood	39.49513	F-statistic		674.0463
Durbin-Watson stat	1.120199	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 2

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)d \inf_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2008Q2				
Included observations: 37 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-3.671085	0.377694	-9.719739	0.0000
D1	0.310160	0.100037	3.100445	0.0042
D2	0.173343	0.078041	2.221184	0.0340
D3	-0.208420	0.063980	-3.257601	0.0028
P	1.501954	0.425758	3.527722	0.0014
GDP	3.058277	0.667999	4.578268	0.0001

1
$$\inf_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

окончание Таблицы 2

Dependent Variable: M2				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2008Q2				
Included observations: 37 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
DINF ¹	0.471250	1.251478	0.376555	0.7092
R-squared	0.992496	Mean dependent var		2.844747
Adjusted R-squared	0.990995	S.D. dependent var		0.961403
S.E. of regression	0.091230	Akaike info criterion		-1.782214
Sum squared resid	0.249686	Schwarz criterion		-1.477446
Log likelihood	39.97096	F-statistic		661.3303
Durbin-Watson stat	0.933563	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 3

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)(inf_t + inf_{t-1})/2 + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2008Q2				
Included observations: 37 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.700402	0.393565	-9.402254	0.0000
D1	0.309875	0.100084	3.096141	0.0042
D2	0.157647	0.070069	2.249866	0.0319
D3	-0.223137	0.056338	-3.960657	0.0004
P	1.451171	0.454626	3.192007	0.0033
GDP	3.124377	0.699599	4.465953	0.0001
(INF+INF(-1))/2	0.662529	2.017271	0.328428	0.7449
R-squared	0.992488	Mean dependent var		2.844747
Adjusted R-squared	0.990985	S.D. dependent var		0.961403
S.E. of regression	0.091281	Akaike info criterion		-1.781088
Sum squared resid	0.249967	Schwarz criterion		-1.476320
Log likelihood	39.95013	F-statistic		660.5802
Durbin-Watson stat	0.999824	Prob(F-statistic)		0.000000

¹ $d \inf_t = \inf_t - \inf_{t-1}$

Таблица 4

Итоговое уравнение для спецификации вида:

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)inf_{t+1} + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2				Prob.
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q1 2008Q1				
Included observations: 37 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	-3.946988	0.358774	-11.00133	0.0000
D1	0.355664	0.098575	3.608045	0.0011
D2	0.243482	0.074972	3.247663	0.0029
D3	-0.216380	0.061020	-3.546061	0.0013
P	1.337499	0.415470	3.219241	0.0031
GDP	3.374376	0.651757	5.177355	0.0000
INF(1)	1.499781	1.535250	0.976897	0.3364
R-squared	0.992631	Mean dependent var		2.752765
Adjusted R-squared	0.991157	S.D. dependent var		0.970902
S.E. of regression	0.091301	Akaike info criterion		-1.780662
Sum squared resid	0.250074	Schwarz criterion		-1.475894
Log likelihood	39.94225	F-statistic		673.5087
Durbin-Watson stat	1.181963	Prob(F-statistic)		0.000000

Приложение G

Таблица 1

Процедура DOLS – шаг 1. Результаты оценки уравнения вида:

$$m1_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M1				
Method: Least Squares				
Date: 04/13/09 Time: 16:19				
Sample: 1999Q1 2008Q2				
Included observations: 38				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.470652	0.437479	-7.933308	0.0000
D1	0.355859	0.114366	3.111575	0.0040
D2	0.191781	0.079080	2.425162	0.0213
D3	-0.272021	0.063541	-4.281017	0.0002
P	0.746919	0.475813	1.569774	0.1266
GDP	3.660119	0.741089	4.938841	0.0000
MBC	-0.954265	0.531153	-1.796589	0.0822
R-squared	0.988753	Mean dependent var		2.718100
Adjusted R-squared	0.986576	S.D. dependent var		0.913858
S.E. of regression	0.105882	Akaike info criterion		-1.488170
Sum squared resid	0.347538	Schwarz criterion		-1.186509
Log likelihood	35.27523	F-statistic		454.2086
Durbin-Watson stat	1.182939	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 2

Процедура DOLS – шаги 2–4. Кросс-коррелограмма приращений ряда p и ряда остатков

Sample: 1999Q1 2008Q2				
Included observations: 37				
Correlations are asymptotically consistent approximations				
RESID01,DP(-i)	RESID01,DP(+i)	i	lag	lead
. .	. .	0	0.0392	0.0392
. .	. *	1	-0.0324	0.0745
. .	. ***	2	0.0358	0.3267
** .	. ***	3	-0.2232	0.3424
. * .	. ****	4	-0.0763	0.3576
. * .	. ***	5	-0.0719	0.2650
. .	. **	6	0.0081	0.1642
** * .	. *	7	-0.2925	0.1168
. * .	. .	8	-0.1454	0.0260
. * .	. .	9	-0.1124	-0.0179

окончание Таблицы 2

Sample: 1999Q1 2008Q2				
Included observations: 37				
Correlations are asymptotically consistent approximations				
RESID01,DP(-i)	RESID01,DP(+i)	i	lag	lead
. * .	. * .	10	-0.0857	-0.1426
. ** .	. ** .	11	-0.1584	-0.1511
. ** .	. .	12	-0.1510	-0.0081
. * .	. .	13	-0.0620	0.0087
. * .	. * .	14	-0.0560	-0.1091
. * .	. .	15	-0.1130	-0.0386
. * .	. *	16	-0.0614	0.0648

Таблица 3

Процедура DOLS – шаги 2–4. Кросс-коррелограмма приращений ряда *gdp* и ряда остатков

Sample: 1999Q1 2008Q2				
Included observations: 37				
Correlations are asymptotically consistent approximations				
RESID01,DGDP(-i)	RESID01,DGDP(+i)	i	lag	lead
. ** .	. ** .	0	-0.1721	-0.1721
. .	. ** .	1	0.0223	0.1713
. ** .	. * .	2	-0.1853	-0.0955
. * .	. .	3	0.0845	0.0401
. * .	. * .	4	-0.1046	-0.1430
. .	. * .	5	0.0073	0.1154
. * .	. .	6	-0.1188	0.0032
. * .	. * .	7	0.1249	0.0675
. .	. * .	8	0.0312	-0.1012
. .	. .	9	0.0302	0.0444
. * .	. * .	10	-0.0500	0.0525
. * .	. .	11	0.1054	0.0392
. * .	. * .	12	0.1032	-0.0971
. .	. .	13	-0.0405	-0.0269
. * .	. * .	14	-0.0462	0.1018
. .	. .	15	0.0459	-0.0050
. * .	. * .	16	0.1103	-0.0417

Таблица 4

Процедура DOLS – шаги 2–4. Кросс-коррелограмма приращений ряда *mbc* и ряда остатков

Sample: 1999Q1 2008Q2				
Included observations: 37				
Correlations are asymptotically consistent approximations				
RESID01,DMBC(-i)	RESID01,DMBC(+i)	i	lag	lead
. ***	. ***	0	0.2873	0.2873
. **	. .	1	0.2304	-0.0098
. *	. .	2	0.0874	-0.0179
. **	. .	3	0.2003	-0.0407
. .	. *	4	0.0424	-0.0555
. *	. **	5	0.1119	-0.1544
. **	. *	6	-0.1569	-0.1276
. .	. *	7	-0.0318	-0.0443
. *	. .	8	-0.1222	0.0184
. .	. .	9	-0.0161	0.0218
. **	. .	10	-0.2130	0.0392
. *	. *	11	-0.1248	0.1145
. *	. .	12	-0.0570	0.0427
. .	. *	13	-0.0398	0.0603
. *	. *	14	-0.0585	0.0941
. *	. .	15	0.0556	0.0019
. *	. *	16	-0.1312	0.0531

Таблица 5

Процедура DOLS – шаг 5

Dependent Variable: M1				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.234619	0.457777	-7.065928	0.0000
D1	0.261828	0.102158	2.562967	0.0186
D2	0.151575	0.085622	1.770291	0.0919
D3	-0.258761	0.060180	-4.299780	0.0003
P	0.929129	0.416697	2.229746	0.0374
GDP	3.149702	0.702917	4.480899	0.0002
MBC	-1.306893	0.582258	-2.244525	0.0363
DP	1.170478	1.661509	0.704467	0.4893
DP(1)	-0.269994	1.408196	-0.191731	0.8499

окончание Таблицы 5

Dependent Variable: M1				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DP(2)	4.888508	1.295130	3.774529	0.0012
DP(3)	0.769121	1.628789	0.472205	0.6419
DP(4)	4.653168	1.455266	3.197470	0.0045
DMBC	0.947343	0.425201	2.227992	0.0375
R-squared	0.995665	Mean dependent var		2.603009
Adjusted R-squared	0.993063	S.D. dependent var		0.788504
S.E. of regression	0.065672	Akaike info criterion		-2.321189
Sum squared resid	0.086256	Schwarz criterion		-1.731656
Log likelihood	51.29962	F-statistic		382.7641
Durbin-Watson stat	1.767239	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 6

Результаты теста Жарке – Бера на «нормальность» остатков

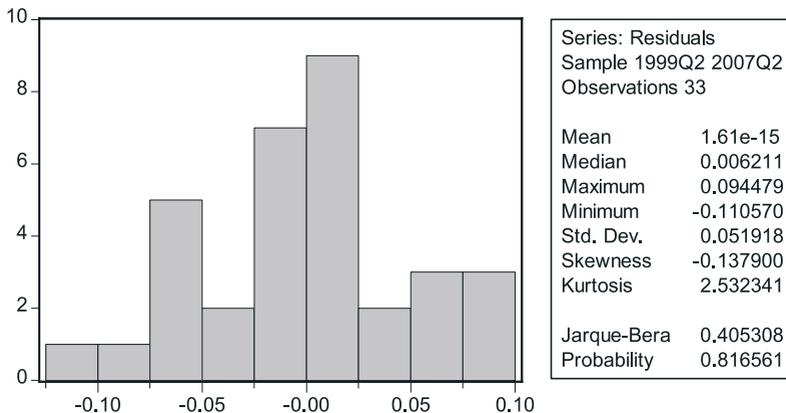


Таблица 7

Коррелограмма остатков итоговой модели

Sample: 1999Q1 2008Q2						
Included observations: 33						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	0.090	0.090	0.2911	0.590
. *** .	. *** .	2	0.386	0.381	5.8301	0.054
. 	3	0.007	-0.057	5.8321	0.120
. . .	. ** .	4	-0.047	-0.225	5.9194	0.205
. * .	. ** .	5	-0.187	-0.190	7.3656	0.195
. * 	6	-0.134	-0.012	8.1331	0.229
. ** 	7	-0.191	-0.032	9.7599	0.203
. ** .	. ** .	8	-0.252	-0.234	12.705	0.122
. * .	. * .	9	-0.173	-0.148	14.149	0.117
. * 	10	-0.140	0.006	15.130	0.127
. . .	. * .	11	-0.017	0.083	15.145	0.176
. * .	. * .	12	-0.078	-0.158	15.478	0.216
. * .	. *** .	13	-0.117	-0.380	16.266	0.235
. * .	. ** .	14	-0.086	-0.197	16.716	0.272
. * 	15	-0.094	0.010	17.283	0.302
. 	16	0.031	0.058	17.347	0.364

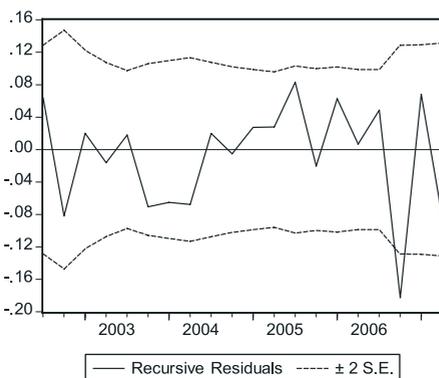


Рис. 1. Результаты проверки итогового уравнения спроса на денежный агрегат M1 на стабильность тестом Recursive Residuals

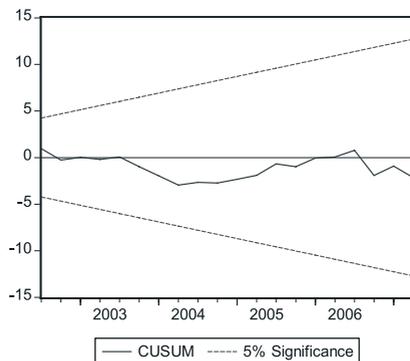


Рис. 2. Результаты проверки итогового уравнения спроса на денежный агрегат М1 на стабильность тестом CUSUM

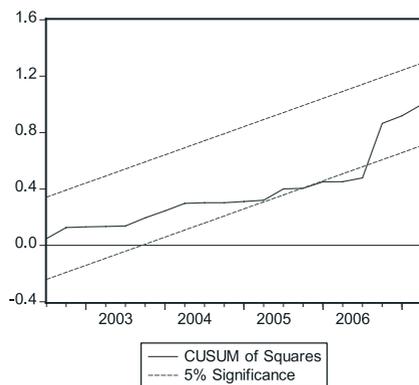


Рис. 3. Результаты проверки итогового уравнения спроса на денежный агрегат М1 на стабильность тестом CUSUM of Squares

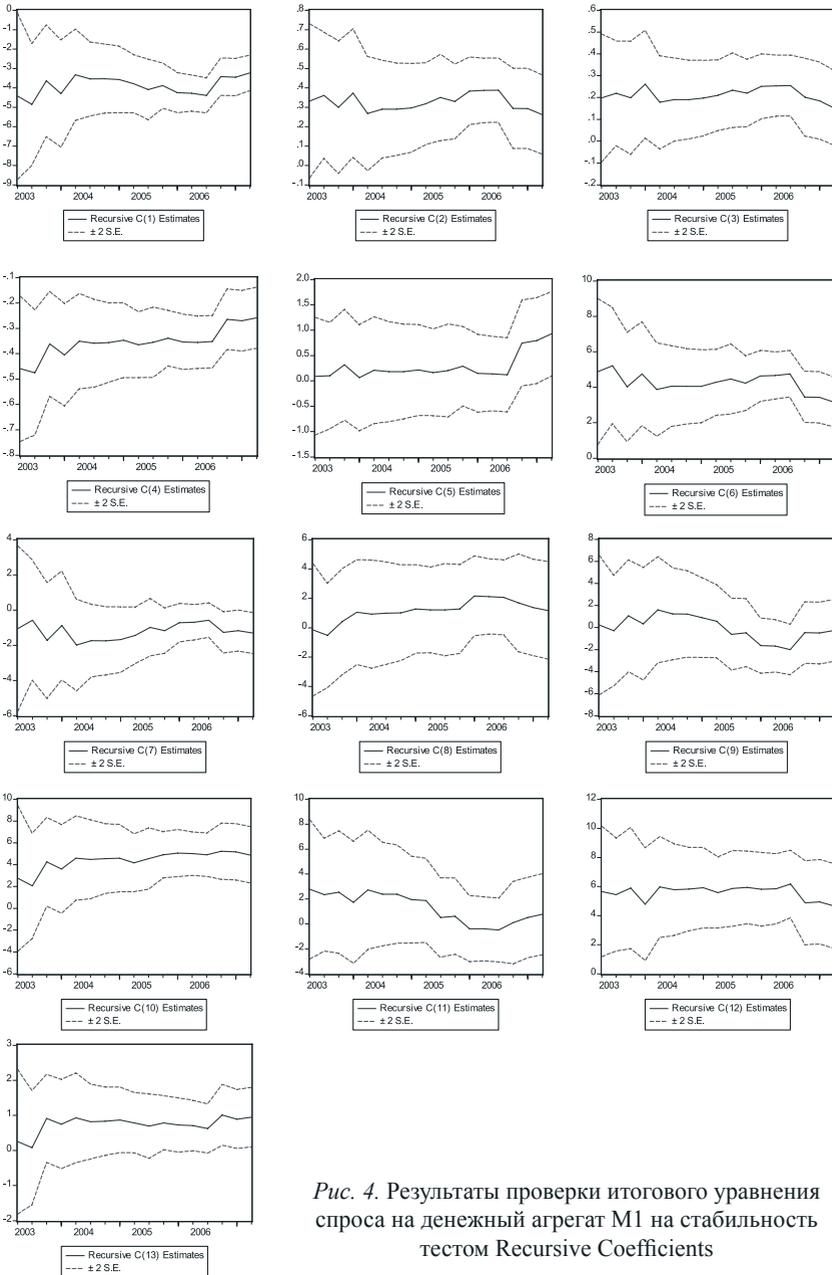


Рис. 4. Результаты проверки итогового уравнения спроса на денежный агрегат M1 на стабильность тестом Recursive Coefficients

Приложение Н

Таблица 1

Результаты оценки спецификации вида:

$$m1_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + c(7)mbc_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M1				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q1				
Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.353103	0.412434	-8.130031	0.0000
D1	0.324639	0.088970	3.648856	0.0018
D2	0.269128	0.080815	3.330153	0.0037
D3	-0.195968	0.057337	-3.417807	0.0031
P	1.039966	0.371096	2.802415	0.0118
GDP	3.016592	0.633929	4.758562	0.0002
MBC	-0.971010	0.502031	-1.934165	0.0690
DP	2.110822	1.425005	1.481273	0.1558
DP(1)	-0.597844	1.192710	-0.501249	0.6223
DP(2)	4.826919	1.110093	4.348212	0.0004
DP(3)	0.417402	1.378665	0.302758	0.7655
DP(4)	3.327887	1.360741	2.445642	0.0250
DP(5)	3.849170	1.351814	2.847410	0.0107
DMBC	0.976537	0.359964	2.712873	0.0143
R-squared	0.996961	Mean dependent var		2.560647
Adjusted R-squared	0.994766	S.D. dependent var		0.762015
S.E. of regression	0.055129	Akaike info criterion		-2.658634
Sum squared resid	0.054706	Schwarz criterion		-2.017375
Log likelihood	56.53814	F-statistic		454.2116
Durbin-Watson stat	2.029554	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 2

Результаты теста Вальда на равенство единице коэффициента при переменной цен

Wald Test:			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.011599	(1, 18)	0.9154

Таблица 3

Коррелограмма остатков итоговой модели

Sample: 1999Q2 2007Q1						
Included observations: 32						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.028	-0.028	0.0275	0.868
. *	. *	2	0.193	0.192	1.3746	0.503
. **	. **	3	0.212	0.230	3.0598	0.382
. *	. *	4	-0.121	-0.152	3.6314	0.458
. **	. ***	5	-0.260	-0.403	6.3638	0.272
. *	. *	6	0.102	0.094	6.7973	0.340
. **	. *	7	-0.314	-0.092	11.095	0.135
. *	. *	8	-0.136	-0.103	11.937	0.154
. *	. *	9	-0.080	-0.158	12.243	0.200
. **	. *	10	-0.200	-0.162	14.228	0.163
. *	. .	11	-0.068	0.020	14.470	0.208
. *	. *	12	-0.065	-0.167	14.701	0.258
. *	. **	13	-0.136	-0.195	15.754	0.263
. .	. **	14	-0.038	-0.196	15.840	0.323
. *	. *	15	0.127	0.110	16.876	0.326
. *	. *	16	-0.127	-0.165	17.974	0.325

Приложение I

Таблица 1

Процедура DOLS – шаг 1. Результаты оценки уравнения вида:

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2				
Method: Least Squares				
Sample: 1999Q1 2008Q2				
Included observations: 38				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.921257	0.364843	-10.74781	0.0000
D1	0.345226	0.101419	3.403959	0.0018
D2	0.193055	0.069702	2.769718	0.0093
D3	-0.240855	0.056362	-4.273359	0.0002
P	1.275431	0.422489	3.018847	0.0050
GDP	3.457830	0.655980	5.271243	0.0000
R-squared	0.992260	Mean dependent var		2.796201
Adjusted R-squared	0.991051	S.D. dependent var		0.994419
S.E. of regression	0.094071	Akaike info criterion		-1.745597
Sum squared resid	0.283179	Schwarz criterion		-1.487031
Log likelihood	39.16634	F-statistic		820.5140
Durbin-Watson stat	1.045888	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 2

Процедура DOLS – шаги 2–4. Кросс-коррелограмма приращений ряда p и ряда остатков

Sample: 1999Q1 2008Q2				
Included observations: 37				
Correlations are asymptotically consistent approximations				
RESID01,DP(-i)	RESID01,DP(+i)	i	lag	lead
. * .	. * .	0	0.1032	0.1032
. .	. * .	1	0.0071	0.0782
. .	. ***	2	0.0374	0.2820
. .	. ***	3	-0.1738	0.2885
. .	. ****	4	0.0080	0.3674
. .	. ***	5	-0.0379	0.2665
. .	. * .	6	-0.0137	0.1172
. * .	. * .	7	-0.2327	0.0863
. * .	. * .	8	-0.0814	0.0640
. * .	. .	9	-0.1366	-0.0149
. * .	. **	10	-0.1270	-0.1928
. **	. **	11	-0.1926	-0.1534
. **	. .	12	-0.2089	0.0051
. * .	. .	13	-0.1392	0.0042
. * .	. * .	14	-0.1219	-0.1346

окончание Таблицы 2

Sample: 1999Q1 2008Q2				
Included observations: 37				
Correlations are asymptotically consistent approximations				
RESID01,DGP(-i)	RESID01,DGP(+i)	i	lag	lead
** .	. .	15	-0.1791	-0.0077
. * .	. * .	16	-0.1332	0.1064

Таблица 3

Процедура DOLS – шаги 2-4. Кросс-коррелограмма приращений ряда *gdp* и ряда остатков

Sample: 1999Q1 2008Q2				
Included observations: 37				
Correlations are asymptotically consistent approximations				
RESID01,DGDP(-i)	RESID01,DGDP(+i)	i	lag	lead
** .	** .	0	-0.2098	-0.2098
. .	. ** .	1	0.0046	0.1838
* .	. * .	2	-0.1474	-0.0522
. *	3	0.0880	0.0348
* .	** .	4	-0.1389	-0.1812
. .	. * .	5	0.0054	0.1195
. * .	. .	6	-0.0717	0.0335
. * .	. * .	7	0.1208	0.0749
. .	. * .	8	-0.0210	-0.1389
. .	. .	9	0.0093	0.0455
. .	. * .	10	-0.0137	0.0917
. * .	. .	11	0.1024	0.0446
* .	. * .	12	0.0546	-0.1353
* .	. .	13	-0.0438	-0.0329
. .	. * .	14	0.0035	0.1370
. * .	. .	15	0.0514	-0.0115
. * .	. * .	16	0.0813	-0.0752

Таблица 4

Процедура DOLS – шаг 5

Dependent Variable: M2				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.853899	0.341588	-11.28231	0.0000
D1	0.261526	0.085184	3.070144	0.0056

окончание Таблицы 4

Dependent Variable: M2				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q2				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D2	0.132044	0.069005	1.913532	0.0688
D3	-0.244647	0.053531	-4.570222	0.0001
P	1.429000	0.370488	3.857079	0.0009
GDP	3.109649	0.599150	5.190101	0.0000
DP	1.264943	1.299030	0.973759	0.3408
DP(1)	-0.047320	1.231059	-0.038438	0.9697
DP(2)	3.991441	1.138807	3.504932	0.0020
DP(3)	1.153571	1.252392	0.921094	0.3670
DP(4)	3.683598	1.276604	2.885466	0.0086
R-squared	0.996685	Mean dependent var		2.666361
Adjusted R-squared	0.995178	S.D. dependent var		0.857620
S.E. of regression	0.059551	Akaike info criterion		-2.542773
Sum squared resid	0.078018	Schwarz criterion		-2.043937
Log likelihood	52.95576	F-statistic		661.4894
Durbin-Watson stat	1.565578	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 5

Результаты теста Жарке – Бера на «нормальность» остатков

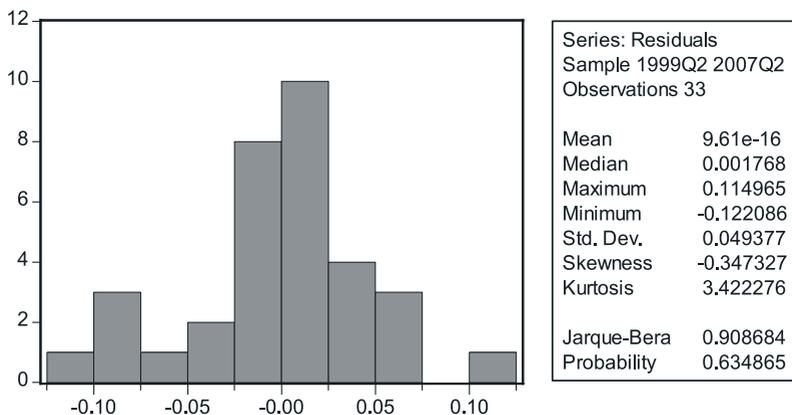


Таблица 6

Коррелограмма остатков итоговой модели

Sample: 1999Q1 2008Q2						
Included observations: 33						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	0.150	0.150	0.8175	0.366
. *** .	. *** .	2	0.395	0.381	6.6222	0.036
. * .	. ** .	3	-0.132	-0.271	7.2934	0.063
. * .	. ** .	4	-0.115	-0.270	7.8242	0.098
. ** .	. * .	5	-0.288	-0.110	11.242	0.047
. * 	6	-0.185	-0.007	12.711	0.048
. * .	. * .	7	-0.103	0.067	13.183	0.068
. * .	. * .	8	-0.112	-0.147	13.764	0.088
. * .	. * .	9	0.123	0.079	14.495	0.106
. . .	. * .	10	0.057	0.078	14.660	0.145
. *	11	0.162	-0.013	16.042	0.140
. *	12	0.089	0.015	16.477	0.170
. * .	. ** .	13	-0.118	-0.284	17.277	0.187
. * .	. * .	14	-0.140	-0.137	18.464	0.186
. ** 	15	-0.226	0.051	21.734	0.115
. * 	16	-0.150	-0.019	23.259	0.107

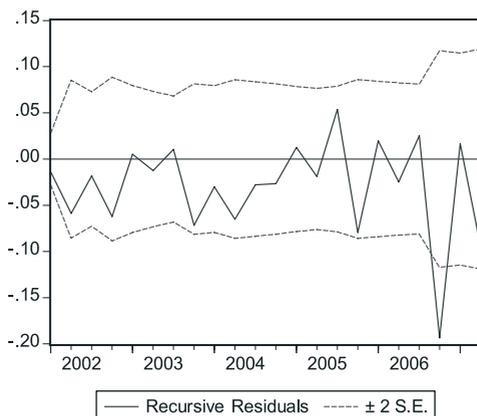


Рис. 1. Результаты проверки итогового уравнения спроса на денежный агрегат M2 на стабильность тестом Recursive Residuals

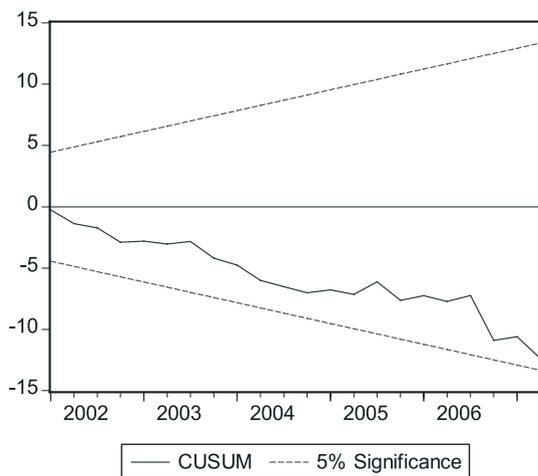


Рис. 2. Результаты проверки итогового уравнения спроса на денежный агрегат M1 на стабильность тестом CUSUM

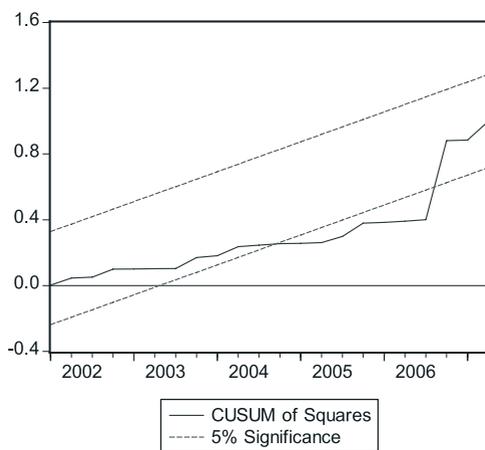


Рис. 3. Результаты проверки итогового уравнения спроса на денежный агрегат M2 на стабильность тестом CUSUM of Squares

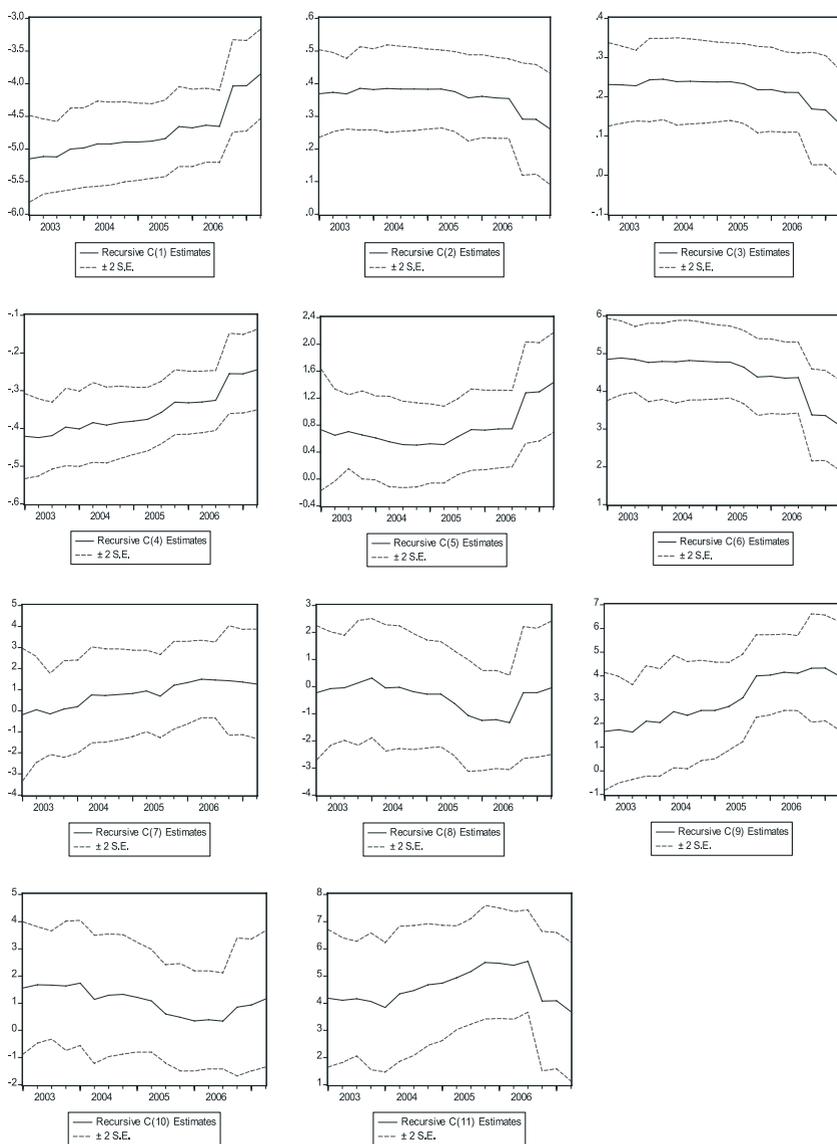


Рис. 4. Результаты проверки итогового уравнения спроса на денежный агрегат M2 на стабильность тестом Recursive Coefficients

Приложение J

Таблица 1

Результаты оценки спецификации вида:

$$m2_t = c(1) + c(2)d_1 + c(3)d_2 + c(4)d_3 + c(5)p_t + c(6)gdp_t + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: M2				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q1				
Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.870307	0.315803	-12.25543	0.0000
D1	0.300210	0.074971	4.004334	0.0007
D2	0.218678	0.065503	3.338443	0.0033
D3	-0.196843	0.051896	-3.793024	0.0011
P	1.525153	0.339196	4.496374	0.0002
GDP	2.947307	0.556791	5.293379	0.0000
DP	1.647787	1.123608	1.466515	0.1581
DP(1)	-0.169690	1.062618	-0.159690	0.8747
DP(2)	3.953963	1.006253	3.929392	0.0008
DP(3)	1.167572	1.087352	1.073776	0.2957
DP(4)	2.901829	1.214379	2.389559	0.0268
DP(5)	3.106404	1.233357	2.518657	0.0204
R-squared	0.997542	Mean dependent var		2.620565
Adjusted R-squared	0.996191	S.D. dependent var		0.829334
S.E. of regression	0.051187	Akaike info criterion		-2.826668
Sum squared resid	0.052402	Schwarz criterion		-2.277017
Log likelihood	57.22669	F-statistic		737.9734
Durbin-Watson stat	1.748091	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица 2

Результаты теста Вальда на равенство единице коэффициента при переменной цен

Wald Test:		df	Probability
Test Statistic	Value		
F-statistic	2.397009	(1, 20)	0.1372

Таблица 3

Результаты теста Жарке – Бера на «нормальность» остатков

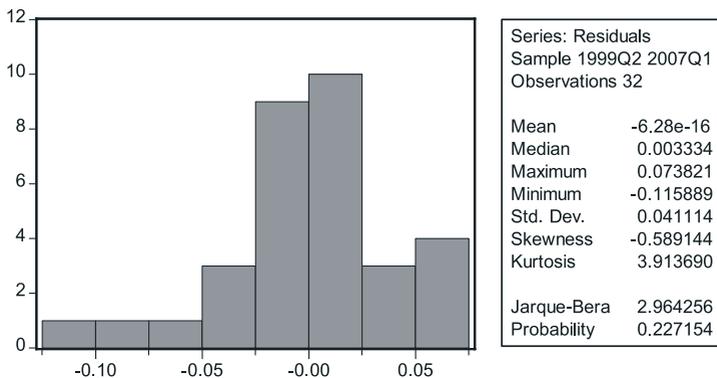


Таблица 4

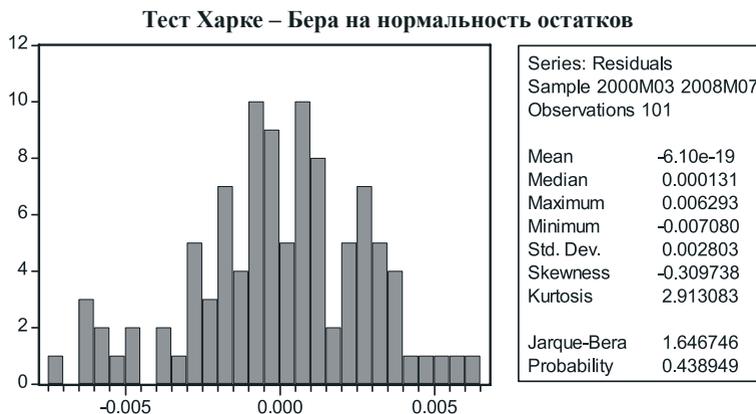
Результаты проверки автокорреляции остатков модели тестом Бройша – Годфри

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.087493	Prob. F(1,19)	0.770597

Таблица 5

Коррелограмма остатков итоговой модели

Sample: 1999Q1 2007Q4				PAC	Q-Stat	Prob
Included observations: 32						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC			
. .	. .	1	0.058	0.058	0.1163	0.733
. **	. **	2	0.241	0.238	2.2164	0.330
. .	. *	3	-0.036	-0.064	2.2655	0.519
. *	. *	4	-0.120	-0.183	2.8215	0.588
*** .	*** .	5	-0.371	-0.367	8.3708	0.137
. *	. .	6	-0.077	0.014	8.6165	0.196
. **	. .	7	-0.192	-0.009	10.228	0.176
. *	. *	8	-0.058	-0.075	10.382	0.239
. **	. **	9	0.217	0.214	12.620	0.181
. *	. **	10	-0.066	-0.227	12.833	0.233
. *	. *	11	0.069	-0.108	13.080	0.288
. *	. *	12	0.087	0.084	13.495	0.334
. *	. *	13	-0.085	-0.113	13.908	0.380
. *	. *	14	-0.137	-0.076	15.049	0.375
. .	. .	15	0.054	0.021	15.237	0.434
. **	. *	16	-0.204	-0.172	18.081	0.319



Коррелограмма остатков и тест Лунга – Бокса

Автокоррел. функция	Частная автокоррел. функция		AC	PAC	Q-статистика	Prob
.	1	-0.016	-0.016	0.0265	0.871
.* . .	.* . .	2	-0.126	-0.126	1.6878	0.430
.* . .	.* . .	3	-0.066	-0.071	2.1465	0.543
. *.	. *.	4	0.192	0.177	6.1118	0.191
. . .	.* . .	5	-0.046	-0.059	6.3449	0.274
. . .	. *.	6	0.053	0.096	6.6574	0.354
. *.	. *.	7	0.121	0.144	8.2907	0.308
.	8	-0.005	-0.030	8.2934	0.405
.*	9	-0.081	-0.023	9.0392	0.434
.	10	0.016	0.001	9.0685	0.526
. . .	.* . .	11	-0.014	-0.080	9.0913	0.613
.* . .	.* . .	12	-0.126	-0.136	1.6885	0.410
. *.	. *.	13	0.106	0.105	14.964	0.310
.	14	0.025	-0.055	15.037	0.376

Таблица 3

**ARCH LM тест на автокоррелированность остатков
(проверяемая гипотеза – отсутствие автокоррелированности)**

F-статистика	0.861	Probability	0.589
(число наблюдений)*R-squared	10.65	Probability	0.559

Таблица 4

**Тест Уайта на наличие гетероскедастичности в остатках
(проверяемая гипотеза – отсутствие гетероскедастичности)**

F-статистика	1.521	Probability	0.107
(число наблюдений)*R-squared	23.99	Probability	0.120

Таблица 5

Динамический (inf1) и статический (inf2) прогнозы инфляции (показатели RMSE, MAE, MAPE, MAE', MAPE' приведены для периода прогнозирования от марта 2003 г. до января 2009 г.)

	ИПЦ (факт,%)	inf1,%	inf2,%
1.2007	1.686	2.353	2.291
2.2007	1.094	1.503	1.107
3.2007	0.598	0.968	0.646
4.2007	0.598	0.879	0.678
5.2007	0.598	1.198	1.073
6.2007	0.995	1.154	0.892
7.2007	0.896	1.067	1.085
8.2007	0.100	0.352	0.221
9.2007	0.797	0.768	0.489
10.2007	1.587	1.303	1.298
11.2007	1.193	0.969	1.195
12.2007	1.094	1.140	1.234
1.2008	2.274	2.194	2.170
2.2008	1.193	1.110	1.224
3.2008	1.193	0.618	0.699
4.2008	1.390	0.727	1.016
5.2008	1.390	0.831	1.209
6.2008	0.995	0.570	0.950
7.2008	0.499	0.220	0.439
8.2008	0.399	-0.548	-0.367
9.2008	0.797	0.027	0.608
10.2008	0.896	0.396	0.824
11.2008	0.797	0.370	0.575

окончание Таблицы 5

	ИПЦ (факт,%)	infl, %	inf2, %
12.2008	0.698	0.844	1.038
1.2009	2.372	2.228	2.171
Root mean squared error		0.0034	0.0028
Mean absolute error		0.0027	0.0022
Mean abs. Percent error		37,9%	31,9%

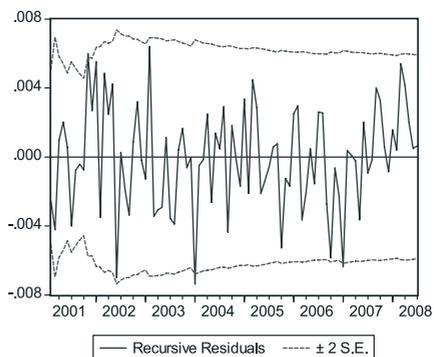


Рис. 1. Результаты проверки итоговой модели инфляции на стабильность тестом Recursive Residuals

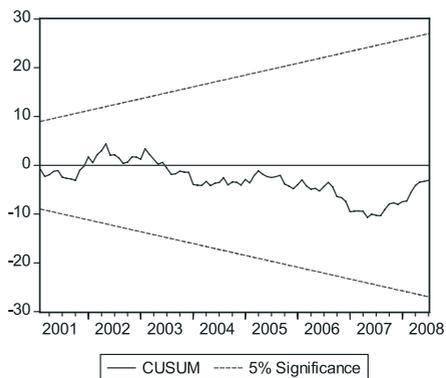


Рис. 2. Результаты проверки итоговой модели инфляции на стабильность тестом CUSUM

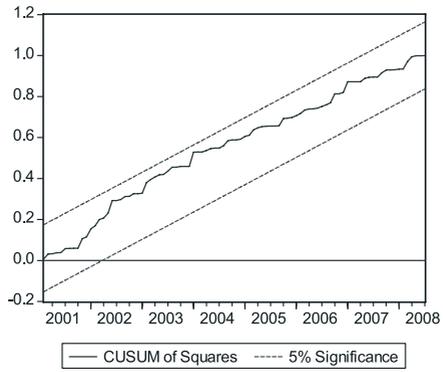


Рис. 3. Результаты проверки итоговой модели инфляции на стабильность тестом CUSUM of Squares

Институтом экономики переходного периода с 1996 года издается серия “Научные труды”. К настоящему времени в этой серии вышло в свет более 100 работ.

**Последние опубликованные работы
в серии “Научные труды”**

№ 135Р Турунцева М., Киблицкая Т. *Качественные свойства различных подходов к прогнозированию социально-экономических показателей РФ.* 2010

№ 134Р Казакова М., Кнобель А., Соколов И. *Качество администрирования НДС в странах ОЭСР и России. Реформирование российской системы взимания налога.* 2010

№ 133Р Трунин П., Князев Д., Сатдаров А. *Анализ независимости центральных банков РФ, стран СНГ и Восточной Европы.* 2010

№ 132Р Стародубровская И., Миронова Н. *Муниципальная реформа в республиках Южного федерального округа.* 2010.

№ 131Р Золотарева А., Киреева А., Шаталов С. *Правовое регулирование международных сделок с интеллектуальной собственностью.* 2010.

№ 130Р Коллектив авторов. *Моделирование временной структуры процентных ставок по российским государственным облигациям в 2000–2008 гг.* 2009.

№ 129Р Казакова М., Синельников-Мурылев С., Кадочников П. *Анализ структурной и конъюнктурной составляющих налоговой нагрузки в российской экономике.* 2009.

№ 128Р Коллектив авторов. *Анализ возможности возникновения “пузыря” на российском рынке недвижимости.* 2009.

Для заметок

Для заметок

Для заметок

Дробышевский Сергей Михайлович
Кузьмичева Галина Владимировна
Синельникова Елена Владимировна
Трунин Павел Вячеславович

**Моделирование спроса на деньги в российской
экономике в 1999–2008 гг.**

Редакторы: Н. Главацкая, А. Шанская
Корректор: Н. Андрианова
Компьютерный дизайн: Е. Немешаева

Подписано в печать 12.05.2010
Тираж 300 экз.

125993, Москва, Газетный пер., 5
Тел. (495) 629–6736
Факс (495) 697–8816
www.iet.ru
E-mail: info@iet.ru

ISBN 978-5-93255-287-2



9 785932 552872