

Институт экономической политики имени Е.Т. Гайдара

Научные труды № 157Р

Е. Синельникова-Мурылева

**Инновации в сфере денежных платежей
и спрос на деньги в России**

Издательство
Института Гайдара
Москва / 2011

УДК 336.74(470+571)
ББК 65.262.6(2Рос)

C38 Синельникова-Мурылева, Елена Владимировна.
Инновации в сфере денежных платежей и спрос на деньги в России /
Е. Синельникова-Мурылева – М.: Издательство Ин-та Гайдара, 2011. –
224 с.: ил. – (Научные труды / Ин-т эконом. политики им. Е.Т. Гайдара;
№ 157Р). – ISBN 978-5-93255-330-5.
Агентство СІР РГБ

Работа посвящена анализу спроса на деньги в России в период с 1995 по 2010 г., в том числе исследуется вопрос о том, оказывает ли использование платежных карт населением России значимое влияние на спрос на наличные деньги. Полученные результаты свидетельствуют о том, что денежный агрегат M1 может быть использован в качестве инструмента при проведении денежно-кредитной политики.

E. Sinelnikova-Muryleva

Innovations in the sphere of payments and the money demand in Russia
This publication deals with the money demand in Russia from 1995 through 2010. Specifically, the work addresses the issue whether the use of payment cards has a significant impact on the money demand. The results indicate that the monetary aggregate M1 can be a tool in conducting monetary policy.

JEL Classification: E41, E42, C22.

УДК 336.74(470+571)
ББК 65.262.6(2Рос)

ISBN 978-5-93255-330-5

© Институт Гайдара, 2011

Содержание

Введение	5
Глава 1. Основные подходы к анализу спроса на деньги	7
§ 1. Модели наличной оплаты (cash-in-advance)	9
§ 2. Деньги в функции полезности (money-in-utility)	11
§ 3. Деньги как промежуточный товар, или модели совершения покупок (money as intermediate good or shopping-time model)	17
§ 4. Трансакционные издержки, или издержки ликвидности (transactions or liquidity costs)	21
§ 5. Функциональная эквивалентность	22
§ 6. Эконометрическое оценивание спроса на деньги	24
Глава 2. Платежные инновации и спрос на деньги	48
§ 1. Инновации в сфере денежных платежей и их экономические последствия	48
§ 2. Теоретические модели влияния технологии платежей на спрос на деньги	77
§ 3. Эмпирические исследования влияния технологии платежей на спрос на деньги	88
Глава 3. Моделирование спроса на деньги в российской экономике	109
§ 1. Постановка задачи	109
§ 2. Описание используемых данных	111
§ 3. Анализ стационарности временных рядов	120
§ 4. Оценка модели спроса на деньги	130
§ 5. Результаты исследования	151
Глава 4. Моделирование спроса на деньги в российской экономике с учетом инноваций в сфере денежных отношений	156
§ 1. Постановка задачи и описание входящих данных	156
§ 2. Оценка модели спроса на деньги	165

Заключение.....	182
Список литературы	186
Приложения	196
Приложение А.....	196
Приложение В.....	207
Приложение С.....	216

Введение

Существование стабильной функции спроса на деньги является важной предпосылкой проведения эффективной монетарной политики. Значительная часть теоретических и эмпирических исследований свидетельствует о существовании в развитых странах стабильных функций спроса на деньги, что позволяет использовать денежный агрегат в качестве промежуточной цели монетарной политики. Актуальность исследования спроса на деньги в России объясняется тем, что при реализации денежно-кредитной политики необходимо понимать, насколько стабильна функция спроса на деньги, т.е. можно ли рассматривать агрегаты денежной массы в качестве надежных инструментов монетарной политики в России.

К отдельной сфере исследований можно отнести работы, анализирующие спрос на денежные агрегаты с учетом институциональных изменений в сфере денежных платежей. Появление и распространение платежных инноваций в России приводит к необходимости анализа их влияния на денежные процессы.

В нашем предшествующем исследовании по данной тематике¹ основное внимание уделялось поиску стабильной функции спроса на деньги в России в посткризисный период (1999 – первая половина 2008 г.) и определению факторов, влияющих на спрос на деньги в России. В проведенном исследовании оценена стабильная спецификация спроса на денежный агрегат М1 как функция от реального ВВП и процентной ставки. Нам также удалось выявить функцию спроса на денежный агрегат М2, которая, однако, была нестабильна. Полученные результаты позволили говорить о том, что денежный

агрегат M1 (как мера трансакционного спроса на деньги) предпочтительнее других агрегатов в качестве промежуточной цели монетарной политики.

В настоящей работе автор ставит перед собой две основные цели. Первая состоит в ответе на вопрос, в какой степени стабильны рассмотренные в работе функции спроса на деньги в России, оцененные на наиболее длинном ряду наблюдений, доступном для исследования (1995–2010 гг.). Другими словами, существует ли неизменная во времени связь между денежными агрегатами и основными макроэкономическими показателями – выпуском, ценами, процентом. Вторая цель работы определяется влиянием изменения технологии платежей на спрос на деньги. Выделить единый показатель изменения технологии платежей не представляется возможным. Для России некоторые платежные инновации на сегодняшний день недостаточно развиты или отсутствуют. По этой причине в работе будет подробнее изучен вопрос, связанный со все возрастающим распространением в России банковских карт, являющихся близким субститутom наличных денег. В связи с этим мы хотим выяснить, оказывает ли использование платежных карт населением России значимое влияние на спрос на наличные деньги. Положительный ответ на этот вопрос будет свидетельствовать о необходимости учета денежными властями платежных инноваций при проведении монетарной политики.

Работа имеет следующую структуру. В *главе 1* представлен обзор теоретических работ, отвечающих современному взгляду на спрос на деньги: уравнение спроса на деньги рассматривается как отдельный блок динамических моделей общего равновесия, а также приведен исторический обзор проблем и методов эмпирического анализа спроса на деньги. *Глава 2* посвящена вопросу выявления взаимосвязи платежных инноваций и спроса на деньги, а также проблеме экономических последствий платежных инноваций с точки зрения проведения денежно-кредитной политики. В данной главе приводится обзор некоторых теоретических работ и эмпирических исследований спроса на деньги с учетом инноваций в сфере денежных платежей. В *главах 3 и 4* содержится непосредственно исследовательская часть работы. *Глава 3* посвящена поиску традиционного стабильного уравнения спроса на деньги в России на максимально длинной выборке, охватывающей кризисы 1998 г. и 2008–2009 гг. В *главе 4* обсуждаются различные спецификации функции спроса на наличные деньги в России с учетом инноваций в сфере розничных платежей. В *заключении* приводятся основные итоги исследования.

Глава 1. Основные подходы к анализу спроса на деньги

Значительная часть проводимых в настоящее время макроэкономических исследований опирается на динамические модели общего равновесия (dynamic stochastic general equilibrium, DSGE). При этом макроэкономические модели DSGE строятся с использованием микроэкономических предпосылок. Основой рассматриваемого подхода является включение случайной составляющей в традиционные модели. Исторически макроэкономика динамических моделей общего равновесия развивалась из теории реальных бизнес-циклов и неоклассической теории. Подход на основе DSGE также учитывает кейнсианскую и новокейнсианскую теории, делая акцент на изучении микроэкономических основ негибкости цен. В рамках макроэкономики динамического общего равновесия рационально действующие экономические агенты в каждый момент времени решают свои оптимизационные задачи при некоторых ограничениях, и, как следствие, экономика всегда находится в краткосрочном или долгосрочном равновесии. Модели динамического общего равновесия являются межвременными и впередсмотрящими, так как на выбор агента влияют в том числе ожидания. Соответствующее решение находится из задачи динамической оптимизации.

Отправной точкой макроэкономики динамического общего равновесия является модель Рамсея (*Ramsey, 1928*), описывающая оптимизационную задачу репрезентативного агента. Начало новому подходу, учитывающему стохастическую составляющую, положили ра-

боты Лукаса (*Lucas, 1975*), Кидланда и Прескотта (*Kydland, Prescott, 1982*), а также Лонга и Плоссера (*Long, Plosser, 1983*).

Понятие спроса на деньги – ключевая составляющая многих макроэкономических теорий. Традиционно полагается, что агенты хранят положительные кассовые остатки, потому что деньги снижают трансакционные издержки, являются средством сбережения и расчетной единицей. Однако наличие денег на руках у агента сопряжено с реальными издержками вследствие инфляционного налога. Существование спроса на деньги объясняется в рамках теории Кейнса (*Keynes, 1936*), моделей Баумоля–Тобина (*Baumol, 1952; Tobin, 1956*), Валена (*Whalen, 1966*). Однако слабым звеном этих моделей является тот факт, что они рассматривали не полную оптимизационную задачу потребителя, а только некоторые элементы его поведения. Ниже мы рассмотрим ряд микроэкономических моделей, которые дают обоснование понятия спроса на деньги и могут быть встроены в динамическую модель общего равновесия.

Можно выделить несколько микроэкономических подходов. Первый предполагает введение в модель поведения агента трансакционных издержек, которые приводят к возникновению спроса на деньги. Источником таких издержек может выступать требование, согласно которому деньги должны использоваться для совершения определенных видов сделок (*Clower, 1967*). Кроме того, можно предположить, что деньги и время могут быть объединены для производства трансакционных услуг, необходимых для получения потребительских товаров, или что прямой бартер сопряжен с издержками (*Kiyotaki, Wright, 1989*). Второй подход основан на том, что деньги непосредственно приносят полезность и поэтому включаются в функцию полезности агента в качестве одного из ее аргументов (*Sidrauski, 1967*). В основе третьего подхода лежит идея о том, что деньги являются обычным активом, используемым для перераспределения ресурсов во времени (*Samuelson, 1958*). При этом рассматривается модель, в которой жизнь агента разделена на два периода: в первом агент работает и получает зарплату, а во втором – находится на пенсии и не получает денежный доход. В обоих периодах агенту необходимо потреблять некие товары, однако эти товары являются портящимися, т.е. не могут быть использованы в следующем периоде. Решением проблемы становятся деньги, при помощи которых агент перераспределяет потребление во времени.

§ 1. Модели наличной оплаты (cash-in-advance)

Начнем рассмотрение моделей спроса на деньги с наиболее простого подхода, основанного на предположении о том, что все товары и услуги в экономике могут быть приобретены только за наличные деньги и оплата осуществляется непосредственно в момент совершения сделки. Этот подход был предложен Кловвером (*Clower, 1967*) и позднее развит Градмонтом и Юнсом (*Grandmont, Younes, 1972*). Мы будем следовать работе Лукаса (*Lucas, 1980*), в которой исследуется транзакционный спрос на деньги в наиболее простой версии модели общего равновесия. Анализ начинается с рассмотрения экономики, включающей бесконечное число одинаковых агентов. Каждый агент в каждом периоде наделен одной единицей труда, к которой неприменимо понятие отрицательной полезности. Эта единица труда приносит u единиц потребительского товара, который не может быть сохранен от одного периода к другому. Предпочтения относительно последовательности потребления во времени $\{c_t\}$, $c_t \geq 0$ имеют вид

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t), \quad (1)$$

где $0 < \beta < 1$, а U ограничена, дважды дифференцируема и $U'(\bullet) > 0$, $U''(\bullet) < 0$. В случае рассмотрения только ситуаций, когда одинаковые агенты ведут себя идентично, оптимальным распределением будет $c_t = u$ для любых t .

Чтобы обосновать необходимость какого-либо монетарного устройства (отличного от модели натурального хозяйства, в которой агенты потребляют собственный продукт u), Лукас предлагает переписать модель для множества товаров следующим образом. Исходный товар может иметь n цветов. Причем единицы товара каждого цвета производятся в соответствии с описанной выше технологией: одна единица труда приносит u единиц товара любого цвета. В этом случае потребление является вектором $(c_1, \dots, c_n)$, где c_{it} – потребление товара цвета i в момент времени t . Пусть функция полезности в текущий момент времени имеет вид

$$V(c_1, \dots, c_n) = U \left[\prod_{i=1}^n \left(\frac{c_i}{\alpha_i} \right)^{\alpha_i} \right],$$

где U обладает выписанными выше свойствами, а $\sum_i \alpha_i = 1$, $\alpha_i > 0$ для

любого i . Пусть $c = \sum_i c_i$. Поскольку рассматриваемая нами производственная функция имеет постоянную отдачу от масштаба, для равновесия требуется равенство единице относительных цен между всеми товарами. При таких ценах потребители станут выбирать цветные пропорции $\frac{c_i}{c} = \alpha_i$ для всех i и будет выполняться $V(c_1, \dots, c_n) = U(c)$.

Также логичным является положение о том, что у всех агентов будут одинаковые α -веса.

Теперь предположим, что каждый агент является домохозяйством, состоящим из двух человек: первый – покупатель – все свое время тратит на совершение покупок, а второй – производитель – занимается производством товара одного цвета. Производство и продажа проходят в разных (в пространственном отношении) местах. Согласно модели, производитель каждый день работает в одном и том же магазине, в то время как покупатель переходит из магазина в магазин, приобретая комбинацию товаров, определяемую α . Равновесие требует, чтобы продукт труда рабочего (y) был равен суммарным расходам покупателя во всех n магазинах. Отвечая на вопрос о том, что обеспечивает существование равновесия и препятствует тому, чтобы покупатель приобретал товаров больше, чем изготовил производитель, Лукас предлагает следующий пример. Предположим, что каждый из n ($n=101$) магазинов хранит информацию о приобретениях каждого покупателя и непрерывно уведомляет другие магазины об объеме *кредита*, который был отпущен покупателю. Тогда, предполагая, что продолжительность рабочего дня составляет 8 часов, а время, необходимое для обмена информацией о каждой транзакции равно 6 секундам, оказывается, что деятельность по передаче информации будет полностью занимать рабочее время производителя ($((n-1)^2 \cdot 6 / (60)^2 = 16\frac{2}{3}$ часа) и на само производство времени оставаться не будет. Соответствующие транзакционные издержки могут быть сведены практически к нулю при помощи введения наличных денег. Такое монетарное решение вовлекает людей в своего рода социальное соглашение, в соответствии с которым, если агенты принимают практику использования денег, в собственных интересах любого агента последовать общему примеру.

Пусть предложение денег M постоянно. Формальное определение монетарного равновесия выводится через функцию $v(m)$, которая является целевой функцией (1) для действующего оптимальным образом агента, начинающего текущий период с номинальными балансами в размере m . Функция v отвечает задаче

$$v(m) = \max_{c, m' \geq 0} \{U(c) + \beta v(m')\} \quad (2)$$

при ограничениях

$$m' = m - pc + py \quad (3)$$

$$m \geq pc, \quad (4)$$

где p – постоянный равновесный уровень цен, c – текущее потребление товаров, а m' – балансы на конец периода. Уравнение (3) является стандартным бюджетным ограничением, а условие (4) – ограничение непосредственной оплаты, обсуждавшееся выше. Определение равновесия в экономике с определенностью задается автором как число $p \geq 0$ и непрерывно ограниченная функция v такие, что:

1) при заданном p функция v удовлетворяет условиям (2)–(4), т.е. агент ведет себя оптимально;

2) $(c, m') = (y, M)$ достигает $v(M)$ – условие равенства предложения денег спросу на деньги.

Единственным таким равновесием является $p = M/y$ и $v(M) = u(y)/(1-\beta)$. Каждое домохозяйство в каждом периоде тратит все свои текущие денежные балансы M на товары, пополняя наличные запасы выплатами производителю, совершаемыми в конце периода.

Киётаки и Райт (*Kiyotaki, Wright, 1989*) анализируют экономику, в которой агенты специализируются на производстве и потреблении товаров. Агенты случайным образом встречаются на рынке. Это означает, что торговые сделки должны быть двусторонними и удовлетворять обе стороны. Как следствие, некоторые товары эндогенно становятся средством обмена, т.е. в экономике появляются товарные деньги. Далее формально показывается, что введение бумажных денег в экономику однозначно повышает благосостояние индивидов.

§ 2. Деньги в функции полезности (money-in-utility)

В рассматриваемом классе моделей предполагается, что домохозяйства получают пользу от денег, включая реальные денежные остатки непосредственно в качестве аргумента в функцию полезности. Данный метод был предложен Сидрауски (*Sidrauski, 1967*). В то же время более раннее обсуждение моделей денег в функции полезности можно найти в работе Патинкина (*Patinkin, 1965*). Базовой экономической единицей рассматриваемой модели является репрезентативная семья. Ее благосостояние в любой момент времени описывается неизменной во времени функцией полезности вида:

$$U_t = U(c_t, z_t), \quad (5)$$

где c_t – поток реального потребления в единицу времени, а z_t – поток услуг, полученных от реальных денег на руках, в единицу времени. Для упрощения предполагается, что поток услуг пропорционален реальному денежному запасу и коэффициент пропорциональности равен единице:

$$z_t = m_t = M_t / p_t N_t, \quad (6)$$

где M_t – объем номинальных наличных денег на руках у экономической единицы, N_t – число индивидов в одной семье, а p_t – цена (в денежном выражении) единственного производимого в экономике продукта. Таким образом, функция полезности (5) может быть переписана в виде:

$$U_t = U(c_t, m_t). \quad (7)$$

Для того чтобы гарантировать существование монетарного равновесия в модели, часто вводится дополнительное предположение следующего характера: для любого уровня потребления c существует

конечный уровень $\bar{m} > 0$ такой, что $u_m(c, m) \leq 0$ для всех $m > \bar{m}$. Это условие означает, что предельная полезность денег при высоких значениях реальных кассовых остатков становится отрицательной. В то же время это условие не является необходимым условием существования равновесия. Уолш (Walsh, 2003) отмечает, что одна из часто используемых функций полезности $u(c, m) = \log c + b \log m$ не удовлетворяет данному условию, поскольку $u_m = b/m > 0$ для любых конечных m .

Рассматриваемая функция полезности строго вогнута и дважды непрерывно дифференцируема; оба товара (c и m) не являются инфериорными благами. Суммарное благосостояние в каждый конкретный момент времени может быть представлено следующим функционалом:

$$W = \int_0^{\infty} [U(c_t, m_t)] e^{-\delta t} dt, \quad (8)$$

где $\delta > 0$ субъективная ставка межвременных предпочтений конкретной семьи.

В каждый момент времени экономический агент сталкивается с двумя ограничениями. Первое – в виде запасов – требует, чтобы суммарный запас реального материального богатства был разделен между капиталом (k) и реальными наличными остатками (m), т.е.

$$a_t = k_t + m_t. \quad (9)$$

Второе ограничение – в виде потоков – требует, чтобы в каждый момент времени t валовый располагаемый доход был равен сумме потребления (c) и сбережений (s). Предположим, что производственная функция линейно однородна, тогда с помощью капитала производится $y(k_t)$ единиц выпуска. Мы получаем, что

$$y(k_t) + v_t = c_t + s_t, \quad (10)$$

где v_t – реальная величина чистых трансфертов, получаемых экономическим агентом от государства. В свою очередь, реальные валовые сбережения равны сумме валового накопления капитала (i) и валового приращения реальных кассовых остатков на руках у агента (x), т.е.

$$s_t = i_t + x_t. \quad (11)$$

При этом

$$\dot{i}_t = \dot{k}_t + (u + n)k_t \quad (12)$$

и

$$\dot{x}_t = \dot{m}_t + (\pi_t + n)m_t, \quad (13)$$

где $\dot{k}_t$ – прирост капитала, uk_t – возмещение выбывшего капитала, nk_t – накопление, необходимое для обеспечения новых членов семьи капиталом на уровне запаса капитала у старых членов экономической единицы (u – норма амортизации, n – темп роста числа индивидов в семье), π_t – ожидаемое изменение уровня цен.

Ограничение (10) может быть переписано в виде

$$y(k_t) + v_t - (\pi_t + n)m_t - (u + n)k_t - \dot{m}_t - \dot{k}_t - c_t = 0. \quad (14)$$

Дифференцирование условия (9) по времени и подстановка полученного выражения в (14) приводит к следующему результату:

$$\dot{a}_t = y(k_t) + v_t - (\pi_t + n)m_t - (u + n)k_t - c_t. \quad (15)$$

Уравнения (9) и (15) являются ограничениями в терминах запасов и потоков, которые при заданном начальном условии (a_0) и заданных величинах u , n , π_t и v_t позволяют получить решение для потребления и денежных накоплений, при которых достигается максимум функции (8). Для решения поставленной задачи и нахождения функций спроса предлагается введение новой функции

$$I = \int_0^{\infty} \left\{ U(c_t, m_t) + \lambda_t \left[y(k_t) + v_t - (\pi_t + n)m_t - \right. \right. \\ \left. \left. - (u + n)k_t - c_t - \dot{a}_t \right] + q_t [a_t - k_t - m_t] \right\} e^{-\delta t} dt, \quad (16)$$

где λ_t и q_t – множители Лагранжа. Условия оптимальности задаются уравнениями Эйлера (17)–(20) и условием трансверсальности (21):

$$U_c(c_t, m_t) = \lambda_t \quad (17)$$

$$U_m(c_t, m_t) = \lambda_t(\pi_t + r_t + n) \quad (18)$$

$$y'(k_t) - (u + n) = r_t \quad (19)$$

$$\frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t} = \delta - r_t \quad (20)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} a_t \lambda_t e^{-\delta t} = 0, \quad (21)$$

где $r_t = q_t / \lambda_t$.

Задача сводится к нахождению траекторий изменения эндогенных переменных c_t , m_t , k_t , a_t , λ_t и r_t , удовлетворяющих начальным условиям и условиям (9), (15), (17)–(21).

Уравнения (17) и (18) позволяют получить выражения для спроса на товар и реальные деньги как функции неявной цены потребления, неявной процентной ставки и ожидаемого изменения уровня цен:

$$c = c^0(\lambda, r, \pi) \quad (22)$$

$$m = m^0(\lambda, r, \pi), \quad (23)$$

а функцию спроса на реальный капитал можно получить из уравнения (19):

$$k = k^0(r). \quad (24)$$

Условие (11) позволяет определить скрытую процентную ставку как функцию запаса богатства, скрытой цены потребления и ожидаемой инфляции:

$$a = k^0(r) + m^0(\lambda, r, \pi), \quad (25)$$

а именно:

$$r = r(a, \lambda, \pi). \quad (26)$$

Подставив полученное условие в уравнения (22)–(24), получим функции спроса на товар, капитал и реальные наличные деньги, зависящие от материального богатства, неявной цены потребления и ожидаемого изменения уровня цен:

$$c = c'(a, \lambda, \pi) \quad (27)$$

$$m = m'(a, \lambda, \pi) \quad (28)$$

$$k = k'(a, \lambda, \pi). \quad (29)$$

Для заданных значений ожидаемой инфляции и государственных трансфертов дифференциальные уравнения (15) и (19) определяют траектории скрытой цены потребления и запаса богатства¹. Для заданных начальных условий на запас активов a_0 существует единственная траектория изменения a и λ , удовлетворяющая уравнениям Эйлера (17)–(20), ограничениям (9) и (15) и условию трансверсальности (21). Для каждого суммарного запаса богатства существует единственное значение λ , определяющее оптимальное распределение богатства между капиталом и реальными деньгами и распределение потока доходов между потреблением и чистыми сбережениями. Сидрауски также замечает, что изменение ожидаемой инфляции или реальной величины трансфертов отразится на оптимальной траектории множителя λ , т.е.

$$\lambda = \lambda(a, \pi, v). \quad (30)$$

Подставив (30) в уравнения (27)–(29), мы получим функции спроса на товар, реальные деньги и капитал, зависящие от суммарного

¹ Пара (a^*, λ^*) является седловой точкой при всех $\pi \geq \pi$.

богатства, ожидаемой инфляции и чистых государственных трансфертов частному сектору:

$$c = c(a, \pi, v) \quad (31)$$

$$m = m(a, \pi, v) \quad (32)$$

$$k = k(a, \pi, v). \quad (33)$$

Характерной чертой моделей наличной оплаты часто является нечувствительность спроса на деньги к процентной ставке. В моделях *деньги в функции полезности* могут быть введены альтернативные издержки хранения денег в виде неполученного процентного дохода (или инфляции, как это сделано в оригинальной модели). Это приводит к тому, что спрос на деньги зависит от процента, а экономические агенты стремятся оптимизировать имеющиеся у них на руках денежные запасы. Следуя Уолшу (Walsh, 2003), рассмотрим следующую функцию полезности, характеризующуюся постоянной эластичностью замещения (CES-функцию): $u(c_t, m_t) = [ac_t^{1-b} + (1-a)m_t^{1-b}]^{\frac{1}{1-b}}$,

где $0 < a < 1$ и $b > 0$, $b \neq 1$. Тогда $\frac{u_m}{u_c} = \left(\frac{1-a}{a}\right) \left(\frac{c_t}{m_t}\right)^b$, откуда функция

спроса на деньги будет иметь вид: $m_t = \left(\frac{1-a}{a}\right)^{\frac{1}{b}} \left(\frac{i}{1+i}\right)^{-\frac{1}{b}} c_t$. В

более общепринятой логарифмической форме такая спецификация была использована в работе Голдфельда и Сичела (Goldfeld, Sichel,

1990): $\log \frac{M_t}{P_t N_t} = \frac{1}{b} \log \left(\frac{1-a}{a}\right) + \log c - \frac{1}{b} \log \frac{i}{1+i}$. Эластичность

спроса на деньги по проценту $\left(\gamma_t = \frac{i_t}{1+i_t}\right)$ в этом случае равна $1/b$.

Отметим также, что в случае $b \rightarrow \infty$ функция спроса на деньги имеет вид ограничения в рамках моделей наличной оплаты, т.е. $b = c$. Если $b = 1$, то функция полезности трансформируется в функцию Кобба–Дугласа $u(c_t, m_t) = c_t^\alpha m_t^{1-\alpha}$, а соответствующие эластичности спроса на деньги по потреблению (доходу) и альтернативной стоимости хранения денег γ_t равны единице.

Однако непосредственное включение денег в функцию полезности

может вызывать определенные сомнения относительно того, что именно *деньги* сами по себе приносят пользу агенту, а не *услуги*, которые предоставляются деньгами¹. Эта проблема может быть решена путем косвенного включения денег (точнее, услуг ликвидности, предоставляемых деньгами) в функцию полезности через бюджетное ограничение. В качестве последнего можно использовать уже рассмотренное нами ограничение типа наличной оплаты, подразумевающее, что потребление агента в некотором периоде не может превышать запас его реальных денег на начало этого периода (см. условие (4)). Такое лимитирование покупок агента является крайне нереалистичным. Дополнительное ограничение моделей наличной оплаты связано с тем, что в них предполагается единичная скорость обращения дохода. Эта проблема была решена в работе Гуидотти (*Guidotti, 1993*). Ниже мы рассмотрим более широкий подход, построенный на ином типе бюджетного ограничения и впервые введенный Сэйвингом (*Saving, 1971*).

§ 3. Деньги как промежуточный товар, или модели совершения покупок (money as intermediate good or shopping-time model)

Существование денег может объясняться их способностью *экономить* время, необходимое для совершения покупок². С этой точки зрения деньги можно рассматривать в качестве промежуточного товара, используемого для снижения времени покупок. Соответствующие рассуждения приводит Сэйвинг (*1971*). Далее мы разберем модель совершения покупок на основании статьи МакКаллума и Гудфренда (*McCallum, Goodfriend, 1988*)³. Рассмотрим индивида, максимизирующего функцию полезности на бесконечном временном горизонте:

$$U = u(c_t, l_t) + \beta u(c_{t+1}, l_{t+1}) + \beta^2 u(c_{t+2}, l_{t+2}) + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(c_{t+i}, l_{t+i}), \quad (34)$$

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

¹ Рассуждения в пользу моделей денег в функции полезности можно найти в *Poterba, Rotemberg (1986)*.

² См. (*McCallum, 1989, McCallum, Goodfriend, 1988, Croushore, 1993, Correia, Teles, 1996, Hueng, 1999*).

³ Эта модель уже была рассмотрена в нашей предшествующей работе (*Дробышевский и др., 2010*). Здесь мы повторяем ее изложение.

межвременной выбор. В каждый момент времени аргументами функции полезности являются потребление (c_t) и переменная досуга (l_t).

Производственная технология определяется запасом капитала в предыдущий момент времени и имеет вид:

$$y_t = f(k_{t-1}). \quad (35)$$

Переменная труда не входит в производственную функцию, поскольку предложение труда предполагается абсолютно неэластичным. Помимо фиксированного времени, затрачиваемого на работу, у агента в каждом периоде есть единица времени, которую он распределяет между досугом и совершением покупок. Совершение покупок домохозяйством требует временных затрат, которые уменьшают время досуга:

$$s_t = 1 - l_t. \quad (36)$$

При этом

$$s_t = \psi(c_t, m_t), \quad (37)$$

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

(отношение номинального объема денежной массы к уровню цен). Кроме денег и капитала агенту доступен третий вид актива – облига-

ции: $b_t = \frac{B_t}{P_t}$, доходность которых равна R_t .

Бюджетное ограничение агента в момент времени t записывается как:

$$\begin{aligned} f(k_{t-1}) + v_t &\geq c_t + k_t - k_{t-1} + m_t - \\ &- (1 + \pi_t)^{-1} m_{t-1} + (1 + R_t)^{-1} b_t - (1 + \pi_t)^{-1} b_{t-1}, \end{aligned} \quad (38)$$

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

$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$ – уровень инфляции.

Совмещая условия (34), (36) и (37), получим функцию полезности, зависящую от величины реальных денег:

$$U = \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(c_{t+i}, 1 - \psi(c_{t+i}, m_{t+i})). \quad (39)$$

Решение задачи (39) при ограничении (38) позволяет в общем виде получить функцию спроса на деньги:

$$m_t = \mu(k_{t-1}, m_{t-1}, b_{t-1}, v_t, v_{t+1}, \dots, R_t, R_{t+1}, \dots, \pi_t, \pi_{t+1}, \dots). \quad (40)$$

Переменные с индексами $t+1, t+2, \dots$ отражают ожидания агента. Мы видим, что спрос на деньги зависит от капитала (показателя выпуска), доходности по альтернативным деньгам активам и ряда других факторов.

В качестве иллюстрации приведем следующие примеры. МакКаллум (*McCallum, 1989*) вводит функцию полезности вида Кобба–Дугласа: $U(c_t, l_t) = c_t^\alpha l_t^{1-\alpha}$, а также время досуга как функцию оборачиваемости потребления: $l_t = (m_t/c_t)^a$, где $0 < \alpha, a < 1$. Это приводит к спросу на деньги вида:

$$m_t = \frac{a(1-\alpha)}{\alpha - a(1-\alpha)} c_t \left(1 + \frac{1}{R_t} \right). \quad (41)$$

Логарифмирование обеих частей уравнения (41) приводит к линейной функции спроса на деньги: $\ln m_t = \phi_0 + \ln c_t - \ln \frac{R_t}{1 + R_t}$, где

ϕ_0 – постоянная величина. Данная модель предполагает единичные эластичности спроса на деньги по потреблению и процентной ставке.

Если предположить, следуя Викаксу (*Wickens, 2008*), что функция полезности агента имеет логарифмически-линейную форму, т.е. $U(c_t, l_t) = \ln c_t + \eta \ln l_t$, а время, необходимое для совершения поку-

пок, имеет вид $s_t = \psi \frac{c_t}{m_t}$, то спрос на реальные деньги будет равен:

$$m_t = c_t \left[\frac{\psi \eta (s_t / l_t)}{1 - \psi \eta (s_t / l_t)} \right] R_t^{-1}.$$

В обоих случаях спрос на деньги положительно зависит от объема совершаемых трансакций (потребления) и отрицательно зависит от ставки процента. Кроме того, на спрос на деньги положительно влияет рост времени, затрачиваемого на совершение покупок, относительно времени досуга ($\partial m_t / \partial (s_t / l_t) > 0$), так как деньги снижают издержки осуществления покупок. По сравнению с моделями налич-

ной оплаты и моделями денег в функции полезности необходимость тратить время на покупки приведет к сокращению времени на отдых и, возможно, работу. Как следствие, это приводит к снижению дохода и потребления. Викенс отмечает, что возросшее в последние годы число покупок онлайн, часто совершаемых при помощи банковских карт, способствует снижению как времени, затрачиваемого на покупки, так и спроса на наличные деньги. В то же время весьма вероятно, что объем широких денег возрастет благодаря увеличению долга, связанного с кредитными картами¹. Подробнее проблема влияния инноваций в сфере денежных платежей на спрос на деньги будет рассмотрена в *главе 2* данной работы.

¹ Подробнее о рассмотренных подходах см. (Walsh, 2003).

§ 4. Трансакционные издержки, или издержки ликвидности (transactions or liquidity costs)

До настоящего момента нами были рассмотрены различные подходы, объясняющие существование спроса на деньги. Первый из них основан на том, что деньги необходимы для совершения сделок. Согласно второму подходу, деньги в качестве прокси для услуг ликвидности *непосредственно* включаются в функцию полезности. Третий подход также основан на включении денег в функцию полезности – косвенно – через увеличение времени досуга вследствие снижения времени, необходимого для покупок. Предположим теперь, что совершение сделок (с целью дальнейшего потребления) сопряжено с *реальными* ресурсными издержками и что использование денег может снизить эти издержки. Следуя Брокку (Brock, 1974), совершение сделок требует приложения труда, и затраты труда могут быть представлены в виде функции $g(c, m)$, определяемой потреблением и денежным запасом. Тогда стандартная функция полезности $u(c, l)$, зависящая от потребления и труда, может быть представлена в виде функции $u[c, l + g(c, m)]$. Другое предположение состоит в том, что не весь купленный товар непосредственно потребляется: некоторая его часть отводится на трансакционные цели, т.е. $x = c + h(c, m) \equiv H(c, m)$, откуда $c = q(x, m)$, а $u(c) = u[q(x, m)]$.

Мы будем следовать работе Фиенстры (Feenstra, 1986), который анализирует поведение индивида, принимающего решения о распределении потребления и сбережений во времени. В периоде t полезность агента равна $U(c_t)$, где c_t – потребление. Функция полезности обладает стандартными свойствами $U' > 0$ и $U'' \leq 0$. Обозначим реальные объемы облигаций и денег на руках у агента в момент времени t через b_t и m_t соответственно. Тогда задача потребителя сводится к выбору c_t , $m_t \geq 0$, и b_t , удовлетворяющих задаче

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t U(c_t) \quad (42)$$

при бюджетном ограничении

$$c_t + \phi(c_t, m_t) + b_t + m_t = w_t + [(1 + i_{t-1})b_{t-1} + m_{t-1}](p_{t-1}/p_t), \quad (43)$$

где $0 < \delta < 1$. Правая сторона бюджетного ограничения характеризует суммарный доход агента в начале периода: его зарплату¹, w_t , и реальные активы, перенесенные из предшествующего периода,

1 Включая другие беспроцентные доходы.

$[(1+i_{t-1})b_{t-1}+m_{t-1}](p_{t-1}/p_t)$. В левой части уравнения (43) стоят реальные издержки ликвидности (они же реальные транзакционные издержки в трактовке Брока), $\phi(c_t, m_t)$, которые агент должен понести, чтобы потратить c_t .

Фиенстра рассматривает издержки ликвидности в классе транзакционных моделей спроса на деньги¹, обобщенных транзакционных моделей² и моделей спроса на деньги из мотива предосторожности³. Затем автором выводятся общие свойства издержек ликвидности. Для любых $c_t \geq 0$, $m_t > 0$ издержки ликвидности $\phi(c_t, m_t)$ дважды непрерывно дифференцируемы и удовлетворяют следующим условиям:

- 1) $\phi \geq 0$, $\phi(0, m_t) = 0$, т.е. транзакционные издержки имеют место только при положительном потреблении;
- 2) $\phi_c \geq 0$, $\phi_m \leq 0$, т.е. с ростом потребления издержки не снижаются, а с ростом запаса денег не возрастают;
- 3) $\phi_{cc} \geq 0$, $\phi_{mm} \geq 0$, $\phi_{mc} \leq 0$, т.е. предельные издержки потребления постоянны или растут, предельная выгода от реальных денег снижается, а увеличение реальных балансов не увеличивает предельные издержки потребления;
- 4) функция $c_t + \phi(c_t, m_t)$ квазивыпукла, имеет траекторию роста с неотрицательным наклоном⁴.

Несмотря на использование принципиально иного способа включения денег в модели экономики, выводы, полученные на основе рассматриваемого подхода, согласуются с результатами модели денег в функции полезности и модели совершения покупок: спрос на деньги растет с ростом дохода и снижается с ростом ставки процента.

§ 5. Функциональная эквивалентность

Все рассмотренные способы введения денег в экономические модели вызвали некоторую критику. Чаще всего эта критика касается широко применяемых на практике моделей, включающих деньги в функцию полезности. Некоторые из соответствующих аргументов были рассмотрены выше⁵, поэтому возникает вопрос о том, какой из способов можно считать более подходящим для решения проблемы введения денег в экономические модели. Обратимся к ра-

1 См. (Baumol, 1952, Tobin, 1956).

2 См. (Barro, 1976).

3 См. (Whalen, 1966).

4 Подробнее см. (Feenstra, 1986).

5 См. также (Clower, 1967, Kareken, Wallace, 1980).

боте Фиенстры, который показывает, что моделирование издержек ликвидности эквивалентно включению денег в качестве аргумента в функцию полезности. Выпишем оптимизационную задачу агента:

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t V(x_t, m_t), \quad (44)$$

выбирающего $x_t, m_t \geq 0$, и b_t при бюджетном ограничении

$$x_t + b_t + m_t = w_t + [(1 + i_{t-1})b_{t-1} + m_{t-1}](p_{t-1}/p_t), \quad (45)$$

где x_t – реальное потребление.

Очевидно, что (44) эквивалентно (42), если для всех c_t, m_t и x_t верно следующее:

$$U(c_t) \equiv V(x_t, m_t). \quad (46)$$

Бюджетные ограничения (43) и (45) эквиваленты, если

$$c_t + \phi(c_t, m_t) \equiv x_t. \quad (47)$$

Тождество (47) следует понимать как то, что валовое потребление x_t включает чистое потребление c_t и издержки ликвидности. Подставив (47) в (46), получим

$$U(c_t) \equiv V[c_t + \phi(c_t, m_t), m_t]. \quad (48)$$

Будем говорить, что функция (U, ϕ) эквивалентна V и наоборот, если условие (48) выполняется для всех c_t и m_t . Это означает, что задачи (42) и (44) отличаются только функциональной записью. При этом (c_t^*, m_t^*, b_t^*) является решением (42) тогда и только тогда, когда (x_t^*, m_t^*, b_t^*) является решением (44), где $c_t^* + \phi(c_t^*, m_t^*) \equiv x_t^*$.

Для удобства введем $W(x_t, m_t) = U^{-1}[V(x_t, m_t)]$ и перепишем (48) как

$$c_t \equiv W[c_t + \phi(c_t, m_t), m_t]. \quad (49)$$

Будем говорить, что ϕ эквивалентна W и наоборот, если (49) выполняется для всех c_t и m_t . Заметим, что при заданной функции W функция V может быть получена вогнутым преобразованием

$V(x_t, m_t) = U[W(x_t, m_t)]$, где $U' > 0$, $U'' \leq 0$. Если функция W обла-

дает рядом стандартных «хороших» свойств, то определенная выше эквивалентность выполняется¹.

Фиенстра показывает также, что подход наличной оплаты, использованный Кловером (а именно, введение ограничения вида (4) и его наложение на задачу (46)), эквивалентен использованию в задаче (48) функции полезности, заданной в виде леонтьевской функции, которая подразумевает нулевую эластичность замещения между потреблением и деньгами:

$$V(x_t, m_t / p_t) = U(\min\{x_t, m_t / p_t\}).$$

Следуя технике Фиенстры, в работе Крушора (*Croushore, 1993*) была показана эквивалентность подходов, основанных на моделях денег в функции полезности и времени совершения покупок². Отметим, что все рассмотренные нами подходы эквивалентны при наложении привычных стандартных условий на соответствующие функции ($U' > 0$, $U'' \leq 0$, $V_m \geq 0$, $V_x > 0$, $V_{mm} \leq 0$, $V_{xx} \leq 0$, см. также главу I, §4 – свойства функции $\phi(c_t, m_t)$). Таким образом, можно сделать вывод о том, что использование любого из данных подходов в эмпирическом исследовании согласуется с экономической теорией.

§ 6. Эконометрическое оценивание спроса на деньги

Методы эмпирического анализа спроса на деньги существенно менялись со временем, однако неизменной оставалась цель исследований – нахождение функциональной связи между реальными деньгами и основными макроэкономическими показателями, характеризующими экономическую активность населения и альтернативную стоимость хранения денег. Большое внимание к проблеме спроса на деньги привлекла работа Милтона Фридмана «Количественная теория денег: новая формулировка» (*Friedman, 1956*).

Согласно Фридману, анализ спроса на деньги строится на максимизации функции полезности агентов, которая зависит от реальных переменных: «Спрос на деньги в реальном выражении должен записываться как функция реальных переменных, не зависящих от номинальных денежных единиц». При этом принимается гипотеза о том, что «спрос на деньги в высшей степени стабилен, более ста-

1 Подробнее об этом см. (*Feenstra, 1986*).

2 См. также (*Cysne, Turchick, 2009*).

билен, чем, например, функция потребления...»¹. Функция спроса на деньги рассматривается в качестве инструмента, служащего для определения величин (например, уровня денежного дохода, цен), играющих ключевую роль в экономическом анализе. Таким образом, денежная масса служит денежным властям 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. В качестве ответа на вопрос о том, для чего необходимы исследования спроса на деньги с практической точки зрения, приведем цитату из работы Лукаса (*Lucas, 1988*): «Оцененная функция спроса на деньги дает ответ на два важных вопроса для экономической политики. Эластичность по доходу... отвечает на вопрос о том, какой темп роста денежной массы согласуется с долгосрочной стабильностью цен. Эластичность по проценту является ключевым параметром для ответа на вопрос о том, каковы издержки общественного благосостояния в случае отклонения цен от долгосрочного стабильного уровня»².

Конечной целью большинства центральных банков является стабильность цен. В случае нестабильной функции спроса на деньги достичь стабильности цен, управляя предложением денежной массы, не представляется возможным. Особенно остро проблема нестабильности спроса на деньги встала в 1970-х гг. Использование стандартных спецификаций спроса на деньги приводило к получению

1 В частности, Фридман (*Friedman, 1956*) писал (цитируется по русскоязычному изданию 1996 г.): «Под стабильностью понимается сохранение вида функции, связывающей количество денег с переменными, его определяющими». По мнению Фридмана, «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».

2 Инфляция (точнее, оживаемая инфляция) связана с номинальным процентом тождеством Фишера. При предположении о том, что деньги приносят агенту непосредственную полезность (см. главу 1, § 2), инфляция (отклонение цен от долгосрочного стабильного уровня) снижает спрос на деньги, т.е. реальные кассовые остатки, и, следовательно, снижает уровень благосостояния агентов. Потери общественного благосостояния из-за инфляции могут быть найдены как площадь под графиком кривой спроса на деньги, построенной в осях реальных кассовых остатков и номинального процента и ограниченной равновесным уровнем номинального процента. Эластичность спроса на деньги по проценту будет определять уровень наклона кривой спроса. Подробнее см. (*Walsh, 2003, cmp. 59–64*).

нестабильных уравнений. Это послужило одной из причин перехода ряда центральных банков развитых стран к использованию процентных ставок, а не денежного предложения в качестве инструмента проводимой политики¹.

Таким образом, исследования спроса на деньги направлены на поиск стабильной функции, оценку абсолютной величины эластичностей спроса на деньги по доходу и процентной ставке. В течение некоторого времени открытым оставался вопрос о существовании влияния ставки процента на спрос на деньги. Милтон Фридман полагал, что соответствующее влияние отсутствует, однако последующие исследования показали обратное. Спор по данному вопросу был закрыт после выхода работы Лэйдлера (*Laidler, 1969*). Лэйдлер показал, что отсутствие связи между деньгами и процентом у Фридмана (*Friedman, 1959*) ошибочно и является следствием метода исследования Фридмана.

Лэйдлер поднимает вопрос о том, какие элементы и составляющие должны входить в понятие «деньги» и, в частности, должны ли срочные депозиты быть включены в «деньги»? Фридман (*1959*), исследуя спрос на деньги, под деньгами понимает агрегат M2 (включающий срочные счета) и показывает, что эластичность спроса на деньги по (перманентному) доходу равна 1.8 и что спрос на деньги нечувствителен к проценту. Оба эти вывода противоречили ожиданиям большинства экономистов о связи между деньгами и доходом и деньгами и процентом. Как пишет Лэйдлер, многие полагали, что Фридман получил подобные результаты из-за того, что включил срочные депозиты в оцениваемый агрегат (поскольку с ростом дохода срочные депозиты, в отличие от транзакционных денег, могут расти в большей пропорции, чем сам доход). В то же время, поскольку срочные счета, чувствительные к проценту, являются частью агрегата M2, он мало подвержен влиянию процента². Однако, как замечает Лэйдлер, оба эти аргумента неверны и не объясняют результаты, полученные Фридманом. Последующие исследования спроса на деньги показа-

1 На протяжении последних лет ФРС США в качестве инструмента использует процентные ставки, в то время как ЕЦБ опирается как на процентные ставки, так и на ориентиры денежной массы.

2 Предположим, что процент по срочным депозитам вырос. Можно ожидать, что агенты будут стремиться переводить транзакционные деньги (наличность и депозиты до востребования) в более доходные срочные депозиты. Однако описываемое перераспределение средств происходит в рамках одного денежного агрегата – M2, и в этом случае в ответ на рост ставки процента денежная масса не изменится.

ли, что деньги (независимо от определения) отрицательно зависят от процента.

Из-за применения Фридманом, как пишет Лэйдлер, *крайне изысканного теста* Фридман не обнаружил связь между процентом и спросом на деньги. Ошибки предсказаний, основанных на модели спроса на деньги, определяемого только составляющей перманентного дохода, не зависели от процента. На основе этого Фридман заключил, что деньги и процент не взаимосвязаны. Существуют два возможных объяснения данного факта: первое – вариации спроса на деньги действительно не связаны с изменениями процента, второе – существует ошибка измерения во взаимосвязи между спросом на деньги и перманентным доходом, найденная Фридманом. Последнее возможно, если между доходом и процентом существует долгосрочная корреляция, и влияние процента было частично «перетянуто» на себя доходом, а процент был исключен из уравнения.

Чтобы проверить эту гипотезу, Лэйдлер оценил уравнения спроса на деньги, зависящего только от дохода и от дохода и процента (на данных за 1891–1957 гг.). В результате было получено, что процент является значимой переменной и его включение в уравнение меняет свободный член и коэффициент при переменной дохода. Ошибка предсказания реальных денег на руках на душу населения в случае включения процента в уравнение была в два раза ниже, чем в модели спроса на деньги, зависящего исключительно от дохода. Лэйдлер пришел к выводу, что процент необходимо включать в уравнение спроса на деньги.

Анализ спроса на деньги может проводиться на временных рядах или кросс-секционных данных. Использование временных рядов является более популярным (ввиду большей доступности данных и возможности проверки стабильности уравнения), поэтому ниже будут рассмотрены преимущественно методы и проблемы исследования спроса на деньги на временных рядах.

В случае анализа временных рядов исследователь сталкивается со следующими основными проблемами. Существуют сложности, связанные с выбором подходящих рядов денежной массы, показателя экономической активности, альтернативной стоимости хранения денег. Возможна оценка спроса на наличные деньги, агрегаты M1, M2 и т.д., а также оценка спроса на отдельные составляющие денежных агрегатов. В качестве показателя экономической активности населения часто используются реальный ВВП или ВВП, различные индексы производства, реальные располагаемые доходы населения, потре-

бление и т.д., а в качестве альтернативной стоимости хранения денег – различные долгосрочные и краткосрочные процентные ставки (чаще для развитых стран), показатели обменного курса и инфляции (чаще для развивающихся стран и стран с переходной экономикой).

Выбор периодической разбивки данных (годовые, квартальные, месячные или даже недельные) определяется прежде всего целями исследования и доступностью данных. Оценка долгосрочного спроса на деньги проводится на годовых и – реже – на квартальных данных. Краткосрочный спрос на деньги оценивается чаще на квартальных данных. Использование месячных данных для оценки структурных моделей крайне редко приводит к положительным результатам из-за зашумленности месячных данных, а также по причине того, что спрос на деньги на месячных интервалах может определяться факторами, не включенными в стандартное уравнение. В то же время использование месячных или недельных данных может оказаться полезным, если целью исследования является построение прогнозистической (чаще неструктурной) модели.

Кроме этого использование временных рядов сопряжено с чисто эконометрическими проблемами. Первая проблема – это возможная автокорреляция в остатках оцененной модели, поскольку она приводит к неэффективности полученных оценок, некорректности t -статистик и, как следствие, невозможности проверки гипотез. Проблема автокорреляции может быть решена путем корректировки t -статистик, например, при помощи процедуры Уайта (*White, 1980*) или Ньюи–Веста (*Newey, West, 1987*)¹. Автокорреляция также может указывать на неправильную спецификацию модели, а именно, на наличие пропущенной переменной. Однако более существенной эконометрической проблемой является проблема «ложной регрессии»², возникающая в случае нестационарности рядов и отсутствия коинтеграции между ними. Подробнее об этом будет сказано ниже.

Перейдем к историческому обзору основных методов и проблем, связанных с анализом спроса на деньги. Будем рассматривать оценку линейных спецификаций, поскольку абсолютное большинство исследований спроса на деньги проводится в этом классе моделей.

Первый и наиболее распространенный метод, который использовался для оценки спроса на деньги, – обычный метод наименьших

1 Эти процедуры корректировки часто доступны в стандартных статистических пакетах, например, в Eviews.

2 См. (*Granger, Newbold, 1974*).

квадратов (МНК). Его популярность объясняется прежде всего простотой использования, продолжительной историей, а также эффективностью в классе линейных оценок при выполнении ряда предположений (теорема Гаусса-Маркова). Заметим, что с эконометрической точки зрения в исследовании спроса на деньги мы заинтересованы, в первую очередь, не в эффективности, а в состоятельности полученных оценок. Необходимым и достаточным условием для состоятельности МНК-оценок является одновременная некоррелированность объясняющих переменных и ошибок в каждый момент времени. Если же последнее условие не выполняется, то возникает проблема эндогенности, или зависимости объясняющих переменных от шоков объясняемой переменной. В этом случае метод наименьших квадратов не может быть применен, поскольку он приводит к несостоятельным оценкам. Одним из возможных способов оценивания в этом случае является двухшаговый метод наименьших квадратов. Однако, во-первых, для этого метода требуется найти некоторые дополнительные экзогенные переменные, а, во-вторых, зачастую на ограниченной выборке получаются очень плохие оценки.

Возможный частный случай несостоятельности оценок МНК имеет место, если в качестве одного из регрессоров используется лагированное значение объясняемой переменной и при этом в остатках модели присутствует автокорреляция¹. Исследования спроса на деньги на квартальных данных часто включают в уравнение запаздывающее значение денежной массы в качестве регрессора. В этом случае необходим аккуратный анализ структуры остатков модели.

Один из наиболее ранних примеров оценки уравнения спроса на деньги можно найти в работе Кейгана (*Cagan, 1956*)², посвященной исследованию гиперинфляции³ в Германии. Анализ уравнения проводился методом наименьших квадратов на месячных данных в период с 1920–1923 гг. При этом Кейган отмечал, что в периоды высокой инфляции падение реальных доходов и реального выпуска малы по сравнению с демонстрируемым ростом цен. Функцию спроса на деньги в период гиперинфляции Кейган 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 каждого вида его

1 См. (Вербик, 2008).

2 В описании данной статьи мы опираемся на ее изложение в нашей предшествующей работе (Дробышевский и др., 2010).

3 Кейган определял гиперинфляцию как рост цен больше чем на 50% в месяц.

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 Кейгана, являются единственным фактором, влияющим на спрос на реальные деньги.

Функция спроса на деньги, предложенная Кейганом, имеет следующий вид: $m_t - p_t = \delta - \alpha p_t + \varepsilon_t$, где m_t – логарифм денежной массы, p_t – логарифм уровня цен, δ – константа, p_t – ожидаемая инфляция, которая может быть найдена следующими способами:

- 1) средневзвешенное значение текущего и предыдущего значения инфляции;
- 2) значение инфляции в текущий момент времени, ε_t – ошибка.

В случае, описанном Кейганом, наблюдалась отрицательная зависимость между реальными деньгами и инфляцией. В результате исследования была получена стабильная функция спроса на деньги (при этом скорость обращения денег в рассматриваемом периоде изменялась в широчайших пределах). Кейган 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 деньги¹.

Голдфельд и др. (Goldfeld et al., 1973), применяя модели частичного приспособления, исследовали спрос на деньги в США в период 1952:2–1972:4. Объясняемой переменной служил узкий денежный агрегат M1. В качестве объясняющих переменных использовали текущий доход, доходность ценных бумаг, ставка по срочным депозитам, а также запаздывающее значение денежной массы. Авторы отмечают, что они оценивают спрос на деньги на квартальных данных, поскольку такая интервальная разбивка предпочтительнее с точки зрения рекомендаций для проведения монетарной политики². Большая часть исследований до Голдфельда проводилась на годовых данных за длинные промежутки времени,

1 Последующие исследования показали (см. (Michael, Nobay, Peel, 1994)), что между переменными, использованными Кейганом, отсутствует коинтеграция. В частности, было показано, что коинтеграция между переменными существует в случае включения в модель незначимой переменной реального дохода. При этом качество оценок возрастает, если эластичность спроса на деньги по доходу положить равной единице.

2 Авторы замечают, что также возможно использование сглаженных месячных данных.

и поэтому такие исследования не слишком полезны для объяснения текущей ситуации. Основной целью работы является проверка стабильности уравнения и оценка эластичности спроса на деньги по доходу. Авторы используют следующую спецификацию функции спроса на деньги:

$$\ln m_t = a + b \ln y_t + c_1 \ln RCP_t + c_2 \ln RTD_t + d \ln m_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (50)$$

где m_t – реальная денежная масса, y_t – реальный ВВП, RCP – процентная ставка по коммерческим бумагам, обычно выпускаемым в форме векселей, RTD – процентная ставка по срочным депозитам, ε_t – ошибка.

Отметим, что коэффициент b представляет собой краткосрочную эластичность спроса на деньги по доходу, а величина $\frac{b}{1-d}$ – долгосрочная эластичность по доходу¹. Результаты оценки, полученные авторами, приведены ниже (в скобках указаны t -статистики):

$$\ln m = 0.271 + 0.193 \ln y + 0.717 \ln m_{-1} - 0.019 \ln RCP - 0.045 \ln RTD$$

(2.2)
(5.3)
(11.5)
(6.0)
(4.0)

$$R^2 = 0.995.$$

Заметим, что оцененная долгосрочная эластичность спроса на деньги по доходу равна 0.68 с 95%-м доверительным интервалом (0.60; 0.82), т.е. полученная долгосрочная эластичность значительно меньше единицы. Авторы также показывают, что на исследуемом интервале спрос на деньги может считаться стабильной функцией в краткосрочном периоде, а также стабилен в долгосрочном смысле. Краткосрочная стабильность проверялась оценкой уравнения на 12 подпериодах со сдвигом второй границы интервала на 4 квартала и последующим прогнозированием на 4 квартала вперед. Долгосрочная стабильность проверялась тестом Чоу.

¹ Интуитивное объяснение данного факта состоит в том, что в долгосрочном периоде достигается равновесие, и в этом случае индексы времени t могут быть опущены. Тогда если перенести в левую часть уравнения (50) все слагаемые, относящиеся к денежной массе, то коэффициент при логарифме денежной массы будет равен $(1-d)$. Чтобы вернуть уравнению спроса на деньги привычную форму, необходимо поделить обе части уравнения на $(1-d)$. Как следствие коэффициент при логарифме выпуска будет равен $b/(1-d)$.

Исследуя спрос на деньги более детально, авторы обнаружили, что долгосрочная эластичность:

- спроса на денежный агрегат M2 по доходу равна 2.3;
- спроса на срочные депозиты по доходу равна 1.7;
- спроса на M1 по доходу равна 0.7;
- спроса на депозиты до востребования по доходу равна 0.59;
- спроса на наличные деньги по доходу равна 0.97.

На основе этой информации авторы приходят к выводу, что в случае анализа спроса на деньги дезагрегирование оцениваемой переменной предпочтительнее, чем работа с агрегатами типа M1, M2, так как приведенные выше оценки значительно отличаются друг от друга. В заключение авторы отмечают, что эластичность спроса на деньги по доходу может быть получена на квартальных данных и что она значительно меньше единицы. Это трактуется как экономия от масштаба, т.е. с ростом дохода спрос на деньги со стороны агентов растет в меньшей степени (если доходы вырастут на 1%, то спрос на деньги M1 вырастет на 0.7%). Заметим также, что, по мнению авторов, использование широкого агрегата (M2) искажает эффект процентной ставки (разные составляющие M2 по-разному реагируют на изменение процента), однако спрос на M2 обычно более стабилен, чем спрос на другие агрегаты.

Основным методом исследования в работе был выбран МНК. Авторы отмечают, что в остатках полученного уравнения присутствует автокорреляция. В то же время неясно, на какой тест опираются авторы. В работе приводятся результаты теста Дарбина–Уотсона, применение которого некорректно из-за наличия лагированного значения объясняемой переменной в качестве регрессора. Для устранения автокорреляции авторы применяют процедуру Кокрейна–Оркатта. Однако, несмотря на это, существуют опасения, что оценки, полученные авторами, несостоятельны. Последнее имеет место, если в остатках модели действительно присутствовала автокорреляция.

В дополнение к МНК Голдфельд и его соавторы применяли двухшаговый МНК, или метод инструментальных переменных. Инструментами служили численность населения, учетная ставка, величина государственных расходов и лагированное значение денежной массы. Полученные в этом случае оценки численно практически не отличались от МНК-оценок. В последующем обсуждении работы Роберт Холл¹ критиковал Голдфельда и его соавторов за использование МНК,

1

(Goldfeld et al., 1973), General Discussion.

который, по его мнению, может привести к неправильным результатам. К критике присоединился Франко Модильяни¹. Сам Модильяни оценивал спрос на деньги через систему одновременных уравнений и получил результаты, принципиально отличающиеся от МНК-оценок Голдфельда и его соавторов. Таким образом, основной метод оценки спроса на деньги был подвергнут существенной критике.

Одной из наиболее известных работ по спросу на деньги является статья Голдфельда (*Goldfeld, 1976*), вышедшая 3 года спустя. С учетом новых данных Голдфельд оценил спрос на деньги М1 (аналогично работе 1973 г.) и пришел к выводу, что функция спроса на деньги нестабильна. Более того, прогнозы, полученные на основе модели, говорили о гораздо больших значениях денежной массы, чем это имело место в действительности. Эта работа впоследствии привела к появлению огромного числа исследований, целью которых стал поиск стабильной спецификации уравнения спроса на деньги (подробнее об этом см. главу 2).

Проблема эндогенности регрессоров может быть решена в рамках метода инструментальных переменных, однако его применение на практике сопряжено со сложностями выбора корректных и релевантных инструментов. Кроме того, использование этого метода предпочтительно на достаточно большой выборке, что не всегда возможно из-за отсутствия данных за длительный промежуток времени.

До настоящего момента мы рассматривали уравнение спроса на деньги, в котором в качестве объясняемой переменной используется некоторый показатель денежной массы. Это предполагает, что деньги с экономической точки зрения эндогенны, т.е. не влияют на выпуск и процентные ставки, а сами определяются этими переменными. В противном случае, как отмечает Фэйр (*Fair, 1987*), оценивать спрос на деньги не представляется возможным. В этом случае возможна оценка уравнения процентной ставки, зависящей от цен и дохода. Сам Фэйр полагает, что деньги эндогенны, и приводит эмпирические результаты по 27 странам. В работе используются модели частичного приспособления, оцененные двухшаговым МНК. В качестве возможных инструментов для процентной ставки Фэйр предлагает использовать следующие переменные: процентная ставка в США, лаговые значения инфляции, темп роста денежной массы, цены на импорт, обменный курс.

Для сравнения полученных выводов по исследуемым странам Фэйр использует следующую спецификацию модели: объясняемой

1 (*Goldfeld et al., 1973*), General Discussion.

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 Фэйром отдельно по 27 странам, близки к соответствующим значениям по США¹. При этом Фэйр 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.

Таким образом, перед исследователями встает вопрос о том, можно ли считать деньги эндогенной величиной или они экзогенны и сами влияют на показатель дохода и процентные ставки? Эта проблема обсуждается в работе Симса (*Sims, 1972*), который критикует использование популярных моделей частичного приспособления, применяемых для анализа краткосрочного спроса на деньги. На основании теста причинности Симс показывает, что в краткосрочном периоде деньги строго экзогенны по отношению к выпуску. Оценка уравнения спроса на деньги в этом случае некорректна, поскольку она, напротив, предполагает экзогенность дохода и процентных ставок по отношению к денежной массе. Эту же проблему исследует Мехра (*Mehra, 1978*) и приходит к выводу о том, что в случае оценки спроса на реальные деньги объясняющие переменные экзогенны, а в случае оценки спроса на номинальные деньги экзогенна денежная масса.

На другую проблему, связанную с эндогенностью денежной массы, указывает Тейген (*Teigen, 1964*). Он говорит о том, что монетарные исследования обычно игнорируют процесс предложения денег банковскими институтами, считая, что запас денег – экзогенная величина. Однако тот факт, что предложение денег также определяется, например, процентными ставками, не вызывает сомнений. По мнению автора, исследование проблемы спроса и предложения денег возможно только в рамках оценки системы одновременных уравнений, поскольку такой метод позволяет избежать смещенности и несостоятельности оценок, вызванных эндогенностью денежной массы. В качестве экзогенных переменных Тейген предлагает использовать величины, которые ФРС действительно может контролировать.

1

См., например, в работе (*Goldfeld et al., 1973*).

В общем виде предлагается уравнение спроса на деньги: $M = \gamma_0 r^{\gamma_1} Y^{\gamma_2}$, и уравнение дохода: $Y = Y(E, NW, Y_{t-1})$, где r – рыночная ставка процента, Y – ежегодный доход, E – суммарные экзогенные расходы, NW – чистая стоимость имущества.

Система структурных уравнений (в случае анализа квартальных данных) записывается следующим образом:

$$\left\{ \begin{array}{ll} M = M[(rY), Y, M_{t-1}, S_1, S_2, S_3], & \text{уравнение спроса на деньги} \\ \ln M = M'[\ln r, \ln Y, \ln M_{t-1}, S_1, S_2, S_3], & \\ X = X[Z, S_4, S_5], & \text{уравнение предложения денег} \\ Y = Y[E, NW, Y_{t-1}, (S_1 Y_{t-1}), (S_2 Y_{t-1}), (S_3 Y_{t-1})], & \text{уравнение дохода} \\ X \equiv \frac{M}{M^*}, & \\ Z \equiv r - r_d, & \end{array} \right. \quad (51)$$

где r – процентная ставка по первоклассным коммерческим бумагам, r_d – учетная ставка ФРС, M^* – часть суммарной потенциальной денежной массы, которая находится под непосредственным контролем центрального банка¹. Оценка системы линейных (или логарифмически-линейных) уравнений проводилась двухшаговым МНК на квартальных данных в период с 1946:4 по 1959:4. Сезонная корректировка рядов не проводилась. В ходе оценки были получены следующие результаты для уравнения спроса на деньги (в скобках указаны стандартные ошибки):

$$\begin{aligned} M = & 23.0600 - 0.0025(rY) + 0.0618Y + \\ & (4.9783) \quad (0.0007) \quad (0.0126) \\ & + 0.6860M_{t-1} - 7.9845S_1 - 3.2457S_2 - 2.8311S_3 \\ & (0.0728) \quad (0.7929) \quad (0.4428) \quad (0.4795) \\ (R^2 = & 0.992) \end{aligned}$$

и

$$\begin{aligned} \ln M = & 0.5512 - 0.0200(\ln r) + 0.1481(\ln Y) + \\ & (0.1734) \quad (0.0072) \quad (0.0355) \\ & + 0.7152(\ln M_{t-1}) - 0.0645S_1 - 0.0247S_2 - 0.0221S_3 \\ & (0.0735) \quad (0.0065) \quad (0.0037) \quad (0.0040) \\ (R^2 = & 0.992) \end{aligned}$$

¹ S_1 – S_5 – сезонные и структурные дамми – переменные.

для случая линейной и логарифмически-линейной спецификации уравнения спроса на деньги соответственно. Заметим, что полученные оценки значимы и имеют ожидаемые знаки. (В рассматриваемой работе не содержится проверка рядов на стационарность и коинтеграцию, поскольку соответствующий эконометрический аппарат еще не был развит.)

В ходе исследования Тейген показал, что коэффициенты отдельно оцененного уравнения спроса на деньги являются несостоятельными и смещенными (в сторону занижения абсолютного значения) относительно коэффициентов из системы уравнений. В случае оценки одного уравнения спроса на деньги денежная масса регрессируется на доход и процент. Это предполагает, что деньги зависят от дохода и процента. Однако экономическая теория говорит о том, что одновременно деньги влияют на доход и процентные ставки. Именно это несоответствие и является источником смещения оценок.

Модель Тейгена состоит из трех структурных уравнений (см. система (51)), в которых денежная масса, краткосрочная ставка процента и доход эндогенны. Это позволяет, по мнению Тейгена, получить взаимосвязь между деньгами и ставкой процента, которую не может выявить оценка одного уравнения спроса на деньги. Тейген отмечает, что оценки системы уравнений также являются несостоятельными, поскольку хотя бы одну из переменных модели необходимо считать экзогенной. Такой переменной у Тейгена служит показатель инвестиций. Однако тот факт, что уравнение дохода демонстрирует «причинность» с остальной частью модели только в одну сторону, служит для Тейгена свидетельством того, что несостоятельность и смещенность полученных им оценок будет несущественна.

Рассмотренное нами исследование привело к дискуссии по вопросам анализа подобных уравнений и систем. Гибсон (*Gibson, 1972*) отмечает, что Тейген первым использовал двухшаговый МНК для оценки системы уравнений спроса и предложения денег. Однако Гибсон полагает, что результаты Тейгена являются следствием неправильно специфицированной функции предложения денег. То, что Тейген моделировал как функцию предложения денег, как показывает Гибсон, на самом деле представляют собой функцию спроса банков на свободные резервы. Кроме того, Тейген предположил, что ФРС контролирует обязательные резервы, но не деньги повышенной мощности (обязательные резервы и наличные деньги), что является сильным допущением. Еще одним предположением Тейгена является тот факт, что ФРС никак не может влиять на избыточные резервы

банков и, более того, обязательные и избыточные резервы независимы, что плохо согласуется с практикой.

Вспомним также о том, что функция спроса на деньги, используемая Тейгеном, в общем случае имеет вид $M = M[(rY), Y]$, т.е. зависит от переменной абсолютной отдачи от дохода, а не от ставки процента. Более того, Гибсон предлагает заменить данные Тейгена, который использовал показатели на конец периода, средними значениями за период, чтобы избежать несоответствия между измерением переменных запаса и потока. В этом случае, как показывает Гибсон, наиболее важные результаты Тейгена не могут быть получены. Однако позднее Тейген (*Teigen, 1976*) показал, что его первоначальные оценки верны даже с учетом некоторых аспектов критики в адрес модели.

Из вышеприведенного обсуждения можно заключить, что, несмотря на теоретическую «правильность» оценки систем уравнений, такая оценка сопряжена со значительными сложностями. Результаты оценки крайне чувствительны к спецификации каждого из уравнений системы, выбору инструментов, методам оценивания. В этом смысле оценка единственного интересующего исследователя уравнения позволяет получить в целом более надежные результаты. Поэтому большинство современных исследований, направленных на изучение конкретной проблемы, строятся в рамках оценки одной зависимости. В дальнейших исследованиях спроса на деньги подход Тейгена не нашел серьезного развития. По-видимому, сложности, связанные с моделированием уравнений системы, не оправдывают потенциальные выгоды от оценки системы одновременных уравнений.

Роберт Лукас (*Lucas, 1988*) на данных с 1900 по 1985 г.¹ показывает, что спрос на узкую денежную массу $M1$ в США стабилен (в смысле стабильности коэффициентов модели). Лукас оценивает долгосрочный спрос на деньги без включения в модель лаговых переменных. В качестве метода оценки использовался МНК. На первом подпериоде (1900–1957 гг.) были получены единичные эластичности спроса на деньги по доходу (богатству) и сделан вывод о стабильности функции спроса на деньги. При этом Лукас замечает, что в качестве показателя экономической активности предпочтительно использование не текущего, а сглаженного, например, перманентного дохода. Текущий доход, по мнению Лукаса, привносит в спрос на деньги слишком большую циклическую компоненту. Кроме того, ав-

1 На промежутке 1900–1957 гг. использовались годовые данные, а на промежутке 1958–1985 гг. – квартальные.

тор стоит на позиции включения краткосрочных, а не долгосрочных процентных ставок в уравнение спроса на деньги.

В своей работе Лукас не проверяет существование коинтеграционного соотношения между исследуемыми рядами, несмотря на то, что соответствующее понятие уже получило развитие. Кроме того, автор не требует выполнения всех «стандартных хороших» условий на остатки модели, подчеркивая, что единственно важным является отсутствие в ряде остатков тренда. В частности, Лукасу не удалось избавиться от автокорреляции так, чтобы сохранить приемлемые результаты оценок.

Основное внимание Лукас уделяет проблеме стабильности спроса на деньги. Он пишет о том, что в 1970-х гг. многие исследователи спроса на деньги приходили к выводам о том, что соответствующая функция нестабильна. Зачастую оцененная эластичность послевоенного спроса на деньги по доходу была значительно меньше 1, а эластичность и полуэластичность по проценту выше, чем в первой половине XX века, что не позволяло считать спрос на деньги устойчивым. По мнению Лукаса, основой для таких выводов послужил тот факт, что на втором подпериоде тренд наблюдался не только для реальных денег и реальных доходов, но и для процентных ставок, что не было отмечено в первой половине века. При этом Лукас полагал, что тренд в ставках процента представляет, скорее, краткосрочное явление. Некоторые результаты, полученные Лукасом, представлены в *табл. 1*.

Таблица 1
Результаты, полученные Лукасом в работе 1988 г.

Результаты на периоде 1900–1985. Зависимая переменная: $\ln(M1/P)$				
Коэффициенты (стандартные ошибки)				
Строка	Период	r_s	$\ln(y_p)$	R^2
1	1900–1985	-0.07 (0.044)	0.97 (0.019)	0.967
2	1900–1985	-0.09 (0.005)	1.0 –	–
3	1958–1985	-0.01 (0.005)	0.21 (0.059)	0.328
4	1958–1985	-0.07 (0.008)	1.0 –	–

Третья строка *табл. 1* демонстрирует, что на периоде с конца 1950-х гг. эластичность спроса на деньги по доходу равна 0.21. При

этом R^2 соответствующей регрессии крайне мал (0.328), что говорит о низкой объясняющей способности полученного уравнения. Для улучшения уравнения Лукас вводит *ограничение* на эластичность по доходу, равную единице, мотивируя это тем, что на первом подпериоде эластичность спроса на деньги по доходу статистически была равна единице. После этого автор показывает, что оценка полуэластичности¹ спроса на деньги по проценту на интервале 1958–1985 гг. крайне близка к значениям за 1900–1957 гг. Заметим (см. *табл. 1, строка 1*), что на периоде в 85 лет (долгосрочная) эластичность спроса на деньги по доходу действительно крайне близка к 1 (0.97) с высоким R^2 регрессии. Заметим, что столь высокий R^2 может быть связан с ложной регрессией.

Существенным является вопрос о том, можно ли накладывать ограничения на параметры модели. Лукас полагал, что это возможно при наличии оснований, диктуемых теорией и здравым смыслом, а также что широко используемый на практике МНК улавливает только один из возможных вариантов соотношения между переменными. В этом случае нет гарантий, что полученный результат близок к истине. Лукас показал, что результаты оценки регрессии с ограничением полностью укладываются в структуру данных. При этом автор признавал, что качество остатков его уравнений нельзя считать хорошим (в них, в частности, присутствовала автокорреляция).

Таким образом, Лукас полагал, что функция спроса на деньги стабильна и не меняла свой вид на протяжении 1900–1985 гг. Подтверждением этому служат результаты работы Мэнкью и Саммерса (*Mankiw, Summers, 1986*), которые получили в точности единичную эластичность спроса на деньги по доходу на периоде 1960–1984 гг. В качестве регрессоров авторы использовали показатель потребления (аналог перманентного дохода) и некоторое усреднение процентных ставок.

В то же время полученная Голдфельдом и его соавторами (*Goldfeld et al., 1973*) долгосрочная эластичность спроса на деньги по доходу значительно меньше единицы. Несмотря на тот факт, что и Голдфельд, и Лукас проводили оценку спроса на денежный агрегат M1, объясняющими переменными были выбраны разные ряды показателей дохода/богатства и процентных ставок. Кроме того,

¹ Поскольку в рассматриваемой модели объясняемая переменная есть ряд логарифмов, а процентная ставка – ряд в уровнях, то коэффициент при этой переменной называется «полуэластичностью».

Голдфельд своей задачей видел оценку краткосрочного спроса на деньги (на основе моделей частичной корректировки), а Лукас оценивал уравнение долгосрочного спроса на деньги, в т.ч. с ограничением. Совокупностью данных факторов (и прежде всего целями исследователей) объясняется несовпадение результатов этих классических работ.

Современная эконометрика временных рядов опирается на анализ коинтеграционных соотношений и динамических корректирующих моделей. Все рассмотренные нами до настоящего момента работы не содержали в себе анализ исследуемых рядов на порядки интегрированности и коинтеграцию. Понятие коинтеграции, ее использование для построения модели коррекции ошибок связаны с работами Грэнжера (*Granger, 1981, 1983*). Соответствующая концепция была расширена и продолжена в работе Энгла и Грэнжера (*Engle, Granger, 1987*). Нельсон и Пlossер (*Nelson, Plosser, 1982*) показали, что большинство макроэкономических рядов нестационарны¹. В связи с этим возникает необходимость коррекции используемых ранее методов анализа временных рядов.

Выше мы увидели, что стремление исследователей решить проблему эндогенности регрессоров и учесть тот факт, что денежный запас в экономике есть результат взаимодействия спроса и предложения, привело к частичному переходу от использования МНК в пользу метода инструментальных переменных и оценке систем одновременных уравнений. Современный пример оценки спроса на деньги обобщенным методом моментов (ОММ) можно найти в работе Джил А. Хольман (*Holman, 1998*). Автор опирается на модель денег в функции полезности и оценивает ее на данных за 1889–1991 гг. в США. Хольман пишет о проблемах ОММ – сложности выбора корректных и релевантных инструментов. Кроме того, на малых выборках, результаты обобщенного метода моментов могут быть крайне неудовлетворительными. Последствиями не слишком удачного выбора инструментов или малой выборки часто бывают несостоятельность и смещенность оценок, экономически неинтерпретируемые и/или незначимые коэффициенты, а также нестабильность модели.

В свою очередь, сложности, связанные с данными методами оценки, послужили причиной возврата к методу наименьших квадратов с

¹ Впоследствии появилось множество работ, показывающих, что нестационарный ряд может быть стационарным рядом со структурным сдвигом. См., например, (*Perron, 1989, Perron, Vogelsang, 1992*).

учетом коинтеграции. Как известно, в случае существования коинтеграционного соотношения МНК-оценки являются суперсостоятельными (даже без учета краткосрочной динамики). Эта идея получила отражение в исследовании долгосрочного спроса на денежный агрегат М1, которое можно найти в работе Стока и Уотсона (*Stock, Watson, 1993*)¹. В этой работе авторы применяют так называемый *динамический метод наименьших квадратов* (dynamic ordinary least squares, DOLS), а также *обобщенный динамический метод наименьших квадратов* (dynamic generalized least squares, DGLS). Суть метода DOLS состоит в поиске коинтеграционного (долгосрочного) соотношения с учетом динамической корректировки модели. Данный метод позволяет исследовать ряды порядка интегрированности I(d), а не только I(1), I(2). Кроме того, на малых выборках DOLS позволяет получать оценки, обладающие хорошими свойствами. В работе Стока и Уотсона в качестве объясняемой переменной был использован ряд логарифмов денежного агрегата М1, а в качестве объясняющих переменных – ряды логарифмов ВВП, дефлятора ВВП и значение аннуализированной процентной ставки по коммерческим бумагам. Оценка проводилась на годовых данных в период с 1900 по 1989 г.

На основании проведенного анализа авторы показали, что оценки коэффициента при ценах и при ВВП, т.е. эластичность спроса на деньги по доходу, не отличались от 1 на 10%-м уровне значимости. В то же время в ряде случаев оценки полуэластичности спроса на деньги по ставке процента были неточны, т.е. строгие аргументы в пользу того, что процент влияет на спрос на деньги, не были получены. Сток и Уотсон показали, что спрос на деньги в США на рассматриваемом промежутке времени стабилен. Проверка осуществлялась четырьмя способами, в т.ч. тестом Чоу (в качестве точки деления интервала был выбран 1945 г.). Нестабильность уравнения спроса на деньги, полученную другими авторами², Сток и Уотсон объясняют проблемой мультиколлинеарности: наличием возрастающих трендов в рядах выпуска и процента в послевоенный период. Таким образом, своей работой авторы подтверждают результат, полученный Лукасом (*Lucas, 1988*).

В статье Хоффмана, Раше, Тислау (*Hoffman, Rasche, Tieslau, 1995*) для исследования спроса на деньги в пяти развитых странах (США,

1 В описании данной статьи мы опираемся на ее изложение в нашей предшествующей работе (*Дробышевский и др., 2010*).

2 См., например, (*Goldfeld, 1976*).

Япония, Канада, Великобритания и ФРГ) применялись два метода оценивания – метод максимального правдоподобия с полной информацией¹ (fully information maximum likelihood, FIML) и динамический МНК. Для оценки спроса на узкую денежную массу M1 во всех странах были использованы месячные данные за период 1955:2–1990:4. Доход определялся через ВВП или ВВП, а соответствующий дефлятор был использован как характеристика показателя цен. В качестве ставки процента были взяты ставки по казначейским векселям или процентная ставка по ссудам до востребования (Япония, ФРГ). Также для всех пяти стран в регрессии была включена дамми – переменная, равная 1 начиная с 1981:4. Она отражает возможные сдвиги детерминированных трендов скорости обращения денег и процентных ставок, которые имели место в это время (причинами этих сдвигов, по-видимому, служили изменения на финансовых рынках и в практике осуществления денежных платежей). Для Великобритании дополнительно введена дамми, равная 1 с 1986:1, для которой авторы не приводят экономического обоснования, однако без которой оценки были крайне нестабильны. Ключевым моментом для получения стабильных оценок методом FIML было введение ограничения в модель в виде единичной эластичности спроса на деньги по доходу (предпосылка, не отвергаемая на основе оценок, полученных методом Йохансена). Без этого ограничения было обнаружено отсутствие коинтеграции между переменными, а также нестабильность спроса на деньги. Однако результаты тестирования уравнения, оцененного методом DOLS, отвергают гипотезу о единичной эластичности спроса на деньги по доходу. Заметим, что на одних и тех же данных современными эконометрическими методами авторами были получены принципиально различные выводы относительно долгосрочной эластичности спроса на деньги по доходу.

В работе Лоренса Болла (*Ball, 1998*) оценивается спрос на деньги в США на данных, используемых Лукасом (*Lucas, 1988*), с добавлением новых точек, а именно, на промежутке с 1903 по 1996 гг. Добавление недоступных ранее точек за 9 лет приводит Болла, использовавшего методы DOLS, DGLS и метод Йохансена², к выводам о том, что эластичность спроса на деньги по доходу на послевоенном промежутке равна 0.5. Автор отмечает, что в период с 1986 по 1996 г. процентные ставки не имели повышательного тренда, что позволи-

1 См. (*Johansen, 1988, 1991*).

2 См. (*Johansen, 1988*).

ло отделить влияние роста процента и роста выпуска на спрос на деньги, т.е. избавиться от проблемы мультиколлинеарности. Тем не менее Болл полагает, что в послевоенной функции спроса на деньги присутствует проблема неизвестной пропущенной переменной. В качестве возможного решения Болл предлагает дополнить традиционную функцию спроса на деньги трендом, отражающим влияние усовершенствований в сфере денежных платежей.

Работа Бабы, Хендри и Старра (*Baba, Hendry, Starr, 1992*) посвящена оценке спроса на деньги M1 в США в период с 1960 по 1988 г. Авторы показывают, что в эти годы спрос на деньги был стабильным, и полагают, что ключевым моментом для получения стабильной функции является использование правильной спецификации модели. Спрос на реальные деньги задается как функция, зависящая от инфляции, реального дохода, доходности и риска долгосрочных облигаций, процентных ставок по казначейским векселям, а также кривой взвешенных доходностей по новым инструментам, входящим в агрегаты M1 и M2. В качестве методов оценивания авторы используют обычный МНК и процедуру Йохансена оценки векторной модели авторегрессии. В результате исследования было получено, что эластичность спроса на деньги по доходу равна 0.5, а оцененное уравнение стабильно. Таким образом, преобразовав традиционную функцию, авторы получили устойчивую спецификацию уравнения спроса на деньги, решающую проблему нестабильности спроса на деньги: нестабильность спроса на деньги в 1970-е гг. (*missing money*), снижение скорости обращения денег в начале 1980-х гг., а также последующий резкий рост денежной массы M1. Результаты работы Голдфельда (*Goldfeld, 1976*), по мнению авторов, объясняются тем, что в своей работе он не учел динамику и важные переменные, влияющие на спрос на деньги.

Основной целью приведенного обзора было рассмотрение теоретических и эмпирических основ анализа спроса на деньги. На протяжении длительного времени наиболее острый теоретический спор велся вокруг проблемы введения денег в экономические модели. Основные способы решения этой проблемы, отвечающие современному взгляду на экономическую теорию, – модели наличной оплаты, денег в функции полезности, совершения покупок, издержек ликвидности – были рассмотрены выше. Сравнительная характеристика этих подходов представлена в *табл. 2*. Понимание основных принципов построения и исторического развития этих моделей, их

ключевых предпосылок и ограничений важно с точки зрения последующего практического применения моделей.

Ни один из названных способов не является бесспорным в том смысле, что каждый из них подвергался критике за не всегда реалистичные предположения, упрощающие действительность. Спор о способе введения денег в модели экономики был разрешен с выходом работы Фиенстры (1986), в которой он (а позднее и его последователи) показал, что описанные подходы эквивалентны между собой. Таким образом, использование любого из данных подходов в эмпирическом исследовании согласуется с экономической теорией.

Практический опыт исследования спроса на деньги насчитывает десятилетия. Со временем существенно менялись способы оценки функции денежного спроса, отражая необходимость учета как экономических, так и чисто эконометрических особенностей уравнения спроса на деньги (см. *табл. 3*).

Основной целью работ в данной области был поиск стабильных спецификаций функции спроса на деньги. Особенно остро проблема стабильности денежного спроса встала начиная с 1970-х гг., одновременно с появлением и развитием финансовых и платежных инноваций. Основные усилия авторов последующих исследований были направлены на поиск стабильной спецификации функции спроса на деньги. Введение новых переменных в функцию спроса на деньги отражает необходимость учета инноваций в сфере денежных платежей и их влияния на спрос на деньги. Подробнее эта проблема будет рассмотрена в следующей главе.

Таблица 2
Сводная таблица рассмотренных микроэкономических подходов к объяснению спроса на деньги

Подход	Классические работы	Основная идея	Принципиальная критика	Выводы
Наличная оплата	Clower (1967), Grandmont, Younes (1972), Lucas (1980)	Все товары и услуги в экономике могут быть приобретены только за наличные деньги, и оплата осуществляется непосредственно в момент совершения сделки	Нереалистичность основной предпосылки лимитирования покупок запасом реальных наличных денег на начало периода	Функциональная эквивалентность подходов при стандартных ограничениях на соответствующие функции
Деньги в функции полезности	Sidrauski (1967), Ratinkin (1965)	Домохозяйства получают непосредственную пользу от денег (или услуг, предоставляемых деньгами), что подразумевает возможность включения реальных денежных остатков в качестве аргумента в функцию полезности	Поскольку получение полезности от денег поступается, а не выводится из модели, данный подход не решает проблему введения денег в экономические модели	
Деньги как промежуточный товар, или модели совершения покупок	Saving (1971), McCallum, Goodfriend (1988)	Деньги являются промежуточным товаром, используемым для снижения времени покупок		
Транзакционные издержки, или издержки ликвидности	Brock (1974), Feenstra (1986)	Совершение сделок (с целью дальнейшего потребления) сопряжено с реальными ресурсными издержками, и использование денег может снизить эти издержки		

Таблица 3

Сводная таблица рассмотренных эконометрических проблем
и методов исследования спроса на деньги

Методы (модели) исследования	Причина развития метода	Примеры исследований	Проблемы и ограничения метода, критика	Выводы
МНК	Один из первых методов решения системы уравнения, где количество неизвестных меньше числа уравнений	Sagan (1956), Goldfeld et al. (1973), Lucas (1988)	Игнорируется возможная проблема эндогенности регрессоров	Возвращение к активному использованию МНК
МИП (модели частичной корректировки)	Решение проблемы эндогенности регрессоров	Goldfeld et al. (1973), Fair (1987)	Результаты оценок неудовлетворительны на малых выборках и определяются возможностью подобрать валидные и релевантные инструменты. Goldfeld et al. (1973), General Discussion: (Hall, Modigliani)	
МИП (оценка системы уравнений)	Исследование вопроса эндогенности / экзогенности денежной массы	Sims (1972), Mehta (1978) Teigen (1964, 1976)	Сложности, связанные с моделированием уравнения предложения денег и подбором инструментов, могут привести к существенной смещенности результатов оценки. Gibson (1972)	
ОММ	Решение проблемы эндогенности регрессоров	Holman (1998)	Аналогичны проблемам МИП	

Таблица 3, окончание

Методы (модели) исследования	Причина развития метода	Примеры исследований	Проблемы и ограничения метода, критика	Выводы
<i>Современная эконометрика временных рядов, учитывающая нестационарность и коинтеграцию</i>				
Различные модификации МНК: DOLS, DGLS, FM OLS	Необходимость динамической корректировки результатов МНК	Stock, Watson (1993), Hoffman, Rasche, Tieslau (1995), Ball (1998)		В современных исследованиях спроса на деньги преобладают различные МНК, учитывающие контрциклическую динамику спроса на деньги (оценка VAR моделей процедурой Йохансена)
FIML (процедура Йохансена)		Baba, Hendry, Starr (1992), Hoffman, Rasche, Tieslau (1995)		

Глава 2. Платежные инновации и спрос на деньги

§ 1. Инновации в сфере денежных платежей и их экономические последствия

В данном разделе мы рассмотрим узкий класс финансовых инноваций, относящихся к изменениям в сфере платежей. Существующие сегодня платежные системы и средства можно отнести к двум типам: розничные и крупные (retail and wholesale). Проанализируем изменения, которые происходили в данных сферах¹.

Розничные средства платежа можно условно разделить на бу-

1

Более подробно см. различные материалы ФРС США, например:

1. Families' Use of Payment Instruments During a Decade of Change in the U.S. Payment System. Elizabeth Klee, Board of Governors of the Federal Reserve System, February 16, 2006;
2. Paper or Plastic? The Effect of Time on Check and Debit Card Use at Grocery Stores. Elizabeth Klee, February 16, 2006;
3. Contactless: The Next Payment Wave? Terri Bradford, Payments System Research Specialist;
4. Book: nonbanks in the payments system. Terri Bradford, Matt Davies, Stuart E. Weiner. Payments System Research, Federal Reserve Bank of Kansas City;
5. Nonbanks in the payment system: European and US perspective;
6. Payments system research briefing:
 - Payment Services and the Evolution of Internet Banking by Richard Sullivan, Senior Economist
 - Who's processing your payments?
 - The U.S. Retail Payments System in Transition: Federal Reserve Initiatives by Barbara S. Pacheco, Senior Vice President, Financial Services.
 - Payment Types at the Point of Sale: Merchant Considerations by Terri Bradford, Payments System Research Specialist.
 - Paper, Plastic... or Phone? by Terri Bradford, Payments System Research Specialist.
 - Stored-valued card: a card for every reason.
 - A New Era by Stuart E. Weiner, Vice President and Economist.

мажные и электронные. К бумажным платежным средствам относятся наличные деньги и чеки, процесс учета которых не связан с электронной обработкой платежного документа. По всей видимости, наиболее удачной и информативной иллюстрацией исторического развития розничных платежных средств является пример США. До 1960-х гг. основными розничными средствами платежа в США были наличные деньги, чеки, а также магазинный кредит. В 1960–1970-е гг. имел место сдвиг в сторону использования кредитных карт и прямых платежей (*direct payment*)¹. Однако чеки все еще занимали более 85% от всех безналичных платежей. В связи с этим стоит отметить, что совершение электронного платежа менее затратно, чем совершение бумажного платежа. Издержки, связанные с сопровождением бумажного платежа, оцениваются сегодня в США от 0.5 до 3% ВВП². По данным ФРС, обработка одного бумажного чека обходится в среднем в один доллар, кроме того, транзакция с использованием чека в среднем занимает на 30% больше времени, чем транзакция, совершенная при помощи дебетовой карты.

До 1995 г. количество электронных безналичных платежей в США росло в среднем на 9% в год. А за период с 1995 по 2003 г. их число увеличилось в 3 раза³. По-видимому, это связано с тем, что в эти годы стремительно росло число мест (магазины, рестораны и пр.), принимающих новые формы платежей. В последние годы объемы платежей по дебетовым картам растут в среднем на 25% в год⁴.

При этом стоит отметить все возрастающую роль небанковских организаций (например, не принадлежащих банкам First Data, PayPal, Hypercom, Vodafone), которые принимают активное участие на всех стадиях функционирования платежных схем⁵. Так, например, основную часть несамостоятельной (находящейся на аутсорсинге) работы по обработке данных выполняют небанковские компании Fiserv, Metavante и Alltel⁶. Кроме того, 80% онлайн-платежей между физическими лицами обслуживаются компанией PayPal⁷.

1 Аналог платежного требования; используется в сети АСН (Automated Clearing House (ACH) –Автоматическая клиринговая палата (АКП) преимущественно для платежей, совершаемых с определенной периодичностью (например, коммунальные платежи) и для которых дебитор выдает постоянное разрешение на дебетование своего счета.

2 (Humphrey and Berger, 1990, Wells, 1996).

3 (Klee, 2006).

4 (Pacheco, 2006).

5 (Rosati, Bradford, Hayashi, Hung, Sullivan, Wang, Weiner, 2007).

6 (Global Concepts, 2002).

7 (Neumann, Sullivan, 2002).

Теперь рассмотрим различные виды безналичных розничных платежей, условно разделив их на две группы: традиционные и развивающиеся.

К традиционным розничным платежным средствам относятся:

1. Чеки.

Оплата чеками в местах продаж производится по следующей общей схеме¹. Покупатель выписывает чек в оплату за товар или услугу. Продавец использует специальное оборудование для проверки информации о счете клиента и получает разрешение на выполнение транзакции. Далее продавец принимает чек в качестве платежа и выдает покупателю кассовый чек. Продавец передает полученный чек в свой банк (непосредственно или через некоторое устройство) для обработки. Банк может кредитовать счет продавца или выслать кассовое письмо в ФРС, другой банк или клиринговую палату. Далее одна из перечисленных организаций дебетует банк, на который был выписан чек, и кредитует банк продавца. В завершение процесса банк продавца зачисляет средства на его счет, а со счета трассанта денежные средства списываются.

2. Платежи, проведенные через Автоматическую клиринговую палату (АКП).

АКП представляет собой электронную платежную сеть, предназначенную для урегулирования и совершения дебетовых и кредитных транзакций между банками – единственными организациями, имеющими прямой доступ к палате. АКП была создана в середине 1970-х гг. с целью электронного осуществления возрастающего числа государственных выплат (например, по программе «Социальная защита»). В настоящее время существуют два оператора АКП: ФРС и Электронная платежная сеть (EPN, ранее NYACH). Особенность Электронной платежной сети состоит в том, что она является небанковским институтом, принадлежащим банкам. Совершение платежа в рамках АКП проходит по следующей общей схеме². Получатель платежа предоставляет разрешение инициатору платежа на зачисление (или списание) средств со счета. Инициатор отправляет документ, содержащий информацию о требующих урегулирования платежах, в организацию, именуемую Originating Depository Financial Institution (ODFI), которая напря-

1 (Bradford, Davies, Weiner, 2003).

2 Там же.

мую или через стороннюю компанию передает документ оператору системы. Оператор АКП редактирует документ и формирует новые документы для требующих урегулирования платежей, направляемые в организацию Receiving Depository Financial Institution (RDFI) или сторонний пункт приема. Далее пункт приема передает платежные запросы (на счета до востребования) в банки, которые могут уведомить пункт приема о том, что некоторые платежи должны быть возвращены или требуют изменения. Затем RDFI передает информацию о совершенных платежах на счет получателя. Оператор АКП производит расчетные сделки между ODFI и RDFI (исходящим пунктом и пунктом приема).

3. Кредитные карты и офлайн (требующие подписи) дебетовые карты.

Схема совершения платежа в наиболее крупных платежных сетях – Visa и MasterCard – следующая¹. Покупатель использует карту для оплаты. Продавец отправляет зашифрованные данные о транзакции своему оператору (например, First Data Merchant Services), который передает эти данные банку покупателя (эмитенту карты) через сеть Visa или MasterCard. Банк-эмитент решает произвести оплату и высылает авторизационный код или отклоняет транзакцию. Оператор продавца уведомляет его о решении или запрете на совершение платежа. В первом случае продавцу требуется подпись клиента для подтверждения сделки. Информация обо всех полученных продавцом платежах по картам объединяется и направляется оператору, который, в свою очередь, передает информацию о платежах банкам продавца и покупателя через оператора АКП. Оператор АКП производит окончательные расчеты между двумя банками, и банк продавца зачисляет на его счет средства.

4. Онлайн-дебетовые карты (требующие ввода PIN-кода).

Покупатель использует карту для оплаты и вводит PIN-код. Продавец направляет информацию о транзакции оператору (банку или третьей организации) для получения разрешения на ее проведение. Оператор передает информацию о транзакции банку (эмитенту карты) покупателя посредством сети электронного перевода денежных средств (Electronic Funds Transfer, EFT). Банк-эмитент проверяет PIN-код и в зависимости от состояния счета держателя карты разрешает или запрещает проведение транзакции. Оператор

¹ (Bradford, Davies, Weiner, 2003).

передает эту информацию продавцу. В случае успешной транзакции средства списываются со счета покупателя немедленно, однако окончательный расчет между продавцом и эмитентом карты происходит в конце дня через АКП. (Оператор создает документ в формате АКП, содержащий информацию о чистой дебетовой позиции каждого банка-эмитента онлайн-карт и о чистой кредитной позиции банковского счета каждого продавца.)¹.

5. Розничные электронные переводы (платежи между физическими лицами).

Данный вид платежей является небанковским и в основном используется для срочных переводов средств как физическими, так и юридическими лицами, а также туристами. Наиболее крупными компаниями в этой области являются Western Union и MoneyGram. Для отправки денег через Western Union клиент должен заполнить специальную форму в одном из офисов компании, а также передать агенту сумму денег, покрывающую перевод и комиссию. После этого агент вводит информацию в компьютерную сеть Western Union. Отправитель средств должен сообщить информацию о переводе получателю, который передаст ее агенту в месте получения. Кроме того, для получения перевода необходимо иметь при себе удостоверение личности и заполнить специальную форму. После выполнения необходимой проверки агент выдает получателю чек. Если агент обладает достаточным запасом денежных средств в офисе, чек немедленно обналичивается².

К развивающимся платежным средствам и методам относятся:

1. Конверсия чеков.

Речь идет о системах, которые позволяют переводить бумажный чек в электронную форму (например, система Check 21 в США, которая была разработана ФРС и запущена в октябре 2004 г.). Чеки могут быть переведены в электронные транзакции на местах продаж через ACH, EFT или платежную сеть Visa. К компаниям, предоставляющим такие услуги, относятся Visa (продукт Visanet), Wells Fargo, Rugulus, American Express. Эта процедура значительно снижает издержки, связанные с клирингом бумажных чеков. В то же время зачастую банкам после обработки чека необходима его «бумажная» версия, и банк вынужден распечатывать электронную копию чека.

¹ (Bradford, Davies, Weiner, 2003).

² Там же.

2. Электронное предоставление и оплата счетов.

Идея этого метода платежа состоит в том, что счет клиенту направляется через интернет. Клиент может оплатить счет также через интернет, другим электронным или бумажным способом. Существуют три основные модели этого типа платежей:

- Biller-Direct (клиент получает счет через интернет и оплачивает его, например, с помощью кредитной карты);
- Lockbox (аналог Biller-Direct – с тем отличием, что изначально выписываются бумажные счета, которые потом сканируются в электронные);
- консолидатор (фирма, которая собирает все счета, рассылает их клиентам и получает оплату).

3. Платежи между физическими лицами (person-to-person).

Данное средство платежа появилось с возникновением аукционных сайтов типа eBay.com. Лидером в этой сфере платежей является небанковская компания PayPal, на которую приходится около 80% рынка. Она позволяет своим клиентам совершать платежи, используя кредитные и дебетовые карты, банковские счета до востребования и специальные предоплаченные счета в PayPal. PayPal проводит операции через свой банк или оператора банка. Также на рынке платежей между физическими лицами работают небанковская компания First Data Company с продуктом MoneyZap и банки, например, Wells Fargo и Citibank.

4. Карты с предоплаченной суммой (*stored-value cards*).

Принцип работы данного платежного средства состоит в том, что с карты списываются средства, находящиеся на небанковском счете. Изначально средства на карту заносятся через чековый счет, АСН, кредитную или дебетовую карту, при помощи наличности. К основным видам карт относятся:

- подарочная карта.

При этом если человек не может или не хочет использовать карту, существуют сайты, где карту можно продать, поменять, отдать на благотворительность. Кроме того, существуют торговые центры, а также сети, принимающие карты, в которые входят Barnes and Nobles, iTunes, Starbucks, NBA, Major League Baseball.

- карты заработной платы (payroll) и карты общего назначения. Данные карты могут быть использованы в банкоматах, терминалах в местах продаж, через интернет. Такие карты обычно используют работодатели, чтобы не заводить на работников счета в банках и, соответственно, экономить на обслужива-

нии карт. К компаниям, использующим такую схему оплаты труда, можно отнести FedEx, UPS, U-Haul, Manpower, ADP, McDonald's, Denny's, Coca-Cola, Sears. Подобными картами также удобно пользоваться людям, у которых нет банковского счета (около 25 млн человек в США).

- карты по оплате медицинских расходов. Некоторые работодатели не оплачивают медицинские счета своих работников, а выдают им специальные карты, что помогает фирмам снижать налогооблагаемые доходы. Новый продукт Healthе сочетает в себе медицинскую и платежную карты.
- предоплаченные карты, которые родители покупают для своих детей (примером такого продукта является VisaBuxx).

5. Бесконтактные платежные средства удобны для совершения небольших покупок, а также значительно снижают время на совершение транзакции. Для проведения такого платежа могут быть использованы Bluetooth, инфракрасный луч, RFID (радио-идентификатор). ExxonMobile разработал Speedpass (для автозаправочных станций), который насчитывает более 6 млн активных установок. Компания American Express выпустила продукт Express Pay, MasterCard – PayPass (для некоторых аптек), а Visa – Visa Wave. Этими картами заинтересовались и выпустили соответствующие продукты Citibank, HSBC, JPMorgan Chase, Key Bank. Возможность бесконтактной оплаты уже встроена в некоторые модели телефонов Nokia. Потенциально она может быть привязана к наручным часам, другим картам. Наибольший потенциал все же имеют телефоны, так как они также позволяют выходить в интернет и пользоваться услугой онлайн-банкинга, а также новой услугой PayPal Mobile через sms-сообщения.

6. Платежи, использующие биометрические средства идентификации плательщика (отпечатки пальцев, голос, сетчатку), уже распространяются в продовольственных магазинах.

7. Дебетовые карты на основе АСН, выпущенные компанией Debitman (главное отличие в том, что эмитентом карты является не банк, а магазин).

8. Платежи с использованием мобильного телефона (*mobile-payments*) активно развиваются в основном в Европе и позволяют клиентам:

- иметь доступ к интернет-банкингу;
- оплачивать телефонные услуги и даже использовать телефон в качестве предоплаченной карты ограниченного назначения;

- в случае встроенного чипа – оплачивать товары и услуги третьей стороне (электронные деньги¹).

Появление широкого класса заменителей для традиционных платежных средств, по-видимому, должно было отразиться на использовании последних. Первое ожидаемое последствие – это снижение спроса на наличные деньги. Развитие платежных систем поставило перед исследователями ряд вопросов: каким образом изменяется спрос на те или иные средства платежа и денежные агрегаты вследствие эволюции платежных систем; как эти изменения влияют на возможности проведения монетарной политики центральными банками? Одним из первых этими вопросами занялся Бенджамин Фридмен (*Friedman, 1999*).

Он писал, что в современном мире публичные высказывания (сигналы), исходящие от центральных банков, влияют на поведение цен и доходностей на финансовых рынках, которые, в свою очередь, влияют на поведение нефинансовых секторов. По этой причине распространено мнение, что сегодня центральные банки могут ничего не делать: рынки сами все за них сделают. Все привыкли считать, что центральные банки могут влиять на экономику. И существует множество убедительных объяснений этого влияния, но если присмотреться, то окажется, что все объяснения опираются на не меньшее число оговорок и предположений о поведении тех или иных агентов. Не вызывает сомнений, что политика центрального банка определяет долгосрочный уровень цен и краткосрочные выпуск и безработицу. Но со временем модели, которые раньше объясняли причинно-следственные связи, больше не работают. Стандартный ответ на вопрос о том, почему центральный банк может влиять на огромные рынки относительно малыми по объему операциями, состоит в том, что ни один другой участник рынка не может через свои операции повлиять на резервы, т.е. центральный банк является монопольным поставщиком резервов.

Несмотря на то что сегодня уровень инфляции в развитых странах низкий, опыт 70-х – начала 80-х гг. показывает, что ценовая нестабильность – возможное явление. Финансовая практика и институты меняются. И сможет ли центральный банк проводить эффективную монетарную политику, зависит от его возможности влиять на процентные ставки. Другими словами, встает вопрос о

¹ В России наиболее известными примерами электронных денег являются Webmoney и Яндекс.Деньги.

том, останутся ли центральные банки источниками монопольного предложения резервов. В США банки должны держать резервы под депозиты, предназначенные для совершения транзакций. Фридмен замечает, что в последние годы появилось много новых средств для совершения сделок, и модели наличной оплаты, рассмотренные нами в *главе 1* данной работы, перестали быть справедливыми. Причина, по которой центральный банк при этом может влиять на процент, кроется в том, что деньги (наличность и резервы) все еще нужны для окончательного урегулирования сделок. Финансовые инновации снижают спрос на деньги, но не уничтожают его.

В этом смысле возможность центрального банка проводить эффективную политику зависит, вообще говоря, не от объема, а от стабильности резервов. И если пока телефонные и транспортные карты по своей сути не отличаются от карт Visa, то несложно предположить, что в недалекой перспективе появятся и получат широкое распространение карты, выпускаемые различными компаниями. Надежность таких карт станут определять сами потребители, а банки уже не будут единственными эмитентами денег. В описываемой системе банковские деньги будут использоваться только в качестве первого звена длинной цепи: например, за небанковскую смарт-карту нужно будет заплатить ее эмитенту наличностью или чеком. При этом поступившие на такие карты платежные средства будут храниться вне банков. Другими словами, депозиты в коммерческих банках окажутся вытеснены с рынка платежных инструментов. Это приведет к тому, что объем традиционных банковских депозитов снизится и, следовательно, сократится объем резервов. Центральный банк может отреагировать на это введением резервных требований на *новые деньги* («небанковские депозиты»), но здесь нужно понимать, что агенты будут стремиться избежать уплаты, изобретая все новые инструменты. В то же время исторический опыт показывает, что проблема неопределенности, связанная с множественностью валют, приводит, скорее, к объединению валют (зона евро), а не к появлению разных «валют» в пределах одной страны. Кроме того, транзакционные издержки, связанные с обменом различных платежных средств, по-видимому, должны быть велики, что нивелирует возможный выигрыш от их использования.

Выходом для центрального банка в такой ситуации может служить опора на наличность – не менее важную компоненту денежной

базы. Можно предложить, чтобы государственные трансакции выполнялись если не при помощи наличности, то при помощи депозитов, по которым есть резервные требования в центральном банке. Кроме того, возможна обязательная выплата налогов через банки. Однако этого, по-видимому, все равно будет недостаточно для влияния центрального банка на экономику.

Кроме того, в последнее время снизилась роль банков в качестве института, предоставляющего займы. Здесь речь идет прежде всего о секьюритизации. В процессе секьюритизации компания превращает свои неликвидные активы в ликвидные ценные бумаги, обеспечиваемые пулом неликвидных активов. Это служит для компании источником дополнительных средств. Такие займы являются небанковскими и финансируются не за счет депозитов. Падение спроса на депозиты служит еще одним источником снижения резервов центрального банка.

Долгое время центральный банк был монополистом в области урегулирования ежедневных огромных по масштабам сделок между банками, которые происходили за счет банковских резервов на счетах центрального банка. Однако ситуация меняется, и конкуренция со стороны частных клиринговых систем способна вытеснить центральный банк с межбанковского рынка. Правда, так или иначе, например, в частной платежной системе CHIPS неурегулированные по итогам дня требования отправляются в систему FedWire, т.е. банки, участвующие в системе CHIPS, должны держать резервы в ФРС. Однако система валовых расчетов в режиме реального времени (*real time gross settlement, RTGS*), являясь не клиринговой системой, может обойтись уже без резервов центрального банка. Возрастающая глобализация и интеграция финансовых рынков снижает возможности центральных банков контролировать краткосрочные процентные ставки, а также провоцирует развитие частных клиринговых систем, которым системы центральных банков часто проигрывают.

Дэвид Кронин и Кевин Доуд (*Cronin, Dowd, 2001*) во многом согласны с Фридменом. Авторы рассуждают следующим образом. Если предположить, что по тем или иным причинам спрос на деньги в экономике снижается, то при неизменном предложении денег цены неизбежно вырастут. Это следует из равенства между спросом и предложением денег:

$$\frac{M^{\text{supply}}}{P} = L(Y, i),$$

где M^{supply} – предложение денег, P – уровень цен, $L(Y, i)$ – функция спроса на деньги, зависящая от показателя экономической активности населения (Y) и альтернативной стоимости хранения денег (i).

Чтобы избежать роста цен, центральный банк должен снизить предложение денег, т.е. снизить денежную базу. В противном случае при значительном расхождении между спросом и предложением денег волатильность цен будет высокой.

Сила центрального банка заключается в том, что он обладает монопольным контролем над денежной базой. Однако власть центрального банка основана не только на монопольном праве эмитировать деньги и влиять на денежную базу, но и на существовании общественного спроса на эти деньги. Вообще говоря, центральный банк может влиять на процент посредством различных заявлений, исходя из которых агенты будут строить свои ожидания относительно политики банка. Однако в этом случае центральный банк действительно должен иметь возможность повлиять на процент, иначе политика объявлений не принесет никаких результатов. Таким образом, для того чтобы политика центрального банка была эффективной, а цены – стабильными, должен существовать устойчивый спрос на денежную базу. Анализ спроса на наличные деньги показывает, что в последние годы появилось огромное количество заменителей наличных денег, которые позволяют переводить средства без прямого использования финансовых институтов. Эти средства платежей являются субститутами именно наличных денег, так как обычно используются для совершения маленьких и средних сделок. Кроме того, новые средства платежей обладают преимуществами по сравнению с наличностью: они более гигиеничны и удобны в использовании, а расходы по ним ниже, чем по чекам. И в довершение всего по ним может выплачиваться процент. В то же время новые средства платежей в отличие от наличности не являются анонимными, а согласно, например, оценкам Рогова (*Rogoff, 1998*), половина наличных денег в странах ОЭСР находится на руках у агентов подпольного рынка. При этом предъявление ими спроса на наличные деньги зависит от налоговой политики государства и возможной легализации незаконного бизнеса¹. В случае если легальный спрос на наличность упадет, то и нелегальный спрос на наличные деньги упадет: их будет негде потратить, так как почти никто не будет принимать такие деньги.

1

В качестве примера можно привести легализацию проституции в Германии.

Если говорить о второй составляющей денежной базы – обязательных (и избыточных) резервах, то зачастую коммерческие банки стремятся сэкономить на депозитах в центральном банке (т.е. снижают спрос на депозиты), хранящихся в нем в качестве резервов. В последнее время в развитых странах существует тенденция к смягчению резервных требований. Таким образом, банки, по сути, сами решают, сколько денег им нужно в качестве резервов. Можно задать вопрос: почему именно резервы в центральном банке используются в качестве страховки? Ответ заключается в том, что избыточные резервы являются предметом торговли на межбанковском кредитном рынке. Если предположить, что в качестве резервов банки будут использовать другие активы и торговать ими, то в этом случае резервы в центральных банках значительно снизятся, поскольку рыночная ставка больше ставки, которую платят (если платят) центральные банки по резервам. В этом смысле система RTGS во многом вывела торговлю на межбанковском рынке из-под контроля центральных банков. У платежных систем центральных банков зачастую нет никаких преимуществ перед частными системами, поскольку последние в условиях конкуренции, желая максимизировать прибыль, все время улучшают свой продукт. По мнению Кронина и Доуда, центральный банк может стать конкурентоспособным, если также будет стремиться максимизировать прибыль. Но такую организацию уже сложно будет называть центральным банком.

В ходе рассуждений авторы приходят к выводу, что в последнее время спрос на денежную базу действительно снижается, что приведет к росту цен при постоянном предложении денег (денежной базы). В таких условиях общий уровень цен, ставка процента, цены на активы становятся уязвимыми к шокам. Дальнейшие изменения в электронных технологиях будут приводить к возрастающей нестабильности цен. При этом чем меньше денежная база, тем больше относительное влияние шоков на экономику. Чтобы этого избежать, центральный банк должен снижать предложение денежной базы в соответствии со снижающимся спросом на нее. Однако это само по себе является непростой задачей, требующей построения сложных моделей.

Авторы предлагают следующие возможные направления монетарной политики:

- 1) регулирование – введение жестких резервных требований для банковских продуктов и для частных активов (например, для депозитных сертификатов и долей во взаимных фондах): организации, предлагающие своим клиентам такие активы, должны

отчислять определенный процент от стоимости актива в качестве резервов центральному банку. Также предлагается введение обязательного условия оплаты налогов наличными деньгами или чеками, привязанными к счетам в центральном банке. Эта мера призвана увеличить спрос на денежную базу. Однако существуют опасения, что это спровоцирует серьезные искажения и будет неэффективно. Агенты будут стремиться избегать этих требований, например, создавая временные депозитные счета для уплаты налогов и уходя в активы, по которым нет резервных требований;

- 2) конкуренция – введение процента по депозитам в центральном банке¹. Однако и в этом случае сложно предсказать, как подобная мера повлияет на спрос на резервы. При этом если предположить, что одновременно спрос на наличность упадет почти до нуля, у центрального банка не будет больше рычага воздействия на систему. Номинальные цены и процентные ставки станут неопределенными. Авторы также не исключают возможность выпуска центральным банком собственных электронных денег. Однако в этом случае нет гарантий, что на электронные деньги центрального банка будет спрос;
- 3) уход от дискреционной политики – автоматическое приспособление денежного предложения:
 - установление фиксированного обменного курса национальной валюты против других валют. Эта мера действенна, только если другие страны будут придерживаться аналогичной политики привязки;
 - установление «стандарта» (например, золотого, через некоторую корзину товаров, через индекс цен на контракты по деривативам). Авторы полагают, что в этом случае цены будут стабильны, будет существовать много эмитентов денег, которые станут обмениваться на рынке по некоторому соотношению. Национальный центральный банк будет одним из эмитентов денежных средств.

При этом авторы не исключают, что в скором будущем необходимость в таком органе, как центральный банк, отпадет: история боль-

¹ С сентября 2008 г. ФРС США впервые стала выплачивать процент по депозитам, как следствие, объем избыточных банковских резервов вырос мгновенно и значительно (см. главу 2, § 1, рис. 6).

шинства центральных банков насчитывает около 100 лет, а до этого времени экономики существовали без них.

Хелен Аллен (*Allen, 2003*) анализирует взаимосвязь между электронными платежами и монетарной политикой. Она пишет, что использование электронных платежей может повлиять на частоту транзакций и привести к замещению одних платежных средств другими. Это может вызвать изменения во взаимосвязи между монетарными действиями и экономической активностью. В качестве примера приводится все возрастающее использование заменителей наличных денег – электронных кошельков. Поскольку данный продукт не является частью денежного агрегата M0, вполне вероятно, что скорость обращения последнего вырастет. И это, в свою очередь, повлияет на связь между наличными деньгами и реальными экономическими переменными. Более ранние финансовые инновации (например, кредитные и дебетовые карты) также влияли на скорость обращения агрегата M0. В этом смысле для монетарных властей принципиальным является понимание того, каким именно образом то или иное платежное нововведение может повлиять на различные денежные агрегаты. При этом появление новых платежных средств, как отмечает Аллен, не влияет на возможности центрального банка проводить монетарную политику, поскольку эмитентам платежных средств необходимы счета в центральном банке для окончательного урегулирования сделок между собой. Однако если предположить, что урегулирование транзакций может происходить в режиме реального времени вне счетов центрального банка, то для последнего может остаться только роль регулятора и арбитра в выборе расчетной единицы.

Практика показала, что электронные деньги не смогли вытеснить традиционные платежные средства¹. Но тем не менее все более широкое распространение новых платежных средств:²

- 1) ограничивает возможности центральных банков по контролю над денежным предложением;
- 2) повышает скорость обращения традиционных денег;
- 3) снижает доходы от сеньоража;
- 4) снижает спрос на банковские депозиты как средство платежа и, как следствие, уменьшает резервы;

1 Более подробно о влиянии платежных инноваций на возможности проведения монетарной политики см. работу под редакцией М. Лацера (*Latzer, 2005*).

2 См. (*Al-Laham, Al-Tarawneh, Abdallat, 2009*).

- 5) снижает возможности монетарного контроля со стороны международных организаций;
- 6) оказывает влияние на денежный мультипликатор.

К услугам розничных платежных систем и средств платежа прибегают в основном физические и юридические лица для совершения небольших платежей. Несмотря на тот факт, что число розничных платежей во много раз превышает число платежей, проходящих через крупные платежные системы, основной объем денежных платежей приходится именно на крупные системы. Непосредственными участниками крупных платежных систем обычно являются банки или небанковские кредитные организации. Другие финансовые, нефинансовые организации и даже физические лица также могут воспользоваться услугами крупных платежных систем через банки – участники системы.

На протяжении длительного времени крупные расчеты проводились на базе неттинговых систем отсроченного платежа (*deferred net settlement system, DNS*). В таких системах расчеты производятся путем клиринга платежей на какой-то момент времени. Примерами таких платежных систем являются BACS в Великобритании, ACH в США, Visa. Расчеты в данных системах существенно снижают банковский спрос на внутрисдневную ликвидность, поскольку зачисление средств на счет каждого банка происходит в конце операционного дня в размере сальдо всех совершенных и полученных им платежей. Однако осуществление платежей в системе DNS сопряжено с высоким риском неисполнения одним из контрагентов своих обязательств по совершению платежа. Банкротство одного из участников системы может спровоцировать существенные системные проблемы.

Во многом следствием именно этих опасений стало создание так называемых валовых платежных систем в режиме реального времени (*RTGS*). В настоящее время этими системами, за редким исключением, управляют центральные банки. Осуществление платежей в таких системах сопряжено с высокой потребностью в ликвидности. Наиболее известными и масштабными примерами RTGS систем являются американская система FedWire и европейские TARGET и TARGET-2, объединяющие национальные платежные системы и Европейский центральный банк.

В России система валовых расчетов в режиме реального времени

была запущена 21 декабря 2007 г. и носит название БЭСП (система банковских электронных срочных платежей)¹. В 2010 г. был завершён перевод расчетов в систему БЭСП по собственным операциям Банка России на Фондовой бирже ММВБ, на внутреннем биржевом рынке государственных ценных бумаг и на единой торговой сессии межбанковских валютных бирж. Участниками системы БЭСП с августа 2010 г. стали все кредитные организации (филиалы), отвечающие соответствующим требованиям к участникам.

Учреждения Банка России, имеющие право осуществлять расчеты через систему БЭСП, являются особыми участниками расчетов (ОУР). Для клиентов Банка России предусматриваются две формы участия в системе БЭСП: прямая – прямые участники расчетов (ПУР) и ассоциированная – ассоциированные участники расчетов (АУР). ПУР имеют непосредственный доступ к проведению платежей (как собственных, так и по поручению своих клиентов) в режиме реального времени, а также могут использовать все услуги, предоставляемые системой БЭСП. АУР имеют опосредованный доступ к проведению платежей в системе БЭСП через ОУР и могут использовать только отдельные услуги системы БЭСП.

По состоянию на 01.04.2011 г. количество участников системы БЭСП составило 3330, из них: ОУР – 289; ПУР – 612; АУР – 2429. Крупнейшими участниками системы БЭСП в 2010 г. стали небанковская кредитная организация ЗАО «Национальный расчетный депозитарий» (до ноября 2010 г. ЗАО «Расчетная палата ММВБ»; 32.1% от общего объема платежей в системе и 2.9% от их общего количества), Федеральное казначейство (6.95% от объема и 3.1% от количества), Сбербанк России (6.3% от объема и 3.3% от количества).

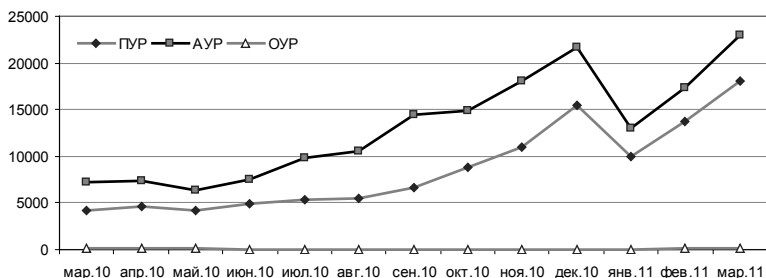
Динамика количества платежей в системе БЭСП с учетом выделения платежей отдельных групп – участников системы представлена на *рис. 1*.

Общая сумма платежей в системе БЭСП в 2010 г. составила 127.3 трлн руб. Динамика объема платежей с учетом выделения платежей отдельных групп – участников системы представлена на *рис. 2*.

Сегодня широкое признание в мире получила система CLS (continuous linked settlement) – транснациональная система, созданная ведущими мировыми коммерческими банками. Она соединяет системы RTGS различных центральных банков, что способствует снижению риска неисполнения контракта. В рамках этой системы

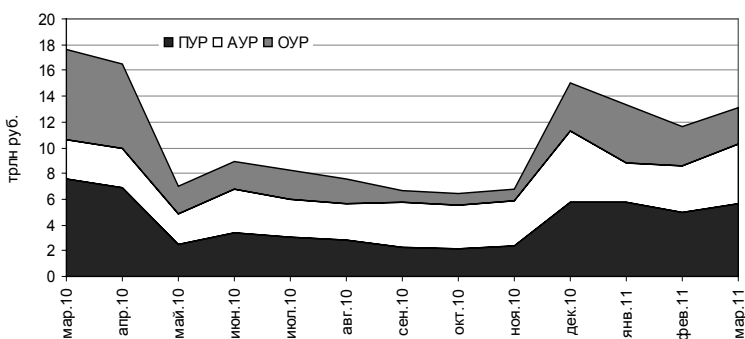
1

Информация о системе БЭСП взята из данных и материалов Банка России.



Источник: данные Банка России.

Рис. 1. Информация о количестве платежей, проведенных в системе БЭСП



Источник: данные Банка России.

Рис. 2. Информация об объемах платежей, проведенных в системе БЭСП

возможно только осуществление обмена валют, но не совершение корпоративных международных платежей. Через CLS ежедневно проходят платежи на сумму свыше 1 трлн долл.

Отдельно необходимо отметить частные системы RTGS – системы CNS (continuous net settlement). Примерами таких систем являются CLS, американская CHIPS (которая в течение длительного времени была неттинговой расчетной системой) и французская PNS. Для осуществления расчетов в таких системах банковская ликвидность на счетах в центральном банке переводится на отдельные счета в центральном банке или на счета в самой платежной системе. Данные по всем сделкам записываются на этих счетах, а в конце дня информация переводится в систему RTGS, где и осуществляется окончательное урегулирование платежей.

Кроме того, существуют так называемые гибридные системы, со-

четающие в себе черты различных платежных систем. Признаки гибридной системы появляются у FedWire и TARGET: они позволяют осуществлять платежи в порядке специальной очереди с целью оптимизации процесса и предотвращения остановки работы системы из-за недостатка средств на счетах одного или нескольких участников.

Существующие сегодня национальные платежные системы в режиме реального времени с непрерывным урегулированием (*real time with continuous finality*) позволяют осуществлять внутренние платежи в иностранной валюте. При этом в рамках таких систем платежи осуществляются не при помощи денег на счетах в центральных банках, а через счета в коммерческих банках. К примеру, такая система в Швейцарии была основана в 1999 г., когда объединением швейцарских финансовых институтов был открыт Swiss Euro Clearing Bank (SECB) в Германии. В рамках этой платежной системы доступны внутрисдневной и овернайт кредиты под залог. При этом SECB является участником системы RTGSplus, через которую, в свою очередь, есть выход в систему TARGET.

Подробнее рассмотрим особенности валовых расчетных систем в режиме реального времени (RTGS) с точки зрения их потенциального влияния на спрос на деньги. Платежи, осуществляемые в системе RTGS, зачастую относятся к межбанковским платежам и отвечают внутренним потребностям банков. Такие платежи, как известно, не имеют непосредственного отношения к традиционному спросу на деньги, поскольку выполняются деньгами (платежными средствами), не связанными с денежными агрегатами. Можно сказать, что внутренние межбанковские платежи отвечают за *технический* спрос на денежные средства. Другая часть платежей в системе RTGS осуществляется банками по поручению своих клиентов, которые предъявляют спрос на транзакционные средства. Далее мы попытаемся проследить возможные каналы влияния *техники* осуществления платежей на спрос на различные виды денег. Рассмотрим некоторые общие тенденции, для иллюстративного примера используя опыт США.

Вообще говоря, можно выделить четыре вида ликвидности, доступной банкам – участникам системы валовых расчетов в режиме реального времени:

- 1) средства на счетах в центральном банке (резервы);
- 2) средства, приходящие от других банков в течение дня;
- 3) внутрисдневные или овернайт-займы у центрального банка;
- 4) займы у других банков на межбанковском кредитном рынке.

Для осуществления платежа банк должен обладать всей суммой

на своем счете в центральном банке или на счете в платежной системе. Аналогично клиент банка, желающий совершить платеж через систему валовых расчетов, должен обладать всей суммой средств на своем счете в банке или иметь возможность взять необходимые средства в кредит у банка (самым простым способом в этом случае является кредитная линия).

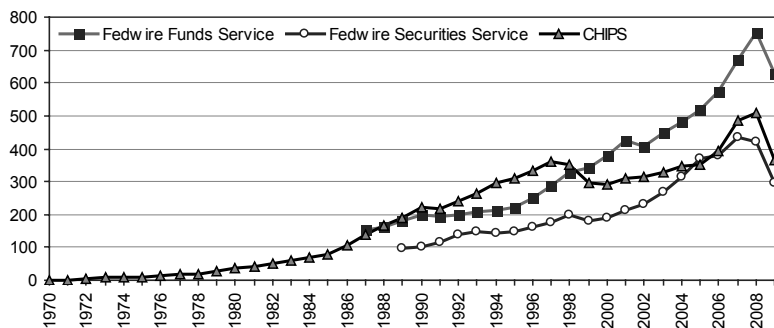
В системах валовых расчетов средства в центральном банке (central bank funds) перечисляются со счета банка-плательщика на счет банка-получателя. В большинстве таких систем центральные банки предоставляют внутрисдневные кредиты (intraday credit или daylight overdraft) банкам – участникам системы. Такие кредиты обычно являются залоговыми (операции репо) или по ним берется некоторый процент. Если бы центральные банки не предоставляли банкам подобные кредиты (как, например, в Швейцарии), это привело бы к высоким издержкам, так как банки были бы вынуждены держать на своих счетах значительные избыточные резервы для осуществления платежей. При этом отметим, что если некоторые центральные банки действительно не предусматривают выдачу внутрисдневного кредита, то все центральные банки предоставляют коммерческим банкам кредиты овернайт, которые являются для банков более дорогостоящим и поэтому менее выгодным источником ликвидности.

Классическим примером системы RTGS является платежная система FedWire, которая обслуживает два вида платежей:

- 1) межбанковские платежи (FedWire Funds Service);
- 2) операции по хранению, переводу, оплате облигаций (FedWire Securities Service), совершаемые депозитарными институтами США, а также отделениями и филиалами иностранных банков на территории США. Кроме того, FedWire хранит записи обо всех торгуемых облигациях Казначейства.

На *рис. 3* представлена динамика объема платежей, совершенных в платежной системе FedWire по этим двум видам услуг, в период с 1987 по 2009 г. Для сравнения на этом же рисунке приведены объемы платежей в системе CHIPS (в период с 1970 по 2009 г.).

Выше мы уже говорили о том, что объемы платежей, проходящих через крупные платежные системы, во много раз превышают объемы платежей в розничных платежных системах. По данным ФРС, различная обработка и клиринг чеков, осуществляемые через платежные системы ФРС, по порядку платежей исчисляются десятками триллионов долларов в год, в то время как порядок расчетов через системы FedWire и CHIPS исчисляется сотнями триллионов долла-



Примечание. Более ранние данные об объеме платежей в FedWire в открытом доступе отсутствуют.

Источники: данные ФРС и CHIPS.

Рис. 3. Годовые объемы платежей в системах FedWire и CHIPS (трлн долл.) в период с 1970 по 2009 г.

ров в год, а начиная с 2004 г. – тысячами триллионов. Однако сами по себе эти цифры не являются информативными, поскольку могут отражать исключительно технический спрос на деньги со стороны кредитных организаций. Для выявления влияния платежных систем RTGS на спрос на традиционные деньги необходимо понимать, какая доля платежей в системе FedWire осуществляется банками по поручению своих клиентов (предпочтительно с разбивкой клиентов по категориям финансовых и нефинансовых организаций).

Однако ФРС не обладает статистикой о том, какой объем и число операций совершается в FedWire банками по поручению своих клиентов. Об этом говорится в одном из выпусков Бюллетеня ФРС за 2008 г.: «An unknown number of transactions of other types are made over these systems [FedWire and CHIPS] by consumers and businesses». В то же время в одном из выпусков квартального обзора федерального резервного банка Нью-Йорка за зиму 1987–1988 г. приводится следующая статистика по платежам, совершенным в крупных платежных системах США 4 июня 1986 г. (этот день, по мнению исследователей, являлся обычным, нормальным, типичным днем). Авторы выделили отдельную категорию платежей «commercial & miscellaneous» (*торговые, промышленные и прочие*), которая отвечает за платежи, связанные с основной деятельностью фирм и осуществляемые банками по поручению своих клиентов. Такие платежи в системе CHIPS составили 6.2% от объема и 4.5% от количества, а в системе FedWire – 17% от объема и 22.7% от количества.

По данным Банка международных расчетов (BIS), по итогам 1987 и 1988 гг. около 10% всех платежей, совершенных в FedWire, приходилось на интересующие нас коммерческие платежи, отвечающие транзакционному спросу на деньги.

Кроме того, в одной из публикаций федерального резервного банка Нью-Йорка за июль 2004 г. приводятся результаты опроса 733 нефинансовых фирм, в каждой из которых работает не менее 10 тыс. человек. Случайно выбранным 200 фирмам были разосланы вопросники, которые заполнили только в 101 компании. По результатам опроса выяснилось, что 99% фирм совершают платежи через крупные системы (FedWire, CHIPS) и 100% фирм получают средства на свои счета через эти системы. При этом у фирм, использующих «крупные» платежи, на долю таких платежей в среднем приходится около 12% от числа исходящих платежей и около 13% от числа входящих платежей. При этом медианное значение по обоим показателям составило 5%.

Однако в работе, посвященной исследованию способов платежей, которые используют фирмы и физические лица, Гердес и Ванг (*Gerdes, Wang, 2008*) пишут (выпуск Бюллетеня ФРС за октябрь 2008 г.): «Платежи, проводимые через крупные платежные системы (такие как FedWire ... или CHIPS ...) ... находятся за рамками данной статьи. Эти системы используются преимущественно для совершения крупных монетарных и финансовых транзакций, таких как займы овернайт между депозитарными институтами». В то же время, по данным BIS, в 2000 г. 42% от объема платежей (80% от их числа), прошедших через FedWire Funds, приходилось на клиентов банков (небанковские финансовые организации и фирмы), осуществляющих свои операции через них.

Несмотря на тот факт, что по платежам в валовых расчетных системах существует только разрозненная статистика, несомненно, что значительные объемы платежей, проходящих через RTGS-системы, проводятся от имени клиентов банков, т.е. такие платежи потенциально могут оказывать влияние на спрос на транзакционные деньги. Логику влияния техники осуществления платежей на спрос на деньги описал в своей статье Дотси (*Dotsey, 1985*): «Подход, используемый для анализа потенциального влияния инноваций в сфере управления ликвидностью на спрос на депозиты до востребования, строится на модели спроса на деньги, в которой фирмы могут влиять на транзакционные издержки перевода средств между депозитами до востребования и рыночными инструментами, инвестируя в услуги по управлению ликвидностью... Существуют серьезные основания полагать, что использование ус-

луг по управлению ликвидностью тесно связано с числом¹ электронных переводов [EFT, electronic funds transfers]. Значительная часть сэкономленных депозитов до востребования инвестируется на небольшое время, зачастую только в овернайт. Краткосрочная природа этих переводов подразумевает, что они должны совершаться в деньгах, доступных при первой необходимости и которые обычно переводятся способом «wire». Число таких переводов в системе FedWire может служить полезным индикатором использования сложных схем управления ликвидностью».

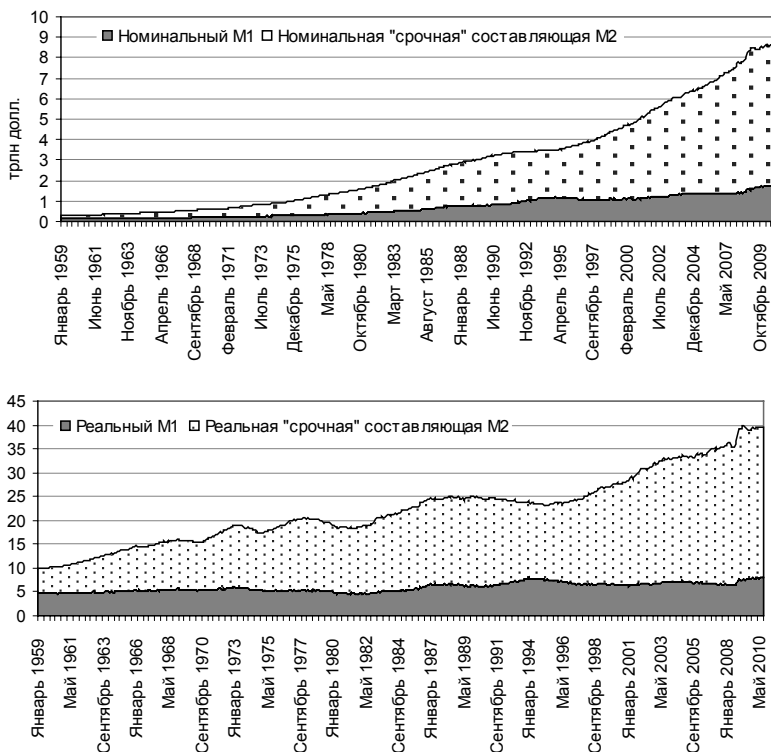
Попытаемся проследить возможное влияние RTGS на спрос на деньги на примере США, оговариваясь, что мы не рассматриваем другие платежные и банковские инновации, потенциально имеющие отношение к спросу на деньги. Скорость обращения денежного агрегата M1 в США в период с 1960 по 2010 г. существенно менялась со временем, в то время как скорость обращения M2 была куда менее волатильной, хотя и далеко не постоянной величиной. Количественная теория денег ($MV=PY$) утверждает, что увеличение скорости обращения денег (при прочих равных) должно свидетельствовать о снижении спроса на реальные деньги. Поэтому можно предположить, что спрос на агрегат M1 в США на протяжении рассматриваемого периода существенно менялся.

На *рис. 4* показана динамика агрегата M2 (с отдельным вкладом агрегата M1 и «срочной» части M2). Обратим внимание на то, что рост агрегата M2 происходил в основном за счет роста «срочной» составляющей. На *рис. 5* показана динамика «срочных» составляющих агрегата M2 в США. Заметим, что наибольший рост демонстрируют сберегательные депозиты в коммерческих банках.

Появление систем валовых расчетов в режиме реального времени, по-видимому, должно было изменить спрос со стороны банков и фирм на средства платежа, которыми являются резервы в ФРС и депозиты до востребования в банках соответственно. Причинами потенциальных изменений служат валовый характер расчетов и скорость их осуществления.

В системах отсроченного неттинга платежи совершаются в течение дня, но их урегулирование (зачисление и списание средств со счетов) происходит один раз в конце рабочего дня. В этом смысле в системах

¹ Дотси также использовал показатель объема переводов, но, по его мнению, число переводов лучше отражает использование схем по управлению ликвидности всеми фирмами, так как объем переводов может быть смещен из-за нескольких крупных переводов малого числа фирм.



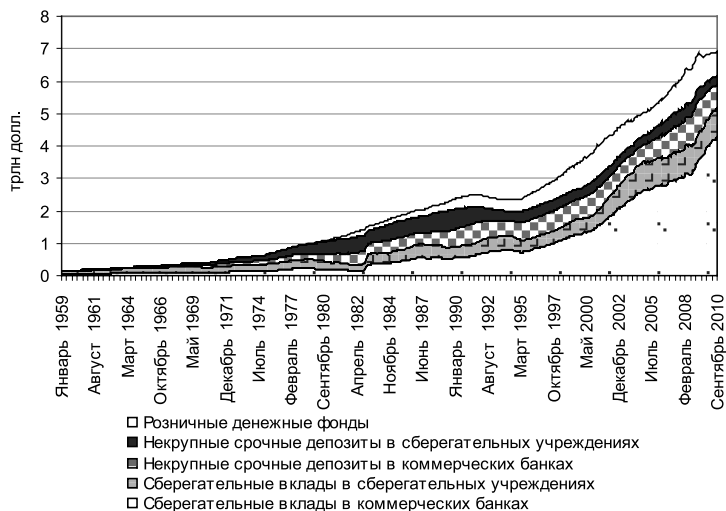
Примечание. Для построения реального агрегата M2 были использованы данные по индексу потребительских цен.

Источник: данные ФРС.

Рис. 4. Динамика номинального (трлн долл.) и реального денежного агрегата M2 в США в период с 1959 по 2010 г.

отсроченного неттинга банкам предоставляются *неявные* внутридневные кредиты. Для нормального функционирования системы RTGS необходим источник дневной ликвидности. В большинстве таких платежных систем источником ликвидности являются внутридневные овердрафты центральных банков. Для совершения платежа банк должен иметь на счете в ФРС требуемую сумму в полном объеме. Как следствие, внутридневной спрос со стороны банков на средства платежа (резервы) повышается и становится более волатильным.

На протяжении длительного времени почти все резервы в системе являлись обязательными резервами (см. *рис. 6*). Существенный



Примечание. Для построения «срочных» составляющих M2 в реальном выражении были использованы данные по индексу потребительских цен.

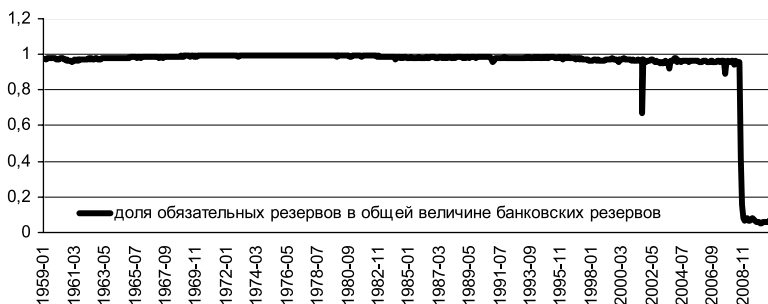
Источник: данные ФРС.

Рис. 5. Динамика составляющих M2, не входящих в M1, в США в номинальном (трлн. долл.) и реальном выражении в период с 1959 по 2010 г.

сдвиг в динамике резервов осенью 2008 г. объясняется тем, что ФРС стала выплачивать банкам процент по необязательным резервам.

Спрос со стороны банков на расчетные средства в системах RTGS, видимо, не имеет большого отношения к традиционному спросу на деньги. В то же время для совершения платежа в системе RTGS фирме (как и банку) необходимо иметь на своем счете всю необходимую сумму. В случае если фирма не обладает этой суммой, она может взять кредит в форме овердрафта у коммерческого банка. (Коммерческий банк, в свою очередь, выполнит транзакцию за счет резервов в центральном банке или внутридневного кредита.) Таким образом, происходит создание новых денег. Получается, что RTGS способствует росту депозитов до востребования. Одновременно с этим системы RTGS увеличивают скорость обращения платежных средств и позволяют клиентам банка практически мгновенно переводить высвободившиеся транзакционные средства в более доходные активы (срочные депозитные счета, на рынки ценных бумаг, валют, овернайт), что снижает спрос агентов на депозиты до востребования.

Следствием увеличения скорости обращения платежных средств и «транзакционных денег» в системе RTGS является тот факт, что сразу после совершения платежа банк-получатель может кредитовать своих клиентов, использовать средства для совершения других платежей или немедленно купить на эти деньги какой-нибудь актив. Поэтому чем более дешевый внутридневной кредит предлагает ФРС, тем меньше могут фирмы и банки использовать собственных денег для совершения платежей и тем больше своих денег они могут направлять в высо-



Источник: данные ФРС.

Рис. 6. Динамика доли обязательных резервов в общей величине резервов в период с 1959 по 2010 г.

кодоходные активы. Как следствие, можно предположить, что деньги становятся более чувствительны к проценту. Отметим, что номинальная величина депозитов до востребования практически не менялась в последние годы, в то время как денежные агрегаты существенно выросли. При этом депозиты до востребования и чековые депозиты в реальном выражении имеют тенденцию к снижению (см. *рис. 4 и 7*).

Как отмечалось выше (см. *рис. 5*), сберегательные счета в коммерческих банках росли в США в последние годы непропорционально быстро по сравнению с другими доходными компонентами M2. Этот факт, видимо, объясняется более высокой ставкой процента по сберегательным счетам, чем по другим «срочным» счетам, входящим в M2.

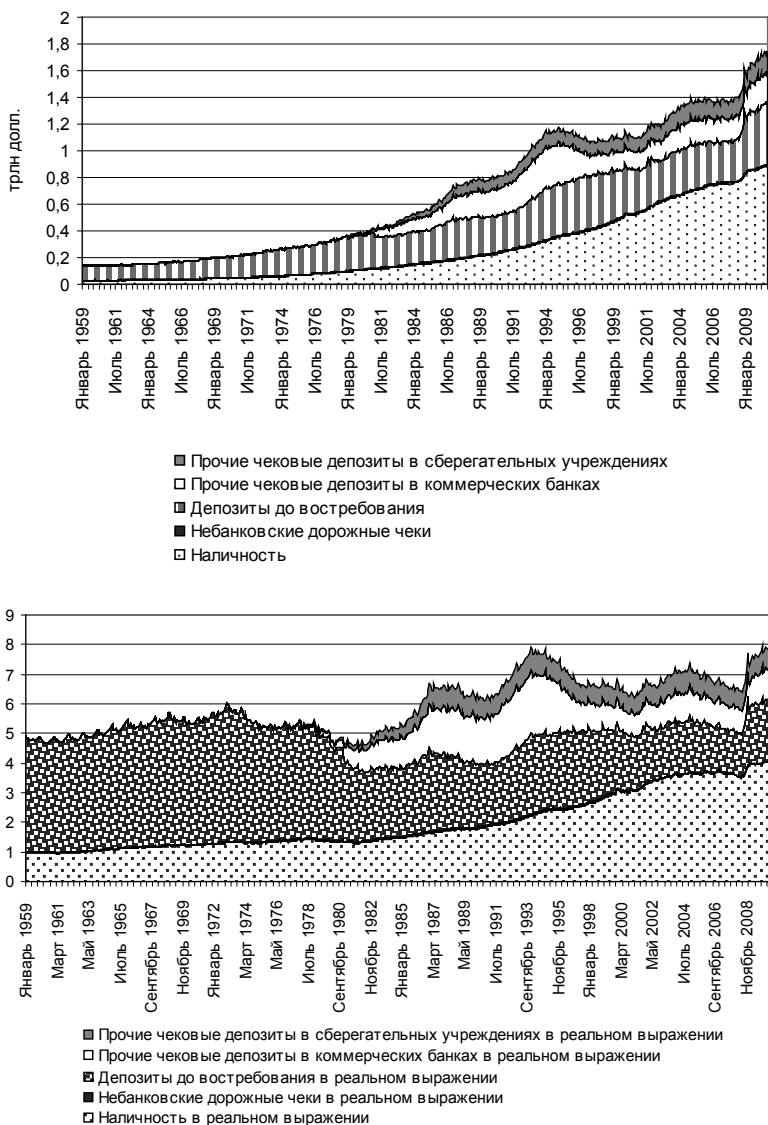
Рис. 8 демонстрирует рост доли агрегата M0 в агрегате M1 на протяжении рассматриваемого периода в США. Наличные являются средством платежа при совершении мелких покупок. Традиционно американцы любят использовать наличные деньги в повседневной жизни. На спрос на наличные деньги оказывает влияние множество различных факторов, поэтому графический анализ не позволяет сделать вывод о том, оказывают ли изменения в сфере крупных платежей влияние на объем наличных денег в экономике.

Можно предположить, что при отсутствии систем RTGS и, соответственно, дешевых внутрисдневных кредитов депозиты до востребования могли бы существенно возрасти, чтобы удовлетворить стремительно увеличившийся объем различных платежей в экономике. То есть в целом системы RTGS и предоставляемые в рамках этих систем внутрисдневные кредиты могли способствовать снижению M1.

Выше было показано, что денежный агрегат M2 в США стремительно увеличивался в последние годы за счет роста доходных составляющих. На *рис. 9* показана динамика доли всех «срочных» счетов в агрегате M2 в период с 1959 по 2010 г.

На основании приведенных выше рассуждений мы не можем сделать надежные выводы о направлении влияния системы RTGS на спрос на различные виды денег в США. По этой причине в *главе 2, § 3* будут рассмотрены различные эмпирические работы, посвященные вопросу влияния систем RTGS (и других платежных инноваций) на спрос на деньги.

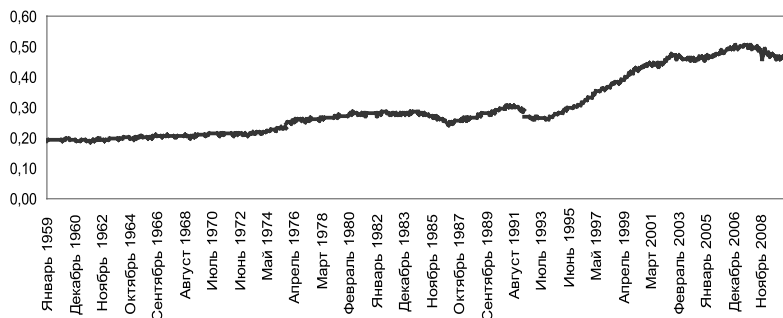
Как было сказано выше, системой валовых расчетов в режиме реального времени в России является платежная система БЭСП. Принципиальным преимуществом использования этой системы участниками финансового рынка является возможность совершать расчеты на условиях «поставка против платежа» денежными сред-



Примечание. Для построения составляющих M1 в реальном выражении были использованы данные по индексу потребительских цен.

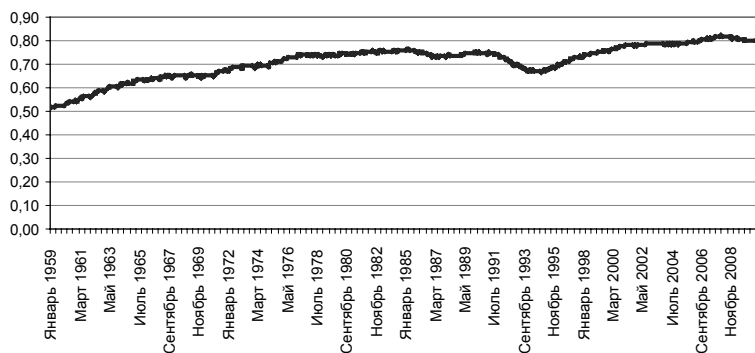
Источник: данные ФРС.

Рис. 7. Динамика составляющих агрегата M1 в номинальном (трлн долл.) и реальном выражении в США в период с 1959 по 2010 г.



Источник: данные ФРС.

Рис. 8. Динамика доли наличности в М1 в США в период с 1959 по 2010 г.



Источник: данные ФРС.

Рис. 9. Динамика доли «срочных» счетов в М2 в США в период с 1959 по 2010 г.

ствами, размещенными на счетах в Банке России. Благодаря скорости совершения платежей, можно ожидать, что данная платежная система будет привлекать все больше новых клиентов (речь идет как о банковских и небанковских финансовых организациях, так и о нефинансовых корпорациях). Для сравнения, в системах внутри- и межрегиональных электронных расчетов (ВЭР и МЭР) Банка России операции проводятся в среднем за 0,6 и 1 день соответственно. Таким образом, главная функция системы БЭСП состоит в повышении эффективности финансовой системы страны — переводе крупных срочных платежей в режиме реального времени.

В настоящее время в России получили широкое развитие так называемые «зарплатные» проекты – основной источник роста числа банковских карт. По состоянию на 1 января 2011 г. в России было зарегистрировано почти 144.5 млн эмитированных кредитными организациями карт: большинство из них составляют расчетные карты (72.9% – без «овердрафта», 15.5% – с «овердрафтом»). Остальную долю занимают кредитные (7.0%) и предоплаченные карты (4.6%). Рост числа банковских карт сопровождается увеличением числа и объема операций, совершенных при помощи карт, а также числом электронных терминалов и банкоматов. Отметим, что специфика российского рынка банковских карт состоит в том, что основное использование данного инструмента – снятие и получение наличных денежных средств (за IV квартал 2010 г. такие операции составили 66.7% от количества и 89.9% от объема). Вероятно, это связано как с низкой финансовой грамотностью населения, так и с небольшой долей торговых предприятий, принимающих оплату банковскими картами. Есть основания ожидать, что в ближайшие годы роль банковской карты как платежного инструмента будет возрастать. Кроме того, в настоящее время развитие рынка платежных карт в России неравномерно: Центральный, Уральский и Северо-Западный федеральные округа опережают другие российские округа по таким параметрам, как количество эмитированных карт на одного жителя, развитость инфраструктуры платежных карт, объем и количество операций, проводимых с использованием платежных карт¹. Таким образом, у рынка платежных карт в России имеются значительные перспективы роста².

Существует большое число теоретических и эмпирических работ, посвященных исследованию влияния изменений в сфере денежных платежей на спрос на различные виды денег. Точкой отсчета таких исследований спроса на деньги являются, по-видимому, работы Стефана М. Голдфельда, о которых было сказано выше. Более ранняя работа Голдфельда и его соавторов (*Goldfeld et al., 1973*) обнаруживает, что эконометрическая модель, объясняющая спрос на реальный денежный агрегат M1 как стабильную функцию от реального ВВП и номинальных процентных ставок, хорошо описывает квартальные данные по США в период с 1952 по 1972 г. Этот вывод делается не только на основе точности соответствующих

1 Банк России. Обзор российского рынка платежных карт за 2009 год, Москва, 2010.

2 Проблеме влияния банковских карт на спрос на деньги в России посвящена глава 4 данной работы.

прогнозов, но и на основе того, что по результатам теста Чоу не отвергается гипотеза о постоянстве коэффициентов модели на под-периодах. Однако в работе, опубликованной всего через три года, Голдфельд (1976) показывает, что на основании тех же критериев поведение функции спроса на деньги заметно ухудшается, когда выборка продлевается до 1976 г. Позднее на более длинных выборках уравнения спроса на деньги оставались нестабильными, а прогнозы, основанные на таких моделях, систематически предсказывали большие значения реальной денежной массы М1 по сравнению с реальными данными конца 1970-х гг. и меньшие значения для конца 1980-х гг.¹.

На протяжении последних десятилетий многочисленные эмпирические исследования подтверждали нестабильность стандартных эконометрических спецификаций спроса на деньги и относили причину нестабильности к инновациям в финансовом секторе. Ниже будут рассмотрены некоторые теоретические модели спроса на деньги с учетом финансовых инноваций, а также их более узкого аспекта – инноваций в сфере денежных платежей.

§ 2. Теоретические модели влияния технологии платежей на спрос на деньги

Одной из первых теоретических работ, рассматривающих возможность того, что финансовые инновации могут иметь значительное влияние на спрос на деньги, является работа Симпсона и Портера (*Simpson, Porter, 1980*). В ней предлагается модифицированная версия классической модели спроса на деньги с точки зрения запаса, допускающая эндогенные изменения в интенсивности работы агентов по управлению денежными средствами.

Мы подробно рассмотрим более позднюю теоретическую модель, предлагаемую в работе Питера Айленда (*Ireland, 1995*). Данная работа обеспечивает формальную аргументацию для некоторых эконометрических спецификаций спроса на деньги, которые стремятся учесть влияние финансовых инноваций, а также демонстрирует, что популярная теоретическая модель спроса на деньги, модифицированная подходящим образом, может объяснить необычную монетарную динамику, присущую данным.

Модель рассматривает экономику абсолютного предвидения в

1 См. (*Goldfeld, Sichel, 1990*).

дискретном времени и на бесконечном горизонте. Экономика состоит из бесконечного числа рынков, которые расположены на границе окружности с единичным радиусом. Случайным образом выбирается рынок, которому присваивается номер 0. Далее каждому рынку присваивается номер $i \in [0, 1]$ в соответствии с удаленностью (движение по часовой стрелке) от нулевого рынка. На каждом рынке продается только один скоропортящийся товар (который не может быть перенесен из одного периода в другой). Таким образом, товарам также присваивается индекс $i \in [0, 1]$, соответствующий месту, где товар покупается и продается.

В экономике существует континуум бесконечно живущих агентов, каждому из которых присваивается номер $j \in [0, 1]$. Запас блага i у агента j в момент времени t обозначается как $e_t^j(i)$, а потребление товара i этим агентом в момент времени t – как $c_t^j(i)$. Домохозяйство j живет на границе окружности в области, захватывающей рынки $i \in [j, j + \varepsilon)$,¹ где $0 < \varepsilon < 1$, и в каждом периоде $t \geq 1$ обладает положительным запасом каждого из товаров, торгуемых на этих рынках. Запасы домохозяйства j равномерно распределены на интервале $[j, j + \varepsilon)$ так,

$$\text{что } e_t^j(i) = \begin{cases} e_t > 0 \text{ для } i \in [j, j + \varepsilon), \\ 0, \text{ иначе.} \end{cases}$$

Поскольку e_t не зависит от j , то суммарный запас блага в экономике является постоянной функцией $\bar{e}_t(i) = \bar{e}_t$ для любого $t \geq 1$. Предпочтения домохозяйств идентичны и представимы в виде аддитивно-сепарабельной по времени функции полезности:

$$U(\{c_t^j\}_{t=1}^{\infty}) = \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \left\{ \int_0^1 u[c_t^j(i)] di \right\}, \quad (52)$$

где $u(\bullet)$ – строго возрастающая, строго вогнутая, дважды бесконечно дифференцируемая функция с пределом $\lim_{c \rightarrow 0} u'(c) = \infty$ и дисконтирующим фактором $\beta \in (0, 1)$.

Для любого рынка $i \in [0, 1]$ и любого момента времени $t \geq 1$ существует бесчисленное множество домохозяйств, обладающих положительным запасом блага i в момент времени t . Следовательно, все рынки являются конкурентными. В дополнение к этому, учитывая строгую симметричность, наложенную на предпочтения и запасы, модель ограничена рассмотрением конкурентного равновесия, в ко-

¹ Для $j + \varepsilon > 1$ интервал $[j, j + \varepsilon)$ должен быть заменен на $[j, j + \varepsilon - 1)$.

тором в каждый момент времени все товары торгуются по одной и той же относительной цене. В таком равновесии возможности и цели идентичны по всем домохозяйствам. Таким образом, поведение репрезентативного домохозяйства, обладающего запасом $[0, \varepsilon)$, может быть исследовано с учетом того факта, что все другие домохозяйства будут вести себя симметрично. В соответствии с этим индексы j опускаются и условия равновесия записываются в виде количеств для репрезентативного агента.

Предположение $\lim_{c \rightarrow 0} u'(c) = \infty$ подразумевает, что несмотря на то, что у репрезентативного агента существует только запас блага $i \in [0, \varepsilon]$, в целом он станет предъявлять спрос на положительные количества всех благ $i \in [0, 1)$ и, таким образом, будет вынужден получать блага $i \in [\varepsilon, 1)$ посредством торговли с другими домохозяйствами. Чтобы описать возможности торговли агента, следуя Лукасу и Стоки (*Lucas, Stokey, 1983*), предполагается, что каждое домохозяйство состоит из двух частей – продавца и покупателя. В каждый момент времени, в то время как покупатель движется по окружности с намерением купить различные потребительские товары, продавец остается дома и продает имеющийся у него запас покупателям из других домохозяйств. Находясь на рынке, близко расположенном к дому, а именно на интервале $[\varepsilon, x)$, репрезентативный агент-покупатель имеет возможность делать покупки в кредит, поскольку он хорошо знаком живущим здесь продавцам. Находясь далеко от дома, а именно на интервале $[x, 1)$, покупатель не знаком местным продавцам и вынужден расплачиваться за покупки наличными деньгами. Симметрично репрезентативный продавец готов и желает отпустить в кредит знакомым покупателям из области $(1-x, 1-\varepsilon)$, но настаивает на оплате наличными для всех остальных агентов.

Трактовка подхода наличной оплаты Лукаса–Стоки расширена Айлендом в том смысле, что каждый агент может стать «узнаваемым» и на более отдаленных рынках и, таким образом, совершать покупки в кредит там, где раньше товары ему были доступны только за наличные деньги. Чтобы стать «узнаваемым», агент должен воспользоваться финансовой инновацией, что сопряжено с издержками. Формально этот процесс моделируется путем присвоения индекса времени переменной x , которая была введена выше, так, что агент может выбирать x_t в каждый момент времени t , исходя из ограничения

$$f(k_t) \geq x_t, t = 1, 2, \dots, \quad (53)$$

где k_t – запас финансового капитала в момент времени t , а производственная финансовая функция f строго возрастающая, вогнутая, дважды непрерывно дифференцируемая.

Репрезентативный агент может увеличить запас своего финансового капитала между периодами времени t и $t+1$ путем инвестирования, вместо потребления или продажи, некоторого количества $s_t(i)$ любого товара $i \in [0, \varepsilon]$, запасом которого он наделен в период t . Для заданного $k_t \geq 0$ запас капитала выводится исходя из условия

$$(1 - \delta)k_t + b_t \int_0^\varepsilon s_t(i) di \geq k_{t+1}, \quad t = 1, 2, \dots, \quad (54)$$

где $\delta \in [0, 1]$ – ставка амортизации финансового капитала, а b_t – технологический параметр, определяющий норму трансформации между потреблением и инвестициями. Рост b_t отражает экзогенные по отношению к финансовому сектору улучшения в компьютерных и коммуникационных технологиях, что снижает издержки, связанные с финансовой инновацией, во времени. Поскольку все товары торгуются по одной и той же цене, $s_t(\bullet)$ без потери общности может быть ограничена постоянной функцией $s_t(i) = s_t$ на $i \in [0, \varepsilon]$. В этом случае (54) упрощается до условия

$$(1 - \delta)k_t + s_t \geq k_{t+1}, \quad t = 1, 2, \dots \quad (55)$$

Поскольку инвестиционный процесс является необратимым, s_t должна быть неотрицательна для всех $t \geq 1$.

Следуя Дотси (*Dotsey, 1984*), финансовая инновация моделируется как инвестиционный проект, который связан с необходимостью понести начальные издержки в момент t , чтобы в период $t+1$ иметь возможность покупать товары в кредит на более удаленных рынках. Первоначальные издержки являются фиксированными, так как они не зависят от долларового объема товаров, приобретаемых на каждом рынке. Более того, если издержки были однажды понесены, то в случае, если агент больше не нуждается в использовании продуктом инновации, он не может вернуть потраченные деньги.

В конце каждого периода $t \geq 1$ после того, как были потреблены все покупки и части непроданных и неинвестированных запасов, домохозяйства собираются на централизованном рынке активов, чтобы оплатить все долги и собрать деньги, необходимые для совершения покупок в следующем периоде. Государство участвует в этом путем предоставления единовременного денежного трансферта H_t каждо-

му домохозяйству (если $H_t < 0$, то речь идет о паушальном налоге). Репрезентативное домохозяйство покидает рынок активов в конце периода t с наличным запасом M_{t+1} .

Домохозяйства могут занимать и давать друг другу в долг на рынке активов в конце периода, торгуя однопериодными номинальными дисконтными облигациями. Домохозяйство покупает облигации, платя B_{t+1} денежных единиц на рынке активов в периоде $t+1$ за

B_{t+1}/R_t денежных единиц на рынке активов в период t , где R_t – валовая номинальная процентная ставка между двумя этими периодами.

В период 0, когда агенты получают первоначальные трансферты от государства H_0 , рынок активов также открыт и на нем происходят операции по купле-продаже облигаций. Первоначальный объем облигаций на руках у репрезентативного домохозяйства обозначается как B_0 , а ставка процента – как R_0 . Поскольку чистое предложение облигаций должно быть равно нулю, в равновесии условие $B_t = 0$ должно выполняться для всех $t \geq 0$. Также должно выполняться условие уравниваемости рынка $M_{t+1} = M_{t+1}^s$, где предложение денег в

расчете на одно домохозяйство M_{t+1}^s определяется как $M_{t+1}^s = \sum_{u=0}^t H_k$

для всех $t \geq 0$. В момент времени 0 домохозяйство сталкивается с бюджетным ограничением:

$$B_0 + H_0 \geq \frac{B_1}{R_0} + M_1. \quad (56)$$

В качестве ресурсов в моменты времени $t \geq 1$ агент обладает доходом, полученным от продажи непотребленных и неинвестированных запасов, деньгами и облигациями из предшествующего периода, а также государственным трансфертом на конец периода. Эти ресурсы распределяются на потребление, а также деньги и облигации, которыми будет обладать агент в следующем периоде. Таким образом, агент сталкивается со следующим бюджетным ограничением:

$$\begin{aligned} & \frac{B_t + M_t + H_t}{p_t} + \int_0^e [e_t(i) - c_t(i) - s_t(i)] di \geq \int_0^1 c_t(i) di + \\ & + \frac{M_{t+1}}{p_t} + \frac{B_{t+1}}{p_t R_t}, t = 1, 2, \dots, \end{aligned}$$

где p_t – номинальная цена любого товара в период t . Поскольку $e_t(i) = e_t$ и $s_t(i) = s_t$, эти ограничения могут быть переписаны в виде:

$$\frac{B_t + M_t + H_t}{p_t} + (e_t - s_t) \varepsilon \geq \int_0^1 c_t(i) di + \frac{M_{t+1}}{p_t} + \frac{B_{t+1}}{p_t R_t}, \quad t = 1, 2, \dots \quad (57)$$

В каждый период времени у агента должно быть достаточно денег, чтобы оплатить свои покупки товаров $i \in [\max\{f(k_t), \varepsilon\}, 1)$, которые должны быть совершены при помощи наличности. Это требование приводит к ограничению типа наличной оплаты:

$$\frac{M_t}{p_t} \geq \int_{\max\{f(k_t), \varepsilon\}}^1 c_t(i) di, \quad t = 1, 2, \dots \quad (58)$$

Кроме того, домохозяйствам не разрешается участвовать в схемах Понци. Это требование вводится в оптимизационную задачу агента через ограничение

$$W_t = \left[\prod_{s=0}^{t-1} R_s \right]^{-1} [M_{t+1} + B_{t+1}/R_t] + \sum_{j=t+1}^{\infty} \left\{ \left[\sum_{s=0}^{j-1} R_s \right]^{-1} [p_j e_j \varepsilon + H_j] \right\} \geq 0, \quad t = 0, 1, \dots, \quad (59)$$

гарантирующее, что начиная с момента 0 дисконтированная приведенная стоимость запаса и трансферта репрезентативного агента будет не меньше, чем дисконтированная приведенная стоимость его потребления и инвестиционных потоков.

Репрезентативный агент решает задачу максимизации целевой функции (52) при ограничениях (55)–(59) путем выбора неотрица-

тельной функции $\{c_t\}_{t=1}^{\infty}$, неотрицательных векторов $\{s_t\}_{t=1}^{\infty}$, $\{k_{t+1}\}_{t=1}^{\infty}$, $\{M_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$ а также вектора $\{B_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$, считая B_0 , k_1 , а также ряды $\{p_t\}_{t=1}^{\infty}$, $\{H_t\}_{t=0}^{\infty}$, $\{R_t\}_{t=0}^{\infty}$ заданными.

Конкурентное равновесие состоит из начальных условий $B_0 = 0$ и $k_1 \geq 0$, а также рядов количеств $\{c_t, s_t, k_{t+1}, M_t, M_t^s, B_t\}_{t=1}^{\infty}$, цен $\{p_t\}_{t=1}^{\infty}$ и процентных ставок $\{R_t\}_{t=0}^{\infty}$ таких, что:

- 1) ряды $\{c_t, s_t, k_{t+1}, M_t, B_t\}_{t=1}^{\infty}$ являются решением оптимизационной задачи агента при заданных $B_0, k_1, \{M_t^s\}_{t=1}^{\infty}, \{P_t\}_{t=1}^{\infty}, \{R_t\}_{t=0}^{\infty}$;
- 2) рынки уравновешены в каждом периоде:
- (i) $(e_t - s_t)\varepsilon = \int_0^1 c_t(i) di, \quad t = 1, 2, \dots,$
 - (ii) $M_t = M_t^s, \quad t = 1, 2, \dots,$
 - (iii) $B_t = 0, \quad t = 1, 2, \dots$

Заметим, что поскольку решение о вложении ресурсов в инвестиционный проект принимается агентами на основе соотнесения издержек и выгод, в равновесии уровень финансовых инноваций является эндогенной величиной. Кроме того, предполагается, что процесс использования финансовой инновации сопряжен с высокими первоначальными фиксированными издержками, существование которых может осложнить взаимосвязь между спросом на деньги и процентным ставками, если последние являются высокими и волатильными. Эти основополагающие идеи встроены в модель общего равновесия финансовых инноваций. Финансовый сектор в модели напоминает сеть кредитных карт, а финансовые инновации позволяют использовать кредитные карты для более широкого ряда сделок. Уайт (*White, 1976*), Гарсия (*Garcia, 1977*) и Дотси (*Dotsey, 1984*) приводят эмпирические свидетельства в пользу того, что применение кредитных карт было связано со снижением спроса на деньги в США. Выводы рассмотренной теоретической модели согласуются с результатами этих авторов.

Далее рассмотрим теоретическое обоснование влияния инноваций на спрос на деньги, предложенное в работе Чои и Ох (*Woon Gu Choi, Seonghwan Oh, 2003*). В период времени t репрезентативная фирма производит реальный выпуск Y , описываемый как $Y_t = \lambda_t Y_{t-1}$. Предложение денег M определяется как $M_t = \mu_t M_{t-1}$, а параметры ро-

ста задаются стохастически: $\lambda_t = e^{g^0} \lambda_{t-1}^{g^1} \mu_{t-1}^{g^2} v_t$ и $\mu_t = e^{h_0} \lambda_t^{h_1} \mu_{t-1}^{h_2} \theta_t$, где $0 \leq g_1, h_2 < 1$.

Предпочтения репрезентативного инвестора имеют вид

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(X_t, \overline{L_{t-1}}/P_t), \text{ где } X_t - \text{потребление, } P_t - \text{цены, } \overline{L_{t-1}} - \text{эффек-$$

тивная номинальная ликвидность, определяемая как

$\overline{L}_{t-1} \equiv L_{t-1} + nP_{t-1}F_{t-1}$, т.е. сумма денежной массы в предшествующий момент времени¹ и номинальных финансовых «услуг» как несовершенного заменителя деньгам (о чем свидетельствует параметр $0 < n < 1$). Конкретнее функция полезности имеет вид

$$U(X_t, \overline{L}_{t-1}/P_t) = \begin{cases} [X_t^s (\overline{L}_{t-1}/P_t)^{1-s}]^{1-\gamma} / (1-\gamma) & \text{для } \gamma \neq 1 \\ s \ln X_t + (1-s) \ln (\overline{L}_{t-1}/P_t) & \text{для } \gamma = 1, \end{cases}$$

где $0 < s < 1$, а γ – коэффициент несклонности к риску.

Процесс накопления финансового капитала задается уравнением $K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$, где δ – ставка амортизации, I_t – инвестиции. Опуская некоторые выкладки, мы приходим к аналитическому виду функции спроса на «деньги», которую получили Чои и Ох:

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{M_t}{P_{t+1}} + \frac{nF_t}{\pi_{t+1}} \right) &= \ln \frac{1-s}{s} + E_t(\ln X_{t+1}) - \\ &- \ln R_t + \left\{ s(1-\gamma) - \frac{1}{2} \right\} \text{var}_t(\ln X_{t+1}) - \\ &- \left\{ (1-s)(1-\gamma) + \frac{1}{2} \right\} \text{var}_t \{ \ln(b_{t+1}/\mu_{t+1}) \} + \\ &+ \{ (1-2s)(1-\gamma) + 1 \} \text{cov}_t \{ \ln X_{t+1}, \ln(b_{t+1}/\mu_{t+1}) \} + \varepsilon_{t+1}, \end{aligned}$$

или

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{M_t}{P_{t+1}} + \frac{nF_t}{\pi_{t+1}} \right) &= e_0 + E_t(\ln X_{t+1}) - \\ &- \ln R_t + e_\lambda \sigma_{\lambda,t}^2 + e_\mu \sigma_{\mu,t}^2 + \varepsilon_{t+1}, \end{aligned}$$

где $\sigma_{\lambda,t}^2$ и $\sigma_{\mu,t}^2$ – параметры, отвечающие за неопределенность, связанную с выпуском, и монетарную неопределенность. В случае роста монетарной неопределенности эффект замещения предполагает снижение спроса на деньги, в то время как эффект предосторожности заставляет агентов повысить спрос на деньги с целью их сбережения. По мнению авторов, эффект замещения зачастую пере-

1 Решение о количестве денег, которые агент будет держать в периоде t , принимается в период $t-1$.

вешивает эффект предосторожности. Однако в зависимости от вида политики, которой придерживаются власти, суммарный вектор влияния может существенно меняться. Функция спроса на сами деньги может быть переписана в виде следующего уравнения:

$$\ln \frac{M_t}{P_{t+1}} = \alpha_0 + \alpha_y E_t(\ln X_{t+1}) - \alpha_r \ln R_t + \\ + \alpha_f \frac{F_t}{E_t(\pi_{t+1})} + \alpha_\lambda \sigma_{\lambda,t}^2 + \alpha_\mu \sigma_{\mu,t}^2 + \varepsilon'_{t+1} . \quad (60)$$

При этом ожидается отрицательный знак коэффициента α_f , поскольку спрос на деньги должен снижаться с ростом доступных заменителей денег.

Далее рассмотрим модель совершения платежей, следуя работе Вилльямсона и Райта (*Williamson, Wright, 2010*). В предлагаемой модели два типа продавцов и два типа покупателей, а также два типа рынков:

- 1) централизованный рынок (CM), сделки на котором совершаются днем;
- 2) децентрализованный рынок (DM), сделки на котором совершаются ночью.

Совершение платежей в экономике происходит согласно следующей схеме:

- Ночью:
 - доля α продавцов и доля α покупателей, принадлежащих к первому типу продавцов и первому типу покупателей, встречаются ночью для совершения неконтролируемых сделок и могут торговать, только если у покупателя есть деньги;
 - доля $(1-\alpha)$ продавцов второго типа и доля $(1-\alpha)$ покупателей второго типа находятся под внешним контролем и поэтому могут торговать в кредит.
- Днем:
 - утром продавец первого типа и покупатель второго типа встречаются на вальрасовском рынке, где товары торгуются за деньги по цене φ^1_t . В это время покупатели второго типа могут производить товары. Продавцы второго типа и покупатели первого типа не приходят на рынок;
 - в полдень происходят двусторонние встречи между покупателями второго типа и продавцами второго типа, которые встречались накануне ночью. Это происходит на другом де-

централизованном рынке (DM), который дает возможность покупателям второго типа расплатиться по своим долгам;

- днем первый тип покупателей встречается со вторым типом продавцов на втором вальрасовском рынке, где цена денег равна ϕ^2 . Теперь первый тип покупателей может производить товар. Ни второй тип покупателей, ни первый тип продавцов не участвуют в сделках на этом рынке.
- Государство может проводить паушальные трансфертные выплаты на вальрасовских рынках в течение дня, т.е. в каждом периоде государство может вмешаться дважды. Предполагается, что паушальные выплаты производятся в равных объемах продавцам.
- В равновесии торговля осуществляется следующим образом:
 - чтобы купить товары ночью, первому типу покупателей требуются деньги, которые они получают днем на вальрасовском рынке и полностью обменивают на товары ночью. Поэтому первый тип продавцов вступает в новый день со всеми деньгами;
 - на вальрасовском рынке следующим утром второй тип покупателей производит товары в обмен на деньги первого типа продавцов;
 - затем в полдень второй тип покупателей встречается со вторым типом продавцов и использует полученные деньги для выплаты долгов, появившихся накануне ночью;
 - днем на втором вальрасовском рынке второй тип продавцов обменивает деньги на товары, произведенные первым типом покупателей;
 - ночью первый тип покупателей и первый тип продавцов обменивают товары на деньги, а второй тип покупателей и второй тип продавцов обменивают товары на долговые расписки IOU.

Далее на примере логарифмической функции полезности авторы показывают, что если x – товары, купленные первым типом покупателей ночью за деньги, а s – товары, купленные вторым типом покупателей в кредит, выполняются следующие соотношения:

$$x = \frac{(1 - \alpha)}{\alpha(1 + \gamma)(1 + \mu)}, \text{ а } s = \frac{\alpha\beta(1 + \gamma)}{(1 - \alpha)},$$

где $\frac{M_t^1}{M_t^2} = 1 + \gamma$, $\gamma > -1$, т.е. отношение денег на двух вальрасов-

ских рынках постоянно для любого t ,

$$\text{а } \frac{M_{t+1}^i}{M_t^i} = 1 + \mu, \mu \geq \beta, \text{ т.е. на каждом вальрасовском рынке темп}$$

роста денег постоянен.

Основные выводы модели состоят в том, что:

- 1) чем выше темп роста денежной массы (μ), тем меньше товаров приобретается за наличные деньги ночью;
- 2) чем выше отношение наличности на первом вальрасовском рынке по отношению ко второму (γ), тем больше товаров ночью покупается в кредит и тем меньше товаров приобретается за наличные деньги.

В рассмотренной модели деньги играют две роли. Во-первых, они используются в качестве наличности для совершения сделок, во-вторых, они нужны для урегулирования долгов. Вторая роль похожа на роль денег центрального банка, используемых для межбанковских расчетов в системах типа FedWire:

- относительное вмешательство центрального банка в утренний вальрасовский рынок по сравнению с дневным вальрасовским

$$\text{рынком } \left(\frac{M_t^1}{M_t^2} = 1 + \gamma \right) \text{ аналогично внутридневным кредитам}$$

в реальной экономике: чем выше внутридневной кредит, тем больше сделок осуществляется в кредит и тем меньше спрос на деньги;

- относительное вмешательство в дневной вальрасовский рынок по сравнению со следующим утренним рынком

$$\left(\frac{M_t^2}{M_{t+1}^1} = \frac{M_{t+1}^2 / 1 + \mu}{M_{t+1}^1} = \frac{1}{(1 + \mu)(1 + \gamma)} \right) \text{ напоминает вмешательство}$$

сто центрального банка в рынок овернайт.

Рассматривая иллюстративные примеры и теоретические модели, мы увидели, что финансовые инновации могут оказывать существенное влияние на денежный спрос. В частности, возможность совершения сделок в кредит снижает спрос на наличные деньги. Под кредитом в данном случае понимается не только использование кредитной карты для оплаты товаров и услуг, но и внутридневные кредиты, предоставляемые в крупных платежных системах. Более общий вывод состоит в том, что спрос на деньги должен снижаться с увеличением субститутутов денег. Проблема

взаимосвязи спроса на деньги и финансовых (в т.ч. платежных) инноваций нашла широкое отражение в эмпирических исследованиях.

§ 3. Эмпирические исследования влияния технологии платежей на спрос на деньги

После выхода статьи Голдфелда (*Goldfeld, 1976*) появилось значительное число исследований, направленных на поиск уравнения спроса на деньги, учитывающего влияние финансовых инноваций. Одной из первых таких работ является статья Либермана (*Lieberman, 1977*), который включает временной тренд в регрессию спроса на деньги в качестве прокси, отражающей развитие способов управления денежными средствами, ставших возможными благодаря применению новых технологий в финансовом секторе. В качестве еще одного способа корректировки стандартных уравнений спроса на деньги в конце 1970-х и 1980-х гг. достаточно широко¹ использовалось включение в модели дополнительной переменной, а именно последнего пикового (экстремально высокого) значения процентной ставки².

Кимбол (*Kimball, 1980*) и Дотси (*Dotsey, 1984*) указывают на то, что большинство способов управления денежными средствами, используемых фирмами с целью оптимизации средств, размещенных в депозитах до востребования, включают электронное перемещение неработающих средств на приносящие процентный доход сче-

1 Примерами таких исследований служат работы (*Goldfeld, 1976*), (*Enzler, Johnson, Paulus, 1976*), (*Simpson, Porter, 1980*), а также (*Cagan, 1984*). Существуют различные способы технического включения этой переменной в модель. Наиболее простой способ состоит в добавлении в регрессию переменной отношения текущего значения процентной ставки к последнему ее высокому значению.

2 Соответствующая аргументация приведена в работе (*Duesenberry, 1963*). В случае если финансовая инновация технологически сопряжена со значительными первоначальными фиксированными издержками, объясняемыми необходимостью в специально обученном персонале, новом компьютерном оборудовании или организации вторичного рынка для новой ценной бумаги, то решение о введении инновации не должно приниматься до тех пор, пока альтернативные издержки хранения большей суммы денег, измеряемые номинальной процентной ставкой, не превысят некоторый пороговый уровень. Напротив, если фиксированные издержки уже были понесены, то в случае падения процентных ставок от продукта инновации не стоит немедленно отказываться. Кроме того, если первоначальные издержки введения новой финансовой услуги достаточно высоки, то может существовать лаг между моментом принятия решения о пользовании новым продуктом и снижением спроса на деньги, т.к. эти издержки распределены во времени. Таким образом, текущий уровень реальных остатков будет зависеть не только от того, насколько высоки сегодняшние процентные ставки, но и от того, насколько высоки они были в прошлом.

та овернайт. По этой причине ожидается, что число электронных переводов средств сильно коррелирует с масштабами использования передовых финансовых технологий. Дотси отмечает, что в отличие от временного тренда, который улавливает только изменения в издержках финансовых инноваций из-за технологического прогресса, и в отличие от последнего экстремально высокого значения процентной ставки, которая является прокси только для изменений потенциальных выгод из-за использования финансовых инноваций во время периода очень высоких процентных ставок, подход, основанный на электронных переводах, показывает, что уровень использования инноваций одновременно зависит от изменений как издержек, так и выгод.

В одной из своих следующих работ Дотси (*Dotsey, 1985*) развивает идею о том, что применение сложных схем управления денежными средствами, получившими распространение в 1970-х гг., влияет на спрос на деньги¹. Традиционные модели спроса на деньги не учитывают это влияние и, как следствие, являются неправильно специфицированными. Стандартные модели рассматривают транзакционные издержки как экзогенную величину. По мнению Дотси, транзакционные издержки являются эндогенной переменной и определяются использованием той или иной схемы управления ликвидностью.

В работе оценивается спрос на депозиты до востребования на годовых данных (чтобы избежать влияния лагов на динамику денежной массы) за период с 1920 по 1979 г.² Дотси показывает, что в период с 1920 по 1965 г., когда технологические инновации несущественны³, спрос на депозиты до востребования является стабильной функцией. Соответствующая модель имеет вид:

$$\begin{aligned} \text{LNDD} = & b_0 + b_1 \text{LNCON} + b_2 \text{LNRSV} + b_3 \text{LNRDD} + \\ & + b_4 \text{LNRCP} + b_5 \text{LNPCR} + b_6 \text{LNWAGE} + e_t, \end{aligned} \quad (61)$$

1 В работе (*Marquis, Witte, 1989*) предлагается теоретическая модель влияния схем управления ликвидностью на спрос на деньги со стороны фирм. Кроме того, в работе показано, что применение новых схем управления наличностью снижает чувствительность спроса на деньги к изменению переменной объема транзакций и одновременно увеличивает чувствительность спроса на деньги к процентной ставке.

2 В качестве окончания периода выбран 1979 г., поскольку продолжение выборов привело бы к необходимости моделировать растущее использование NOW счетов.

3 Точнее говоря, возможности по управлению наличностью постоянны, а транзакционные издержки неизменны.

где LN означает натуральный логарифм, DD – депозиты до востребования в реальном выражении, CON – реальные затраты на потребление (этот показатель близок к переменной перманентного дохода), $RSAV$ – средневзвешенная ставка процента (среднее из процента по сберегательным вкладам и ставки инвестиционных фондов открытого типа), RDD – конкурентная имплицитная ставка по депозитам до востребования, рассчитанная по методологии Кляйна (Klein, 1974), RCP – процент по коммерческим бумагам (векселям), PCR – переменная, отражающая относительную значимость использования кредита¹, $WAGE$ – реальная усредненная зарплата (позволяет учесть ценность времени²).

Результаты оценки уравнения (61) представлены в табл. 4, колонка I. Все переменные значимы и имеют ожидаемые знаки. Отметим, что коэффициент при переменной потребления статистически меньше единицы, что означает экономию от масштаба. Стандартные тесты на стабильность модели (CUSUM, F -тест Чоу) не позволили отвергнуть нулевую гипотезу о стабильности.

Однако оценка уравнения (61) на данных за период 1920–1979 гг. (см. табл. 4, колонка II) приводит к результатам, значительно отличающимся от полученных ранее. Существенны изменения в оценках свободного члена, коэффициентов при переменной потребления и реальной зарплате. В новом уравнении остатки подвержены автокорреляции (статистика Дарбина–Уотсона равна 0.73), т.е. не являются белым шумом, что может свидетельствовать о пропущенной переменной.

Кроме того, оцененное уравнение нестабильно, а прогностические свойства модели плохие. Модель предсказывает большее количество денег по сравнению с реально наблюдаемыми данными, особенно высоки ошибки предсказания с 1974 г. Дотси отмечает, что ошибка прогноза может быть связана с появлением новых способов управления денежными средствами. Включение переменной электронных переводов средств (*electronic funds transfer, EFT*) в уравнение спроса на депозиты до востребования решает проблему

1 В качестве этой переменной была использована сумма следующих показателей:

- розничного кредита, погашаемого в рассрочку;
- розничного кредита, погашаемого без рассрочки;
- неуплаченных сумм по банковским кредитным картам;
- кредитов, предоставленных бензиновым компаниям;
- чековых кредитов –

по отношению к личному потреблению.

2 См. (Karni, 1974).

Таблица 4

Результаты оценки Дотси (1985)

	I	II	III	IV	V
			Двухшаговый МНК	МНК	
Выборка	1920–1965	1920–1979	1920–1979	1920–1979	1920–1979
CONSTANT	-1.34 (-2.73)**	1.33 (1.71)	-1.14 (-2.63)*	-1.08 (-2.49)*	-1.24 (-2.81)**
LNCON	0.79 (10.49)**	0.31 (2.99)*	0.79 (12.29)**	0.79 (12.21)**	0.82 (11.92)**
LNRSAY	-0.24 (-13.27)**	-0.25 (-8.04)**	-0.23 (-14.85)**	-0.21 (-14.84)**	-0.23 (-14.29)**
LNRRDD	0.075 (2.86)**	0.12 (2.51)*	0.077 (3.10)**	0.079 (3.18)	0.076 (3.04)**
LNRCR	-0.11 (-3.46)**	-0.11 (-1.82)	-0.10 (-3.50)**	-0.10 (-3.48)**	-0.10 (-3.52)**
LNPCR	-0.28 (-9.66)**	-0.30 (-5.69)**	-0.26 (-10.03)**	-0.26 (-9.70)**	-0.26 (-9.89)**
LNWAGE	0.36 (3.73)**	0.93 (6.17)**	0.39 (4.56)**	0.40 (4.67)**	0.36 (4.15)**
EFT			-0.013 (-12.53)**	-0.013 (-12.76)**	-0.013 (-13.38)**
TREND					-0.013 (-0.73)
$\bar{R}^2$	0.9959	0.9840	0.99	0.99	0.99
D.W.	1.79	0.73	1.74	1.74	1.72
S.E.E.	0.0306	0.0589	0.0287	0.0293	0.0288

Примечание. В скобках указаны *t*-статистики, * – означает значимость на 5%, ** – значимость на 1%.

нестабильности регрессии. Предполагается, что фирмы могут влиять на транзакционные издержки перевода средств из депозитов до востребования в рыночные инструменты, инвестируя в возможности управления наличностью. Оптимальный уровень управления определяется в точке равенства предельных выгод и предельных издержек от использования новых схем. Предельные выгоды определяются как альтернативные издержки хранения средств в депозитах до востребования, умноженные на снижение объема депозитов до востребования вследствие *дополнительной единицы управления наличностью*.

Дотси опирается на следующую систему уравнений, характеризующую оптимальный выбор депозитов до востребования:

$$\begin{cases} D_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 r_t + \alpha_3 a(CM_t) + e_{1t}, \\ CM_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 r_t + \beta_3 (MC_t) + e_{2t}, \end{cases} \quad (62)$$

$$(63)$$

где D – среднее значение реальных остатков по депозитам до востребования, Y – реальный доход, r – альтернативные издержки хранения депозитов до востребования, CM – возможности по управлению денежными средствами, MC – предельные издержки пользования услугами по управлению денежными средствами («гедоническая» цена компьютерного и учетного офисного оборудования), e_1, e_2 – ошибки.

Если показатель CM является наблюдаемой величиной, то для оценки уравнений (62)–(63) можно применять двухшаговый МНК. В качестве прокси возможности по управлению денежными средствами Дотси использует число электронных переводов денежных средств (EFT). Предполагается, что число переводов пропорционально уровню услуг по управлению деньгами с постоянным коэффициентом пропорциональности k , т.е. $EFT = kCM$. Тогда для заданной связи между транзакционными издержками a и уровнем услуг, например, вида $a(CM) = a_0 + a_1/(a_2 + CM)$ и линеаризации около $CM=0$, уравнения (62) и (63) могут быть переписаны следующим образом:

$$\begin{cases} D_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_t + \gamma_2 r_t + (\gamma_3 / k) EFT_t + e_{1t}, \\ EFT_t = k\beta_0 + k\beta_1 Y_t + k\beta_2 r_t + k\beta_3 MC_t + ke_{2t}, \end{cases} \quad (64)$$

$$(65)$$

где $\gamma_0 = \alpha_0 + \alpha_3 a_0 + \alpha_3 (a_2 / a_1)$, $\gamma_1 = \alpha_1$ и $\gamma_3 = -\alpha_3 (a_1 / a_2^2)$.

Уравнение (64) может быть оценено обычным МНК, если выполняется условие $E(e_{1t}e_{2t})=0$. Соответствующие результаты оценки представлены в табл. 4, колонка IV. Поскольку результаты оценки уравнения (64) обычным МНК и двухшаговым МНК (см. табл. 4, колонка III) крайне близки, есть основания полагать, что ошибки e_1 и e_2 некоррелированы.

Обратим особое внимание на тот факт, что результаты, представленные в табл. 4, колонки I и III, похожи, что свидетельствует в пользу модифицированной модели. Отметим, что в остатках уравнения отсутствует автокорреляция. В то же время тесты на стабильность уравнения не позволяют сделать однозначный вывод. Тем не менее Дотси склоняется в пользу устойчивости модифицированного уравнения спроса на депозиты до востребования.

Добавление дамми переменной, начиная с 1966 г. (см. табл. 4, колонка V), делается для проверки того, что значимость переменной электронных переводов не является следствием ложной корреляции. Включение дамми в модель незначительно влияет на результаты оценки (сравнение колонок IV и V), откуда можно заключить, что время не является значимой переменной. В пользу спецификации Дотси свидетельствуют хорошие прогностические свойства модели спроса на депозиты с учетом EFT. Включение переменной EFT позволило снизить среднюю абсолютную ошибку прогноза в два раза.

В работе Веннингера и Радеки (Wenninger, Radecki, 1986) исследуется проблема влияния возрастающего объема финансовых сделок на спрос на деньги, а также высказаны опасения относительно того, что показатель ВВП становится не слишком хорошим показателем, характеризующим объем транзакций в экономике. Вместо ВВП предлагается использовать показатель списаний со счетов до востребования (*debits to checking accounts*), поскольку он отвечает как за нефинансовые, так и за финансовые транзакции. Предполагается, что рост объема финансовых операций приводит к увеличению списаний и, как следствие, к росту спроса на денежный агрегат M1. Авторы стремятся найти связь между объемом финансовых сделок и списаниями со счетов и проверить, является ли показатель списаний более хорошей прокси-переменной для объема транзакций по сравнению с ВВП.

В работе было показано, что скорость обращения M1, измеренная при помощи показателя списаний со счетов до востребования, выше, чем скорость обращения M1 в случае, когда в качестве по-

казателя трансакций используется ВВП. Это наводит Веннингера и Радеки на мысль о том, что многие финансовые трансакции (например, овернайт репо) имеют целью уменьшение средств на счетах до востребования. В отличие от обычных трансакций эти сделки лишь снижают показатель M1. Таким образом, сделки по управлению ликвидностью одновременно снижают M1 и увеличивают объем списаний. В работе также отмечается, что в 1982–1985 гг. показатель списаний рос в основном за счет депозитов до востребования, а агрегат M1 – за счет счетов NOW¹.

Авторы предлагают следующие прокси для объема трансакций в экономике:

- 1) реальные списания (*real debits*);

Однако против данного показателя, по мнению Веннингера и Радеки, выступает тот факт, что большое число финансовых инструментов покупается без дебетования трансакционных счетов, входящих в M1. Кроме того, многие финансовые сделки, совершенные фирмой в течение дня, урегулируются до того, как с ее расчетного счета списываются деньги.

- 2) объем торгов на финансовых рынках;
- 3) долларовый объем расчетов в системе FedWire.

В результате эконометрического анализа авторы приходят к выводу, что поскольку значительная часть финансовых трансакций проводится с целью управления денежными средствами, такие трансакции не увеличивают спрос на деньги.

В работе также выделяются каналы положительной взаимосвязи между финансовыми трансакциями и M1, которые на сегодняшний день не являются существенными:

- 1) поскольку у фирмы в течение дня могут иметь место неожиданные исходящие платежи и неприход средств, которые она ожидала, это приводит к ночным овердрафтам. При этом если у фирмы отсутствует договор с банком о кредитной линии, фирма вынуждена держать на своем счете больше средств в начале дня;
- 2) чем выше объем трансакций, тем больший компенсационный остаток должны поддерживать фирмы в качестве оплаты за услуги банков. В то же время авторы отмечают, что фирмы пере-

¹ Счет с обращающимся приказом об изъятии (средств) сочетает свойства сберегательного и чекового счета: предоставляет возможность снятия средств по требованию (путем выписки обращающихся приказов об изъятии средств) и в то же время предусматривает выплату процентов по остаткам средств.

ходят от практики поддержания компенсационного остатка к оплате в виде комиссии.

Хафер (*Hafer, 1982*) полагал, что изменения спроса на деньги в США в середине 1970-х гг. объясняются не исчезновением самого уравнения и связей между переменными, а единовременным сдвигом уровня спроса на деньги. Хафер оценивает уравнение спроса на безналичную составляющую агрегата M1 (депозиты до востребования, счет с обращающимся приказом об изъятии средств, автоматическая система перевода средств, паевые чековые счета в кредитных обществах) на квартальных данных с 1960 по 1979 г. Оценка спроса на все чековые депозиты, а не только на депозиты до востребования позволяет непосредственно проверить гипотезу о том, что финансовые инновации и регулятивные изменения, начавшиеся в 1970-х гг., стерли различия между различными видами транзакционных депозитов. Если последнее верно, то природная связь между чековыми депозитами, реальным доходом и процентными ставками должна была измениться в 1970-х гг.

Общепринятое уравнение спроса на деньги, оцененное Хафером, имеет вид (в скобках указаны *t*-статистики):

$$\ln(TCD/P)_t = \underset{(-2.61)}{-0.317} + \underset{(2.80)}{0.059} \ln y_t - \underset{(-4.22)}{0.025} \ln CPR_t - \underset{(-1.94)}{0.044} \ln RCB_t + \underset{(21.43)}{1.021} \ln(TCD/P)_{t-1}, \quad (66)$$

где *TCD* – чековые депозиты, *P* – дефлятор ВВП, *y* – реальный ВВП, *CPR* – процентная ставка по 4–6-месячным коммерческим бумагам, *RCB* – средневзвешенная из банковских процентных ставок.

Уравнение (66) характеризуется высоким $\bar{R}^2 = 0.872$, однако вызывает два вопроса. Первый – это существенное снижение эластичности спроса на депозиты по доходу (0.059) по сравнению с результатами на более ранней выборке. Второй вопрос касается коэффициента при лаговой зависимой переменной (1.021) – результата, не согласующегося со здравым смыслом. Так как столь высокое значение коэффициента¹ может интерпретироваться только как непрерывное

¹ Оговоримся, что проверка гипотез на основании аппарата *t*- и *F*-статистик в данном случае, скорее всего, неприменима. Поскольку в уравнения Хафера, по-видимому, входят нестационарные переменные, оценки коэффициентов распределены не нормально, а по некоторому неизвестному нам нестандартному распределению.

приспособление агентами своих реальных остатков не к желаемому уровню, а *от* него¹. Кроме того, Хафер ссылается на слабую прогностическую силу модели, а также на то, что F -тест отвергает гипотезу о стабильности коэффициентов модели (на 1%-м уровне значимости).

Все это свидетельствует о том, что взаимосвязь (66) не может интерпретироваться как функция спроса на деньги. Автор предполагает наличие сдвига в уравнении спроса на деньги и тестирует гипотезу о сдвиге в константе против предельных сдвигов (в углах наклона), оценивая стандартное уравнение спроса на деньги в первых разностях. В работе были получены следующие результаты (в скобках указаны t -статистики):

1 В эмпирической литературе по спросу на деньги 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: $m_t^* = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i x_{it} + u_t$, где m_t^* – желаемые реаль-

ные 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. Откуда

$m_t = \delta m_t^* - \delta m_{t-1} + m_{t-1} + \varepsilon_t = \delta m_t^* + (1 - \delta)m_{t-1}$, т.е. фактическое значение спроса на

денежную массу в определенный момент времени есть линейная комбинация желаемого и предыдущего значений денежной массы. Подставив выражение для m_t^* в m_t , получаем $m_t = \delta b_0 + \delta \sum_{i=1}^n b_i x_{it} + (1 - \delta)m_{t-1} + \delta u_t$. Можно выделить модели:

– реального частичного приспособления (приспособление фактической денежной массы к желаемому уровню происходит за счет реальных показателей):

$$\log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \delta\alpha + \delta\beta \log Y_t + \delta\gamma_t + (1 - \delta)\left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}\right) + \mu_t \quad (\text{Goldfeld et al., 1973});$$

– номинального частичного приспособления (приспособление фактической денежной массы к желаемому уровню происходит за счет номинальных показателей): $\log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \delta\alpha + \delta\beta \log Y_t + \delta\gamma_t + (1 - \delta)\left(\frac{M_{t-1}}{P_t}\right) + \varepsilon_t$ (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 отличие между реальным и номинальным приспособлениями определяется лаговым членом, т.е. имеет значение, какие цены – текущие и предыдущего периода – включаются. Если включаются текущие цены, то это равносильно тому, что инфляция не оказывает влияние на спрос на деньги. (См. Дробышевский и др., 2010).

$$\begin{aligned} \Delta \ln(TCD/P)_t = & \underset{(2.91)}{0.181} \Delta \ln y_t - \underset{(-3.30)}{0.023} \Delta \ln CPR_t - \\ & \underset{(-1.69)}{-0.046} \Delta \ln RCB_t + \underset{(6.37)}{0.611} \Delta \ln(TCD/P)_{t-1}, \end{aligned} \quad (67)$$

$$\bar{R}^2 = 0.440.$$

Заметим, что уравнение (67) не содержит константу. При этом формальные тесты показывают, что уравнение приростного спроса на депозиты стабильно и что модель обладает хорошими прогнозными свойствами. Из этого Хафер заключает, что гипотеза о наличии сдвига в константе против гипотезы об изменении углов наклона не отвергается, и предлагает следующее уравнение, которое может быть интерпретировано как функция спроса на деньги (в скобках указаны t -статистики):

$$\begin{aligned} \ln(TCD/P)_t = & \underset{(-4.35)}{-0.472} + \underset{(3.63)}{0.019} D1 + \underset{(4.52)}{0.086} \ln y_t - \underset{(-4.07)}{0.021} \ln CPR_t \\ & \underset{(-2.02)}{-0.037} \ln RCB_t + \underset{(17.79)}{0.906} \ln(TCD/P)_{t-1}, \end{aligned} \quad (68)$$

$\bar{R}^2 = 0.918$, а $D1$ равна 1 для точек с 1960 г. по I квартал 1974 г. и равна 0 для остальной части выборки¹. Полученные результаты ставят под вопрос влияние финансовых инноваций, институциональных изменений, неправильно измеренных денежных агрегатов и волатильности процентных ставок на спрос на деньги, поскольку перечисленные факторы должны ассоциироваться со сдвигами в углах наклона.

Милбурн и Мур (*Milbourne, Moore, 1986*) оценивали влияние финансовых инноваций в банковской сфере на спрос на денежный агрегат $M1$ в Канаде, используя модель частичного приспособления. В результате исследования авторы приходят к выводу, что предоставление пакета услуг по управлению ликвидностью крупным корпорациям в скором времени привело к устойчивому пропорциональному снижению спроса на деньги в начале 1976 г. Последующее распространение этих услуг на малый бизнес вновь привело к снижению спроса на деньги в 1981 г. с запозданием от 6 до 9 месяцев после начала предоставления услуг. Инновации для домохозяйств (ежедневное начисление процента по сберегательным вкладам с 1979 г. и появление чековых сберегательных счетов в 1981 г.) с запозданием в 9 месяцев, но весьма существенно повлияли на коэффициенты в уравнении спроса на деньги: первая из этих инноваций снизила эластичность спроса на деньги по проценту, а вторая увеличила эла-

1 Для определения момента сдвига была использована процедура Хатанаки.

стичность по доходу и скорость приспособления к желаемому уровню денежных остатков.

Стефен Миллер (*Miller, 1989*), основываясь на своей работе 1986 г., предлагает следующее уравнение спроса на деньги M1 в США, оцененное на данных с I квартала 1960 г. по I квартал 1988 г. Основная идея этого уравнения состоит в корректной оценке сдвигов константы. Миллер выделяет 4 таких периода и, соответственно, включает в уравнение спроса на деньги 4 дамми переменные, отвечающие за эти сдвиги (*DUM1, DUM2, DUM3, DUM4*)¹. Кроме того, в уравнение также вводятся дамми переменные на II и III кварталы 1980 г. (*D802, D803*). Оцененная функция спроса на деньги имеет следующий вид (в скобках указаны t-статистики):

$$\begin{aligned} \ln(M/P)_t = & -0.6693 + 0.2027 \ln y_t - 0.0203 \ln RCP_t - \\ & -0.0384 \ln RCB_t + 0.4921 \ln(M/P)_{t-1} - 0.0330 DUM802 + \\ & + 0.0087 DUM803 - 0.0058 DUM1 - 0.0031 DUM2 + \\ & + 0.0055 DUM3 + 0.0115 DUM4 \end{aligned} \quad (69)$$

Полученное уравнение характеризуется высоким $\bar{R}^2 = 0.994$. Кроме того, тест Чоу не позволяет отвергнуть гипотезу о стабильности коэффициентов модели (69), оцененной на данных после 1973 г.

Миллер объясняет возросший спрос на деньги в 1980-е гг. тем, что денежный агрегат M1 стал включать транзакционные счета, приносящие процентный доход. В этом смысле спрос на M1 стал отвечать не только транзакционному мотиву, но и мотиву сбережения. В то же время эффект внедрения финансовых инноваций продолжал действовать, снижая спрос на деньги. На момент проведения исследования эффект сбережения доминировал над эффектом внедрения инноваций, однако Миллер не исключал, что в будущем ситуация может измениться.

Статья Хендри и Эриксона (*Hendry, Ericsson, 1991*) посвящена моделированию спроса на денежный агрегат M1 в Великобритании и США в 1960-е–1980-е гг. Авторы предлагают спецификацию уравнения спроса на деньги, которая позволяет объяснить «загад-

¹ *DUM1* строится следующим образом: она равна нулю до 1974:1, равна единице в 1974:2, равна двум в 1974:3, ..., равна 11 в 1976:4 и после этого периода. Остальные дамми конструируются аналогичным образом.

ки» спроса на деньги, а именно, нестабильность спроса на деньги в 1970-е гг. (*missing money*), снижение скорости обращения денег в начале 1980-х гг., а также последующий резкий рост денежной массы M1. Главной целью работы является поиск стабильного уравнения спроса на деньги в обеих странах. Хендри и Эриксон замечают, что если полученное уравнение нестабильно, у исследователя нет возможности выявить причину нестабильности, которая может крыться как в неправильной спецификации модели, так и в сдвиге функции спроса на деньги. В случае если изменение спроса на деньги связано с внешними сдвигами¹, точное моделирование динамики крайне важно для получения стабильного уравнения спроса на деньги.

На данных по США за период с III квартала 1960 г. по III квартал 1988 г. (113 наблюдений) было получено следующее уравнение, которое интерпретируется авторами как функция спроса на деньги (в скобках указаны стандартные ошибки):

$$\begin{aligned} \Delta \left(m - p \right)_t = & -0.67 \Delta p_t + 0.89 Vol_t + 0.391 - \\ & -0.276 \left(m - p - \frac{1}{2} y \right)_{t-2} - 1.07 (A_1 Rma_t) - \\ & -1.69 \left(\sum_{01} S \right)_t - 1.04 \left(\sum_{01} s \right)_t - 0.57 \left(\Delta_4 [m - p]_{t-1} / 4 \right) - \\ & -1.01 \left(\Delta_4 p_{t-2} / 4 \right) + 6.9 SVol_t + \\ & + 12.2 \Delta SVol_{t-1} + 0.0126 DM80_t + 0.447 Rnsa_{t-1} + \\ & + 0.47 \left(\Delta_2 y / 2 \right), \end{aligned} \quad (70)$$

где $(m - p)$ – спрос на реальные деньги, Δp – изменение цен, Vol – некоторый показатель волатильности процентных ставок, y – выпуск, Rma и $Rnsa$ – некоторые процентные ставки, S и s – спреды процентных ставок, $DM80$ – дамми переменная². Полученная регрессия характеризуется высоким $R^2=0.8$, статистикой $DW=1.71$, которая, по мнению Хендри и Эриксона, свидетельствует об отсутствии автокорреляции в модели. Кроме того, F -тест Чоу (значение статистики $F[16,83]=0.86$) не позволяет отвергнуть гипотезу о стабильности ко-

1 Речь может идти об изменениях в проведении монетарной политики, внешних шоках типа «нефтяных» шоков, переходу от режима фиксированных обменных курсов к плавающим и т.д.

2 Подробнее см. (Hendry, Ericsson, 1991).

эффициентов модели. Процедура получения данной спецификации функции спроса на деньги в статье не приводится.

Заметим, что уравнение (70) в общепризнанном понимании не является уравнением спроса на деньги. Принимая этот факт, авторы останавливают свой выбор на данной спецификации, поскольку полученное уравнение в высокой степени стабильно и разрешает известные проблемы спроса на деньги. Например, проблема снижения спроса на деньги (*missing money*), по мнению Хендри и Эриксона, есть следствие неправильно специфицированной динамики и не-включения в модель спроса на деньги волатильности процентных ставок, а не появления финансовых инноваций.

В работе Дрехмана, Гудхарта и др. (*Drehmann, Goodhart et al., 2002*) проводится оценка влияния новых электронных платежных средств на спрос на наличные деньги. Опираясь на годовые данные по 19 развитым странам в период с 1980 по 1998 г., авторы оценивают уравнение спроса на наличные деньги в расчете на душу населения, зависящее от реального ВВП на душу населения, номинальной процентной ставки, текущего и предшествующего отношения налогов к ВВП, числа банкоматов и электронных переводов средств в пунктах продаж (*EFTPOS*), а также уровня преступности. Основные результаты работы перечислены ниже:

- 1) наличные деньги и ВВП коинтегрированы и обладают ярко выраженными трендами;
- 2) спрос на наличные деньги значимо и отрицательно зависит от процента;
- 3) спрос на наличные деньги в расчете на душу населения растет по мере роста реальных расходов, однако количественный эффект отличается по странам;
- 4) число электронных переводов средств в пунктах продаж слабо, но при этом значимо отрицательно влияет на спрос на наличность;
- 5) еще в меньшей степени на спрос на наличные деньги влияет число банкоматов, однако это влияние значимо и положительно¹.

Теоретическая гипотеза связи между числом электронных терминалов проста: чем больше электронных терминалов, тем больше агенты могут использовать банковские карты для совершения поку-

¹ В работе не были получены убедительные свидетельства в пользу влияния преступности на спрос на наличные деньги. Авторы связывают данный результат с недостаточно надежными и полными данными по показателю преступности.

пок и тем меньше наличных денег им необходимо. Влияние числа банкоматов на спрос на наличные деньги неоднозначно. С одной стороны, банкоматы снижают транзакционные издержки перевода средств между наличными деньгами и банковскими депозитами¹, зачастую приносящими процентный доход. Это, если следовать транзакционной модели Баумоля–Тобина, снижает спрос на деньги. С другой стороны, большее число банкоматов делает наличные деньги легкодоступными и более удобными заменителями безналичных платежей, что, в свою очередь, может увеличивать спрос на наличные деньги².

В работе Аттаназियो и др. (*Attanasio et al., 2002*) на микроуровне³ исследуется спрос на наличные деньги в Италии и проводится оценка потерь благосостояния из-за инфляции. Авторы ссылаются на две существенные эмпирические проблемы исследований спроса на деньги. Первая проблема состоит в том, что зачастую теоретической основой для эмпирического уравнения служит модель транзакционного спроса на деньги. Под *деньгами* в таких моделях обычно понимается наличность, принципиально отличающаяся по своим качественным характеристикам от макроэкономических денежных агрегатов типа M1 и M2, которые включают значительную долю активов, приносящих процентный доход, и широко используются в исследованиях. Другими словами, используемые теоретическая и эмпирическая модели описывают спрос на разные *деньги*. Вторая проблема состоит в том, что такие данные получены путем агрегирования. В случае если расходы по управлению наличными деньгами неодинаковы для различных агентов (что имеет место на практике), агрегирование, по мнению авторов статьи, является малоинформативным. Неоднородность фиксированных издержек может привести в модель нелинейность. Последнее особенно существенно, если речь идет о новых финансовых инструментах,

1 Снижение издержек происходит за счет экономии времени на совершение самого перевода. Кроме того, банкоматы зачастую территориально расположены удобнее для клиентов, чем отделения банков.

2 См. (*Porter, Judson, 1996; Snellman et al., 2001; Loke, 2001*).

3 Авторы опирались на данные, полученные из трех опросов за 1989–1995 гг. и представляющие информацию о потреблении, финансовом богатстве, а также об управлении наличностью (средние наличные остатки, использование банкоматов и кредитных карт, объемы изъятий наличных денег из банкоматов и отдельно в банковских отделениях, число банковских и почтовых депозитов, число посещений банка, минимальный объем наличности на руках перед следующим снятием денег, доля дохода, получаемого в виде наличности).

приносящих процентный доход, или о финансовых инновациях, последствием которых является введение новых финансовых инструментов или средств платежей, начало использования которых сопряжено с издержками. Таким образом, если новые финансовые инструменты влияют на издержки управления наличностью, то они также влияют и на спрос на деньги и смещают оценки коэффициентов, полученных из моделей на основе временных рядов. По мнению авторов, в этом случае необходимо опираться на микроданные¹.

Один из важных результатов работы Аттаназио и др. (*Attanasio et al.*, 2002) заключается в том, что спрос на деньги держателей банковских карт является более эластичным к изменениям процента, чем спрос на деньги агентов, не связанных с этим финансовым инструментом. Это объясняется тем, что держателям карт легче управлять своими денежными средствами и оптимизировать их распределение между наличностью и депозитами для получения процентного дохода. Кроме того, было обнаружено, что владельцы банковских карт сталкиваются со значительно более высокими потерями благосостояния от инфляции, чем агенты, не имеющие карт (0.09% против 0.05% от потребления товаров недлительного пользования). Этому факту можно найти два объяснения. Во-первых, эластичность спроса на деньги по проценту для группы владельцев карт выше, чем для агентов, не имеющих карт агентов (-0.59 против -0.27). Во-вторых, группа владельцев карт включает относительно больший процент хорошо образованных людей, которые высоко ценят свое время и поэтому сталкиваются с более высокими транзакционными издержками. Различия между агентами, по мнению авторов, необходимо учитывать при оценке суммарных потерь благосостояния.

В работе Чои и Ох (*Choi, Oh*, 2003) было показано, что на спрос на деньги влияют не только общеизвестные факторы (выпуск и процентные ставки), но и неопределенность, связанная с выпуском и деньгами, а также финансовые инновации. Авторы используют подход в рамках общего равновесия и модель денег в функции полезно-

¹ Заметим, что такие базы данных зачастую являются менее полными. В них, например, обычно отсутствуют данные по процентным ставкам, что означает невозможность измерить соответствующую эластичность спроса на деньги. Маллиган и Сала-и-Мартин (*Mulligan, Sala-i-Martin*, 2000) в качестве прокси для ставки процента (доходности) использовали предельную налоговую ставку для каждого домохозяйства.

сти. Известные проблемы спроса на деньги¹ решаются в статье введением дополнительных переменных в функцию спроса на деньги. Полученная Чои и Ох функция является в высокой степени стабильной и обладает хорошими прогнозными свойствами. Из этого авторы заключают, что тезис о практическом снижении роли денежных агрегатов в качестве инструментов монетарной политики (из-за проблемы нестабильности функций спроса на деньги) является, скорее, необоснованным. Заметим, что неопределенность в сфере выпуска и денег в качестве фактора, определяющего спрос на деньги, впервые анализируется именно в данной работе.

По мнению Чои и Ох, несоответствие результатов Голдфелда и его соавторов (*Goldfeld et al.*, 1973) и Лукаса (*Lucas*, 1988) может быть связано с проблемой пропущенной переменной, в качестве которой выступают финансовые инновации. Финансовые инновации могут непрерывно сдвигать константу в оцениваемой функции спроса на деньги до тех пор, пока соответствующая переменная не будет включена в уравнение².

В качестве такой пропущенной переменной в уравнение спроса на деньги вводится переменная накопления финансового капитала, предоставляющего финансовые услуги. Использование новых финансовых возможностей, по сути, является несовершенным субститутотом для денег. Такой подход позволяет Чои и Ох получить высокую, близкую к единице, эластичность спроса на деньги по доходу – результат, согласующийся с выводами Маллигана и Сала-и-Мартина (*Mulligan, Sala-i-Martin*, 1992)³ на кросс-секционных данных. В за-

1 Нестабильность спроса на деньги в 1970-е гг. (*missing money*), снижение скорости обращения денег в начале 1980-х гг., а также последующий резкий рост денежной массы M1.

2 В работе Миллера (*Miller*, 1986) анализируется влияние финансовых инноваций и дерегулирования (отмена Положения Q и повсеместное распространение счетов с обращающимся приказом об изъятии средств) на спрос на M1 в США после 1973 г. Было показано, что константа в уравнении спроса на деньги постепенно уменьшалась на протяжении двух коротких периодов, что свидетельствует в пользу того, что инновации значимо влияют на спрос на деньги. В то же время в период с 1981:3 по 1983:2 константа демонстрировала постепенный рост. Последнее служило основанием в пользу гипотезы о том, что снижение финансового регулирования увеличивает спрос на деньги.

3 В работе показано, что большая часть известных проблем спроса на деньги исчезает, если оценивать спрос на основе кросс-секционных данных. На основе данных США за 1929–1990 гг. были получены следующие результаты. Эластичность по доходу спроса на депозиты до востребования и более широкие деньги лежит в пределах от 1.3 до 1.5. Оценки эластичности по доходу на кросс-секционных данных

висимости от метода оценивания и выбранной ставки процента эластичность спроса на деньги, связанная с инновациями, варьируется в пределах от -0.60 до -0.04, а эластичность по проценту – от -0.52 до -0.05. Неопределенность, связанная с выпуском, отрицательно влияет на спрос на деньги, в то время как монетарная неопределенность влияет положительно.

Возвращаясь к проблеме нестабильности функции спроса на деньги, с которой столкнулись исследователи в 1970-х гг., Чои и Ох обращают внимание на то, что оценки эластичностей спроса на деньги по доходу и проценту чувствительны к тому, каким годом оканчивается послевоенная выборка. Эта чувствительность является следствием мультиколлинеарности между доходом и процентом, поэтому исследуемая выборка должна содержать по возможности как можно больше точек после 1982 г., чтобы снизить влияние корреляции между доходом и процентом. По результатам своего исследования авторы приходят к выводу о том, что проблемы, связанные со спросом на деньги в 1970–1980-х гг., являются следствием неправильной спецификации модели, а не следствием изменения экономических механизмов.

Заметим также, что некоторые работы по эмпирическому анализу спроса на деньги обращали внимание на высокую нестабильность спроса на расширенный агрегат M2. Аналогично более ранним эпизодам нестабильности спроса на M1, неустойчивость M2 ассоциировалась с изменениями в частном финансовом секторе, включая рост взаимных фондов облигаций и закрытие несостоятельных сберегательных и кредитных институтов¹.

Рассмотренные выше теоретические и эмпирические работы показывают, что инновации в сфере денежных платежей могут оказывать существенное влияние на монетарные процессы в стране и, как следствие, на возможности центрального банка проводить эффективную денежно-кредитную политику. Сравнительная характеристика исследований, анализирующих влияние финансовых инноваций на спрос на деньги, представлена в *табл. 5*.

Изучение мирового опыта исследования спроса на деньги необходимо с целью дальнейшего моделирования уравнения спроса на

по каждому году показали, что этот показатель почти всегда выше единицы (включая периоды Депрессии и Второй мировой войны). Авторы также полагают, что величина дохода на душу населения в качестве показателя экономической активности лучше переменной потребления (хотя оценки коэффициентов не принципиально меняются в случае выбора второй переменной).

1

См. (Duca, 2000).

Таблица 5

Сводная таблица рассмотренных исследований, анализирующих взаимосвязь финансовых инноваций и спроса на деньги

Исследование	Основная идея/цель	Способ учета «инноваций»	Дополнительные комментарии	Выводы исследования
Dotsey (1984, 1985)	Большинство способов управления денежными средствами включают электронное перемещение неработающих средств на счета, приносящие процентный доход	Число электронных переводов средств (сильно коррелирует с масштабами использования передовых финансовых технологий)	Оценивается спрос на депозиты до востребования	Полученное уравнение стабильно. Показатель «инноваций» значимо отрицательно влияет на спрос на деньги
Wenninger, Radecki (1986)	Исследуется вопрос влияния возрастающего объема финансовых сделок на спрос на деньги M1	Вместо традиционного ВВП предлагаются следующие прокси для объема транзакций в экономике: – реальные списания со счетов до востребования (real debits to checking accounts); – объем торгов на финансовых рынках; – долларовой объем расчетов в системе FedWire		Так как значительная часть финансовых транзакций проводится с целью управления денежными средствами, увеличение числа таких транзакций снижает спрос на деньги
Hafer (1982)	Изменения спроса на деньги в США в середине 1970-х гг. объясняются единовременным сдвигом уровня спроса на деньги		Оценивается уравнение спроса на безналичную составляющую агрегата M1. Это позволяет непосредственно проверить гипотезу о том, что финансовые инновации и регулятивные изменения стерли различия между различными видами транзакционных депозитов. Если последнее верно, то приростная связь между чековыми депозитами, реальным доходом и процентными ставками должна была измениться в 1970-х гг.	Гипотеза о наличии сдвига в константе против гипотезы об изменении углов наклона не была отвергнута. Полученные результаты ставят под вопрос влияние финансовых инноваций

Таблица 5, продолжение

Исследование	Основная идея/цель	Способ учета «инноваций»	Дополнительные комментарии	Выводы исследования
Milbourne, Moore (1986)	Исследуется влияние финансовых инноваций в банковской сфере на спрос на денежный агрегат M1 в Канаде	Предоставление пакета услуг по управлению ликвидностью крупным корпорациям в скором времени привело к устойчивому пропорциональному снижению спроса на деньги. Последующее распространение этих услуг на малый бизнес вновь привело к снижению спроса на деньги. Инновации для домохозяйств существенно повлияли на коэффициенты в уравнении спроса на деньги: снизились эластичность спроса на деньги по проценту, а также увеличилась эластичность по доходу и скорости приспособления к желаемому уровню денежных остатков		
Miller (1989)	Основная идея предложенного уравнения состоит в корректной оценке сдвигов константы	Полученное уравнение стабильно. Миллер объясняет возросший спрос на деньги в 1980-е гг. тем, что денежный агрегат M1 стал включать трансакционные счета, приносящие процентный доход. В этом смысле спрос на M1 стал отвечать не только трансакционному мотиву, но и мотиву сбережения. В то же время эффект внедрения финансовых инноваций продолжал действовать, снижая спрос на деньги. На момент проведения исследования эффект сбережения доминировал над эффектом внедрения инноваций		
Hendry, Ericsson (1991)	Поиск стабильного уравнения спроса на деньги; если полученное уравнение нестабильно, у исследователя нет возможности выявить причину нестабильности, которая может крыться как в неправильной спецификации модели, так и в сдвиге функции спроса на деньги. В случае если изменение спроса на деньги связано с внешними сдвигами, точное моделирование динамики крайне важно для получения стабильного уравнения спроса на деньги. Оценивается природной спрос на деньги. Используются некоторый показатель волатильности процентных ставок, спреда процентных ставок, дадами переменная	Уравнение в общепринятом понимании не является уравнением спроса на деньги, однако полученное уравнение в высокой степени стабильно и разрешает известные проблемы спроса на деньги. Например, проблема снижения спроса на деньги (missing money), по мнению авторов, есть следствие неправильно специфицированной динамики и не включения в модель спроса на деньги волатильности процентных ставок, а не появления финансовых инноваций		

Таблица 5, окончание

Исследование	Основная идея/цель	Способ учета «инноваций»	Дополнительные комментарии	Выводы исследования
Drehmann, Goodhart, Krueger, Boldrin, Rose (2002)	Проводится оценка влияния новых электронных платежных средств на спрос на наличные деньги (на панельных данных)	Спрос на наличные деньги в расчете на душу населения определяется реальным ВВП на душу населения, номинальной процентной ставкой, текущим и предшествующим отношением налогов к ВВП, числом банкоматов и электронных переводов средств в пунктах продаж (ETPOS), а также уровнем преступности	Число электронных переводов средств в пунктах продаж слабо, но при этом значительно отрицательно влияет на спрос на наличность; еще в меньшей степени на спрос на наличные деньги влияет число банкоматов, однако это влияние значимо и положительно	
Atanasio, Guiso, Jappelli (2002)	Микроданные по Италии. Спрос на деньги держателей банковских карт является более эластичным к изменениям процента, чем спрос на деньги агентов, не связанных с этим финансовым инструментом			
Choi, Oh (2003)	На спрос на деньги влияют не только общеизвестные факторы (выпуск и процентные ставки), но и неопределенность, связанная с выпуском и деньгами, а также финансовые инновации. Чтобы учесть их влияние в уравнение спроса на деньги вводится переменная накопления финансового капитала, представляющего финансовые услуги			Полученная функция является в высокой степени стабильной и обладает хорошими прогностическими свойствами. Проблемы, связанные со спросом на деньги в 1970–1980-х гг., являются следствием неправильной спецификации модели, а не следствием изменения экономических механизмов

деньги в России. Работы, анализирующие спрос на деньги в России¹, зачастую указывают на нестабильность спроса на деньги, структурные сдвиги и изломы функции спроса. Кроме того, при моделировании спроса на деньги в России необходимо учитывать инновации, используемые в практике совершения платежей. Все эти особенности и проблемы спроса на деньги были изучены в рассмотренных выше работах (см. главы 1–2).

В следующих главах будут приведены результаты оценки уравнения спроса на деньги в России и проверки его стабильности (см. главу 3), а также проанализировано влияние платежных инноваций на спрос на деньги в России (см. главу 4).

¹ См. (Choudhry, Taufiq, 1998; Buch, 1998; Banerji, 2002; Oomes, Ohnsorge, 2005; Ытыатнина, 2006; Korhonen, Mehrotra, 2007; Дробышевский, Козловская, 2002; Дробышевский и др., 2010).

Глава 3. Моделирование спроса на деньги в российской экономике

§ 1. Постановка задачи

Данное исследование направлено на поиск неизменной во времени, т.е. стабильной функции спроса на деньги в России, а также выявление факторов, влияющих на спрос на деньги. В ходе исследования мы будем опираться на теоретические подходы к анализу спроса на деньги, следуя МакКаллуму и Гудфренду (*McCallum, Goodfriend, 1988*), работа которых была рассмотрена нами выше (см. главу 1, § 3). То есть мы будем исходить из того, что спрос на реальные деньги есть функция, зависящая от показателя выпуска, доходности по альтернативным деньгам активам и, возможно, ряда других факторов¹. Кроме того, мы будем полагать, что денежный рынок находится в равновесии², а цены достаточно гибкие. Это позволяет выписать базовое уравнение спроса на деньги:

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

где M – некоторый денежный агрегат, т.е. объем денег в экономике, P – уровень цен, Y – показатель экономической активности, i – альтернативные издержки хранения денег.

1 Следуя Фридману, спрос на деньги определяется исключительно реальным доходом и процентной ставкой. Однако, согласно современным представлениям, на спрос на деньги могут влиять и другие факторы, например, различные финансовые показатели.

2 Как известно, в случае инфляции, вообще говоря, равновесие на денежном рынке не достигается.

Исходная эконометрическая модель спроса на деньги может быть представлена в виде следующей зависимости¹:

$$\left(\frac{M}{P}\right)^D = c \cdot Y \cdot e^i \cdot e^\varepsilon$$

или в логарифмическом виде

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

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

Эту модель можно переписать для спроса на номинальные деньги, перенеся член $\ln P_t$ из левой части уравнения в правую:

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

Функцию спроса на деньги можно рассматривать в таком виде, если коэффициент при логарифме цен (α_1) в оцененном уравнении не будет значимо отличаться от единицы. Этот факт может быть проверен непосредственно во время анализа. В противном случае ($\alpha_1 \neq 1$), по-видимому, необходимо оценивать спрос на реальные, а не номинальные кассовые остатки. Кроме того, именно реальные деньги являются эндогенной величиной, в то время как номинальные деньги обычно экзогенны. С этой точки зрения оценка спроса на реальные деньги предпочтительнее. Однако в нашем случае это может быть сопряжено со сложностями, причиной которых является малая выборка. Подробнее об этом будет сказано ниже.

С теоретической точки зрения оценку спроса на деньги было бы правильнее проводить в рамках оценки системы одновременных уравнений спроса и предложения денег. Однако у нас есть существенные опасения относительно того, что малые размеры доступной нам выборки и сложности, связанные с моделированием функции предложения денег в России, приведут к получению плохих оценок. Под *плохими* оценками мы в данном случае подразумеваем несостоятельные и смещенные, а также сложно интерпретируемые оценки. Оценка одного уравнения также приводит к получению несостоятельных и смещенных оценок коэффициентов. Однако, на

¹ Выбирая форму уравнения спроса на деньги, мы опирались на работу (Zarembka, 1968) и многолетний опыт других исследований спроса на деньги.

наш взгляд, в данном исследовании, учитывая число доступных для анализа точек, необходимо опираться на единственное уравнение спроса на деньги¹.

§ 2. Описание используемых данных

В данном разделе приводится подробное описание данных, используемых при построении уравнения спроса на деньги в России, и метода оценки соответствующего уравнения.

При оценке уравнения спроса на деньги строятся 4 класса моделей для следующих показателей денежной массы:

- 1) M0 – наличные деньги (LNM0 – ряд логарифмов агрегата M0);
- 2) M1 – узкая денежная масса: наличные деньги и переводимые депозиты, или депозиты до востребования (LNM1 – ряд логарифмов агрегата M1);
- 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 (LNM2 – ряд логарифмов агрегата M2);
- 4) M2 *расширенный* (так называемые широкие деньги²) – денежная масса по методологии денежного обзора Банка России (LNBROADM – ряд логарифмов агрегата широкой денежной массы)³.

Данные о денежных агрегатах были взяты из материалов Банка России (www.cbr.ru).

В качестве показателя уровня цен используются значения базового индекса, рассчитанного путем перемножения цепных индексов потребительских цен (LNP – ряд логарифмов ИПЦ в форме базового индекса (первое значение равно 0)). Данные об ИПЦ были взяты из материалов Росстата.

1 Соответствующая аргументация приведена в *главе 1, § 6* данной работы.

2 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 (и включаются в РФ) в широкие деньги.

3 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 экономической активности используются данные по реальному ВВП, поскольку, следуя Фридману (*Friedman, 1956*), спрос на деньги есть функция реального дохода. ВВП, на наш взгляд, наилучшая из возможных аппроксимаций показателя экономической активности, поскольку является интегральным показателем, характеризующим экономику всей страны, а не ее части, как, например, индекс промышленного производства или индекс выпуска пяти 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 динамика индекса промышленного производства или показателя реальных располагаемых доходов населения, месячные данные по которым имеются в наличии, достаточно близка к поведению ВВП. Использование квартальных данных вместо месячных уменьшает число доступных точек, что может снижать качество анализа. Этот шаг преследует две цели: применение ВВП в качестве прокси показателя экономической активности и применение при расчетах квартальных, а не месячных данных. Основными причинами против использования месячных данных являются, на наш взгляд, сильная зашумленность месячных данных и тот факт, что на спрос на деньги на месячных интервалах могут влиять другие факторы, не включенные в уравнение ($LNRGDP$ – ряд логарифмов реального ВВП). Данные по реальному ВВП были получены из материалов Росстата (www.gks.ru).

В качестве альтернативной стоимости хранения денег используются 5 показателей. Первый – это ставка по межбанковскому кредиту (MBC – ряд процентной ставки МБК, в %)¹, которая на протяжении длительного времени являлась единственным рыночным процентом в российской экономике. Мы понимаем, что ставка МБК не имеет непосредственного отношения к спросу на деньги, так как не является для экономических агентов альтернативной стоимостью хранения денег, однако по данному показателю доступен наиболее длинный незашумленный временной ряд. В качестве показателя альтернативной стоимости хранения денег мы также используем ставку по депозитам ($DEPOSIT$ – ряд процентной ставки по депозитам сро-

1 Средневзвешенная ставка по 1-дневным межбанковским кредитам на московском рынке в рублях (определение Банка России). Заметим, что до 2002 г. под ставкой МБК понималась средневзвешенная ставка по 1-дневным межбанковским кредитам на московском рынке без указания валюты, а начиная с 2002 г. ставка рассчитывается по кредитам в рублях.

ком до года, в %)¹ и ставку по кредитам (*CREDIT* – ряд процентной ставки по кредитам, в %)². В то же время оговоримся, что существуют серьезные опасения относительно нерыночного характера этих процентных ставок. И главное, методология исчисления ставки по депозитам и кредитам Банком России менялась со временем. Доходность ГКО³ как аналога краткосрочного векселя в США не может использоваться в качестве процента, поскольку единый ряд данных по нему отсутствует.

Кроме процентных ставок в качестве показателя альтернативной стоимости хранения денег в дальнейшем при расчетах мы также используем изменение номинального обменного курса рубль/доллар (*DKYRS* – ряд изменений номинального обменного курса рубль/доллар, в %). Основной причиной включения этой переменной в модель является тот факт, что в ряде исследований⁴ была обнаружена зависимость спроса на деньги в России от некоторых показателей динамики обменного курса⁵. В нашем случае теоретические соображения, позволяющие включить в модель переменную изменения номинального

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). Оговоримся, что методика расчета ставки по депозитам менялась со временем. До 1997 г. под депозитной ставкой понималась преобладающая ставка по срочному вкладу с ежемесячной выплатой процента для сумм 300 тыс. руб. С 1997 г. под депозитной ставкой понимается средневзвешенная ставка по рублевым депозитам физических лиц в кредитных организациях (включая Сбербанк России) сроком до 1 года. Кроме того, используемая нами процентная ставка характеризует не только срочные депозиты, но и депозиты до востребования.

2 Средневзвешенная ставка по рублевым кредитам юридическим лицам в кредитных организациях (включая Сбербанк России) сроком до 1 года (определение Банка России). Оговоримся, что методика расчета ставки по кредитам также менялась со временем. До 1997 г. под кредитной ставкой понималась устанавливаемая по схеме простого процента средневзвешенная ставка по кредитам предприятиям и организациям сроком до 1 года на региональных рынках. До 1999 г. под кредитной ставкой понималась средневзвешенная ставка по кредитам предприятиям и организациям (включая Сбербанк России) сроком до 1 года. До 2006 г. ставка по кредитам – средневзвешенная ставка по кредитам юридических лиц в кредитных организациях (включая Сбербанк России) сроком до 1 года. А начиная с 2006 г. кредитной ставкой называется средневзвешенная ставка по рублевым кредитам нефинансовым организациям сроком до 1 года.

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

4 См. (*Choudhry, Taufiq, 1998; Buch, 1998; Banerji, 2002; Oomes, Ohnsorge, 2005; Umyatnina, 2006; Korhonen, Mehrotra, 2007; Дробышевский, Козловская, 2002; Дробышевский и др., 2010*).

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

обменного курса, следующие: с ростом обменного курса рубль/доллар (изменение курса со знаком плюс) экономические агенты будут стремиться переводить имеющиеся у них рубли в доллары США, ожидая продолжения роста курса (данное предположение строится на предпосылке об адаптивных ожиданиях). Таким образом, с ростом курса мы ожидаем снижение спроса на рублевые активы. Следует, однако, заметить, что возможно построить цепочку рассуждений, когда снижение обменного курса будет сопровождаться падением спроса на деньги. Например, снижение обменного курса рубль/доллар 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 США) по низкой цене и продаже актива по более высокой цене.

Показатель инфляции также может быть использован в качестве альтернативной стоимости хранения денег (*INFL* – ряд инфляции, в %). На протяжении рассматриваемого периода времени инфляция в России была достаточно высокой и, снижая покупательную способность денег, могла оказывать существенное влияние на объем реальных кассовых остатков на руках у населения.

Данные по альтернативным издержкам хранения денег взяты из материалов Банка России и Росстата. При этом рассматриваемым нами показателям в целом присуща схожая динамика (см. *рис. 10*).

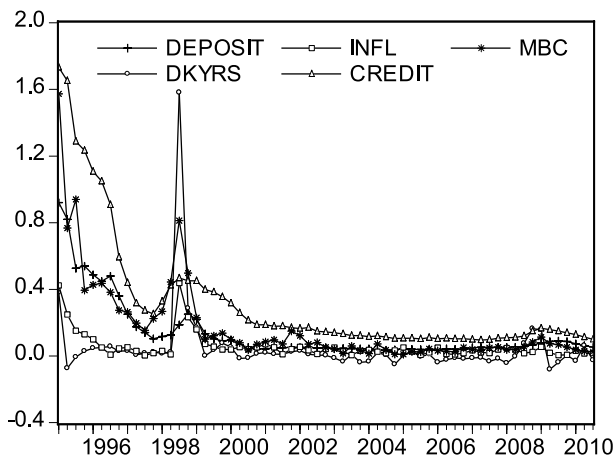
В дальнейшем анализе мы следуем теоретическим работам исследования спроса на деньги и исходим из следующих гипотез:

- 1) спрос на деньги в России положительно зависит от уровня экономической активности населения;
- 2) в случае существования зависимости спроса на деньги от ставки процента или иного показателя альтернативной стоимости хранения денег эта зависимость отрицательна.

В данном исследовании, в отличие от нашей предшествующей работы, также посвященной спросу на деньги в России¹, мы будем опираться на наиболее длинную доступную выборку статистических данных с I квартала 1995 г. по III квартал 2010 г.² Отметим, что на рассматриваемом временном интервале поведение агрегатов денежной массы, цен и выпуска претерпевало существенные изме-

1 См. (Дробышевский и др., 2010).

2 Данные по денежным агрегатам по РФ есть начиная с IV квартала 1991 г. Однако необходимый нам в дальнейшем показатель ВВП начал рассчитываться Росстатом с 1995 г. Последняя доступная точка по реальному ВВП на момент исследования относится к III кварталу 2010 г.



Источник: данные Банка России и Росстата.

Рис. 10. Динамика ставок процента по краткосрочным депозитам, краткосрочным кредитам, однодневным межбанковским кредитам, а также динамика изменения номинального обменного курса рубль/доллар и инфляции, в % (I квартал 1995 г. – III квартал 2010 г.)

нения. В данной работе будет проверена гипотеза о существовании стабильной функции спроса на деньги в России.

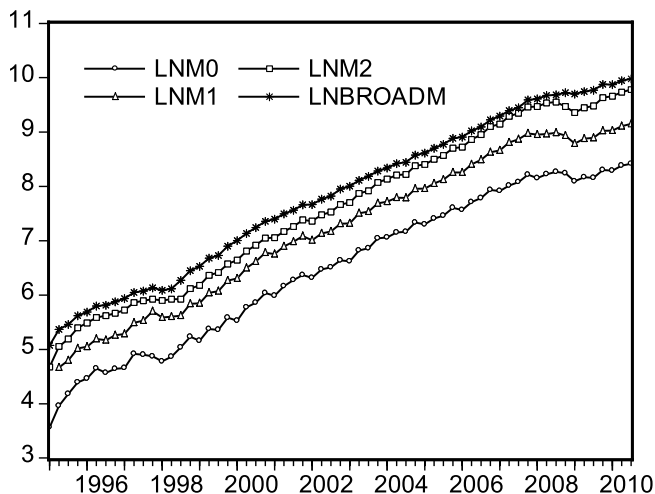
На рис. 11 показана динамика логарифмов денежных агрегатов M_0 , M_1^1 , M_2 и M_2 расширенного. Мы видим, что до конца 1998 г. поведение денежных агрегатов характеризуется наличием выпуклого вверх тренда. После 1998 г. изменилась сама структура данных, которые ведут себя иначе: визуально это колебания около линейного тренда. Кризис 2008 г., по-видимому, также привел к структурному сдвигу в рядах денежной массы.

Поведение индекса потребительских цен с 1995 г. по 2010 г. отражено на рис. 12. Можно отметить наличие двух существенных скачков в уровне цен, имевших место в III и IV кварталах 1998 г. До 1998 г. динамика ИПЦ характеризуется выпуклым вверх трендом, наличие которого не очевидно в данных после 1998 г.

Переменная реального ВВП также демонстрирует изменение в поведении на протяжении рассматриваемого промежутка времени (см. рис. 13). Отличительной особенностью данного ряда является

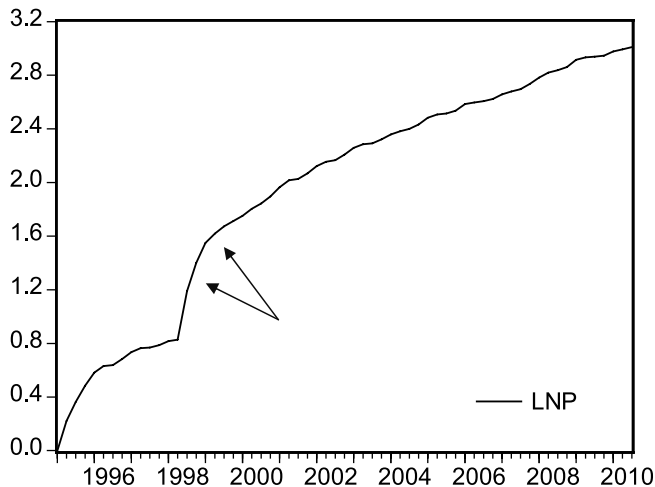
1

Данные по денежному агрегату M_1 доступны начиная со II квартала 1995 г.



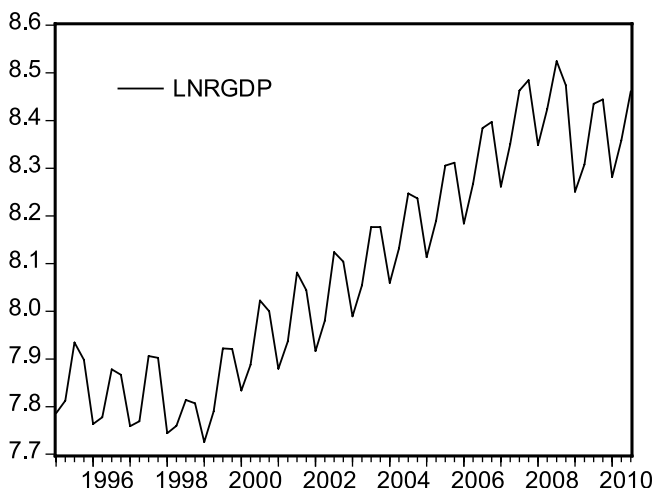
Источник: данные Банка России.

Рис. 11. Динамика логарифмов денежных агрегатов M0, M1, M2 и M2 расширенного (I квартал 1995 г. – III квартал 2010 г.).



Источник: данные Банка России.

Рис. 12. Динамика логарифмов ИПЦ (I квартал 1995 г. – III квартал 2010 г.)



Источник: данные Банка России.

Рис. 13. Динамика логарифмов реального ВВП
(I квартал 1995 г. – III квартал 2010 г.)

то, что он обладает ярко выраженной детерминированной сезонностью¹ (визуально напоминает «пилу»), где спады приходятся на I квартал, а пики на III–IV кварталы. Кроме того, ряд содержит два структурных сдвига, приходящихся на кризисы 1998 г. и 2008 г.

В ходе дальнейшего исследования мы хотим проверить существование стабильной функции спроса на деньги в России на периоде с 1995 по 2010 г., включающем два кризиса. В качестве основного метода оценки нами был выбран динамический метод наименьших квадратов (DOLS, dynamic ordinary least squares). Процедура DOLS была разработана в работах Филлипса и Лоретана (*Phillips, Loretan, 1991*), Сайконена (*Saikkonen, 1991*), Стока и Уотсона (*Stock, Watson, 1993*). В случае применения процедуры DOLS оценки демонстрируют меньшее смещение, чем OLS, на относительно малых выборках. Немаловажно, что DOLS имеет те же свойства оптимальности, что и процедура Йохансена (*Johansen, 1988*). При этом статистическое моделирование показывает (*Carrion-i-Silvestre, Sansó-i-Rosselló, 2004*),

¹ Проверка факта, что сезонность является детерминированной, осуществляется разложением ряда на четыре сезонные даммы с последующим тестированием значимости соответствующих коэффициентов.

что в случае малых выборок, имеющих место в нашем исследовании, DOLS позволяет получить более точные оценки, чем другая модификация МНК (с теми же свойствами оптимальности) – FM OLS (Full Modified OLS).

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

Для эконометрического пакета Eviews, который был использован при расчетах, схема применения DOLS может быть описана следующим образом:

y_t – зависимая переменная,

$x_{it}, i = \overline{1, N}$ – объясняющие переменные.

Шаг 1. Методом наименьших квадратов оценивается регрессия вида: $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \dots + \alpha_N x_{Nt} + \varepsilon_t$. Осуществляется проверка стационарности ряда остатков модели. Если остатки модели признаются нестационарными, дальнейшее выполнение процедуры DOLS невозможно.

Шаг 2. Строятся кросс-коррелограммы рядов¹ приращений объясняющих переменных $\Delta x_i = x_i - x_{i-1}, i = \overline{1, N}$ и остатков регрессии, полученных на шаге 1, $\hat{\varepsilon}_t$.

Шаг 3. Анализируется N кросс-коррелограмм, построенных на шаге 2: определяется количество значимых запаздывающих (K_i^-) и опережающих (K_i^+) выходов коэффициентов взаимной корреляции за границы $(\pm 2/\sqrt{T})$, T – число наблюдений) для каждого случая.

Шаг 4. По результатам шага 3 выбирается максимальное количество значимых запаздывающих и опережающих всплесков по всем

переменным, т.е. $K = \max_{i=1, N} \left(\max_{K_i^-, K_i^+} (K_i^-, K_i^+) \right)$.

¹ Ряды значений x_i и $\hat{\varepsilon}_t$ выборочно некоррелированы по самой сути метода наименьших квадратов.

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, включающее только запаздывающие приращения переменных, т.е. 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. Оценивается значение статистики Дарбина–Уотсона (или коррелограмма остатков, или тест Бройша–Годфри) для уравнения, полученного на шаге 5. Далее возможны два варианта:

1) если признаков автокорреляции нет, то оценки, полученные на шаге 5, принимаются (при условии, что наблюдается значимость оценок, их правильный с теоретической точки зрения знак, гипотеза о нормальности ошибок модели не отвергается тестом Жарке–Бера и т.п.);

2) если автокорреляция есть, то корректировку оценок, полученных на шаге 5, возможно провести способами, описанными в следующем шаге.

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

Шаг 8. Методом наименьших квадратов оцениваем уравнение шага 5 с добавлением ARMA(p,q), т.е. уравнение

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

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

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

Шаг 9. Возможна дополнительная проверка остатков полученного долгосрочного коинтеграционного соотношения

$$e_t^{LONG-RUN} = \hat{\xi}_t - \sum_{j=-K}^{\infty} (\hat{\gamma}_{1j} \Delta x_{1,t-j} + \dots + \hat{\gamma}_{Nj} \Delta x_{N,t-j}) - \\ - \hat{\mu}_1 AR(1) - \dots - \hat{\mu}_p AR(p) - \hat{\eta}_1 MA(1) - \dots - \hat{\eta}_q MA(q)$$

на стационарность.

Шаг 10. Проверка оцененного уравнения, анализ его «адекватности» (речь идет о неотвержении гипотезы о независимости и нормальности ошибок, соответствии модели экономической теории).

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

§ 3. Анализ стационарности временных рядов

Анализ стационарности проводится на основании расширенного теста Дики–Фуллера и теста Филлипса–Перрона. Мы отдаем предпочтение этим тестам, поскольку их нулевая гипотеза состоит в наличии у исследуемого ряда единичного корня. Как следствие, отвержение нулевой гипотезы в пользу стационарности ряда будет существенным результатом. В то же время известно, что тест Дики–Фуллера, вообще говоря, обладает малой мощностью, т.е. часто может наблюдаться ситуация неотвержения нулевой гипотезы, когда она неверна. Тест Филлипса–Перрона на малых выборках еще менее надежен. Поэтому в случае получения неоднозначных и противоречащих здравому смыслу результатов мы будем использовать тест KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin); его нулевая гипотеза, напротив, состоит в том, что исследуемый ряд является стационарным.

Ряд $LNMO$ графически изображен на *рис. 11*. Визуально его поведение можно охарактеризовать, скорее, как поведение нестационарного ряда. Кроме того, в данных присутствует детерминированная

сезонность. Анализ коррелограммы ряда $LNMO$ (см. приложение А, табл. А-1) свидетельствует о нестационарности ряда, поскольку не наблюдается экспоненциальное убывание выборочной корреляционной функции.

Результаты расширенного теста Дики–Фуллера и Филлипса–Перрона подтверждают наше предположение о нестационарности ряда логарифмов денежной массы $M0$. Гипотеза о наличии единичного корня в ряде $LNMO$ не противоречит данным, в то время как гипотеза о наличии единичного корня в ряде разностей $LNMO$ отвергается данными (см. табл. 6).

Таблица 6

**Результаты проверки ряда $LNMO$ на стационарность
в разностях**

Стационарность в разностях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05 ¹
Расширенный тест Дики–Фуллера	-2.35	-1.95
Тест Филлипса–Перрона	-7.05	-1.95

В то же время есть основания полагать, что помимо единичного корня ряд $LNMO$ может содержать сезонные корни. Об этом свидетельствуют результаты разложения ряда в авторегрессионную модель $AR(4)$ (т.е. регрессия на четыре запаздывающих значения), представленные в табл. 7. Мы видим, что ряд имеет четыре корня, по модулю близкие к единице.

Таблица 7

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

Оценки величин, обратных к корням авторегрессии	1.01	-0.00+1.01i	-0.00-1.01i	-1.01
	Оцененный процесс авторегрессии является нестационарным			

По своему поведению ряд $LNMI$ напоминает ряд $LNMO$ (см. рис. 11). Анализ графика позволяет предположить, что ряд $LNMI$ является нестационарным. При этом мы можем наблюдать детермини-

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

рованную сезонность в данных. Коррелограмма ряда *LNMI* (см. *приложение А, табл. А-2*) также указывает на нестационарность ряда.

Результаты проверки свойств ряда расширенным тестом Дики–Фуллера свидетельствуют о том, что гипотеза о наличии единичного корня в ряде разностей *LNMI* отвергается (см. *табл. 8*) и не отвергается в самом ряде *LNMI*.

Таблица 8

**Результаты проверки ряда *LNMI* на стационарность
в разностях**

Стационарность в разностях		Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
С константой	Расширенный тест Дики–Фуллера	-3.25	-2.91
	Тест Филлипса–Перрона	-6.09	-1.95

Аналогично результаты теста Филлипса–Перрона говорят о том, что ряд *LNMI* нестационарен в уровнях и стационарен в разностях (см. *табл. 8*). Представление ряда *LNMI* авторегрессионной моделью *AR*(4) дает следующий результат (см. *табл. 9*).

Таблица 9

Результаты разложения ряда *LNMI* в модель *AR*(4)

Оценки величин, обратных к корням авторегрессии	1.01	-0.00+1.01i	-0.00-1.01i	-1.01
Оцененный процесс авторегрессии является нестационарным				

Этот результат, аналогично предыдущему случаю, может свидетельствовать о наличии сезонных единичных корней в ряде логарифмов денежной массы *M1*.

Ряд *LNMI2* графически изображен на *рис. 11*. Визуальный анализ позволяет сделать предположение о том, что ряд *LNMI2* является нестационарным. Аналогично другим денежным агрегатам исследуемый ряд обладает сезонностью. Вид коррелограммы ряда *LNMI2* (см. *приложение А, табл. А-3*) характерен для нестационарного ряда.

Результаты расширенного теста Дики–Фуллера и теста Филлипса–Перрона говорят о том, что ряд разностей *LNMI2* стационарен (см. *табл. 10*). Отметим, что значение статистики Дики–Фуллера находится на грани критического значения отвержения/неотвержения нулевой гипотезы.

Таблица 10

**Результаты проверки ряда LNM2 на стационарность
в разностях**

Стационарность в разностях		Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
С константой	Расширенный тест Дики–Фуллера	-1.9475	-1.9465
	Тест Филлипса–Перрона	-4.99	-1.95

Представление ряда LNM2 в виде авторегрессионной модели AR(4) указывает на то, что ряд может содержать в себе сезонные единичные корни (см. табл. 11).

Таблица 11

Результат разложения ряда LNM2 в модель AR(4)

Оценки величин, обратных к корням авторегрессии	1.01	0.00+1.01i	-0.00-1.01i	-1.01
	Оцененный процесс авторегрессии является нестационарным			

График ряда LNBROADM показан на рис. 11. Визуально его поведение говорит, скорее, о нестационарности ряда. При этом нет существенных оснований для предположения детерминированной сезонности в ряде. На основании анализа коррелограммы ряда LNBROADM (см. Приложение А, табл. А-4) мы предполагаем нестационарность ряда (ввиду отсутствия быстрого убывания выборочной корреляционной функции).

Результаты применяемых нами тестов говорят о том, что гипотеза о наличии единичного корня в ряде разностей LNBROADM отвергается (см. табл. 12), а в ряде уровней не отвергается.

Таблица 12

**Результаты проверки ряда LNBROADM на стационарность
в разностях**

Стационарность в разностях		Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
с константой	Расширенный тест Дики–Фуллера	-3.02	-2.92
	Тест Филлипса–Перрона	-4.14	-1.95

Разложение ряда $LNBROADM$, используя модель $AR(4)$, свидетельствует об отсутствии случайной сезонности в данных (см. *табл. 13*). Однако это не является доказательством отсутствия у ряда $LNBROADM$ сезонных корней.

Таблица 13

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

Оценки величин, обратных к корням авторегрессии	1.01
	Оцененный процесс авторегрессии является нестационарным

Таким образом, вышеприведенный анализ позволяет прийти к выводу о том, что ряды логарифмов денежных агрегатов являются рядами типа $I(1)$ и, возможно, содержат также сезонные единичные корни.

График ряда LNP изображен на *рис. 12*. Визуально его поведение свидетельствует о явной нестационарности ряда и позволяет предположить, что ряд LNP содержит в себе два единичных корня или стационарен в разностях около константы и тренда. Анализ коррелограммы ряда LNP (см. *приложение А, табл. А-5*) однозначно свидетельствует о нестационарности ряда.

Результаты расширенного теста Дики–Фуллера и теста Филлипса–Перрона позволяют отвергнуть гипотезу о том, что ряд разностей LNP содержит в себе единичный корень (см. *табл. 14*), при этом гипотеза о наличии единичного корня в ряде в уровнях не отвергается.

Таблица 14

Результаты проверки ряда LNP на стационарность в разностях

Стационарность в разностях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-3.98	-1.95
Тест Филлипса–Перрона	-3.93	-1.95

При этом дополнительное разложение ряда LNP в модель $AR(4)$ дает основания предполагать отсутствие в ряде сезонных единичных корней (см. *табл. 15*).

Таблица 15

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

Оценки величин, обратных к корням авторегрессии	1.02
	Оцененный процесс авторегрессии является нестационарным

То есть мы приходим к выводу о том, что ряд логарифмов ИПЦ, вероятно, является интегрированным первого порядка.

Ряд *LNRGDP* графически изображен на *рис. 13*. Визуально сложно сделать вывод о том, является ли ряд TS или DS, так как в данных присутствует явно выраженная детерминированная сезонность (основные пики приходятся на III квартал). Исходя из коррелограммы ряда *LNRGDP* (см. *приложение А, табл. А-6*), мы приходим к выводу о том, что ряд нестационарен.

Результаты расширенного теста Дики–Фуллера отвергают гипотезу о том, что ряд разностей *LNRGDP* содержит в себе единичный корень (см. *табл. 16*). При этом гипотеза о наличии единичного корня в этом ряде в уровнях не отвергается.

Таблица 16

**Результаты проверки ряда *LNRGDP* на стационарность
в разностях**

Стационарность в разностях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-2.81	-1.95

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

Таблица 17

**Результаты проверки ряда *LNRGDP* на стационарность
в уровнях**

Стационарность в уровнях с константой и трендом	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Тест Филлипса–Перрона	-4.89	-3.48

Поэтому мы дополнительно применили тест KPSS. Было обнаружено, что результаты теста KPSS (см. *табл. 18*) отвергают гипотезу о стационарности ряда *LNRGDP* в уровнях (с константой, с константой и трендом) и не отвергают гипотезу о стационарности ряда *LNRGDP* в разностях (с константой).

Таким образом, мы склоняемся к выводу о том, что ряд логарифмов реального ВВП является рядом $I(1)$. Дополнительное разложение ряда *LNRGDP* в модель AR(4) дает следующий результат (см. *табл. 19*).

Таблица 18

**Результаты проверки ряда $LNRGDP$ на стационарность
в уровнях и в разностях тестом KPSS**

KPSS	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Стационарность в уровнях с константой и трендом	0.155	0.146
Стационарность в разностях с константой	0.12	0.46

Таблица 19

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

Оценки величин, обратных к корням авторегрессии	1.00	0.00+1.00i	-0.00-1.00i	-1.00
	Оцененный процесс авторегрессии является нестационарным			

Это свидетельствует о том, что ряд логарифмов реального ВВП может содержать в себе сезонные единичные корни.

График ряда MBC изображен на *рис. 10*. Такое поведение может свидетельствовать как о стационарности, так и нестационарности ряда. Вид коррелограммы ряда MBC (см. *приложение А, табл. А-7*) свидетельствует, скорее, о нестационарности ряда.

В то же время результаты расширенного теста Дики–Фуллера и Филлипса–Перрона говорят о том, что гипотеза о наличии в ряде MBC единичного корня отвергается (см. *табл. 20*).

Таблица 20

Результаты проверки ряда MBC на стационарность в уровнях

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-6.71	-1.95
Тест Филлипса– Перрона	-6.73	-1.95

Разложение ряда MBC в модель AR(4) свидетельствует о том, что ряд не содержит в себе сезонные корни (см. *табл. 21*).

Ряд $DEPOSIT$ графически изображен на *рис. 10*. Такое поведение и вид коррелограммы ряда (см. *приложение А, табл. 8*) свидетельствуют в пользу стационарности ряда.

Результаты формальных тестов показывают, что гипотеза о наличии в ряде единичного корня отвергается данными (см. табл. 22).

Таблица 21

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

Оценки величин, обратных к корням авторегрессии	0.80	0.00- .80i
---	------	------------

Таблица 22

Результаты проверки ряда *DEPOSIT* на стационарность в уровнях

Стационарность в уровнях		Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
С константой	Расширенный тест Дики–Фуллера	-5.08	-2.92
	Тест Филлипса–Перрона	-7.49	-1.95

Разложения ряда *DEPOSIT* в авторегрессионную модель AR(4) указывает на отсутствие в ряде сезонных единичных корней (см. табл. 23).

Таблица 23

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

Оценки величин, обратных к корням авторегрессии	0.87	0.00+0.87i	-0.00-0.87i	-0.87
---	------	------------	-------------	-------

Ряд *CREDIT* графически изображен на рис. 10. Поведение ряда и вид его коррелограммы (см. приложение А, табл. А-9) позволяют предположить, что ряд стационарен.

Результаты расширенного теста Дики–Фуллера и Филлипса–Перрона также показывают, что ряд *CREDIT* стационарен (см. табл. 24).

Таблица 24

Результаты проверки ряда *CREDIT* на стационарность в уровнях

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-3.43	-1.95
Тест Филлипса–Перрона	-6.80	-1.95

Разложение ряда *CREDIT* в авторегрессионную модель AR(4) не дает оснований предполагать наличие в ряде сезонных единичных корней (см. табл. 25).

Таблица 25

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

Оценки величин, обратных к корням авторегрессии	0.88	-0.00+0.88i	-0.00-0.88i	-0.88
---	------	-------------	-------------	-------

Ряд *DKYRS* графически изображен на рис. 10. Его поведение и коррелограмма (см. приложение А, табл. А-10) однозначно свидетельствуют в пользу стационарности ряда.

Результаты расширенного теста Дики–Фуллера и Филлипса–Перрона отвергают гипотезу о наличии в ряде *DKYRS* единичного корня (см. табл. 26).

Таблица 26

Результаты проверки ряда *DKYRS* на стационарность в уровнях

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-6.59	-1.95
Тест Филлипса–Перрона	-6.60	-1.95

Разложение ряда *DKYRS* в авторегрессионную модель AR(4) не дает оснований предполагать, что ряд содержит сезонные корни (см. табл. 27).

Таблица 27

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

Оценки величин, обратных к корням авторегрессии	0.46	0.00-0.46i	-0.00+0.46i	-0.46
---	------	------------	-------------	-------

Ряд *INFL* представлен на рис. 10. Поведение ряда и его коррелограмма (см. приложение А, табл. А-11) свидетельствуют в пользу стационарности ряда.

Результаты расширенного теста Дики–Фуллера и Филлипса–Перрона отвергают гипотезу о наличии в ряде *INFL* единичного корня (см. табл. 28).

Разложение ряда *INFL* в авторегрессионную модель AR(4) указывает на отсутствие в ряде инфляции сезонных корней (см. табл. 29).

Таблица 28

Результаты проверки ряда *INFL* на стационарность в уровнях

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0,05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-5.14	-1.95
Тест Филлипса–Перрона	-5.14	-1.95

Таблица 29

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

Оценки величин, обратных к корням авторегрессии	0.73	0.00-0.73i
---	------	------------

Сводные данные о порядке интегрируемости исследуемых нами рядов представлены в *табл. 30*.

Таблица 30

Выводы о порядке интегрированности рядов

Ряды	<i>LNMO</i> , <i>LNMI</i> , <i>LNMI2</i> , <i>LNMBROADM</i> , <i>LNP</i> , <i>LNRGDP</i>	<i>MBIC</i> , <i>DEPOSIT</i> , <i>CREDIT</i> , <i>DKYRS</i> , <i>INFL</i>
Выводы на основе тестов Дики–Фуллера, Филлипса–Перрона и KPSS	I(1), т.е. стационарны в разностях	I(0), т.е. стационарны в уровнях

Полученные результаты согласуются с исследованиями спроса на деньги в России других авторов. Ряды логарифмов денежных агрегатов, цен и выпуска обычно нестационарны – это подтверждает анализ не только российских, но и мировых данных¹. Результаты о (не) стационарности рядов альтернативной стоимости хранения денег отличаются для разных стран и определяются также протяженностью анализируемого периода. Тот факт, что ряды процентных ставок, инфляции и изменения обменного курса в России стационарны с ненулевым средним, согласуется с экономической теорией. Если бы мы получили, что эти ряды относятся к типу I(1), это бы означало, что в какой-то момент времени такой ряд почти наверное достигает как экстремально высоких положительных значений, так и экстремально низких отрицательных. Как известно, такое поведение ряда не согласуется с исторической динамикой процентных ставок.

¹ Обзор исследований спроса на деньги на мировых и российских данных приведен в работе (*Дробышевский и др., 2010*).

§4. Оценка модели спроса на деньги

Спрос на наличные деньги

Нами были оценены следующие спецификации функции спроса на денежный агрегат $M0$:

$$\begin{aligned} LNM0_t = & C(1) + C(2)LNP_t + C(3)LNRGDP_t + \\ & + C(4)OPP.COST_t + C(5)D1 + C(6)D2 + C(7)D3 + \\ & + C(8)CRISIS98 + \varepsilon_t, \end{aligned}$$

где *OPP.COST* – альтернативные издержки хранения денег, которые в нашем случае могут быть измерены одним из пяти обсуждавшихся выше показателей; альтернативные издержки хранения денег вводятся в модель спроса на деньги не в логарифмах, а в уровнях, согласно Зарембке (*Zarembka, 1968*), *D1*, *D2*, *D3* – квартальные дамми переменные на I, II и III кварталы соответственно, *CRISIS98* – дамми переменная на III и IV кварталы 1998 г.

Включение квартальных дамми в уравнение необходимо из-за явно выраженной детерминированной сезонности ряда логарифмов реального ВВП и менее выраженной, но все же значимой сезонности в рядах логарифмов денежной массы. Введение квартальных дамми в уравнение спроса на деньги асимптотически эквивалентно очистке рядов от детерминированной сезонности, т.е. разложению рядов на четыре дамми переменные, и последующему использованию остатков этих регрессий в качестве регрессоров в уравнении спроса на деньги. Включение дамми переменной на кризис 1998 г. в уравнение необходимо из-за структурного сдвига, существенно повлиявшего на текущее состояние некоторых переменных (например, логарифма цен, см. *рис. 12*). В то же время мы полагаем, что кризис 2008 г., оказав влияние на поведение рядов, не привел к существенному для рассматриваемой выборки структурному сдвигу в спросе на наличные деньги. Как следствие, необходимость включения дополнительной дамми переменной на финансово-экономический кризис 2008 г. в модель отсутствует.

Из пяти оцененных моделей спроса на наличные деньги для пяти разных показателей альтернативной стоимости хранения денег только в случае инфляции нами было получено коинтеграционное соотношение (т.е. остатки оцененной регрессии были стационарны, см. *шаг 1* процедуры DOLS), которое может быть проинтерпретировано как функция спроса на денежный агрегат $M0$. Соответствующее уравнение представлено ниже (подробнее см. *приложение В, табл. В-1*). Спрос на реальные наличные деньги положительно зависит от реального ВВП, отрицатель-

но зависит от инфляции, а также определяется сезонной составляющей. Однако оценки коэффициентов требуют уточнения.

$$\begin{aligned} \text{LNM0}^{EST} = & -20.29 + 0.82 \text{LNP} + 3.11 \text{LNRGDP} - \\ & (-22.42) \quad (22.64) \quad (26.18) \\ & -1.63 \text{INFL} + 0.38 \text{D1} + 0.27 \text{D2} - 0.11 \text{D3} + \\ & (-7.22) \quad (9.63) \quad (7.87) \quad (-3.46) \\ & + 0.72 \text{CRISIS98}. \\ & (7.27) \end{aligned} \quad (71)^1$$

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.996$, статистика Дарбина–Уотсона равна 1.55.

Проверка остатков модели (71) на стационарность показала, что гипотеза о том, что остатки оцененного уравнения нестационарны, отвергается (см. табл. 31).

Таблица 31

Результаты проверки остатков модели (71) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-6.17	-4.276*
Тест Филлипса–Перрона	-6.21	-4.276

* Критические значения рассчитаны, следуя (Davidson, MacKinnon, 1993).

Далее для корректировки полученных коэффициентов модели применяется метод DOLS. Строятся кросс-коррелограммы следующих рядов:

1. $\Delta \text{LNP}_t = \text{LNP}_t - \text{LNP}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{LNP}_t}^- = 1$;

2. $\Delta \text{LNRGDP}_t = \text{LNRGDP}_t - \text{LNRGDP}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{LNRGDP}_t} = \emptyset$

(нет ни одного значимого приращения);

3. $\Delta \text{INFL}_t = \text{INFL}_t - \text{INFL}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{INFL}_t} = 0$.

Из-за малого числа наблюдений не представляется возможным взять максимальное K по всем переменным (это значительно снизит эф-

¹ Здесь и далее «EST» означает «оцененный» (от англ. «estimated»).

фективность оценок). Кроме того, включение в модель приращений логарифма ИПЦ невозможно из-за проблемы мультиколлинеарности, поскольку приращение логарифма цен есть показатель инфляции для малых значений инфляции¹.

По этой причине при последующей оценке мы будем использовать значимые приращения только по переменной инфляции. Оценка соответствующей модели приводит нас к следующему уравнению (см. приложение В, табл. В-2). Спрос на реальный денежный агрегат М0 положительно зависит от реального ВВП (эластичность спроса на деньги по доходу равна 3.14), отрицательно зависит от инфляции (полуэластичность спроса на деньги по инфляции равна -1.81). При этом спрос на наличные деньги подвержен сезонным колебаниям.

$$\begin{aligned} LNM0^{EST} = & -20.47 + 0.79 LNP + 3.14 LNRGDP - \\ & (-24.93) \quad (25.22) \quad (29.16) \\ & -1.81 INFL + 0.38 D1 + 0.29 D2 - 0.12 D3 + \\ & (-6.59) \quad (10.77) \quad (9.33) \quad (-4.05) \\ & + 0.69 CRISIS98 + 0.66 \Delta INFL. \\ & (6.80) \quad (3.98) \end{aligned} \quad (72)$$

В скобках указаны *t*-статистики. $R^2=0.997$, статистика Дарбина–Уотсона равна 1.33 с критическим значением $d_L = 1.44$, что означает отвержение нулевой гипотезы об отсутствии автокорреляции в остатках модели.

Проверка остатков долгосрочного коинтеграционного соотношения (см. шаг 9 процедуры DOLS) $\tilde{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_t - 0.66 * \Delta INFL$ на стационарность показала, что гипотеза о том, что остатки нестационарны, не отвергается тестом Дики–Фуллера и отвергается тестом Филлипса–Перрона (см. табл. 32).

Таблица 32

Результаты проверки остатков долгосрочного коинтеграционного соотношения (72) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-2.22	-4.276
Тест Филлипса–Перрона	-6.51	-4.276

¹ Это следует из разложения функции $\ln(1+x)$ в ряд Тейлора до первого порядка включительно в точке $x=0$.

Так как отвержение нулевой гипотезы тестом Филлипса–Перрона есть сильный результат (т.е. верный с точностью до ошибки первого рода), а также принимая во внимание малую мощность теста Дики–Фуллера, вид коррелограммы ряда $\tilde{\varepsilon}_t$ и результат теста Лjung–Бокса (см. приложение В, табл. В-3), мы приходим к выводу о том, что ряд $\tilde{\varepsilon}_t$ стационарен, т.е. между рассматриваемыми переменными имеет место долгосрочное коинтеграционное соотношение.

Полученное уравнение может быть названо функцией спроса на деньги только с рядом оговорок. Первая оговорка состоит в том, что коэффициент при логарифме цен не равен единице (см. табл. 33). Проверка этого факта осуществляется тестом Вальда с учетом поправки в форме Ньюи–Веста; нулевая гипотеза теста состоит в том, что коэффициент при логарифме цен $C(2)=1$.

Таблица 33

Результаты теста Вальда для модели (72), $H_0: C(2)=1$

Тестовая статистика	Значение статистики	Число степеней свободы	P-value
F-статистика	32.02	(1,53)	0.00
Chi-квадрат	32.02	1	0.00

Следующая оговорка состоит в том, что в модели присутствует автокорреляция, о чем свидетельствует значение статистики Дарбина–Уотсона и результаты теста Бройша–Годфри (см. табл. 34).

Таблица 34

Результаты теста Бройша–Годфри для модели (72)

F-статистика	6.03	Prob. F(1,52)	0.01
Число наблюдений * R-квадрат	6.44	Prob. Chi-Square(1)	0.01

В то же время проблема автокорреляции в остатках модели не является существенной, поскольку соответствующая корректировка доверительных интервалов может быть произведена при помощи поправки Ньюи–Веста.

Проверка уравнения на стабильность различными способами приводит к неоднозначным выводам. Так, тест CUSUM свидетельствует о нестабильности модели, в то время как CUSUM-SQ показывает, что модель стабильна (см. рис. 14).

При этом динамика рекурсивных коэффициентов модели (72), на наш взгляд, свидетельствует, скорее, о стабильности модели.

Принимая во внимание перечисленные выше оговорки (неравенство единице коэффициента при логарифме цен и автокорреляцию в остат-

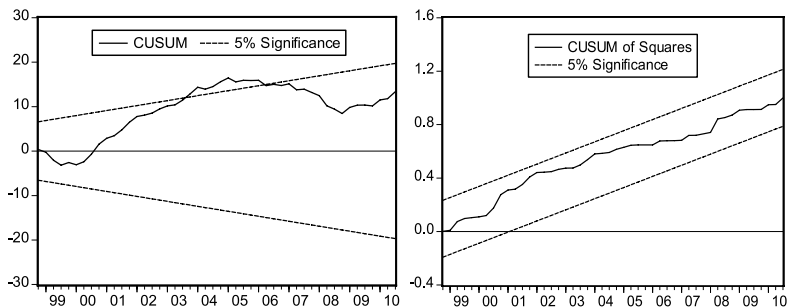


Рис. 14. Результаты тестов CUSUM и CUSUM-SQ на проверку стабильности модели (72)

ках), мы склоняемся к выводу о том, что функция спроса на наличные деньги в России является достаточно стабильной и определяется реальным ВВП и инфляцией. Содержательно полученные результаты означают, что при увеличении реального ВВП на 1% агрегат М0/Р увеличится примерно на 3,14%, а при увеличении инфляции на 1% агрегат М0/Р снизится примерно на 1.81%. Положительную оценку коэффициента при дамки переменной CRISIS98 мы объясняем тем, что во время кризиса вырос спрос на деньги, связанный с мотивом предосторожности.

В то же время тот факт, что коэффициент при логарифме цен в модели (72) не равен единице, приводит нас к необходимости исследовать непосредственно спрос на М0/Р (реальные деньги М0). На рис. 15

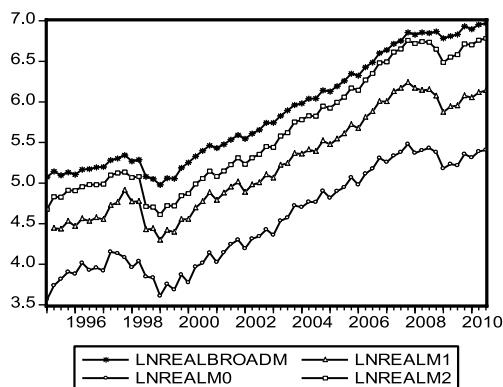


Рис. 15. Динамика логарифмов реальных денежных агрегатов М0, М1, М2 и М2 расширенного (I квартал 1995 г. – III квартал 2010 г.)

изображены агрегаты M0/P, M1/P, M2/P, M2 расширенный/P (реальные денежные агрегаты M0, M1, M2 и M2 расширенный, в логарифмах).

Мы видим, что рассматриваемые нами реальные агрегаты подвержены детерминированной сезонности и, по-видимому, нестационарны. Результаты формальных тестов приводят нас к выводу о том, что ряд логарифмов реальной наличности стационарен в уровнях с константой и трендом, в то время как другие ряды реальных денежных агрегатов (M1/P, M2/P, M2 расширенный/P) в логарифмах стационарны в разностях (см. табл. 35).

Таблица 35

Результаты проверки рядов реальной денежной массы на порядок интегрированности

Проверка		Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Выводы
LNREALM0= =LNМ0-LNP – на стационарность в уровнях с константой и трендом	Расширенный тест Дики– Фуллера	-3.67	-3.49	I(0) с константой и трендом
	Тест Филлипса– Перрона	-2.12	-3.48	
	KPSS	0.136	0.146	
LNREALM1= =LNМ1-LNP – на стационарность в разностях	Расширенный тест Дики– Фуллера	-3.38	-1.95	I(1)
	Тест Филлипса– Перрона	-8.57	-1.95	
LNREALM2= =LNМ2-LNP – на стационарность в разностях	Расширенный тест Дики– Фуллера	-3.02	-1.95	I(1)
	Тест Филлипса– Перрона	-7.27	-1.95	
LNREALBROADM= =LNBROADM-LNP – на стационарность в разностях	Расширенный тест Дики– Фуллера	-2.51	-1.95	I(1)
	Тест Филлипса– Перрона	-6.78	-1.95	

Как следствие, мы не можем оценивать функцию спроса на реальные деньги M0 из-за различия в порядках интегрированности рядов в левой и правой частях уравнения. На основании приведенного вы-

ше анализа мы можем заключить, что спрос на (реальный) денежный агрегат M0 необходимо оценивать на более коротких временных интервалах, отражающих экономическую стабильность. На текущий момент мы останавливаемся на модели спроса на наличные деньги (72).

Спрос на денежный агрегат M1

Нами были оценены следующие расширенные спецификации функции спроса на денежный агрегат M1, зависящий от показателя экономической активности населения (LNREALGDP), альтернативной стоимости хранения денег (OPP.COST), сезонной составляющей:

$$\begin{aligned} \text{LNM1}_t = & C(1) + C(2)\text{LNP}_t + C(3)\text{LNRGDP}_t + \\ & + C(4)\text{OPP.COST}_t + C(5)D1 + C(6)D2 + \\ & + C(7)D3 + C(8)\text{CRISIS98} + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

По результатам оценки мы хотим подробнее обсудить уравнение спроса на деньги, где в качестве альтернативной стоимости хранения денег вновь выступает показатель инфляции:

$$\begin{aligned} \text{LNM1}^{EST} = & -19.83 + 0.84 \text{LNP} + \\ & \quad \quad \quad (-21.59) \quad (24.19) \\ & + 3.13 \text{LNRGDP} - 1.59 \text{INFL} + \\ & \quad \quad \quad (26.04) \quad (-5.27) \\ & + 0.40 D1 + 0.27 D2 - 0.12 D3 + \\ & \quad \quad \quad (10.14) \quad (7.82) \quad (-3.63) \\ & + 0.63 \text{CRISIS98}. \\ & \quad \quad \quad (5.58) \end{aligned} \tag{73}$$

Подробные результаты оценки представлены в *приложении В, табл. В-4*. В скобках указаны *t*-статистики. $R^2 = 0.996$, статистика Дарбина–Уотсона равна 1.28 и указывает на автокорреляцию в остатках уравнения.

Проверка остатков модели на стационарность показала, что гипотеза о том, что остатки оцененного уравнения нестационарны, отвергается (см. *табл. 36*).

Таблица 36

Результаты проверки остатков модели (73) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-5.22	-4.27

Тест Филлипса–Перрона	-5.29	-4.27
-----------------------	-------	-------

Далее для корректировки полученных коэффициентов модели применяется метод DOLS. Строятся кросс-коррелограммы следующих рядов:

1. $\Delta LNP_t = LNP_t - LNP_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{LNP_t}^- = 4$, $K_{LNP_t}^+ = 5$;

2. $\Delta LNRGDP_t = LNRGDP_t - LNRGDP_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{LNRGDP_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

3. $\Delta INFL_t = INFL_t - INFL_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{INFL_t} = 0$.

Выполнение процедуры DOLS приводит нас к уравнению следующего вида (см. приложение B, табл. B-5):

$$\begin{aligned}
 LNM1^{EST} = & -19.97 + 0.82 LNP + \\
 & + 3.15 LNRGDP - 1.81 INFL + \\
 & + 0.40 D1 + 0.29 D2 - 0.12 D3 + \\
 & + 0.61 CRISIS98 + 0.65 \Delta INFL.
 \end{aligned}
 \tag{74}$$

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.997$, статистика Дарбина-Уотсона равна 1.16. Спрос на реальный денежный агрегат M1 положительно зависит от реального ВВП (эластичность спроса на реальный M1 по доходу равна 3.15) и отрицательно зависит от показателя альтернативной стоимости хранения денег (полуэластичность спроса на деньги по инфляции (проценту) отрицательна и по модулю равна 1.81).

Оценка остатков долгосрочного коинтеграционного соотношения $\tilde{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_t - 0.65 \Delta INFL$ показывает, что гипотеза о наличии в ряде единичного корня отвергается (см. табл. 37).

Полученное уравнение мы будем с некоторыми оговорками интерпретировать как уравнение спроса на денежный агрегат M1. Во-первых, аналогично случаю со спросом на наличные деньги, коэффициент при логарифме цен статистически не равен единице, о чем

свидетельствуют результаты теста Вальда (см. табл. 38) с учетом поправки в форме Ньюи–Веста.

Таблица 37

Результаты проверки остатков долгосрочного коинтеграционного соотношения (74) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-5.33	-4.27
Тест Филлипса–Перрона	-5.34	-4.27

Таблица 38

Результаты теста Вальда для модели (74), $H_0: C(2)=1$

Тестовая статистика	Значение статистики	Число степеней свободы	P-value
F-статистика	13.14	(1, 53)	0.00
Chi-квадрат	13.14	1	0.00

Кроме того, формальные тесты показывают, что полученное нами уравнение спроса на деньги сложно считать стабильным. Это иллюстрируют, в частности, тесты CUSUM и CUSUM-SQ (см. рис. 16). В то же время динамика рекурсивных коэффициентов модели (74) свидетельствует в пользу стабильности функции спроса на деньги M1.

Качество полученной модели также снижает автокорреляция в остатках, о чем свидетельствуют значение статистики Дарбина–Уотсона и результаты теста Бройша–Годфри (см. табл. 39). В то же время проблема автокорреляции в остатках модели не является существенной, поскольку соответствующая корректировка доверительных интервалов будет произведена при помощи поправки

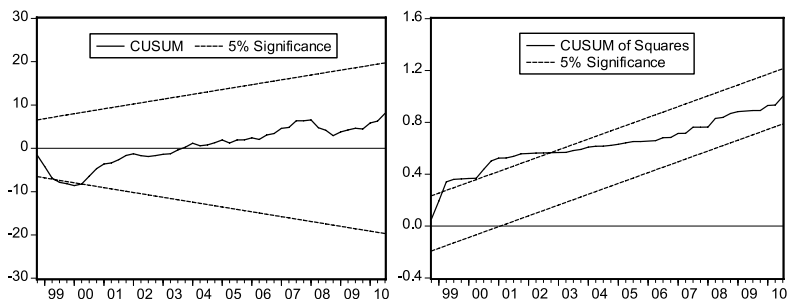


Рис. 16. Результаты тестов CUSUM и CUSUM-SQ на проверку стабильности модели (74)

Ньюи–Веста – процедуры, встроенной в современные статистические пакеты.

Таблица 39

Результаты теста Бройша–Годфри для модели (74)

<i>F</i> -статистика	10.24	Prob. F(1.52)	0.00
Число наблюдений * <i>R</i> -квадрат	10.20	Prob. Chi-Square(1)	0.00

На основании проведенного анализа мы приходим к выводу о том, что говорить о существовании стабильной функции спроса на узкую денежную массу в России в период с 1995 по 2010 г., по-видимому, не представляется возможным. При этом мы получили, что эластичность спроса на узкую денежную массу по доходу равна 3.15, а полуэластичность спроса на денежную массу М1 по проценту (инфляции) равна -1.81. Обратим внимание на то, что оценки коэффициентов при логарифме реального ВВП и инфляции для уравнения спроса на денежный агрегат М1 статистически совпадают с оценками соответствующих коэффициентов в уравнении спроса на агрегат М0. Положительную оценку коэффициента при дамки переменной на кризис 1998 г. мы вновь интерпретируем ростом спроса на трансакционные деньги из мотива предосторожности и спекулятивного мотива.

Далее мы переходим к поиску функции спроса непосредственно на М1/Р (реальные деньги М1). Для этого оцениваем класс уравнений вида:

$$\begin{aligned} \text{LNREALM1}_t = & C(1) + C(2) \text{LNRGDP}_t + \\ & + C(3) \text{OPP.COST}_t + C(4) D1 + C(5) D2 + \\ & + C(6) D3 + C(7) \text{CRISIS98r} + \varepsilon_t, \end{aligned}$$

где *CRISIS98r* – дамки переменная на I–IV кварталы 1998 г., отражающая структурный сдвиг в данных. В результате нами было получено следующее уравнение спроса на реальный агрегат узкой денежной массы М1, зависящий от реального ВВП и показателя инфляции как прокси для альтернативной стоимости хранения денег (подробнее см. приложение В, табл. В-6):

$$\begin{aligned} \text{LNREALM1}^{EST} = & \underset{(-35.04)}{-16.83} + \underset{(46.52)}{2.72} \text{LNRGDP} - \underset{(-3.40)}{0.71} \text{INFL} + \\ & + \underset{(8.38)}{0.29} D1 + \underset{(6.09)}{0.21} D2 - \underset{(-3.29)}{0.11} D3 + \underset{(5.72)}{0.32} \text{CRISIS98r}. \end{aligned} \quad (75)$$

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.98$, статистика Дарбина–Уотсона равна 0.88. Проверка остатков модели на стационарность показала, что гипотеза о том, что остатки оцененного уравнения не-стационарны, отвергается (см. табл. 40).

Таблица 40

Результаты проверки остатков модели (75) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-4.06	-3.88
Тест Филлипса–Перрона	-4.04	-3.88

В качестве показателя альтернативной стоимости хранения денег нами вновь была выбрана инфляция, так как другие показатели альтернативной доходности были незначимы.

Далее для корректировки полученных коэффициентов модели применяется метод DOLS. Строятся кросс-коррелограммы следующих рядов:

1. $\Delta \text{LN}RGDP_t = \text{LN}RGDP_t - \text{LN}RGDP_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{LN}RGDP_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

2. $\Delta \text{INFL}_t = \text{INFL}_t - \text{INFL}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{INFL}_t} = 0$.

В результате выполнения процедуры DOLS проблема автокорреляции в остатках модели не будет решена. Поэтому мы также осуществляем поправку в форме Ньюи–Веста. Это приводит нас к уравнению следующего вида (см. приложение В, табл. В-7):

$$\begin{aligned} \text{LNREALM1}^{EST} = & -16.56 + 2.69 \text{LN}RGDP - 0.83 \text{INFL} + \\ & (-16.29) \quad (22.09) \quad (-3.53) \\ & + 0.28 D1 + 0.21 D2 - 0.11 D3 + 0.30 \text{CRISIS98}r + 0.40 \Delta \text{INFL} + \hat{\varepsilon}_t. \end{aligned} \quad (76)$$

(7.78) (8.74) (-5.68) (7.82) (3.10)

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.98$, статистика Дарбина–Уотсона равна 0.76.

Оценка остатков долгосрочного коинтеграционного соотношения $\tilde{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_t - 0.40 * \Delta \text{INFL}$ показывает, что гипотеза о наличии в ряде единичного корня отвергается тестом Филлипса–Перрона и не отвер-

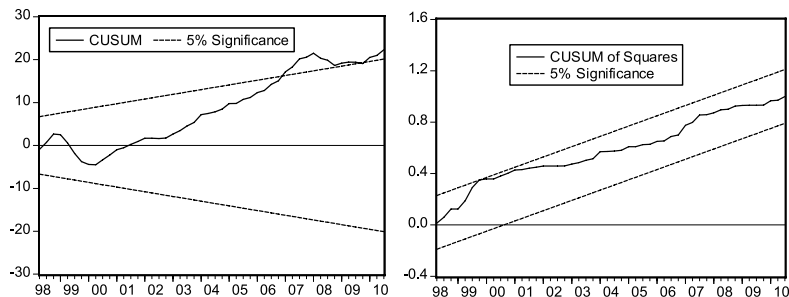


Рис. 17. Результаты тестов CUSUM и CUSUM-SQ на проверку стабильности модели (76)

гается тестом Дики–Фуллера (см. табл. 41).

Таблица 41

Результаты проверки долгосрочного коинтеграционного соотношения (76) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-3.49	-3.88
Тест Филлипса–Перрона	-3.92	-3.88

Однако поскольку отвержение нулевой гипотезы есть сильный результат, мы приходим к выводу о том, что остатки долгосрочного уравнения спроса на реальные деньги M1 стационарны в уровнях.

Нам сложно сделать однозначный вывод о стабильности функции спроса на реальный денежный агрегат M1, так как результаты формальных тестов противоречат друг другу (см. рис. 17).

Одновременно с этим динамика некоторых коэффициентов модели (76) содержит в себе явно выраженный тренд, который уходит при переоценке уравнения на данных, включающих последние три года. Этот факт свидетельствует, скорее, в пользу стабильности спроса на реальную узкую денежную массу. Из модели (76) следует, что при увеличении реального ВВП на 1% агрегат M1/P увеличится примерно на 2.69%, а при увеличении инфляции на 1% агрегат M1/P снизится примерно на 0.83%. Полученные результаты согласуются с нашими гипотезами и экономической теорией. Таким образом, мы

будем считать уравнение (76) функцией спроса на узкую денежную массу M1.

Спрос на денежный агрегат M2¹

Нами были оценены следующие расширенные спецификации функции спроса на денежный агрегат M2, зависящий от реального ВВП и альтернативной доходности денег, а также сезонной составляющей:

$$\text{LNM}2_t = C(1) + C(2)\text{LNP}_t + C(3)\text{LNRGDP}_t + C(4)\text{OPP.COST}_t + \\ + C(5)D1 + C(6)D2 + C(7)D3 + C(8)\text{CRISIS98} + \varepsilon_t.$$

По результатам оценки мы остановились на уравнении спроса на деньги, где в качестве альтернативной стоимости хранения денег выступает показатель инфляции:

$$\text{LNM}2^{EST} = \underset{(-24.40)}{-24.38} + \underset{(19.77)}{0.75}\text{LNP} + \underset{(26.68)}{3.76}\text{LNRGDP} - \\ - \underset{(-6.61)}{1.65}\text{INFL} + \underset{(12.12)}{0.53}D1 + \underset{(9.21)}{0.35}D2 - \underset{(-2.85)}{0.10}D3 + \\ + \underset{(6.37)}{0.69}\text{CRISIS98}. \quad (77)$$

Подробные результаты оценки представлены в *приложении В, табл. В-8*. В скобках указаны *t*-статистики. $R^2=0.996$, статистика Дарбина–Уотсона равна 1.19. Проверка остатков модели (77) на стационарность показала, что гипотеза о том, что остатки оцененного уравнения нестационарны, отвергается (см. *табл. 42*).

Таблица 42

Результаты проверки остатков модели (77) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-4.81	-4.27
Тест Филлипса–Перрона	-4.81	-4.27

Далее для корректировки полученных коэффициентов модели применяется метод DOLS. Строятся кросс-коррелограммы следующих рядов:

1. $\Delta\text{LNP}_t = \text{LNP}_t - \text{LNP}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{LNP}_t}^- = 1$;

1 При расчетах мы используем обновленный Банком России в 2011 г. ряд по денежной массе M2.

2. $\Delta \text{LN}RGDP_t = \text{LN}RGDP_t - \text{LN}RGDP_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вы-

вод о количестве запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{LN}RGDP_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

3. $\Delta \text{INFL}_t = \text{INFL}_t - \text{INFL}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{INFL}_t} = 0$.

Из-за малого числа наблюдений не представляется возможным взять максимальное K по всем переменным (это значительно снизит эффективность оценок). Кроме того, включение в модель приращений логарифма ИПЦ, как и в вышеописанных случаях, невозможно из-за проблемы мультиколлинеарности.

Выполнение процедуры DOLS приводит нас к уравнению следующего вида (см. приложение В, табл. В-9):

$$\begin{aligned} \text{LNM2}^{EST} = & -24.55 + 0.73 \text{LNP} + 3.78 \text{LN}RGDP - \\ & (-26.08) \quad (20.29) \quad (30.70) \\ & -1.82 \text{INFL} + 0.53 \text{D1} + 0.37 \text{D2} - 0.11 \text{D3} + \\ & (-5.76) \quad (13.06) \quad (10.32) \quad (-3.22) \\ & + 0.66 \text{CRISIS98} + 0.62 \Delta \text{INFL} + \hat{\varepsilon}_t. \\ & (5.74) \quad (3.29) \end{aligned} \quad (78)$$

В скобках указаны t -статистики. $R^2 = 0.997$, статистика Дарбина–Уотсона равна 0.98. Эластичность спроса на денежный агрегат М2 равна 3.78, а полуэластичность спроса на деньги М2 по инфляции (как прокси для альтернативной стоимости хранения денег) равна -1.82.

Оценка остатков долгосрочного коинтеграционного соотношения $\tilde{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_t - 0.62 * \Delta \text{INFL}$ показывает, что гипотеза о наличии в ряде единичного корня отвергается (см. табл. 43).

Таблица 43

Результаты проверки долгосрочного коинтеграционного соотношения (78) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-5.35	-4.27
Тест Филлипса–Перрона	-5.53	-4.27

Полученное уравнение мы будем с некоторыми оговорками интерпретировать как уравнение спроса на денежный агрегат М2.

Аналогично рассмотренным выше случаям коэффициент при логарифме цен статистически не равен единице, о чем свидетельствуют результаты теста Вальда (см. *табл. 44*) с учетом поправки в форме Ньюи–Веста.

Таблица 44

Результаты теста Вальда для модели (78), $H_0: C(2)=1$

Тестовая статистика	Значение статистики	Число степеней свободы	P-value
F-статистика	36.44	(1, 53)	0.00
Chi-квадрат	36.44	1	0.00

Дополнительно формальные тесты показывают, что полученное уравнение спроса на деньги M2 не является стабильным. Это иллюстрируют, в частности, тесты CUSUM и CUSUM-SQ (см. *рис. 18*), а также динамика рекурсивных коэффициентов.

Качество модели (78) также снижает очевидная автокорреляция в остатках. Тем не менее нами было показано, что спрос на M2 положительно зависит от реального ВВП (соответствующий коэффициент равен 3.78) и отрицательно зависит от альтернативной стоимости хранения денег (соответствующий коэффициент по модулю равен 1.82). Заметим, что эластичность спроса на M2 по доходу выше, чем эластичность спроса на M0 и M1 по доходу, что согласуется с экономической теорией: срочные компоненты денежной массы M2 реагируют на рост дохода в большей степени, чем транзакционные составляющие (M0 и переводимые депозиты).

Однако низкое качество уравнения спроса на номинальные деньги M2 приводит нас к необходимости непосредственной оценки спроса

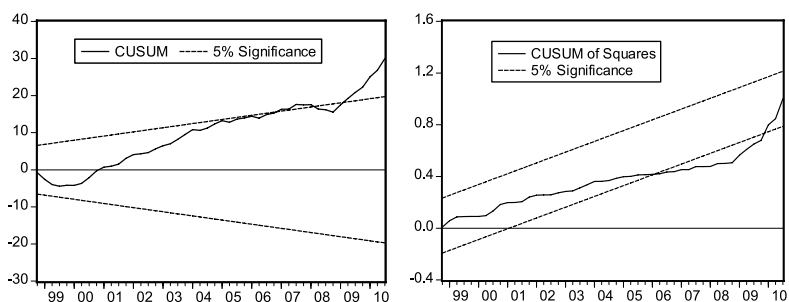


Рис. 18. Результаты тестов CUSUM и CUSUM-SQ на проверку стабильности модели (78)

на $M2/P$ (реальный агрегат $M2$), зависящего от реального ВВП и альтернативной стоимости хранения денег. В общем виде соответствующее уравнение имеет вид:

$$\begin{aligned} \text{LNREALM2}_t = & C(1) + C(2)\text{LNRGDP}_t + C(3)\text{OPP.COST}_t + \\ & + C(4)D1 + C(5)D2 + C(6)D3 + C(7)\text{CRISISDUMMY} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (79)$$

где *CRISISDUMMY* – различные дамми переменные, отражающие влияние кризиса 1998 г. на спрос на деньги $M2$. Однако в результате оценки уравнений (79) нам не удалось получить коинтеграционное соотношение, связывающее реальные деньги, реальный ВВП и альтернативные издержки хранения денег, поскольку остатки регрессий, полученные на шаге 1 процедуры DOLS, для всех пяти показателей альтернативной стоимости хранения денег нестационарны. Мы склонны связывать данный факт с тем, что принципиальные изменения в структуре данных после кризиса 1998 г. не позволяют найти единую взаимосвязь между переменными, описывающими спрос на агрегат $M2$. Качественное моделирование структурного сдвига не представляется возможным из-за малого числа доступных для анализа точек. В то время как введение дополнительных дамми переменных, отражающих влияние кризиса, не приводит к положительным результатам, но увеличивает число переменных в модели. Таким образом, мы приходим к выводу о том, что спрос на денежный агрегат $M2$ описывается уравнением (78) и является нестабильным. Поскольку спрос на агрегат $M1$ является, скорее, стабильным, причина нестабильности $M2$ кроется, по-видимому, в динамике срочной составляющей этого агрегата.

Спрос на расширенную денежную массу $M2$

В ходе оценки уравнений спроса на денежный агрегат $M2$ расширенный мы пришли к выводу о том, что наилучшей из найденных нами спецификаций является функция следующего вида, объясняющая спрос на деньги реальным ВВП, альтернативными издержками хранения денег и сезонным фактором:

$$\begin{aligned} \text{LNBROADM}_t = & C(1) + C(2)\text{LNP}_t + C(3)\text{LNRGDP}_t + \\ & + C(4)\text{OPP.COST}_t + C(5)D1 + C(6)D2 + C(7)D3 + \\ & + C(8)\text{CRISIS98} + c(9)\text{CRISIS08} + \varepsilon_t, \end{aligned}$$

где дамми переменная *CRISIS08* отвечает за структурный сдвиг в

спросе на деньги, имевший место во время финансового кризиса 2008 г., и равна 1 начиная с IV квартала 2008 г.

По результатам оценки мы остановились на уравнении спроса на деньги, где в качестве альтернативной стоимости хранения денег вновь выступает показатель инфляции:

$$\begin{aligned} \text{LNBROADM}^{EST} = & -18.94 + 0.88 \text{LNP} + \\ & \quad \quad \quad (-28.38) \quad (35.18) \\ & + 3.08 \text{LNRGDP} - 0.96 \text{INFL} + 0.43 \text{D1} + \\ & \quad \quad \quad (35.30) \quad (-5.86) \quad (14.98) \\ & + 0.29 \text{D2} - 0.08 \text{D3} + 0.47 \text{CRISIS98} + \\ & \quad \quad \quad (11.42) \quad (-3.48) \quad (6.63) \\ & + 0.25 \text{CRISIS08}. \\ & \quad \quad \quad (8.82) \end{aligned} \quad (80)$$

Подробные результаты оценки представлены в *приложении В, табл. В-10*. В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.998$, статистика Дарбина–Уотсона равна 1.65. Проверка остатков модели на стационарность показала, что гипотеза о том, что остатки оцененного уравнения нестационарны, отвергается (см. *табл. 45*).

Таблица 45

Результаты проверки остатков модели (80) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-6.54	-4.27
Тест Филлипса–Перрона	-6.58	-4.27

Далее для корректировки полученных коэффициентов модели применяется метод DOLS. Строятся кросс-коррелограммы следующих рядов:

1. $\Delta \text{LNP}_t = \text{LNP}_t - \text{LNP}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{LNP}_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

2. $\Delta \text{LNRGDP}_t = \text{LNRGDP}_t - \text{LNRGDP}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делаем вывод о количестве запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{LNRGDP}_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

3. $\Delta \text{INFL}_t = \text{INFL}_t - \text{INFL}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о количестве запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{INFL}_t} = 0$.

Выполнение процедуры DOLS приводит нас к уравнению следующего вида (см. *приложение В, табл. В-11*):

$$\begin{aligned} \text{LNBROADM}^{EST} = & -18.99 + 0.86 \text{LNP} + \\ & + 3.09 \text{LNRGDP} - 1.17 \text{INFL} + 0.43 \text{D1} + \\ & + 0.30 \text{D2} - 0.08 \text{D3} + 0.47 \text{CRISIS98} + \\ & + 0.25 \text{CRISIS08} + 0.47 \Delta \text{INFL}. \end{aligned} \quad (81)$$

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.999$, статистика Дарбина–Уотсона равна 1.73. Спрос на денежный агрегат М2 расширенный положительно зависит от реального ВВП (эластичность спроса на деньги по доходу равна 3.09) и отрицательно зависит от альтернативной стоимости хранения денег (полуэластичность спроса по инфляции отрицательна и равна по модулю 1.17).

Оценка остатков долгосрочного коинтеграционного соотношения $\tilde{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_t - 0.47 \Delta \text{INFL}$ показывает, что гипотеза о наличии в ряде единичного корня отвергается (см. *табл. 46*).

Таблица 46

Результаты проверки долгосрочного коинтеграционного соотношения (81) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-7.04	-4.27
Тест Филлипса–Перрона	-7.10	-4.27

Отметим, что в остатках модели (81) отсутствует автокорреляция, что подтверждает тест Бройша–Годфри (см. *табл. 47*).

Таблица 47

Результаты теста Бройша–Годфри для модели (81)

F -статистика	0.55	Prob. F(1.51)	0.45
Число наблюдений * R -квадрат	0.67	Prob. Chi-Square(1)	0.41

Полученное уравнение мы вновь будем с некоторыми оговорками интерпретировать как уравнение спроса на расширенный денежный

агрегат M2. Аналогично рассмотренным выше случаям коэффициент при логарифме цен статистически не равен единице, о чем свидетельствуют результаты теста Вальда (см. табл. 48).

Таблица 48

Результаты теста Вальда для модели (81), $H_0: C(2)=1$

Тестовая статистика	Значение статистики	Число степеней свободы	P-value
F-статистика	38.01	(1, 52)	0.00
Chi-квадрат	38.01	1	0.00

Формальные тесты на стабильность уравнения спроса на расширенный денежный агрегат M2 дают противоречивые результаты. С одной стороны, тесты CUSUM и CUSUM-SQ говорят о нестабильности функции спроса на M2 расширенный (см. рис. 19). С другой – динамика рекурсивных коэффициентов модели (81) отличается постоянством. На основании приведенного выше анализа мы склоняемся к тому, что спрос на расширенный денежный агрегат нестабилен. При этом нами было получено, что эластичность спроса на расширенный денежный агрегат по доходу равна 3.09, а полуэластичность спроса на расширенный агрегат M2 по проценту (инфляции) отрицательна и равна по модулю 1.17.

Теперь перейдем к оценке спроса непосредственно на расширенный M2/P (реальный расширенный агрегат M2). В общем виде базовое уравнение спроса на реальный расширенный M2 имеет вид:

$$\begin{aligned} \text{LNREALBROADM}_t = & C(1) + C(2)\text{LNRGDP}_t + \\ & + C(3)\text{OPP.COST}_t + C(4)D1 + C(5)D2 + \\ & + C(6)D3 + C(7)\text{CRISIS98r} + C(8)\text{CRISIS08} + \varepsilon_t, \end{aligned}$$

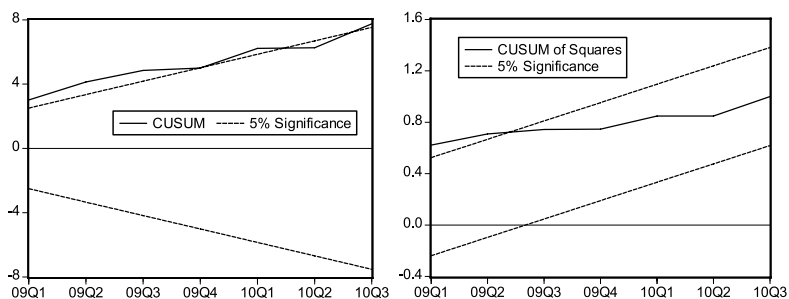


Рис. 19. Результаты тестов CUSUM и CUSUM-SQ на проверку стабильности модели (81)

где $CRISIS98r$ – дамми переменная на I–IV кварталы 1998 г., отражающая структурный сдвиг в данных, а $CRISIS08$ – дамми переменная, значение которой равно 1 начиная с I квартала 2009 г. Она необходима для учета структурного сдвига в данных после кризиса 2008 г. В результате нами было получено следующее уравнение спроса на реальный агрегат расширенной денежной массы M2 (см. приложение B, табл. B-12):

$$\begin{aligned} \text{LNREALBROADM}^{EST} = & \underset{(-44.04)}{-16.76} + \underset{(59.82)}{2.78} \text{LNRGDP} - \\ & \underset{(-2.60)}{-0.31} \text{INFL} + \underset{(12.92)}{0.33} D1 + \underset{(8.94)}{0.22} D2 - \underset{(-3.83)}{0.09} D3 + \\ & \underset{(5.90)}{+0.28} \text{CRISIS98r} + \underset{(8.45)}{0.25} \text{CRISIS08}. \end{aligned} \quad (82)$$

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.99$, статистика Дарбина–Уотсона равна 0.88. Проверка остатков модели на стационарность показала, что гипотеза о том, что остатки оцененного уравнения содержат единичный корень, отвергается (см. табл. 49).

Таблица 49

Результаты проверки остатков модели (82) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-4.15	-3.88
Тест Филлипса–Перрона	-4.04	-3.88

В качестве показателя альтернативной стоимости хранения денег нами вновь была выбрана инфляция, так как другие показатели доходности были незначимы.

Далее для корректировки полученных коэффициентов модели применяется метод DOLS. Строятся кросс-коррелограммы следующих рядов:

1. $\Delta \text{LNRGDP}_t = \text{LNRGDP}_t - \text{LNRGDP}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о количестве запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{LNRGDP}_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

2. $\Delta \text{INFL}_t = \text{INFL}_t - \text{INFL}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{INFL}_t} = 0$.

В результате выполнения процедуры DOLS проблема автокорреляции в остатках модели не будет решена. Поэтому мы также осу-

ществуем поправку в форме Ньюи–Веста. Это приводит нас к уравнению следующего вида (см. *приложение В, табл. В-13*):

$$\begin{aligned} \text{LNREALBROADM}^{EST} = & -16.58 + 2.76 \text{LNRGDP} - \\ & (-19.90) \quad (27.55) \\ & -0.37 \text{INFL} + 0.32 \text{D1} + 0.23 \text{D2} - 0.09 \text{D3} + \\ & (-2.09) \quad (12.91) \quad (15.62) \quad (-6.47) \\ & + 0.21 \text{CRISIS98} + 0.26 \text{CRISIS08} + 0.28 \Delta \text{INFL}. \\ & (6.04) \quad (12.53) \quad (2.94) \end{aligned} \quad (83)$$

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.99$, статистика Дарбина–Уотсона равна 0.76. Эластичность спроса на расширенный М2/Р равна 2.76, а полуэластичность спроса на расширенный М2/Р по инфляции равна -0.37. Положительные оценки коэффициентов при кризисных дамми переменных показывают рост спроса на деньги из мотива предосторожности.

Оценка остатков долгосрочного коинтеграционного соотношения $\tilde{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_t - 0.28 * \Delta \text{INFL}$ показывает, что гипотеза о наличии в ряде единичного корня отвергается тестом Филлипса–Перрона и не отвергается тестом Дики–Фуллера (см. *табл. 50*).

Таблица 50

Результаты проверки долгосрочного коинтеграционного соотношения (83) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Расширенный тест Дики–Фуллера	-3.03	-3.88
Тест Филлипса–Перрона	-4.71	-3.88

Однако поскольку отвержение нулевой гипотезы есть сильный результат, мы приходим к выводу о том, что между рассматриваемыми переменными существует долгосрочное коинтеграционное соотношение.

В пользу полученной нами модели свидетельствует ее стабильность. В подтверждение этого приведем результаты тестов CUSUM (см. *рис. 20*) и графики рекурсивных коэффициентов. В то же время оговоримся, что пересчеты коэффициентов были сделаны только 6 раз из-за малого объема доступной выборки.

Мы полагаем, что спрос на расширенный денежный агрегат М2 нельзя считать стабильным. Тем не менее для описания спроса на расширенный агрегат М2/Р мы останавливаемся на модели (83).

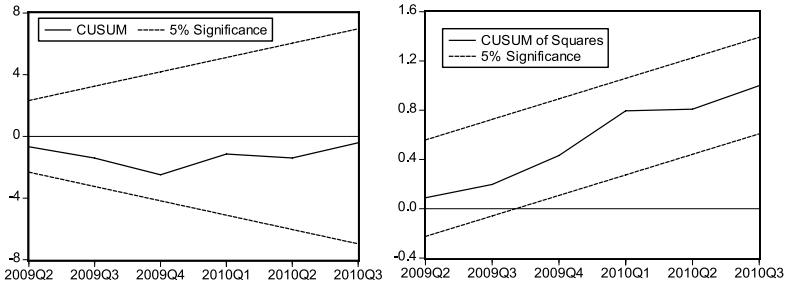


Рис. 20. Результаты тестов CUSUM и CUSUM-SQ на проверку стабильности модели (83)

§ 5. Результаты исследования

В данной главе был проведен анализ спроса на номинальные и реальные денежные агрегаты (M_0 , M_1 , M_2 и M_2 расширенный) в РФ в период с 1995 по 2010 г. Основной целью являлось выявление факторов, влияющих на спрос на деньги в России, и поиск стабильных спецификаций соответствующих функций спроса. В качестве показателя экономической активности населения мы использовали реальный ВВП, а в качестве альтернативной стоимости хранения денег – данные по различным процентным ставкам, изменению обменного курса рубль/доллар и инфляции. Для оценки был применен динамический метод наименьших квадратов. Основные результаты исследования приведены в сводной *табл. 51*.

В результате регрессионного анализа нами были получены следующие результаты. Функция спроса на наличные деньги в России является достаточно стабильной и определяется реальным ВВП и инфляцией. Эластичность спроса на наличные деньги по доходу равна 3.14, а полуэластичность спроса на наличные деньги по инфляции (прокси для альтернативной стоимости хранения денег) отрицательна и по модулю равна 1.81.

В то же время оцененная функция спроса на узкую денежную массу (M_1) в России в период с 1995 по 2010 г. нестабильна. При этом мы получили, что эластичность спроса на узкую денежную массу по доходу равна 3.15, а полуэластичность спроса на денежную массу M_1 по инфляции равна -1.81. Обратим внимание на то, что оценки коэффициентов при логарифме реального ВВП и инфляции для уравнения

Сводные результаты исследования функции спроса на деньги в России в период с 1995 по 2010 г.

Таблица 51

Денежный агрегат	Модель	Объясняющие переменные	Стабильность	Содержательная интерпретация (при прочих равных)	Дополнительные комментарии
M0	(72)	Реальный ВВП, инфляция, сезонные и кризисные дамми	Уравнение, скорее, стабильно	При увеличении реального ВВП на 1% M0/P увеличится примерно на 3.1%;	Требуется дополнительный анализ спроса на M0, учитывая инновации в сфере денежных платежей
M1	(76)			при увеличении инфляции на 1% M0/P снизится примерно на 1.8%.	
M2	(78)			При увеличении реального ВВП на 1% M1/P увеличится примерно на 2.7%;	M1 является наиболее надежным ориентиром при проведении денежно-кредитной политики ЦБ РФ
M2 расширенный	(83)		Уравнение нестабильно		Нестабильность M2/P (и расширенного M2/P), вероятно, объясняется срочной составляющей агрегата (и депозитами в иностранной валюте), т.е. спрос на срочные счета меняется со временем

Примечание. Содержательная интерпретация результатов в терминах процентных изменений имеет смысл только для стабильных функций спроса на деньги.

спроса на денежный агрегат M1 близки к оценкам соответствующих коэффициентов в уравнении спроса на агрегат M0. При этом непосредственная оценка спроса на агрегат M1/P (реальные деньги M1) показала, что соответствующая функция является, скорее, стабильной. Эластичность спроса на реальные деньги M1 по доходу положительна и равна 2.69, а полуэластичность спроса на деньги M1 по инфляции отрицательна и равна по модулю 0.83. Полученные результаты согласуются с нашими гипотезами и экономической теорией.

Нами было показано, что спрос на M2 нестабилен – по-видимому, из-за нестабильности спроса на срочные депозиты, являющегося частью M2, но не входящего в M1, – и положительно зависит от реального ВВП (соответствующий коэффициент равен 3.78) и отрицательно зависит от альтернативной стоимости хранения денег (соответствующий коэффициент по модулю равен 1.82). Заметим, что эластичность спроса на M2 по доходу выше, чем эластичность спроса на M0 и M1 по доходу, что согласуется с экономической теорией: срочные компоненты денежной массы M2 реагируют на рост дохода в большей степени, чем транзакционные составляющие (M0 и депозиты до востребования).

Спрос на расширенный денежный агрегат в России также нестабилен, что может быть объяснено меняющимся во времени спросом на срочные депозиты и депозиты в иностранной валюте. При этом было получено, что эластичность спроса на расширенный денежный агрегат по доходу равна 3.09, а полуэластичность спроса на расширенный агрегат M2 по инфляции отрицательна и равна по модулю 1.17. В то же время уравнение спроса на реальный расширенный денежный агрегат M2 можно считать стабильным. Эластичность спроса на реальный агрегат M2 расширенный по доходу положительна и равна 2.76, а полуэластичность спроса на реальный агрегат M2 расширенный по проценту (инфляции) отрицательна и равна по модулю 0.37.

Полученные нами результаты согласуются с выводами других исследований спроса на деньги, отмечающих крайне высокую эластичность спроса на деньги по доходу, проблему нестабильности спроса на расширенные (и реже узкие) агрегаты денежной массы. Эластичность спроса на деньги по доходу в развитых странах обычно не превышает статистической единицы, т.е. отражает постоянную (в случае единичной эластичности) или уменьшающуюся (если эластичность меньше единицы) отдачу от масштаба¹.

Содержательная интерпретация коэффициента при показателе экономической активности состоит в том, что рост объема совершаемых транзакций в реальном выражении на 1% требует роста реальной денежной массы также на 1% (в случае единичной эластичности) или менее чем на 1% (если эластичность меньше единицы). В России эластичность спроса на деньги по реальному ВВП статистически больше единицы, что формально должно означать возрастающую отдачу от масштаба и снижающуюся эффективность платежных и расчетных систем в России. Однако для столь высокой оценки коэффициента можно привести следующее объяснение.

Начало исследуемого периода характеризуется крайне низким уровнем монетизации ВВП, вызванным длительным периодом макроэкономической нестабильности, последовавшим за либерализацией экономики в 1992 г. Поэтому столь высокое значение эластичности спроса на деньги вызвано тем, что в течение 2000-х гг. в России происходило насыщение экономики деньгами. Оцениваемый период характеризовался достаточно высоким уровнем доверия агентов к денежной политике властей ввиду стабильного экономического роста. Кроме того, постепенно снижающаяся инфляция (согласно нашей модели, главный фактор альтернативной стоимости хранения денег) увеличивала доверие агентов к национальной валюте, способствовала снижению долларизации и, как следствие, росту спроса на деньги. Соответственно отношение денежных агрегатов к ВВП на протяжении всего рассматриваемого периода устойчиво росло, а скорость обращения денег снижалась. Рост спроса на деньги, объясняемый насыщением экономики деньгами, не связан с переменными рассматриваемых нами моделей.

Результаты приведенного выше анализа позволяют предположить, что спрос на деньги в России требует дополнительного анализа на более коротких временных интервалах. Это обусловлено тем, что в данных присутствуют явные структурные сдвиги. И, кроме того, переходный характер российской экономики оказывал влияние на процессы взаимосвязи между деньгами, выпуском и процентом (по-видимому, в нашем случае переходный период здесь уместно ограничить 1998 г.). В нашей предыдущей работе¹ мы проводили анализ спроса на деньги в России в экономически

российских данных, см. (Дробышевский и др., 2010).

1

См. (Дробышевский и др., 2010).

стабильный период, приходящийся на 1999–2008 гг. – время между двумя кризисами. По этой причине далее мы хотим проанализировать спрос на деньги в России с учетом влияния платежных инноваций, а именно банковских карт, так как в последние годы в России наблюдается процесс широкого внедрения различных карточных банковских продуктов, например, зарплатных проектов.

Глава 4. Моделирование спроса на деньги в российской экономике с учетом инноваций в сфере денежных платежей

§ 1. Постановка задачи и описание входящих данных

В данной главе мы хотим ответить на вопрос о том, оказывают ли платежные инновации существенное влияние на спрос на деньги в России. В качестве переменных, характеризующих масштабы распространения платежных инноваций, мы используем различные показатели, описывающие операции с использованием банковских карт¹. Соответствующая информация публикуется в Бюллетене банковской статистики Банка России и содержит данные о количестве банковских карт и о динамике операций по получению наличных денежных средств и оплате товаров (работ, услуг), совершенных с использованием банковских карт на территории Российской Федерации и за ее пределами. Данные о количестве банковских карт приводятся по состоянию на 1-е число месяца, следующего за отчетным кварталом. Данные об объемах операций с использованием банковских карт публикуются за отчетный квартал.

Введем необходимые нам в дальнейшем обозначения:

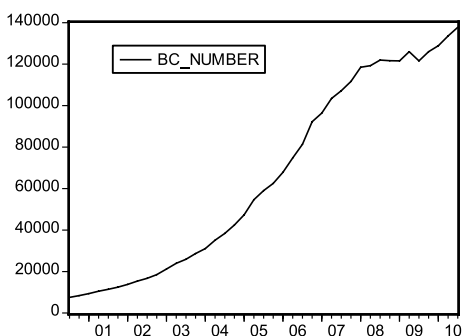
- BC_NUMBER – число эмитированных банковских карт, тыс. ед.;
- LNBC_NUMBER – логарифм показателя BC_NUMBER;
- BC_CASH – объем операций по получению наличных денежных средств, совершенных с использованием банковских карт на территории РФ, млн руб.;

¹ Подробнее о рынке банковских карт в России см. материалы Банка России (например: Обзор российского рынка платежных карт за 2009 год (2010)).

- LNBC_CASH – логарифм показателя BC_CASH;
- BC_PAY – объем операций по оплате товаров (работ, услуг), совершенных с использованием банковских карт на территории РФ, млн руб.;
- LNBC_PAY – логарифм показателя BC_PAY;
- BC_VOLUME – суммарный объем операций, совершенных с использованием банковских карт на территории РФ, млн руб.;
- LNBC_VOLUME – логарифм показателя BC_VOLUME.

Статистика по рассматриваемым показателям доступна с III квартала 2000 г., более ранних данных в открытом доступе нет. Перейдем к детальному анализу показателей – претендентов на роль переменной, характеризующей распространение платежной инновации. На *рис. 21* представлены данные по числу эмитированных банковских карт. Из них активными¹ признаются около половины карт. Отметим, что данные о разделении банковских карт на расчетные (дебетовые), кредитные и предоплаченные (подробнее см. *главу 2, §1*) доступны на сайте Банка России начиная с 01.01.2008 г.

Результаты проверки рядов на единичные корни представлены в *табл. 52*. Тест Дики–Фуллера отверг гипотезу о наличии единичного корня в ряде вторых разностей числа банковских карт, в то время как тест Филлипса–Перрона отверг гипотезу о наличии единичного кор-



Источник: данные Банка России.

Рис. 21. Количество (тыс. ед.) эмитированных банковских карт (III квартал 2000 г. – III квартал 2010 г.)

¹ Под активными понимаются карты, с использованием которых проводилась хотя бы одна операция в течение отчетного квартала, связанная со снятием наличных и (или) оплатой товаров и услуг, включая таможенные платежи. (*Источник:* Банк России.)

ня в ряде первых разностей числа банковских карт. Таким образом, мы можем заключить, что ряд BC_NUMBER является рядом первого порядка интегрированности. Проверка логарифма числа банковских карт на наличие единичных корней показала, что оба теста отвергают гипотезу о нестационарности ряда против альтернативы, что ряд $LNBC_NUMBER$ является рядом типа TS.

Таблица 52

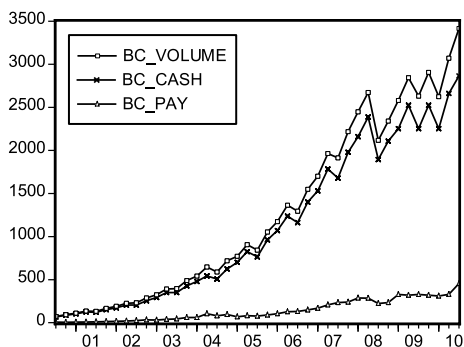
**Результаты проверки рядов количества и логарифма
количества эмитированных банковских карт на порядок
интегрированности**

Проверка		Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Выводы
BC_NUMBER – на стационарность во вторых разностях	Расширенный тест Дики– Фуллера	-13.17	-1.95	I(1)
	Тест Филлипса– Перрона	-2.41	-1.95	
LNBC_NUMBER – на стационарность в уровнях с константой и трендом	Расширенный тест Дики– Фуллера	-40.85	-3.52	I(0) с константой и трендом
	Тест Филлипса– Перрона	-19.92	-3.52	

Распределение объема платежей, совершаемых при помощи банковских карт, между снятием наличных и оплатой товаров и услуг, а также суммарный объем операции по картам представлены на *рис. 22*. Мы видим, что операции по снятию наличных средств являются доминирующими¹. Кроме того, визуальный анализ позволяет предположить присутствие детерминированной сезонности в данных, где основные пики приходятся на II квартал.

Результаты анализа рядов, изображенных на *рис. 22*, на наличие единичных корней приведены в *табл. 53*. Тест Дики–Фуллера указывает на то, что ряд изъятия наличных средств имеет 2 единичных корня, а тест Филлипса–Перрона – 1 корень. Поскольку результаты теста Филлипса–Перрона отвергают нулевую гипотезу о наличии в

¹ Для сравнения: в Германии операции по снятию наличности с карт также занимают более половины объема всех операций по картам, в то время как во Франции, в Бельгии и Канаде, напротив, карты используются чаще для оплаты товаров и услуг. (Источник: данные БМР, www.bis.org.)



Источник: данные Банка России.

Рис. 22. Объем операций по получению наличных денег, оплате товаров (работ, услуг) и суммарный объем операций, совершенных при помощи карт, млн руб. (III квартал 2000 г. – III квартал 2010 г.)

ряде разностей BC_CASH единичного корня и не отвергают гипотезу о наличии единичного корня в ряде в уровнях, мы делаем вывод о том, что рассматриваемый ряд имеет порядок интегрированности один.

Тест Дики–Фуллера отвергает нулевую гипотезу о наличии в ряде объема операций по оплате товаров и услуг двух единичных корней против альтернативы, что ряд BC_PAY в разностях является рядом типа TS. При этом результаты теста Филлипса–Перрона указывают нам, что ряд BC_PAY стационарен в разностях. Откуда мы делаем вывод, что ряд объема операций по оплате товаров и услуг является рядом $I(1)$.

Суммарный объем операций, совершенных при помощи банковских карт, есть сумма рядов BC_CASH и BC_PAY . Как следствие, ряд BC_VOLUME должен быть либо рядом типа $I(1)$, либо рядом типа $I(0)$ с константой и трендом. В то же время формальные тесты не отвергли гипотезу о том, что ряд BC_VOLUME нестационарен в первых разностях (даже с константой и трендом). Мы склонны связывать данный факт с малой мощностью используемых тестов и приходим к выводу о том, что ряд суммарного объема операций, совершенных при помощи банковских карт, также является рядом $I(1)$.

Ряды логарифмов рассмотренных выше показателей ($LNBC_CASH$, $LNBC_PAY$, $LNBC_VOLUME$) мы считаем рядами типа TS, так как во всех случаях тесты Дики–Фуллера и Филлипса–Перрона отвергли гипотезу о наличии в исследуемом ряде единичного корня против альтернативы, что ряд стационарен в уровнях с константой и трендом.

Таблица 53

Результаты проверки рядов объема и логарифма объема операций, совершенных при помощи банковских карт, на порядок интегрированности

Проверка		Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Выводы
BC_CASH – на стационарность во вторых разностях	Расширенный тест Дики – Фуллера	-2.94	-1.95	I (1)
BC_CASH – на стационарность в разностях	Тест Филлипса–Перрона	-7.70	-1.95	
BC_PAY – на стационарность в разностях с константой и трендом	Расширенный тест Дики–Фуллера	-4.26	-3.52	I(1)
BC_PAY – на стационарность в разностях	Тест Филлипса–Перрона	-4.18	-1.95	
BC_VOLUME – на стационарность во вторых разностях	Расширенный тест Дики–Фуллера	-3.15	-1.95	Формально: гипотеза о том, что ряд – I(2), не отвергается. По смыслу: I(1)
	Тест Филлипса–Перрона	-3.15	-1.95	
LNBC_CASH – на стационарность в уровнях с константой и трендом	Расширенный тест Дики–Фуллера	-19.18	-3.52	I(0) с константой и трендом
	Тест Филлипса–Перрона	-11.23	-3.52	
LNBC_PAY – на стационарность в уровнях с константой и трендом	Расширенный тест Дики–Фуллера	-6.81	-3.52	I(0) с константой и трендом
	Тест Филлипса–Перрона	-6.02	-3.52	
LNBC_VOLUME – на стационарность в уровнях	Расширенный тест Дики–Фуллера	-23.52	-3.52	I(0) с константой и трендом
	Тест Филлипса–Перрона	-11.56	-3.52	

В *главе 3* нами уже было проведено исследование рядов логарифмов денежных агрегатов, цен, реального выпуска и 5 показателей альтернативных издержек хранения денег на стационарность. Мы допускаем, что на рассматриваемом суженном интервале поведение рядов может отличаться от их поведения на всем интервале. Результаты проведенного анализа представлены в *табл. 54*. Данные результаты могут отличаться от полученных нами в *главе 3, §3* как из-за снижения мощности тестов, так и из-за, возможно, отличного поведения самих рядов.

Тест Дики–Фуллера, примененный к рядам LNM0, LNM1, LNREALM0, LNREALM1, не позволил отвергнуть гипотезу о наличии в данных рядах двух единичных корней, в то время как тест Филлипса–Перрона отверг данную гипотезу против альтернативы, что рассматриваемые ряды стационарны в разностях. Таким образом, мы приходим к выводу о том, что ряды LNM0, LNM1, LNREALM0, LNREALM1 являются рядами порядка интегрированности один, что согласуется с результатами для этих рядов, полученными нами в *главе 3, §3* для более длинного временного ряда интервала.

По результатам обоих тестов ряд DEPOSIT был отнесен к ряду типа $I(1)$, так как гипотеза о наличии в ряде разностей единичного корня была отвергнута.

Проверка ряда LNP показала, что тесты Дики–Фуллера и Филлипса–Перрона отвергают гипотезу о нестационарности ряда против альтернативы, что ряд стационарен в уровнях с константой и трендом. Полученный результат противоречит нашим ожиданиям, поскольку опыт эмпирических исследований указывает на то, что в большинстве случаев ряды (логарифмов) цен нестационарны, однако мы относим ряд логарифмов ИПЦ к ряду TS.

Тест Дики–Фуллера, примененный к ряду LNRGDP, не отверг гипотезу о нестационарности ряда. В то же время тест Филлипса–Перрона отверг гипотезу о наличии в ряде логарифмов реального ВВП единичного корня против альтернативы, что ряд стационарен в уровнях с константой и трендом. Поэтому мы делаем вывод, что ряд LNRGDP есть ряд $I(0)$ с константой и трендом.

Ряд кредитной процентной ставки мы считаем стационарным в уровнях, так как тест Филлипса – Перрона отверг гипотезу о наличии в ряде CREDIT единичного корня против соответствующей альтернативы. При этом тест Дики–Фуллера не смог отвергнуть нулевую гипотезу о нестационарности ряда кредитного процента.

Ряды ставки МБК, инфляции и изменения номинального обменного курса являются рядами $I(0)$, так как используемые нами тесты отвергли гипотезу о нестационарности рядов против стационарности в уровнях (с константой).

Таблица 54

Результаты проверки рядов логарифмов денежных агрегатов, цен, реального ВВП, а также показателей альтернативной стоимости хранения денег на порядок интегрированности (выборка: III квартал 2000 г. – III квартал 2010 г.)

Проверка		Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Выводы
LNМ0 – на стационарность во вторых разностях	Расширенный тест Дики–Фуллера	-11.34	-1.95	I (1)
LNМ0 – на стационарность в разностях	Тест Филлипса–Перрона	-5.95	-1.95	
LNМ1 – на стационарность во вторых разностях	Расширенный тест Дики–Фуллера	-3.52	-1.95	I(1)
LNМ1 – на стационарность в разностях	Тест Филлипса–Перрона	-4.95	-1.95	
LNREALM0 – на стационарность во вторых разностях	Расширенный тест Дики–Фуллера	-12.89	-1.95	I (1)
LNREALM0 – на стационарность в разностях	Тест Филлипса–Перрона	-7.66	-1.95	
LNREALM1 – на стационарность во вторых разностях	Расширенный тест Дики–Фуллера	-3.69	-1.95	I(1)
LNREALM1 – на стационарность в разностях	Тест Филлипса–Перрона	-4.95	-1.95	
LNP – на стационарность в уровнях с константой и трендом	Расширенный тест Дики–Фуллера	-4.14	-3.52	I(0) с константой и трендом
	Тест Филлипса–Перрона	-5.89	-3.52	

Таблица 54, окончание

Проверка		Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Выводы
LNRGDP – на стационарность в разностях с константой	Расширенный тест Дики– Фуллера	-3.37	-2.94	I(0) с константой и трендом
LNRGDP – на стационарность в уровнях с константой и трендом	Тест Филлипса– Перрона	-4.62	-3.52	
MBC – на стационарность в уровнях с константой	Расширенный тест Дики– Фуллера	-3.04	-2.94	I(0) с константой
	Тест Филлипса– Перрона	-3.05	-2.94	
DEPOSIT – на стационарность в разностях	Расширенный тест Дики– Фуллера	-5.38	-1.95	I(1)
	Тест Филлипса– Перрона	-5.38	-1.95	
CREDIT – на стационарность в разностях	Расширенный тест Дики– Фуллера	-4.81	-1.95	I(0)
CREDIT – на стационарность в уровнях	Тест Филлипса– Перрона	-2.56	-1.95	
INFL – на стационарность в уровнях с константой	Расширенный тест Дики– Фуллера	-3.36	-2.94	I(0)
INFL – на стационарность в уровнях	Тест Филлипса– Перрона	-2.37	-1.95	
DKYRS – на стационарность в уровнях	Расширенный тест Дики– Фуллера	-4.41	-1.95	I(0)
	Тест Филлипса– Перрона	-4.19	-1.95	

Если результаты проведенных нами тестов верны, мы сталкиваемся с ситуацией, когда поведение нестационарного ряда логариф-

мов реального (или номинального) денежного агрегата должно быть объяснено стационарными рядами логарифмов реального ВВП (и цен). Добавление стационарного показателя альтернативной стоимости хранения денег не решает возникшую проблему. Единственным исключением здесь является, по-видимому, ряд депозитной процентной ставки. В этом смысле мы ожидаем, что введение в модель спроса на деньги дополнительных нестационарных переменных, отвечающих за платежные инновации, позволит найти коинтеграционное соотношение, которое может быть интерпретировано как функция спроса на деньги. К нестационарным показателям инноваций, исходя из приведенного выше анализа, мы относим ряды BC_NUMBER, BC_CASH, BC_PAY, BC_VOLUME.

Интуитивно понятная гипотеза влияния распространения банковских карт на спрос на деньги следующая: рост объема операций по оплате товаров и услуг при помощи банковских карт (как дебетовых, так и кредитных) снижает спрос на традиционное средство платежа – наличные деньги. Однако зачастую широкое распространение платежных карт сопровождается увеличением числа банкоматов. С одной стороны, распространение банкоматов (при прочих равных) снижает средние кассовые остатки на руках у экономических агентов, так как у агентов появляется возможность часто пользоваться банкоматами для снятия относительно небольших сумм на текущие нужды. С другой стороны, доступность банкоматов (опять-таки при прочих равных) стимулирует использование наличности в качестве средства платежа, вытесняя безналичные платежи, поскольку ее получение становится более легким и удобным. Направление совокупного влияния числа банкоматов на агрегат M0 в общем случае неизвестно. В некоторых ситуациях осуществление платежа возможно только благодаря доступности банкомата. К таким ситуациям можно отнести:

- оплату в местах, где карты не принимаются в качестве средства платежа или где карты принимаются, начиная с некоторого объема операции;

- оплату в «сомнительных» местах, когда покупатель опасается, что с его платежной карты могут, например, снять слепок.

Таким образом, существуют факторы, которые делают привлекательными платежи именно наличными деньгами. Кроме того, практика осуществления платежей и предпочтения агентов могут быть таковыми, что агентам удобнее платить именно наличными деньгами. В этом смысле для таких агентов банковские карты выступают

не столько средством платежа, сколько аналогом электронного кошелька. Эти выводы подтверждают результаты исследования ЦСР¹. По этой причине увеличение числа банкоматов может способствовать росту денежного агрегата М0. Данные по числу банкоматов доступны начиная с I квартала 2008 г. По этой причине в качестве прокси переменной для показателя числа банкоматов в России будут выступать число банковских карт и объем операций по снятию наличных денег с карт. Именно эти операции являются доминирующими операциями по картам в России.

Также ожидается, что рост числа банковских карт, т.е. рост числа счетов до востребования, положительно влияет на агрегат М1 за счет эффекта мультипликации депозитов и появления новых транзакционных счетов.

Данные гипотезы можно проиллюстрировать на простом условном примере. Предположим, что в первый момент времени фирма выплачивала заработную плату своим работникам наличными деньгами, а во второй момент времени она выплачивает ее через специально открытые для этого банковские карты. Раньше фирма для выплаты заработной платы обналичивала деньги со своих расчетных счетов и выплачивала их работникам: такой операцией фирма увеличивала спрос на наличные деньги. Теперь фирма переводит безналичные деньги на банковские зарплатные счета своих работников, т.е. по сравнению с первоначальной ситуацией снижает спрос на наличные деньги. У экономических агентов (работников) появляются средства на счетах до востребования в банках. Теперь агенты могут снимать деньги с карт, что будет увеличивать агрегат М0, а могут оплачивать товары и услуги безналично, что будет снижать этот агрегат.

Появление новых депозитных счетов у коммерческих банков позволяет банкам выдавать новые кредиты, т.е. увеличивать денежную массу М1 посредством мультипликации.

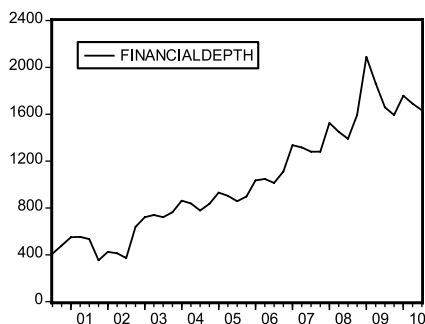
§ 2. Оценка модели спроса на деньги

Определение влияния платежных инноваций на спрос на деньги в России связано со следующими сложностями. Прежде всего для анализа нам доступны данные с III квартала 2000 г. по III квартал 2010 г., что составляет всего 41 точку. Малая выборка может стать су-

¹ Доклад «Рынок безналичных розничных платежей в России: выгоды и перспективы развития», 2009, www.csr.ru.

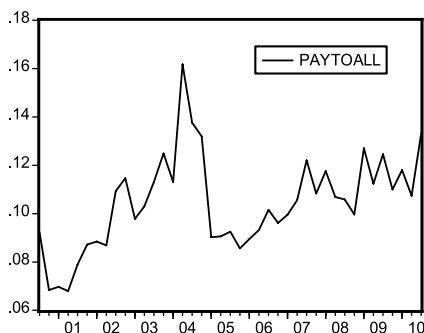
щественным препятствием для разделения влияния реального ВВП и показателя, характеризующего платежные инновации, корреляция между которыми составляет от 0.8 до 0.9. Таким образом, мы можем столкнуться с проблемой мультиколлинеарности в модели. Как следствие, мы не исключаем, что высокий коэффициент при ВВП, полученный нами в предшествующей главе, может исказить влияние платежных инноваций на спрос на деньги. Мы склонны связывать столь высокую эластичность спроса на деньги по доходу с ростом монетизации экономики, с повышением доверия населения к денежной политике. В этом смысле рост использования банковских карт также отражает рост доверия экономических агентов к проводимой политике. В ходе дальнейшего исследования мы попытаемся учесть данные взаимосвязи при помощи показателя глубины финансового рынка, который рассчитывается как отношение кредитов нефинансовому сектору к номинальному ВВП (ряд FINANCIALDEPTH, см. *рис. 23*). Проверка этого ряда на стационарность показала, что тесты Дики–Фуллера и Филипса–Перрона отвергают гипотезу о наличии в ряде вторых разностей единичного корня против альтернативы, что ряд FINANCIALDEPTH является стационарным в разностях, т.е. рядом $I(1)$.

Помимо рассмотренных выше показателей платежных инноваций, в ходе анализа мы используем также показатель отношения платежей, совершенных при помощи карт, к общему объему операций по картам (PAYTOALL, см. *рис. 24*). Тесты Дики–Фуллера и Филипса–Перрона отвергают гипотезу о нестационарности ряда против альтернативы,



Источник: данные Банка России и Росстата.

Рис. 23. Показатель глубины финансового сектора (III квартал 2000 г. – III квартал 2010 г.)



Источник: данные Банка России.

Рис. 24. Отношение объема операций по оплате товаров (работ, услуг) к общему объему операций по банковским картам (III квартал 2000 г. – III квартал 2010 г.)

что ряд PAYTOALL стационарен в уровнях с константой. То есть мы делаем вывод, что данный ряд есть ряд типа $I(0)$.

На основании рис. 24 можно говорить о том, что на отдельно рассматриваемых промежутках времени с 2000 по 2004 г. и с 2005 по 2010 г. имела место тенденция к увеличению использования банковских карт непосредственно как средства платежа. Период с 2004 по 2005 г. мы относим к структурному сдвигу в данных, по всей видимости, явившемуся следствием кризиса на рынке межбанковского кредитования. Мы полагаем, что снижение доверия населения к банковскому сектору стимулировало агентов к масштабному снятию наличных денег с банковских карт.

В процессе оценки широкого круга возможных моделей спроса на денежные агрегаты $M0$ и $M1$ с учетом платежных инноваций мы получили несколько уравнений, которые будут подробно рассмотрены далее.

Спрос на наличные деньги

Первая модель описывает связь между денежным агрегатом $M0$, уровнем цен, реальным ВВП, процентом и объемом платежей по оплате товаров и услуг, совершенных при помощи банковских карт:

$$\begin{aligned}
 \text{LN}M0^{EST} = & -15.00 + 1.34 \text{LN}P + 2.32 \text{LN}RGDP - \\
 & (-12.16) \quad (11.79) \quad (13.37) \\
 & -0.66 \text{MBC} - 0.000317 \text{BC_PAY} + \\
 & (-2.18) \quad (-1.628738) \\
 & + 0.22 D1 + 0.14 D2 - 0.11 D3. \\
 & (5.95) \quad (4.64) \quad (-4.92)
 \end{aligned} \tag{84}$$

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.997$, статистика Дарбина–Уотсона равна 1.16. Результаты оценки приведены в *приложении С, табл. С-1*.

Анализ остатков уравнения (84) на стационарность показал, что гипотеза об отсутствии коинтеграционного соотношения не отвергается тестами Дики–Фуллера и Филлипса–Перрона (см. *табл. 55*).

Таблица 55

Результаты проверки остатков модели (84) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05 (0.1)
Расширенный тест Дики–Фуллера	-4.08	-4.77 (-4.40)
Тест Филлипса–Перрона	-4.12	

Мы склонны связывать данный факт с малой мощностью используемых нами тестов на малых выборках и считаем остатки модели (84) стационарными (так как впоследствии нами будет получено долгосрочное коинтеграционное соотношение для этой модели).

Далее для корректировки полученных коэффициентов модели применяется метод DOLS. Строятся кросс-коррелограммы следующих рядов:

1. $\Delta LNP_t = LNP_t - LNP_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{LNP_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

2. $\Delta LNRGDP_t = LNRGDP_t - LNRGDP_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{LNRGDP_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

3. $\Delta MBC_t = MBC_t - MBC_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{MBC_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

4. $\Delta BC_PAY_t = BC_PAY_t - BC_PAY_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{BC_PAY_t}$.

В результате выполнения процедуры DOLS проблема автокорреляции в остатках модели не была решена. Поэтому мы также осуществляем поправку в форме Ньюи–Веста. Это приводит нас к уравнению следующего вида (см. *приложение С, табл. С-2*):

$$\begin{aligned}
\text{LNM0}^{EST} = & -15.46 + 1.41 \text{LNP} + 2.35 \text{LNRGDP} + \\
& (-13.94) \quad (13.59) \quad (15.21) \\
& -0.57 \text{MBC} - 0.000615 \text{BC_PAY} + 0.22 \text{D1} + \\
& (-2.11) \quad (-3.103418) \quad (6.71) \\
& + 0.14 \text{D2} - 0.11 \text{D3} + 0.000918 \Delta \text{BC_PAY}. \\
& (5.27) \quad (-5.26) \quad (3.097867)
\end{aligned} \tag{85}$$

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.997$, статистика Дарбина–Уотсона равна 1.45.

Оценка остатков долгосрочного коинтеграционного соотношения $\tilde{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_t - 0.000918 * \Delta \text{BC_PAY}$ показывает, что гипотеза о наличии в ряде единичного корня отвергается тестом Филлипса–Перрона и не отвергается тестом Дики–Фуллера (см. табл. 56).

Таблица 56

Результаты проверки долгосрочного коинтеграционного соотношения (85) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05 (0.1)
Расширенный тест Дики–Фуллера	-4.32	-4.77 (-4.40)
Тест Филлипса–Перрона	-5.60	

Поскольку отвержение нулевой гипотезы есть сильный результат, мы приходим к выводу о том, что между рассматриваемыми переменными существует долгосрочное коинтеграционное соотношение.

Остатки модели (85) не подвержены автокорреляции, что подтверждают результаты теста Бройша–Годфри (см. табл. 57).

Таблица 57

Результаты теста Бройша–Годфри для модели (85)

F -статистика	2.43	Prob. $F(1.31)$	0.12
Число наблюдений * R -квадрат	2.98	Prob. Chi-Square(1)	0.08

В то же время качество полученного уравнения снижается из-за того, что коэффициент при логарифме цен не равен единице (см. табл. 58).

Таблица 58

Результаты теста Вальда для модели (85), $H_0: C(2) = 1$

Тестовая статистика	Значение статистики	Число степеней свободы	P -value
F -статистика	15.44	(1, 32)	0.00
χ^2 -квадрат	15.44	1	0.00

В пользу полученной нами модели свидетельствует ее стабильность. В подтверждение этого приведем результаты тестов CUSUM (см. рис. 25) и графики рекурсивных коэффициентов.

Мы получили уравнение, которое может интерпретироваться как уравнение спроса на наличные деньги. Эластичность спроса на наличные деньги по доходу равна 2.35, а эластичность спроса на деньги по проценту (МБК) отрицательна и по модулю равна 0.57. Кроме того, мы получили свидетельства в пользу того, что рост объема оплаты товаров и услуг при помощи банковских карт снижает спрос на наличные деньги в России. Несмотря на то что значение коэффициента при показателе BC_PAY по модулю мало, влияние объема оплаты товаров и услуг при помощи банковских карт значимо. Полуэластичность спроса на деньги по переменной BC_PAY равна -0.000615. Это означает, что при увеличении объема оплаты товаров и услуг с помощью банковских карт на 1 млн руб. спрос на наличные деньги снизится примерно на 0.000615% (или при увеличении оплаты товаров и услуг с помощью банковских карт на 1 млрд руб. спрос на наличные деньги снизится примерно на 0.615%). Для сопоставления: за III квартал 2010 г. величина розничного товарооборота в России составила 4191 млрд руб., величина объема оплаты товаров (работ, услуг) при помощи банковских карт за тот же период – 454.7 млрд руб. (1 млрд руб. составляет примерно 0.22% этой суммы), а величина агрегата $M0$ по состоянию на конец III квартала 2010 г. – 4524.5 млрд руб.

Так как коэффициент при логарифме цен статистически не равен единице, мы переходим к оценке уравнения спроса непосредственно на $M0/P$ (реальные наличные деньги).

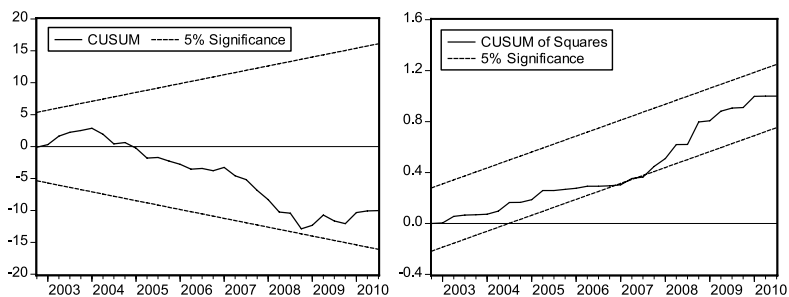


Рис. 25. Результаты тестов CUSUM и CUSUM-SQ на проверку стабильности модели (85)

Следующая модель описывает связь между реальными наличными деньгами, реальным ВВП, ставкой по депозитам и объемом платежей по оплате товаров и услуг, совершенных при помощи банковских карт:

$$\begin{aligned} \text{LNREALM0}^{EST} = & -12.12 + 2.00 \text{LNRGDP} - \\ & \quad \quad \quad (-8.90) \quad \quad (11.40) \\ & -3.30 \text{DEPOSIT} - 0.000336 \text{BC_PAY} + \\ & \quad \quad \quad (-4.10) \quad \quad \quad (-1.593239) \\ & + 0.18 D1 + 0.12 D2 - 0.11 D3 + 0.02 \text{TREND}. \\ & \quad \quad \quad (5.41) \quad \quad (4.62) \quad \quad (-5.45) \quad \quad (4.77) \end{aligned} \quad (86)$$

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.99$, статистика Дарбина–Уотсона равна 1.36. Результаты оценки приведены в *приложении С, табл. С-3*. Включение тренда в модель отражает рост доверия экономических агентов к проводимой экономической политике и/или снижение скорости обращения денег.

Анализ остатков уравнения (86) на стационарность показал, что гипотеза об отсутствии коинтеграционного соотношения между переменными отвергается тестами Дики–Фуллера и Филлипса–Перрона на 10%-м уровне значимости (см. *табл. 59*).

Таблица 59

Результаты проверки остатков модели (86) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05 (0.1)
Расширенный тест Дики–Фуллера	-4.50	-4.79 (-4.43)
Тест Филлипса–Перрона	-4.51	

Далее для корректировки полученных коэффициентов модели применяется метод DOLS. Строятся кросс-коррелограммы следующих рядов:

1. $\Delta \text{LNRGDP}_t = \text{LNRGDP}_t - \text{LNRGDP}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{LNRGDP}_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

2. $\Delta \text{DEPOSIT}_t = \text{DEPOSIT}_t - \text{DEPOSIT}_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{\text{DEPOSIT}_t}^+ = 8$. Однако поскольку $\Delta \text{DEPOSIT}_t$ не является причиной по Гренжеру $\hat{\varepsilon}_t$ (см. *табл. 60*), мы не будем включать лидирующие приращения процента по депозитам в уравнение спроса на деньги;

3. $\Delta BC_PAY_t = BC_PAY_t - BC_PAY_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{BC_PAY_t} = \emptyset$.

Таблица 60

Результаты проверки рядов $\Delta DEPOSIT_t$ и $\hat{\varepsilon}_t$ на причинность по Гренжеру

Нулевая гипотеза	Число наблюдений	F-статистика	P-value
$\Delta DEPOSIT$ does not Granger Cause	39	1.38	0.26

Остатки модели (86) не подвержены автокорреляции и гетероскедастичности, что подтверждают результаты теста Бройша–Годфри (см. табл. 61) и Уайта (см. табл. 62).

Таблица 61

Результаты теста Бройша–Годфри для модели (86)

F-статистика	3.81	Prob. F(1.32)	0.06
Число наблюдений * R-квадрат	4.37	Prob. Chi-Square(1)	0.03

Таблица 62

Результаты теста Уайта для модели (86)

F-статистика	1.00	Prob. F(11.29)	0.46
Число наблюдений * R-квадрат	11.29	Prob. Chi-Square(11)	0.41

В то же время остатки модели (86) не являются белым шумом, о чем свидетельствует коррелограмма ряда остатков и результаты теста Лjungа–Бокса (см. приложение C, табл. C-4). Поскольку мы не можем применить процедуру DOLS к нашей модели, корректировку t - и F -статистик мы проведем при помощи процедуры Ньюи–Веста. Полученное уравнение представлено ниже (результаты оценки см. в приложении C, табл. C-5):

$$\begin{aligned}
 \text{LNREALM}0^{EST} = & \underset{(-6.12)}{-12.12} + \underset{(7.90)}{2.00} \text{LNRGDP} - \\
 & \underset{(-5.76)}{-3.30} \text{DEPOSIT} - \underset{(-2.477130)}{0.000336} \text{BC_PAY} + \\
 & \underset{(4.46)}{0.18} D1 + \underset{(4.31)}{0.12} D2 - \underset{(-8.48)}{0.11} D3 + \underset{(4.58)}{0.02} \text{TREND}.
 \end{aligned} \tag{87}$$

В пользу полученной нами модели свидетельствует ее стабильность. В подтверждение этого приведем результаты тестов CUSUM (см. рис. 26) и графики рекурсивных коэффициентов.

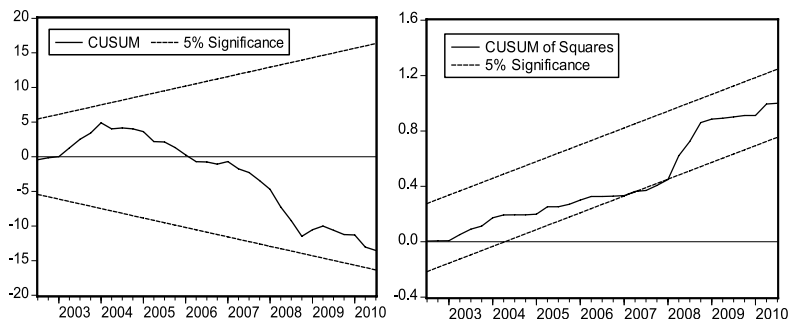


Рис. 26. Результаты тестов CUSUM и CUSUM-SQ на проверку стабильности модели (87)

В ходе анализа спроса на реальные наличные деньги нами было получено уравнение, которое можно считать достаточно стабильным. При этом оцененная эластичность спроса на деньги по доходу равна 2, а полуэластичность спроса на деньги по депозитному проценту отрицательна и равна по модулю 3.3. Кроме того, нами было получено еще одно свидетельство в пользу того, что объем платежей по оплате товаров и услуг, совершенных при помощи карт, значимо отрицательно влияет на спрос на реальные деньги M_0 . Полуэластичность спроса на деньги по переменной BC_PAY равна -0.000336 . Это означает, что при увеличении оплаты товаров и услуг с помощью банковских карт на 1 млн руб. спрос на наличные деньги снизится примерно на 0.000336% (или при увеличении оплаты товаров и услуг с помощью банковских карт на 1 млрд руб. спрос на наличные деньги снизится примерно на 0.336%).

Включенный в уравнение спроса на деньги тренд призван отразить рост доверия экономических агентов¹. Именно это позволило получить более низкое значение коэффициента при логарифме реального ВВП по сравнению с другими спецификациями функций спроса на наличные деньги (см. уравнения (72), (85)). Интерпретация этого коэффициента следующая: при увеличении реального ВВП на 1% спрос на M_0/P (реальные наличные деньги) вырастет на 2% (при прочих равных).

Нам также удалось получить уравнение, объясняющее связь между денежным агрегатом M_0 , уровнем цен, реальным ВВП, процен-

¹ Тренд не был включен ни в одну из моделей, рассмотренных в главе 3, так как остатки уравнений спроса на деньги с учетом тренда были нестационарны.

том и объемом операций по получению наличных средств, совершенных при помощи банковских карт:

$$\begin{aligned}
 LNM_0 = & \underset{(-5.72)}{-8.91} + \underset{(4.31)}{0.81} LNP + \underset{(7.43)}{1.54} LNRGDP - \\
 & \underset{(-2.19)}{-1.66} DEPOSIT + \underset{(3.64)}{0.25} LNBC - CASH + \\
 & \underset{(3.19)}{0.11} D1 + \underset{(2.29)}{0.06} D2 - \underset{(-3.63)}{0.17} D3 + \hat{\varepsilon}_t.
 \end{aligned} \tag{88}$$

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.998$, статистика Дарбина–Уотсона равна 1.53. Результаты оценки приведены в *приложении С, табл. С-6*.

Анализ остатков уравнения (88) на стационарность показал, что гипотеза об отсутствии коинтеграционного соотношения отвергается тестами Дики–Фуллера и Филлипса–Перрона на 5%-м уровне значимости (см. *табл. 63*).

Таблица 63

Результаты проверки остатков модели (88) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05 (0.1)
Расширенный тест Дики–Фуллера	-4.94	-4.77 (-4.40)
Тест Филлипса–Перрона	-4.93	

Остатки модели (88) не подвержены автокорреляции, что подтверждают результаты теста Бройша–Годфри (см. *табл. 64*), и гетероскедастичности, о чем говорят результаты теста Уайта (см. *табл. 65*). В то же время ряд остатков не является белым шумом, о чем свидетельствуют результаты теста Лjung–Бокса и вид коррелограммы ряда (см. *приложение С, табл. С-7*).

Таблица 64

Результаты теста Бройша–Годфри для модели (88)

F -статистика	1.90	Prob. F(1,32)	0.17
Число наблюдений * R -квадрат	2.30	Prob. Chi-Square(1)	0.12

Таблица 65

Результаты теста Уайта для модели (88)

F -статистика	1.25	Prob. F(11,29)	0.29
Число наблюдений * R -квадрат	13.22	Prob. Chi-Square(11)	0.27

Далее для корректировки полученных коэффициентов модели применяется метод DOLS. Строятся кросс-коррелограммы следующих рядов:

1. $\Delta LNP_t = LNP_t - LNP_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{LNP_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

2. $\Delta LNRGDP_t = LNRGDP_t - LNRGDP_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{LNRGDP_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

3. $\Delta DEPOSIT_t = DEPOSIT_t - DEPOSIT_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{DEPOSIT_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

4. $\Delta LNBC_CASH_t = LNBC_CASH_t - LNBC_CASH_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{LNBC_CASH_t}^- = 10$, при этом значимо было только десятое запаздывающее приращение.

В этих условиях выполнение процедуры DOLS привело к появлению автокорреляции в остатках модели и к существенному ухудшению оценок из-за малой продолжительности интервала, доступного для оценивания. Поэтому мы осуществляем поправку t - и F -статистик при помощи процедуры Ньюи–Веста. Это приводит нас к уравнению следующего вида (см. приложение C, табл. C-8):

$$\begin{aligned} LNM0^{EST} = & \underset{(-4.89)}{-8.91} + \underset{(2.52)}{0.81} LNP + \underset{(6.58)}{1.54} LNRGDP - \\ & \underset{(-1.76)}{-1.66} DEPOSIT + \underset{(2.31)}{0.25} LNBC_CASH + \underset{(2.92)}{0.11} D1 + \\ & \underset{(1.97)}{+0.06} D2 - \underset{(-3.46)}{0.17} D3. \end{aligned} \quad (89)$$

В пользу нашей модели свидетельствует тот факт, что коэффициент при логарифме цен статистически равен единице (см. табл. 66).

Таблица 66

Результаты теста Вальда для модели (89), $H_0: C(2) = 1$

Тестовая статистика	Значение статистики	Число степеней свободы	P-value
F-статистика	0.33	(1, 33)	0.56
Хи-квадрат	0.33	1	0.56

Однако проверка модели (89) на стабильность приводит к противоречивым выводам. Тест CUSUM свидетельствует в пользу стабильности уравнения спроса на деньги, в то время как тест CUSUM-SQ и динамика рекурсивных коэффициентов указывают на нестабильность модели (см. *рис. 27*).

Несмотря на тот факт, что полученное нами уравнение спроса на наличные деньги является, скорее, нестабильным, оно имеет ряд хороших свойств. Во-первых, коэффициент при логарифме цен в модели (89) статистически равен единице. Во-вторых, полученная эластичность спроса на деньги по доходу равна 1.54, а полуэластичность спроса на деньги по (депозитному) проценту отрицательна и по модулю равна 1.66. Кроме того, мы получили результат, позволяющий говорить о том, что спрос на наличные деньги положительно зависит от объема операций по снятию наличных денег с банковских карт, которые являются прокси переменной для числа банкоматов в России. Численная оценка соответствующего коэффициента, или эластичности (0.25), может вызывать сомнения из-за высокой корреляции между рядами LNRGDP и LNBC_CASH (0.89). Однако в данном случае для нас важнее не сама оценка, а ее знак. Заключительная модель спроса на наличные деньги представляет собой функцию от уровня цен, реального ВВП, процента и числа банковских карт:

$$\begin{aligned}
 LNM0^{EST} = & -9.09 + 0.91 LNP + 1.34 LNRGDP - \\
 & (-6.87) \quad (6.52) \quad (6.27) \\
 & -1.60 DEPOSIT + 0.30 LNBC_NUMBER \\
 & (-2.34) \quad (4.47) \\
 & + 0.08 D1 + 0.05 D2 - 0.09 D3. \\
 & (2.25) \quad (2.16) \quad (-5.46)
 \end{aligned} \tag{90}$$

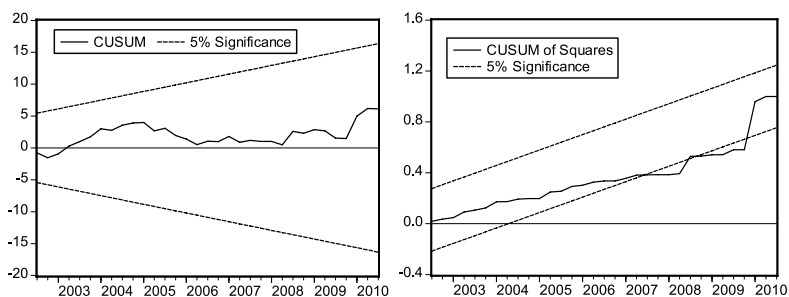


Рис. 27. Результаты тестов CUSUM и CUSUM-SQ на проверку стабильности модели (89)

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.998$, статистика Дарбина–Уотсона равна 1.30. Результаты оценки приведены в *приложении С, табл. С-9*.

Анализ остатков уравнения (90) на стационарность показал, что гипотеза об отсутствии коинтеграционного соотношения отвергается тестом Дики–Фуллера и не отвергается тестом Филлипса–Перрона (см. *табл. 67*).

Таблица 67

Результаты проверки остатков модели (90) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05 (0.1)
Расширенный тест Дики–Фуллера	-5.65	-4.77 (-4.40)
Тест Филлипса–Перрона	-4.26	

Опираясь на результаты теста Дики–Фуллера, мы склонны полагать, что уравнение (90) является коинтеграционным соотношением.

Далее для корректировки полученных коэффициентов модели применяется метод DOLS. Строятся кросс-коррелограммы следующих рядов:

1. $\Delta LNP_t = LNP_t - LNP_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{LNP_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

2. $\Delta LNRGDP_t = LNRGDP_t - LNRGDP_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{LNRGDP_t} = \emptyset$ (нет ни одного значимого приращения);

3. $\Delta DEPOSIT_t = DEPOSIT_t - DEPOSIT_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о количестве запаздывающих и опережающих приращений $K_{DEPOSIT_t}^+ = 2$;

4. $\Delta LNBC_NUMBER_t = LNBC_NUMBER_t - LNBC_NUMBER_{t-1}$ и $\hat{\varepsilon}_t$: откуда делается вывод о числе запаздывающих и опережающих приращений $K_{LNBC_NUMBER_t}^- = 14$, при этом значимы были только десятое и четырнадцатое запаздывающие приращения.

Так как ряд $\Delta DEPOSIT_t$ не является причиной по Гренжеру ряда $\hat{\varepsilon}_t$ (см. *табл. 68*), мы будем использовать только запаздывающее приращение процента по депозитам.

Таблица 68

Результаты проверки рядов $\Delta DEPOSIT_t$ и $\hat{\varepsilon}_t$ на причинность по Гренжеру

Нулевая гипотеза	Число наблюдений	F-статистика	P-value
$\Delta DEPOSIT$ does not Granger Cause	39	0.34	0.71

Выполнение процедуры DOLS приводит к уравнению следующего вида (см. приложение C, табл. C-10):

$$\begin{aligned}
 LNM0^{EST} = & \underset{(-7.48)}{-8.89} + \underset{(4.60)}{0.83} LNP + \underset{(6.46)}{1.29} LNRGDP - \\
 & \underset{(-1.87)}{-1.24} DEPOSIT + \underset{(4.09)}{0.34} LNBC_NUMBER + \\
 & \underset{(2.37)}{+0.07} D1 + \underset{(2.59)}{+0.05} D2 - \underset{(-7.49)}{0.09} D3 - \underset{-1.28}{1.43} \Delta DEPOSIT.
 \end{aligned} \tag{91}$$

В скобках указаны t -статистики. $R^2=0.998$, статистика Дарбина–Уотсона равна 1.44. Результаты формальных тестов свидетельствуют о том, что остатки модели (91) не подвержены автокорреляции (см. табл. 69) и гетероскедастичности (см. табл. 70). Тем не менее ряд остатков не является белым шумом. Поэтому, помимо процедуры DOLS, мы осуществили поправку t - и F -статистик в форме Ньюи–Веста.

Таблица 69

Результаты теста Бройша–Годфри для модели (91)

F -статистика	2.69	Prob. F(1.31)	0.11
Число наблюдений * R -квадрат	3.27	Prob. Chi-Square(1)	0.07

Таблица 70

Результаты теста Уайта для модели (91)

F -статистика	0.77	Prob. F(13.27)	0.68
Число наблюдений * R -квадрат	11.08	Prob. Chi-Square(13)	0.60

В пользу полученной нами модели спроса на наличные деньги свидетельствуют результаты теста Вальда, который не отвергает гипотезу о том, что коэффициент при логарифме цен равен единице (см. табл. 71).

Таблица 71

Результаты теста Вальда для модели (91), $H_0: C(2) = 1$

Тестовая статистика	Значение статистики	Число степеней свободы	P-value
F -статистика	0.94	(1, 32)	0.33
χ^2 -квадрат	0.94	1	0.33

Кроме того, эластичность спроса на деньги по реальному ВВП также статистически равна единице (см. *табл. 72*).

Таблица 72

Результаты теста Вальда для модели (91), $H_0: C(3) = 1$

Тестовая статистика	Значение статистики	Число степеней свободы	P-value
F-статистика	2.10	(1, 32)	0.15
Chi-квадрат	2.10	1	0.14

Оценка остатков долгосрочного коинтеграционного соотношения $\tilde{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_t + 1.43 \cdot \Delta \text{DEPOSIT}$ показывает, что гипотеза о наличии в ряде единичного корня отвергается тестами Филлипса–Перрона и Дики–Фуллера (см. *табл. 73*).

Таблица 73

Результаты проверки долгосрочного коинтеграционного соотношения (91) на стационарность

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05 (0.1)
Расширенный тест Дики–Фуллера	-4.80	-4.77 (-4.40)
Тест Филлипса–Перрона	-4.79	

Результаты формальных тестов на проверку стабильности модели (91) свидетельствуют в пользу устойчивости ее коэффициентов (см. *рис. 28*).

В ходе оценки уравнения спроса на наличные деньги мы получили, что эластичность спроса на деньги по доходу равна 1.29, а

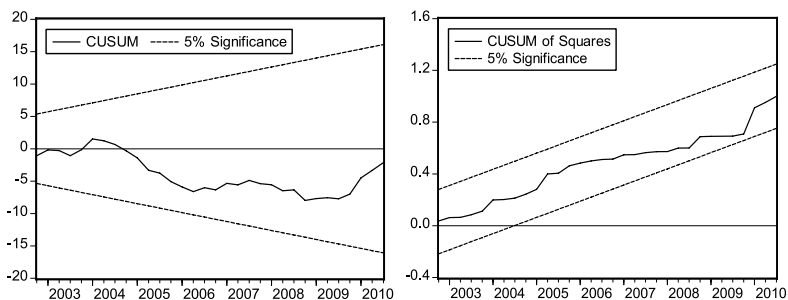


Рис. 28. Результаты тестов CUSUM и CUSUM-SQ на проверку стабильности модели (91)

полуэластичность по (депозитному) проценту равна -1.24. При этом нами были получены свидетельства в пользу того, что число банковских карт, являющихся прокси переменной для числа банкоматов, положительно влияет на спрос на наличные деньги. Это может объясняться тем, что экономические агенты предпочитают совершать платежи наличными деньгами и используют карты в основном как электронные кошельки. Численная оценка соответствующего коэффициента, или эластичности, (0.34) может вызывать сомнения из-за корреляции между рядами LNRGDP и LNBC_NUMBER, равной 0.90. Объяснение этого коэффициента должно быть следующим: при увеличении числа банковских карт (тыс. штук) на 1% спрос на денежный агрегат M0/P увеличится на 0.34%. Такая интерпретация кажется недостаточно надежной. Поэтому мы в данном случае мы будем опираться только на знак оценки.

В ходе анализа различных спецификаций функции спроса на денежный агрегат M1 мы не смогли получить коинтеграционное соотношение между деньгами M1, ценами, реальным ВВП, показателем альтернативной стоимости хранения денег и показателем платежной инновации. Кроме того, в ходе анализа выяснилось, что показатель финансовой глубины в нашем случае не был хорошей прокси для роста доверия агентов к экономике. Эту тенденцию лучше смог отразить включенный в одну из наших моделей линейный тренд.

В результате моделирования спроса на деньги в России с учетом платежных инноваций мы пришли к следующим выводам, основанным на различных спецификациях функции спроса. Основное использование банковских карт в России состоит в снятии денег через банкоматы и различные терминалы (см. главу 4, рис. 22). Применение карт преимущественно с этой целью объясняется предпочтениями агентов, а также относительно небольшим числом организаций, которые принимают карты к оплате, по сравнению со стремительным ростом числа банкоматов, что (при прочих равных) увеличивает денежный агрегат M0. В качестве прокси для числа банкоматов были использованы число банковских карт и объем операций по снятию наличных денег с карт. Наше предположение о влиянии распространения банкоматов на наличные деньги подтверждают модель (89), объясняющая спрос на агрегат M0 реальным ВВП, процентной ставкой МБК и объемом операций по снятию наличных денег, и модель (91), включающая число банковских карт в качестве одного из регрессоров.

Модели (85) и (87) объясняют спрос на денежный агрегат M0 реальным ВВП, ставкой процента и объемом операций по оплате това-

ров и услуг при помощи банковских карт. В модели (87) оценивается спрос непосредственно на агрегат $M0/P$, кроме того, в уравнение спроса на деньги был включен линейный тренд, призванный учесть рост доверия экономических агентов к проводимой монетарной политики. Из уравнений (85) и (87) следует, что спрос на наличные деньги отрицательно зависит от объема операций по оплате товаров и услуг с помощью банковских карт: если объем таких платежей возрастет на 1 млрд руб. (что составляет 1.44% объема таких операций в средней точке выборки, т.е. в III квартале 2005 г.), то при прочих равных спрос на наличные деньги должен снизиться примерно на 0.336% (см. (87)).

Заключение

Существование стабильной функции спроса на деньги в стране является важной предпосылкой проведения эффективной монетарной политики. Данная работа преследовала две основные цели. Первая цель состояла в определении факторов, влияющих на спрос на деньги в России на наиболее длинном временном интервале, для которого доступны данные, и в поиске стабильных спецификаций спроса на денежные агрегаты. Вторая цель заключалась в выявлении влияния инноваций в сфере денежных платежей на спрос на деньги в России.

В *главе 1* был приведен обзор ряда теоретических работ, отвечающих современному взгляду на спрос на деньги, согласно которому уравнение спроса на деньги может анализироваться как отдельный блок динамических моделей общего равновесия. Было рассмотрено несколько микроэкономических подходов: модели наличной оплаты, денег в функции полезности, совершения покупок и транзакционных издержек. При рассмотренных предположениях эти модели эквивалентны между собой. В *главе 1* также приведен обзор проблем и методов эконометрического анализа спроса на деньги. В *главе 2* рассмотрен вопрос взаимосвязи платежных инноваций и спроса на деньги на теоретическом и эмпирическом уровнях. В том же разделе анализируются экономические последствия платежных инноваций с точки зрения проведения денежно-кредитной политики.

Глава 3 посвящена поиску традиционного стабильного уравнения спроса на деньги в России на максимально длинной выборке,

охватывающей кризисы 1998 г. и 2008–2009 гг. В данной главе был проведен анализ спроса на денежные агрегаты (M0, M1, M2 и M2 расширенный) в РФ в период с 1995 по 2010 г. Для получения оценок был применен динамический метод наименьших квадратов.

На основе регрессионного анализа были получены следующие результаты. Функция спроса на наличные деньги в России является достаточно стабильной и определяется реальным ВВП и инфляцией. Эластичность спроса на наличные деньги по доходу равна 3.14, а полуэластичность спроса на наличные деньги по инфляции (прокси переменной для альтернативной стоимости хранения денег) отрицательна и по модулю равна 1.81. Другими словами, при увеличении реального ВВП на 1% спрос на наличные деньги увеличится приблизительно на 3.14%, а при увеличении инфляции на 1% спрос на агрегат M0 снизится приблизительно на 1.81%.

В то же время оцененная функция спроса на узкую денежную массу (M1) в России в период с 1995 по 2010 г. нестабильна. Это может объясняться переходным характером российской экономики 1990-х гг., т.е. качественным изменением взаимосвязей между экономическими переменными. При этом непосредственная оценка спроса на реальные деньги M1 показала, что соответствующая функция является, скорее, стабильной. Эластичность спроса на реальные деньги M1 по доходу положительна и равна 2.69, а полуэластичность спроса на деньги M1 по инфляции отрицательна и равна по модулю 0.83. Полученные результаты согласуются с экономической теорией и результатами работы *Дробышевского и др. (2010)*.

В ходе оценки было показано, что спрос на M2 нестабilen и положительно зависит от реального ВВП (соответствующий коэффициент равен 3.78) и отрицательно зависит от альтернативной стоимости хранения денег, в качестве которой выступает показатель инфляции (соответствующий коэффициент по модулю равен 1.82). Причина нестабильности заключается, на наш взгляд, в нестабильности спроса на срочные и сберегательные депозиты, включаемые в агрегат M2, но не включаемые в деньги M1. Эластичность спроса на M2 по доходу выше, чем эластичность спроса на трансакционные агрегаты M0 и M1, так как срочные составляющие денежной массы M2 реагируют на рост дохода в большей степени, чем трансакционные составляющие.

Спрос на расширенный денежный агрегат в России также нестабilen. Это объясняется нестабильностью входящего в его состав агрегата M2 в национальном определении. Кроме того, можно

предположить, что спрос на депозиты в иностранной валюте также был нестабилен на протяжении рассматриваемого времени. В то же время уравнение, описывающее спрос непосредственно на M2 расширенный/P (реальный расширенный денежный агрегат M2), является более стабильным. Возможно, это связано с тем, что такая (с теоретической точки зрения более правильная) оценка позволяет более корректно оценивать взаимосвязи между переменными. Эластичность спроса на реальный агрегат M2 расширенный по доходу положительна и равна 2.76, а полуэластичность спроса на реальный агрегат M2 расширенный по инфляции отрицательна и равна по модулю 0.37. Столь высокие эластичности спроса на деньги по доходу мы (аналогично нашему предшествующему исследованию¹) объясняем растущей монетизацией экономики.

Перечисленные результаты выявили необходимость дополнительного анализа спроса на деньги на более коротких временных интервалах. В нашей предшествующей работе мы проводили анализ спроса на деньги в России в экономически стабильный период, приходящийся на 1999–2008 гг. – время между двумя кризисами. Тогда в ходе анализа были обнаружены два коинтеграционных соотношения, т.е. функции спроса на деньги, и получены свидетельства в пользу того, что спрос на денежный агрегат M1 стабилен. Это позволяет рассматривать его в качестве надежного инструмента при проведении монетарной политики в России. Спрос на денежный агрегат M2, следуя формальным тестам, был нестабилен.

В главе 4 нами был проанализирован спрос на наличные деньги в России с учетом влияния платежных инноваций. Оговоримся, что полученные результаты необходимо воспринимать с осторожностью, поскольку из-за малого числа доступных для анализа точек оценки могут быть неточными. Нами были получены свидетельства в пользу того, что объем операций по оплате товаров и услуг отрицательно влияет на спрос на наличные деньги (см. уравнения (85) и (87)), в то время как объем (доминирующих) операций по снятию наличных денег с карт (см. (89)) и число банковских карт (см. (91)), как прокси для числа банкоматов в России, положительно влияют на спрос на наличные деньги. Полученные результаты согласуются с экономической теорией, эмпирическим опытом и нашими гипотезами. В работе предлагается цепочка рассуждений, в соответствии с которой рост числа банкоматов повышает денежный агрегат M0, т.е.

¹ (Дробышевский и др., 2010).

увеличивает спрос на наличные деньги. В результате оценки мы также получили, что спрос на агрегат М0 отрицательно зависит от объема операций по оплате товаров и услуг с помощью банковских карт. Найденная количественная зависимость имеет следующий вид: при увеличении объема операций по оплате товаров и услуг с помощью карт на 1 млрд руб. (при прочих равных) спрос на наличные деньги должен сократиться приблизительно на 0.336% (см. (87)).

Таким образом, 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. Более ранние исследования указывают на нестабильность денежных агрегатов М1, М2 и М2 расширенного и высокий коэффициент при показателе реального дохода (обычно используются реальный ВВП или индексы производства и выпуска). Кроме того, в ранних исследованиях в качестве альтернативной стоимости хранения денег выступают различные показатели динамики обменного курса или инфляция, в то время как в более поздних работах используется ставка процента на рынке межбанковских кредитов. Основываясь на полученных результатах, мы полагаем, что со временем стабильность спроса на транзакционные денежные агрегаты (М0 и М1) усиливается, т.е. согласно мировому опыту денежный агрегат М1 может быть использован в качестве инструмента при проведении денежно-кредитной политики. В то же время можно ожидать, что последующее развитие платежных продуктов и систем в России будет оказывать существенное влияние на выбор экономическими агентами средств платежа и, как следствие, на предъявляемый ими денежный спрос. Эта проблема требует дополнительного изучения прежде всего с точки зрения последствий для проведения эффективной монетарной политики Банком России.

Список литературы

1. Al-Laham M., Haroon Al-Tarawneh, Najwan (2009). Abdallat “Issues in Informing Science and Information Technology”. Vol. 6. Development of Electronic Money Its Impact on the Central Bank Role Monetary Policy.
2. Allen H. (2003). Innovations in Retail Payments: E-Payments. Bank of England Quarterly Bulletin, Winter.
3. Attanasio, Orazio P. & Luigi Guiso & Tullio Jappelli (2002). The Demand for Money, Financial Innovation, and the Welfare Cost of Inflation: An Analysis with Household Data // Journal of Political Economy. University of Chicago Press. Vol. 110(2). P. 317–351. April.
4. Baba, Yoshihisa, David F. Hendry, Ross M. Starr (1992). The Demand for M1 in the U.S.A., 1960–1988 // Review of Economic Studies. Vol. 59. P. 25–61.
5. Ball L. (1998). Another Look at Long-Run Money Demand. NBER Working Papers 6597, National Bureau of Economic Research, Inc.
6. Banerji A. (2002). Money Demand, Russian Federation: Selected Issues and Statistical Appendix, IMF Staff Country Report No. 02/75 (Washington: International Monetary Fund).
7. Baumol W.J. (1952). The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach // The Quarterly Journal of Economics. Vol. 66. No. 4. P. 545–556.
8. Buch C.M. (1998). Russian Monetary Policy—Assessing the Track Record // Economic Systems. Vol. 22. No. 2. P. 105–145.
9. Barro R.J. (1976). Integral constraints and aggregation in an inventory model of money demand // Journal of Finance. Vol. 31. P. 77–87.
10. Bradford T. (2004). Payment Types at the Point of Sale: Merchant Considerations. Payment systems research briefing, Fed.
11. Bradford T. (2005). Contactless: The Next Payment Wave? Payment System Research Briefing, December. Federal Reserve Bank of Kansas City.
12. Bradford T. (2006). Paper, plastic... or phone? Payment System Research Briefing, December. Federal Reserve Bank of Kansas City.

13. Bradford T. (2007). Stored-valued card: a card for every reason. Payment System Research Briefing, June. Federal Reserve Bank of Kansas City.
14. Bradford T., Matt Davies, Stuart E. Weiner (2003). Nonbanks in the Payments System. Federal Reserve Bank of Kansas City.
15. Bradford T., Stuart E. Weiner (2005). Who's Processing Your Payments? FRBKC Briefing, August.
16. Brock W.A. (1974). Money and growth: the case of long run perfect foresight // *International Economic Review*. Vol. 15 P. 750–77.
17. Brock W.A. (1990). Overlapping generations models with money and transactions costs // *Handbook of Monetary Economics* (ed. B. M. Friedman and F. H. Hahn). Vol. 1. P. 263–95. Amsterdam: North-Holland.
18. Cagan Ph. (1956). The Monetary Dynamics of Hyperinflation // Friedman, Milton (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press.
19. Cagan Ph. (1984). Monetary Policy and Subduing Inflation // *Essays in Contemporary Economic Problems: Disinflation*, William Fellner, project director. P. 21–53. Washington: American Enterprise Institute.
20. Carrion-i-Silvestre J.L., Sansó-i-Rosselló A.S. (2004). Testing the Null Hypothesis of Cointegration with Structural Breaks. Unpublished Manuscript, Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola, Universitat de Barcelona.
21. Choi Woon Gyu, Oh Seonghwan (2003). A Money Demand Function with Output Uncertainty, Monetary Uncertainty, and Financial Innovations // *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing. Vol. 35(5). P. 685–709. October.
22. Choudhry T. (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.
23. Clower R.W. (1967). A reconsideration of the microfoundations of monetary theory // *Western Economic Journal*. Vol. 6. P. 1–8.
24. Correia I., Teles P. (1996). Is Friedman Rule Optimal When Money Is an Intermediate Good? // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 38. P. 223–244.
25. Cronin D., Dowd K. (2001). Does Monetary Policy Have a Future? // *Cato Journal*. Vol. 21. No. 2.
26. Croushore D. (1993). Money in the Utility Function: Functional Equivalence to a Shopping-Time Model // *Journal of Macroeconomics*. Vol. 15. P. 175–182.

27. Cysne R.P., Turchick D. (2009). On the integrability of money-demand functions by the Sidrauski and the shopping-time models // *Journal of Banking & Finance*. Vol. 33. P. 1555–1562.
28. Davidson R., MacKinnon J.G. (1993). *Estimation and inference in econometrics*. Oxford University Press.
29. Dotsey M. (1984). An Investigation of Cash Management Practices and Their Effects on the Demand for Money // *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review* 70 (September/ October). P. 3–12.
30. Dotsey M. (1985). The Use of Electronic Funds Transfers to Capture the Effects of Cash Management Practices on the Demand for Demand Deposits: A Note // *The Journal of Finance*. Vol. 40 (5). P. 1493–1503.
31. Drehmann M., Charles Goodhart, Malte Krueger, Michele Boldrin, Andrew Rose (2002). The challenges facing currency usage: will the traditional transaction medium be able to resist competition from the new technologies? // *Economic Policy*. Vol. 17. No 34 (April). P. 193–227.
32. Duca J.V. (2000). Financial Technology Shocks and the Case of the Missing M2 // *Journal of Money, Credit, and Banking*. Vol. 32 (November). P. 820–839.
33. Duesenberry J.S. (1963). The Portfolio Approach to the Demand for Money and Other Assets // *Review of Economics and Statistics* 45 (February, supplement). P. 9–24.
34. Engle R.F., Granger C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing // *Econometrica*. Vol. 55. P. 251–276.
35. Enzler J., Lewis J., John Paulus (1976). Some Problems of Money Demand. *Brookings Papers on Economic Activity*. P. 261–280.
36. European Central Bank Oversight Division and Federal Reserve Bank of Kansas City Payments System Research Department. (2007). *Nonbanks in the Payments System: European and U.S. Perspectives*. Paper presented at the Federal Reserve Bank of Kansas City Conference on Nonbanks in the Payments System.
37. Fair R.C. (1987). International Evidence on the Demand for Money // *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 69. No. 3. P. 473–480.
38. Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review/Winter 1987-88. *Large Dollar Payment Flows from New York*.
39. Federal Reserve Bank of New York, July 2004. Sandy Krieger and Michele Braun. *Opportunities to Improve Payment Services: Results from a Survey of Large Corporations*.
40. Federal Reserve Bulletin, October 2008. Geoffrey R. Gerdes with assistance from Kathy C. Wang. *Recent Payment Trends in the United States*.

41. Feenstra R.C. (1986). Functional equivalence between liquidity costs and the utility of money // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 17. P. 271–291.
42. Friedman B.M. (1999). The Future of Monetary Policy: The Central Bank as an Army with Only a Signal Corps? // *International Finance*, Blackwell Publishing. Vol. 2(3). P. 321–338. November.
43. Friedman M. (1956). The Quantity Theory of Money, a Restatement, in *Studies in the Quantity Theory of Money*, ed. M. Friedman, Chicago, Ill.: University of Chicago Press.
44. Friedman M. (1959). The Demand for Money – Some Theoretical and Empirical Results // *Journal of Political Economy*. Vol. 67. P. 327–351.
45. Garcia G. (1977). A Note on Bank Credit Cards' Impact on Household Money Holdings // *Journal of Economics and Business* 29 (Winter). P. 152–54.
46. Gibson W.E. (1972). Demand and Supply Functions for Money in the United States: Theory and Measurement // *Econometrica*. Vol. 40. No. 2. P. 361–370.
47. Global Concepts (2002). Non-Bank Participation in the Payment System: An Assessment for the Kansas City Federal Reserve Bank, September.
48. Goldfeld S.M., Duesenberry J., Poole W. (1973). The Demand for Money Revisited // *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 1973. No. 3. P. 577–646. (Включая General Discussion).
49. Goldfeld S.M. (1976). The Case of the Missing Money // *Brookings Papers on Economic Activity*, Economic Studies Program, The Brookings Institution. Vol. 7. P. 683–740.
50. Goldfeld S.M., Daniel E. Sichel (1990). The Demand for Money // *Handbook of Monetary Economics*. Vol. I. Ed. by Benjamin M. Friedman and Frank H. Hahn (New York: North-Holland). P. 300–56.
51. Grandmont J.M., Younes Y. (1972). On the role of money and the existence of a monetary equilibrium // *Review of Economic Studies*. Vol. 39. P. 355–372.
52. Granger C.W.J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification // *Journal of Econometrics*, Elsevier. Vol. 16(1). P. 121–130, May.
53. Granger C.W.J. (1983). Co-integrated variables and error-correcting models. Unpublished Discussion Paper 83-13, University of California, San Diego.

54. Granger C.W.J., Newbold P. (1974). Spurious regressions in econometrics // *Journal of Econometrics*. Vol. 2. P. 111–120.
55. Guidotti P.E. (1993). Currency substitution and financial innovation. // *Journal of Money, Credit, and Banking*. Vol. 25. P. 109–124.
56. Hafer R.W. (1982). The demand for transactions deposits: Was there a shift in the relationship? // *Journal of Macroeconomics*, Elsevier. Vol. 4(3). P. 363–370.
57. Hendry D.F., Ericsson N.R. (1991). Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States // *European Economic Review*. Vol. 35. P. 833–866.
58. Hoffman D.L., Rasche R.H., Tieslau M.A. (1995). The stability of long-run money demand in five industrial countries // *Journal of Monetary Economics*, Elsevier. Vol. 35(2). P. 317–339. April.
59. Holman J.A. (1998). “GMM estimation of a money-in-the-utility-function model: the implications of functional forms // *Journal of Money, Credit, and Banking*. Vol. 30. P. 679–698.
60. Hueng C.J. (1999). Money Demand in an Open-Economy Shopping-Time Model: An Out-of-Sample-Prediction Application to Canada // *Journal of Economics and Business*. Vol. 51. P. 489–503.
61. Humphrey D.B., Berger A.N. (1990). Market Failure and Resource Use: Economic Incentives to Use Different Payment Instruments. In *The U.S. Payment System: Efficiency, Risk and the Role of the Federal Reserve*, Federal Reserve Bank of Richmond, Kluwer Academic Publishers. P. 45–86.
62. Ireland P.N. (1995). Endogenous Financial Innovation and the Demand for Money // *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing. Vol. 27(1). P. 107–23. February.
63. Johansen S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors // *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 12. P. 231–254.
64. Johansen S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models // *Econometrica*. Vol. 59. P. 1551–1580.
65. Kareken J.H., Neil Wallace (eds. 1980). *Models of monetary economies*. Federal Reserve Bank, Minneapolis, MN.
66. Karni E. (1974). The Value of Time and the Demand for Money // *Journal of Money, Credit and Banking* 6 (February). P. 45–64.
67. Keynes J.M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. New York: Harcourt, Brace.
68. Kimball R.C. (1980). Wire Transfer and the Demand for Money // *New England Economic Review* (March/April). P. 5–22.

69. Kiyotaki N., Randall Wright (1989). On Money as a Medium of Exchange // *Journal of Political Economy*. Vol. 97. P. 927–954.
70. Klee E. (2006). «Families' Use of Payment Instruments During a Decade of Change in the U.S. Payment System» Board of Governors of the Federal Reserve System. Feb 16.
71. Klee E. (2006). Paper or Plastic? The Effect of Time on the Use of Check and Debit Cards at Grocery Stores. Federal Reserve Board FEDS papers #2006-2, February 16.
72. Klein B. (1974). Competitive Interest Payments on Bank Deposits and the Long Run Demand for Money // *American Economic Review* 64 (December). P. 931–949.
73. Korhonen I., Mehrotra A. (2007). Money demand in post-crisis Russia: De-dollarisation and re-monetisation. BOFIT Discussion Papers.
74. Kydland F.E., Prescott E.C. (1977). Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans // *Journal of Political Economy*. Vol. 85. P. 473–91.
75. Kydland F.E., Prescott E.C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations // *Econometrica*. Vol. 50. P. 1345–70.
76. Laidler D. (1969). The Definition of Money: Theoretical and Empirical Problems // *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 1. No. 3. Conference of University Professors. P. 508–525.
77. Latzer M. (2005). (Project chair.) Institutional change in the payment systems by electronic money innovations: Implications for monetary policy // Research report. Vienna: Institute of Technology Assessment of the Austrian Academy of Science.
78. Lieberman C. (1977). The Transactions Demand for Money and Technological Change // *Review of Economics and Statistics* 59 (August). P. 307–317.
79. Loke Y.J.W.K. (2001). 'Recent trends in cashlessness in payments systems: Theory and evidence', Unpublished thesis submitted for PhD, Department of Economics, University of Essex (supervisor: Dr S. Markose).
80. Long J.B., Plosser C.I. (1983). Real business cycles // *Journal of Political Economy*. Vol. 91. P. 31–69.
81. Lucas R.E. (1975). An equilibrium model of the business cycle // *Journal of Political Economy*. Vol. 83. P. 1113–1144.
82. Lucas R.E. (1980). Equilibrium in a pure currency economy. In *Models of Monetary Economies* (ed. J. H. Karaken and N. Wallace). P. 131–45. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
83. Lucas R.E., Robert E. (1988). Money Demand in the United States: A Quantitative Review. In *Carnegie-Rochester Conference Series*

- on Public Policy 29, Karl Brunner and Bennett T. McCallum, eds. (Amsterdam: North-Holland). P. 137–168.
84. Lucas R.E., Nancy L. Stokey. (1983). Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 12. P. 55–93.
 85. Mankiw G., Lawrence Summers (1986). Money Demand and the Effects of Fiscal Policies // *Journal of Money, Credit and Banking*. P. 415–429.
 86. Marquis M.H., Witte W.E. (1989). Cash management and the demand for money by firms // *Journal of Macroeconomics*, Elsevier. Vol. 11(3). P. 333–350.
 87. McCallum B.T. (1989). *Monetary Economics: Theory and Policy*. Macmillan Publishing Company, New York.
 88. McCallum B.T., Goodfriend M.S. (1988). Theoretical analysis of the demand for money // *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond January/February 16–24.
 89. Mehra Y. (1978). Is money exogenous in money-demand equations? // *Journal of Political Economy*, April.
 90. Michael P., Nobay A.R., Peel D.A. (1994). The German hyperinflation and the demand for money revisited // *International Economic Review*. Vol. 35. P. 1–22.
 91. Milbourne R., Moore H.A. (1986). Some Statistical Evidence on the Effects of Financial Innovation // *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 68. Is. 3 P. 521–25.
 92. Miller S.M. (1986). Financial innovation, depository-institution deregulation, and the demand for money // *Journal of Macroeconomics*, Elsevier. Vol. 8(3). P. 279–296.
 93. Miller S.M. (1989). Money demand instability: has it ended? // *Economics Letters*, Elsevier. Vol. 30(4). P. 345–349. October.
 94. Mulligan C.B., Xavier Sala-I-Martin (1992). U.S. Money Demand: Surprising Cross-Sectional Estimates // *Brookings Papers on Economic Activity*, Economic Studies Program, The Brookings Institution. Vol. 23(1992-2). P. 285–343.
 95. Mulligan C.B., Xavier Sala-I-Martin (2000). Extensive Margins and the Demand for Money at Low Interest Rates // *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press. Vol. 108(5). P. 961–991. October.
 96. Nelson C.R., Plosser C.I. (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 10. P. 139–162.

97. Neumann E.L., Mary Beth Sullivan (2002). Banks Should Position Themselves to Dominate Emerging Payments Biz // *American Banker*. September 27. P. 9.
98. Newey W.K., West K.D. (1987). A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix // *Econometrica*. Vol. 55.
99. Oomes N., Ohnsorge F. (2005). Money demand and inflation in dollarized economies: The case of Russia // *Journal of Comparative Economics*. Vol. 33. P. 462–483.
100. Pacheco B.S. (2006). The U.S. Retail Payments System in Transition: Federal Reserve Initiatives. Payment System Research Briefing.
101. Patinkin D. (1965). *Money, Interest, and Prices: An Integration of Monetary and Value Theory*, 2nd edn. New York: Harper & Row.
102. Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis // *Econometrica*. Vol. 57. P. 1361–1401.
103. Perron P., Vogelsang T.J. (1992). Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity // *Journal of Business and Economics Statistics*. Vol. 10. P. 301–320.
104. Phillips Peter C.B., Loretan M. (1991). Estimating Long-run Economic Equilibria // *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing. Vol. 58(3). P. 407–436.
105. Porter R., Judson R. (1996). The location of US currency: How much is abroad? *Federal Reserve Bulletin*. October. P. 883–903.
106. Poterba J.M., Rotemberg J.J. (1986). Money in the Utility Function: An Empirical Implementation. Working papers 408, Massachusetts Institute of Technology (MIT), Department of Economics.
107. Ramsey F.P. (1928). A mathematical theory of saving // *The Economic Journal*. Vol. 38. P. 543–559.
108. Rogoff K. (1998). Blessing or Curse? Foreign and Underground Demand for Euro Notes // *Economic Policy* (April). P. 263–303.
109. Rosati, Bradford, Hayashi, Hung, Sullivan, Wang, Weiner (2007). Nonbanks and Risk in Retail Payments. Paper for presentation at the Joint ECB-Bank of England Conference on Payment Systems and Financial Stability.
110. Saikkonen P. (1991). Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration. Regressions // *Economic Theory*. Vol. 7. P. 1–21.
111. Samuelson P.A. (1958). An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money // *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press. Vol. 66. P. 467.

112. Saving T.R. (1971). Transactions costs and the demand for money // The American Economic Review. Vol. 61. P. 407–420.
113. Sidrauski M. (1967). Rational choice and patterns of growth in a monetary economy // American Economic Review. Vol. 57. P. 534–544.
114. Simpson T.D., Richard D.P. (1980). Some Issues Involving the Definition and Interpretation of the Monetary Aggregates. Federal Reserve Bank of Boston Conference Series 23 (October). P. 161–234.
115. Sims C.A. (1972). Money, Income, and Causality // American Economic Review, American Economic Association. Vol. 62(4). P. 540–552. September.
116. Snellman J., Vesala J., Humphrey D. (2001). Substitution of noncash payment instruments for cash in Europe // Journal of Financial Services Research. Vol. 19(2/3) (April/June). P. 131–145.
117. Stock J.H., Watson M.W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems // Econometrica. Vol. 61. No. 4. P. 783–820.
118. Sullivan R.J. (2004). 'Payment services and the evolution of Internet banking. Payments System Research Briefing (August). P. 1–4.
119. Teigen R.L. (1964). Demand and Supply Functions for Money in the United States: Some Structural Estimates // Econometrica. Vol. 32. No. 4. P. 476–509.
120. Teigen R.L. (1976). Demand and Supply Functions for Money: Another Look at Theory and Measurement // Econometrica. Vol. 44. No. 2. P. 377–385.
121. Tobin J. (1956). The Interest-Elasticity of Transactions Demand For Cash // The Review of Economics and Statistics. Vol. 38. No. 3. P. 241–247.
122. Vymyatnina Y. (2006). Monetary policy transmission and CBR monetary policy. In: Vinhas de Souza, Lúcio and Oleh Havrylyshyn (eds.), Return to Growth in CIS countries – Monetary Policy and Macroeconomic Framework. Springer, Berlin.
123. Walsh C.E. (2003). Monetary Theory and Policy, 2nd edn. Cambridge, MA: MIT Press.
124. Weiner S. (2004). A New Era. Payments System Research Briefing, Federal Reserve Bank of Kansas City, March.
125. Wells K.E. (1996). Are Checks Overused? // Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis. Vol. 20 (4). P. 2–12.
126. Wenninger R. (1986). Financial transactions and demand for M1, Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review/Summer.

127. Whalen E.L. (1966). A Rationalization of the Precautionary Demand for Cash // *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 80. No. 2. P. 314–324.
128. White H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity // *Econometrica*. Vol. 48. P. 817–838.
129. White K.J. (1976). The Effect of Bank Credit Cards on the Household Transactions Demand for Money // *Journal of Money, Credit, and Banking* 8 (February). P. 51–61.
130. Wickens M. (2008). *Macroeconomic Theory: A Dynamic General Equilibrium Approach*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
131. Williamson S.D., Wright Randall. (2010). *New Monetarist Economics: Methods*, MPRA Paper 21486, University Library of Munich, Germany.
132. Zarembka P. (1968). Functional Form in the Demand for Money // *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 63. No. 322. P. 502–511.
133. Банк России (2010). *Обзор российского рынка платежных карт за 2009 год*. М.
134. Вербик М. (2008). *Путеводитель по современной эконометрике*. М.: Научная книга.
135. Дробышевский С., Козловская А. (2002). *Внутренние аспекты денежно-кредитной политики России*. Научные труды ИЭПП, №45Р. М.: ИЭПП.
136. Дробышевский С. [и др.] (2010). *Моделирование спроса на деньги в российской экономике в 1999–2008 гг.; под ред. С.Г. Синельникова-Мурылева*. М.: ИЭПП. (Научные труды / Ин-т экономики переходного периода; №136Р).
137. Фридман М. (1996). *Количественная теория денег*. М.: Эльф-пресс.
138. Центр стратегических разработок, Доклад «Рынок безналичных розничных платежей в России: выгоды и перспективы развития», 2009, www.csr.ru.

Приложения

Приложение А

Таблица А-1

Коррелограмма ряда LNM0

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.946	0.946	59.106	0.000
. *****	. .	2	0.900	0.053	113.54	0.000
. *****	. .	3	0.857	-0.001	163.62	0.000
. *****	. .	4	0.817	0.022	210.00	0.000
. *****	. .	5	0.777	-0.028	252.59	0.000
. *****	. .	6	0.740	0.013	291.91	0.000
. *****	.* .	7	0.698	-0.063	327.50	0.000
. *****	. .	8	0.655	-0.042	359.40	0.000
. *****	.* .	9	0.606	-0.077	387.26	0.000
. ****	. .	10	0.565	0.024	411.90	0.000
. ****	. .	11	0.520	-0.048	433.21	0.000
. ****	. .	12	0.474	-0.056	451.24	0.000
. ***	.* .	13	0.422	-0.081	465.83	0.000
. ***	. .	14	0.372	-0.031	477.42	0.000
. **	. .	15	0.324	-0.018	486.36	0.000
. **	. .	16	0.280	-0.001	493.17	0.000
. **	.* .	17	0.231	-0.068	497.92	0.000
. *	. .	18	0.188	0.006	501.14	0.000
. *	. .	19	0.143	-0.039	503.03	0.000
. *	. .	20	0.102	0.002	504.02	0.000
. .	.* .	21	0.058	-0.059	504.34	0.000
. .	. .	22	0.019	0.001	504.38	0.000
. .	. .	23	-0.019	-0.018	504.42	0.000
. .	. .	24	-0.054	-0.003	504.72	0.000
.* .	. .	25	-0.090	-0.041	505.60	0.000
.* .	. .	26	-0.124	-0.021	507.29	0.000
.* .	. .	27	-0.155	-0.014	510.04	0.000
.* .	. .	28	-0.185	-0.022	514.04	0.000

Таблица А-2

Коррелограмма ряда LNM1

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 62

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.954	0.954	59.175	0.000
. *****	. .	2	0.909	-0.003	113.87	0.000
. *****	. .	3	0.867	-0.004	164.39	0.000
. *****	. .	4	0.824	-0.026	210.82	0.000
. *****	. .	5	0.782	-0.013	253.37	0.000
. *****	. .	6	0.739	-0.036	292.04	0.000
. *****	. .	7	0.695	-0.033	326.87	0.000
. *****	.* .	8	0.648	-0.058	357.75	0.000
. *****	. .	9	0.601	-0.035	384.80	0.000
. ****	. .	10	0.555	-0.025	408.27	0.000
. ****	. .	11	0.508	-0.026	428.37	0.000
. ***	.* .	12	0.458	-0.075	445.03	0.000
. ***	.* .	13	0.406	-0.059	458.37	0.000
. ***	. .	14	0.354	-0.038	468.72	0.000
. **	. .	15	0.305	0.000	476.58	0.000
. **	. .	16	0.256	-0.044	482.22	0.000
. **	. .	17	0.209	-0.008	486.08	0.000
. *	. .	18	0.163	-0.027	488.49	0.000
. *	. .	19	0.121	0.006	489.85	0.000
. *	. .	20	0.079	-0.037	490.44	0.000
. .	. .	21	0.040	-0.000	490.59	0.000
. .	. .	22	0.004	-0.005	490.59	0.000
. .	. .	23	-0.030	-0.004	490.68	0.000
.* .	. .	24	-0.065	-0.047	491.12	0.000
.* .	. .	25	-0.097	-0.006	492.14	0.000
.* .	. .	26	-0.128	-0.030	493.95	0.000
.* .	. .	27	-0.158	-0.026	496.79	0.000
** .	.* .	28	-0.190	-0.066	501.01	0.000

Коррелограмма ряда LNM2

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.950	0.950	59.603	0.000
. *****	. .	2	0.906	0.033	114.66	0.000
. *****	. .	3	0.862	-0.017	165.33	0.000
. *****	. .	4	0.820	0.003	212.01	0.000
. *****	. .	5	0.780	-0.009	254.93	0.000
. *****	. .	6	0.740	-0.013	294.28	0.000
. *****	. .	7	0.700	-0.031	330.06	0.000
. *****	. .	8	0.656	-0.052	362.13	0.000
. *****	. * .	9	0.610	-0.061	390.34	0.000
. ****	. .	10	0.565	-0.017	415.01	0.000
. ****	. .	11	0.519	-0.041	436.22	0.000
. ****	. .	12	0.472	-0.044	454.12	0.000
. ****	. .	13	0.423	-0.053	468.80	0.000
. ****	. .	14	0.374	-0.042	480.50	0.000
. **	. .	15	0.324	-0.049	489.45	0.000
. **	. .	16	0.276	-0.011	496.09	0.000
. **	. .	17	0.229	-0.031	500.75	0.000
. *	. .	18	0.185	-0.003	503.86	0.000
. *	. .	19	0.141	-0.028	505.73	0.000
. *	. .	20	0.100	-0.016	506.67	0.000
. .	. .	21	0.059	-0.022	507.01	0.000
. .	. .	22	0.021	-0.003	507.05	0.000
. .	. .	23	-0.015	-0.017	507.08	0.000
. .	. .	24	-0.050	-0.016	507.34	0.000
. * .	. .	25	-0.084	-0.030	508.10	0.000
. * .	. .	26	-0.117	-0.026	509.62	0.000
. * .	. .	27	-0.150	-0.028	512.17	0.000
. * .	. .	28	-0.180	-0.017	515.95	0.000

Таблица А-4

Коррелограмма ряда LNBROADM

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.953	0.953	59.937	0.000
. *****	. .	2	0.909	0.017	115.41	0.000
. *****	. .	3	0.865	-0.024	166.49	0.000
. *****	. .	4	0.822	-0.015	213.41	0.000
. *****	. .	5	0.779	-0.022	256.28	0.000
. *****	. .	6	0.737	-0.019	295.27	0.000
. *****	. .	7	0.692	-0.045	330.33	0.000
. *****	. .	8	0.647	-0.041	361.47	0.000
. *****	. .	9	0.600	-0.040	388.77	0.000
. ****	. .	10	0.554	-0.025	412.48	0.000
. ****	. .	11	0.507	-0.041	432.71	0.000
. ***	. .	12	0.459	-0.039	449.62	0.000
. ***	. .	13	0.410	-0.049	463.38	0.000
. ***	. .	14	0.360	-0.046	474.19	0.000
. **	. .	15	0.312	-0.017	482.47	0.000
. **	. .	16	0.266	-0.005	488.64	0.000
. **	. .	17	0.222	-0.023	493.02	0.000
. *	. .	18	0.179	-0.010	495.95	0.000
. *	. .	19	0.138	-0.029	497.71	0.000
. *	. .	20	0.098	-0.012	498.62	0.000
. .	. .	21	0.059	-0.017	498.97	0.000
. .	. .	22	0.023	-0.012	499.02	0.000
. .	. .	23	-0.011	-0.018	499.03	0.000
. .	. .	24	-0.044	-0.019	499.24	0.000
.* .	. .	25	-0.077	-0.024	499.87	0.000
.* .	. .	26	-0.108	-0.028	501.16	0.000
.* .	. .	27	-0.138	-0.030	503.34	0.000
.* .	. .	28	-0.167	-0.024	506.61	0.000

Коррелограмма ряда LNP

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.941	0.941	58.447	0.000
. *****	. .	2	0.886	0.011	111.16	0.000
. *****	. .	3	0.834	-0.006	158.65	0.000
. *****	. .	4	0.785	-0.001	201.41	0.000
. *****	. .	5	0.737	-0.011	239.81	0.000
. *****	. .	6	0.690	-0.026	274.00	0.000
. *****	. .	7	0.640	-0.043	303.99	0.000
. *****	. .	8	0.591	-0.028	330.02	0.000
. *****	. .	9	0.542	-0.029	352.32	0.000
. *****	. .	10	0.492	-0.040	371.05	0.000
. ***	. .	11	0.441	-0.051	386.35	0.000
. ***	. .	12	0.388	-0.050	398.41	0.000
. ***	. .	13	0.333	-0.052	407.49	0.000
. **	. *	14	0.275	-0.077	413.79	0.000
. **	. *	15	0.229	0.066	418.27	0.000
. *	. .	16	0.191	0.035	421.47	0.000
. *	. .	17	0.158	0.017	423.70	0.000
. *	. .	18	0.127	-0.009	425.16	0.000
. *	. .	19	0.096	-0.013	426.01	0.000
. *	. .	20	0.066	-0.014	426.42	0.000
. .	. .	21	0.036	-0.028	426.55	0.000
. .	. .	22	0.007	-0.026	426.55	0.000
. .	. .	23	-0.021	-0.026	426.60	0.000
. .	. .	24	-0.048	-0.018	426.84	0.000
. *	. .	25	-0.072	-0.017	427.40	0.000
. *	. .	26	-0.096	-0.027	428.41	0.000
. *	. .	27	-0.120	-0.042	430.04	0.000
. *	. .	28	-0.142	-0.035	432.40	0.000

Таблица А-6

Коррелограмма ряда LNRGDP

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.888	0.888	52.131	0.000
. *****	. .	2	0.790	0.005	94.072	0.000
. *****	. *****	3	0.842	0.661	142.51	0.000
. *****	. .	4	0.878	0.061	196.07	0.000
. *****	*** .	5	0.764	-0.424	237.26	0.000
. *****	.* .	6	0.667	-0.140	269.21	0.000
. *****	. .	7	0.707	0.127	305.77	0.000
. *****	. .	8	0.727	0.052	345.09	0.000
. *****	** .	9	0.604	-0.234	372.72	0.000
. ****	** .	10	0.495	-0.218	391.65	0.000
. ****	. .	11	0.516	-0.034	412.65	0.000
. ****	. .	12	0.522	0.075	434.56	0.000
. ***	. .	13	0.401	-0.025	447.74	0.000
. **	.* .	14	0.298	-0.075	455.14	0.000
. **	.* .	15	0.312	-0.087	463.46	0.000
. **	. .	16	0.309	-0.022	471.78	0.000
. * .	. .	17	0.190	-0.017	474.99	0.000
. * .	. .	18	0.092	-0.003	475.77	0.000
. * .	. .	19	0.112	0.045	476.92	0.000
. * .	. .	20	0.114	0.016	478.16	0.000
. .	. .	21	0.009	-0.011	478.17	0.000
.* .	. .	22	-0.076	-0.037	478.74	0.000
. .	. .	23	-0.051	0.019	479.01	0.000
. .	. .	24	-0.044	0.016	479.21	0.000
.* .	. .	25	-0.140	-0.027	481.31	0.000
** .	.* .	26	-0.215	-0.075	486.41	0.000
.* .	.* .	27	-0.188	-0.077	490.44	0.000
.* .	. .	28	-0.181	-0.047	494.27	0.000

Коррелограмма ряда МВС

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.618	0.618	25.196	0.000
. *****	. **	2	0.531	0.241	44.107	0.000
. **	. * .	3	0.312	-0.147	50.747	0.000
. **	. * .	4	0.287	0.098	56.446	0.000
. **	. * .	5	0.259	0.118	61.170	0.000
. **	. .	6	0.227	-0.021	64.865	0.000
. * .	. .	7	0.186	-0.017	67.400	0.000
. * .	. * .	8	0.179	0.071	69.793	0.000
. * .	. .	9	0.176	0.045	72.142	0.000
. * .	. .	10	0.176	0.009	74.530	0.000
. **	. * .	11	0.212	0.101	78.063	0.000
. **	. * .	12	0.275	0.159	84.152	0.000
. **	. * .	13	0.310	0.066	92.037	0.000
. **	. .	14	0.323	0.037	100.78	0.000
. * .	** .	15	0.152	-0.244	102.75	0.000
. .	. * .	16	0.043	-0.161	102.91	0.000
. .	. .	17	-0.007	0.048	102.91	0.000
. .	. .	18	-0.014	-0.018	102.93	0.000
. .	. * .	19	-0.022	-0.074	102.98	0.000
. .	. .	20	-0.044	-0.014	103.16	0.000
. .	. .	21	-0.055	0.017	103.45	0.000
. * .	. .	22	-0.064	-0.048	103.86	0.000
. .	. .	23	-0.052	-0.022	104.13	0.000
. * .	. .	24	-0.060	-0.032	104.51	0.000
. * .	. * .	25	-0.061	-0.075	104.91	0.000
. * .	. * .	26	-0.070	-0.071	105.46	0.000
. * .	. .	27	-0.064	0.017	105.93	0.000
. * .	. .	28	-0.082	0.022	106.71	0.000

Таблица А-8

Коррелограмма ряда DEPOSIT

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.819	0.819	44.313	0.000
. *****	. * .	2	0.649	-0.066	72.598	0.000
. ****	. * .	3	0.575	0.191	95.183	0.000
. ****	. * .	4	0.486	-0.092	111.56	0.000
. ***	. * .	5	0.417	0.073	123.82	0.000
. ***	. * .	6	0.350	-0.067	132.61	0.000
. **	. * .	7	0.253	-0.095	137.31	0.000
. * .	. .	8	0.189	0.021	139.98	0.000
. * .	. .	9	0.155	0.010	141.81	0.000
. * .	. .	10	0.136	0.056	143.23	0.000
. * .	. .	11	0.125	0.015	144.46	0.000
. * .	. * .	12	0.128	0.067	145.77	0.000
. * .	. .	13	0.131	0.015	147.17	0.000
. * .	. .	14	0.138	0.034	148.75	0.000
. * .	. * .	15	0.117	-0.089	149.93	0.000
. .	. * .	16	0.060	-0.119	150.24	0.000
. .	. * .	17	0.005	-0.069	150.24	0.000
. .	. .	18	-0.023	0.002	150.29	0.000
. .	. .	19	-0.039	0.014	150.43	0.000
. .	. .	20	-0.054	0.011	150.70	0.000
. * .	. .	21	-0.074	0.002	151.24	0.000
. * .	. .	22	-0.085	0.029	151.97	0.000
. * .	. .	23	-0.093	-0.022	152.85	0.000
. * .	. .	24	-0.096	-0.023	153.81	0.000
. * .	. .	25	-0.098	-0.043	154.85	0.000
. * .	. .	26	-0.103	-0.031	156.01	0.000
. * .	. .	27	-0.108	-0.027	157.33	0.000
. * .	. .	28	-0.113	-0.022	158.83	0.000

Коррелограмма ряда CREDIT

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.862	0.862	49.103	0.000
. *****	. * .	2	0.714	-0.115	83.325	0.000
. *****	. * .	3	0.606	0.074	108.40	0.000
. *****	. * .	4	0.495	-0.096	125.40	0.000
. ***	. .	5	0.394	-0.009	136.38	0.000
. **	. * .	6	0.291	-0.097	142.45	0.000
. **	. .	7	0.205	0.009	145.52	0.000
. * .	. * .	8	0.167	0.100	147.59	0.000
. * .	. .	9	0.151	0.050	149.33	0.000
. * .	. * .	10	0.156	0.081	151.20	0.000
. * .	. .	11	0.169	0.030	153.46	0.000
. * .	. .	12	0.188	0.042	156.29	0.000
. * .	. .	13	0.193	-0.051	159.34	0.000
. * .	. .	14	0.178	-0.056	161.97	0.000
. * .	. .	15	0.150	-0.043	163.90	0.000
. * .	. .	16	0.120	-0.013	165.15	0.000
. * .	. .	17	0.085	-0.012	165.79	0.000
. .	. .	18	0.056	0.026	166.08	0.000
. .	. .	19	0.026	-0.010	166.14	0.000
. .	. .	20	-0.004	-0.017	166.14	0.000
. .	. .	21	-0.030	-0.038	166.22	0.000
. .	. .	22	-0.048	-0.021	166.46	0.000
. * .	. .	23	-0.060	-0.023	166.83	0.000
. * .	. .	24	-0.069	-0.022	167.34	0.000
. * .	. .	25	-0.079	-0.020	168.01	0.000
. * .	. .	26	-0.088	-0.012	168.88	0.000
. * .	. .	27	-0.099	-0.018	169.99	0.000
. * .	. .	28	-0.108	-0.012	171.35	0.000

Таблица А-10

Коррелограмма ряда DKYRS

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *.	. *.	1	0.158	0.158	1.6499	0.199
. .	. .	2	0.065	0.042	1.9377	0.380
. .	. .	3	-0.022	-0.040	1.9709	0.578
. .	. .	4	-0.002	0.004	1.9713	0.741
. .	. .	5	0.017	0.021	1.9926	0.850
. .	. .	6	0.010	0.003	1.9996	0.920
. .	. .	7	-0.029	-0.034	2.0593	0.956
. .	. .	8	-0.004	0.006	2.0605	0.979
. .	. .	9	0.006	0.011	2.0634	0.990
. .	. .	10	0.007	0.002	2.0675	0.996
. .	. .	11	-0.009	-0.012	2.0740	0.998
. .	. .	12	-0.029	-0.025	2.1415	0.999
. *.	. .	13	-0.060	-0.052	2.4410	0.999
. *.	. **.	14	0.189	0.215	5.4390	0.979
. .	. .	15	0.024	-0.037	5.4866	0.987
. .	. .	16	0.007	-0.021	5.4903	0.993
. .	. .	17	-0.020	-0.003	5.5242	0.996
. .	. .	18	-0.020	-0.013	5.5619	0.998
. .	. .	19	-0.030	-0.035	5.6475	0.999
. .	. .	20	-0.015	-0.011	5.6679	0.999
. .	. .	21	-0.044	-0.027	5.8547	1.000
. .	. .	22	-0.037	-0.026	5.9894	1.000
. .	. .	23	-0.010	0.003	5.9990	1.000
. .	. .	24	-0.018	-0.020	6.0327	1.000
. .	. .	25	-0.047	-0.049	6.2676	1.000
. .	. .	26	-0.016	0.009	6.2944	1.000
. .	. .	27	-0.002	0.037	6.2949	1.000
. .	. *.	28	-0.022	-0.081	6.3535	1.000

Таблица А-11

Коррелограмма ряда INFL

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. ****	. ****	1	0.484	0.484	15.487	0.000
. **	. .	2	0.244	0.013	19.499	0.000
. *	. .	3	0.107	-0.020	20.287	0.000
. .	. .	4	0.030	-0.022	20.350	0.000
. .	. * .	5	-0.044	-0.062	20.484	0.001
. .	. .	6	-0.049	-0.000	20.659	0.002
. .	. * .	7	0.013	0.069	20.672	0.004
. .	. * .	8	-0.023	-0.063	20.713	0.008
. .	. .	9	-0.029	-0.009	20.776	0.014
. .	. .	10	0.001	0.029	20.776	0.023
. .	. .	11	0.058	0.064	21.039	0.033
. * .	. * .	12	0.103	0.070	21.885	0.039
. **	. * .	13	0.231	0.190	26.255	0.016
. ****	. ***	14	0.460	0.353	43.907	0.000
. **	** .	15	0.214	-0.233	47.832	0.000
. * .	. .	16	0.112	0.006	48.925	0.000
. .	. .	17	0.039	-0.004	49.058	0.000
. .	. .	18	-0.005	-0.016	49.060	0.000
. .	. .	19	-0.031	0.044	49.149	0.000
. .	. .	20	-0.019	0.013	49.184	0.000
. .	. .	21	0.001	-0.047	49.185	0.000
. .	. .	22	-0.021	0.006	49.227	0.001
. .	. .	23	-0.009	0.026	49.234	0.001
. .	. .	24	0.006	-0.000	49.239	0.002
. .	. * .	25	-0.017	-0.088	49.271	0.003
. .	. * .	26	-0.051	-0.081	49.559	0.004
. .	. * .	27	-0.046	-0.135	49.797	0.005
. .	** .	28	-0.041	-0.208	49.991	0.006

Приложение В

Таблица В-1

Результаты оценки уравнения (71)

Dependent Variable: LNM0

Method: Least Squares

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-20.29121	0.905157	-22.41732	0.0000
LNP	0.816336	0.034536	23.63702	0.0000
LNRGDP	3.105891	0.118643	26.17841	0.0000
INFL	-1.634612	0.226551	-7.215193	0.0000
D1	0.378913	0.039359	9.627045	0.0000
D2	0.274120	0.034850	7.865728	0.0000
D3	-0.112286	0.032439	-3.461425	0.0010
CRISIS98	0.715116	0.098388	7.268323	0.0000
R-squared	0.996403	Mean dependent var		6.489559
Adjusted R-squared	0.995946	S.D. dependent var		1.412057
S.E. of regression	0.089912	Akaike info criterion		-1.861806
Sum squared resid	0.444628	Schwarz criterion		-1.589662
Log likelihood	66.64690	F-statistic		2176.703
Durbin-Watson stat	1.549707	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица В-2

Результаты оценки уравнения (72)

Dependent Variable: LNM0

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995Q2 2010Q3

Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-20.47257	0.821390	-24.92429	0.0000
LNP	0.793283	0.031450	25.22340	0.0000
LNRGDP	3.135303	0.107526	29.15847	0.0000
INFL	-1.811006	0.274855	-6.588947	0.0000
D1	0.378913	0.035198	10.76514	0.0000
D2	0.294535	0.031578	9.327259	0.0000
D3	-0.117652	0.029019	-4.054348	0.0002

Таблица В-2, окончание

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS98	0.685537	0.100835	6.798589	0.0000
DELTAINFL	0.655160	0.164694	3.978050	0.0002
R-squared	0.997024	Mean dependent var		6.536775
Adjusted R-squared	0.996574	S.D. dependent var		1.372531
S.E. of regression	0.080332	Akaike info criterion		-2.071815
Sum squared resid	0.342022	Schwarz criterion		-1.763037
Log likelihood	73.22626	F-statistic		2219.278
Durbin-Watson stat	1.334532	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица В-3

Коррелограмма и результаты теста Люнга–Бокса для остатков долгосрочного коинтеграционного соотношения (72)

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 62

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	0.176	0.176	2.0181	0.155
. .	. .	2	-0.005	-0.038	2.0200	0.364
. .	. .	3	-0.030	-0.023	2.0802	0.556
. * .	. * .	4	0.088	0.101	2.6129	0.625
** .	** .	5	-0.224	-0.271	6.1202	0.295
. ** .	. *** .	6	0.209	0.347	9.2236	0.161
. .	. * .	7	0.035	-0.135	9.3124	0.231
. .	. * .	8	0.039	0.071	9.4231	0.308
. * .	. * .	9	-0.186	-0.176	12.021	0.212
. .	. .	10	-0.004	-0.042	12.023	0.284
. * .	. .	11	-0.123	0.035	13.200	0.280
. .	. * .	12	-0.005	-0.122	13.201	0.355
. * .	. * .	13	-0.179	-0.093	15.806	0.260
. .	. * .	14	-0.043	-0.110	15.959	0.316
. * .	. * .	15	-0.169	-0.079	18.373	0.244
. * .	. * .	16	-0.083	-0.073	18.962	0.271
. * .	. .	17	-0.081	0.003	19.541	0.298
. .	. * .	18	-0.045	-0.188	19.727	0.348
. * .	. .	19	-0.159	-0.047	22.059	0.281
. * .	. * .	20	-0.065	-0.124	22.452	0.316

Таблица В-3, окончание

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	21	-0.029	0.025	22.535	0.369
. .	* .	22	-0.021	-0.089	22.581	0.426
. .	. .	23	0.060	0.053	22.945	0.464
. .	* .	24	0.037	-0.105	23.089	0.515
. .	. .	25	0.017	0.019	23.119	0.571
. .	. .	26	0.036	0.016	23.266	0.618
. .	* .	27	0.060	-0.072	23.679	0.648
. .	* .	28	-0.040	-0.067	23.866	0.689

Таблица В-4

Результаты оценки уравнения (73)

Dependent Variable: LNM1

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995Q2 2010Q3

Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-19.83176	0.918443	-21.59280	0.0000
LNP	0.837553	0.034630	24.18581	0.0000
LNRGDP	3.128892	0.120145	26.04264	0.0000
INFL	-1.587717	0.301048	-5.273970	0.0000
D1	0.399374	0.039395	10.13777	0.0000
D2	0.272454	0.034862	7.815152	0.0000
D3	-0.117624	0.032446	-3.625243	0.0006
CRISIS98	0.629393	0.112767	5.581341	0.0000
R-squared	0.996330	Mean dependent var		7.227140
Adjusted R-squared	0.995855	S.D. dependent var		1.396490
S.E. of regression	0.089910	Akaike info criterion		-1.860094
Sum squared resid	0.436528	Schwarz criterion		-1.585625
Log likelihood	65.66293	F-statistic		2094.556
Durbin-Watson stat	1.277990	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица В-5

Результаты оценки уравнения (74)

Dependent Variable: LNM1

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995Q2 2010Q3

Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-19.97405	0.813827	-24.54336	0.0000
LNP	0.815274	0.031161	26.16354	0.0000
LNRGDP	3.153502	0.106536	29.60027	0.0000
INFL	-1.811148	0.272324	-6.650702	0.0000
D1	0.398964	0.034874	11.44014	0.0000
D2	0.292965	0.031287	9.363755	0.0000
D3	-0.122790	0.028752	-4.270719	0.0001
CRISIS98	0.613408	0.099907	6.139798	0.0000
DELTAINFL	0.650829	0.163177	3.988472	0.0002
R-squared	0.997178	Mean dependent var		7.227140
Adjusted R-squared	0.996752	S.D. dependent var		1.396490
S.E. of regression	0.079592	Akaike info criterion		-2.090315
Sum squared resid	0.335753	Schwarz criterion		-1.781538
Log likelihood	73.79978	F-statistic		2340.693
Durbin-Watson stat	1.162168	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица В-6

Результаты оценки уравнения (75)

Dependent Variable: LNREALM1

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995Q2 2010Q3

Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-16.82980	0.480325	-35.03838	0.0000
LNRGDP	2.717420	0.058414	46.51963	0.0000
INFL	-0.706778	0.208328	-3.392623	0.0013
D1	0.289345	0.034519	8.382325	0.0000
D2	0.205146	0.033687	6.089691	0.0000
D3	-0.109384	0.033249	-3.289797	0.0018
CRISIS98R	0.317447	0.055478	5.722000	0.0000

Таблица В-6, окончание

Variable	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -Statistic	Prob.
<i>R</i> -squared	0.980578	Mean dependent var		5.235910
Adjusted <i>R</i> -squared	0.978460	S.D. dependent var		0.629548
S.E. of regression	0.092396	Akaike info criterion		-1.819458
Sum squared resid	0.469538	Schwarz criterion		-1.579297
Log likelihood	63.40319	<i>F</i> -statistic		462.8184
Durbin-Watson stat	0.884334	Prob(<i>F</i> -statistic)		0.000000

Таблица В-7

Результаты оценки уравнения (77)

Dependent Variable: LNREALM1

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995Q2 2010Q3

Included observations: 62 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -Statistic	Prob.
C	-16.56218	1.016700	-16.29013	0.0000
LNRGDP	2.685568	0.121548	22.09466	0.0000
INFL	-0.830105	0.234868	-3.534350	0.0008
D1	0.282804	0.036338	7.782545	0.0000
D2	0.214509	0.024531	8.744350	0.0000
D3	-0.111418	0.019622	-5.678149	0.0000
CRISIS98R	0.298181	0.038148	7.816381	0.0000
DELTAINFL	0.395562	0.127775	3.095761	0.0031
<i>R</i> -squared	0.982149	Mean dependent var		5.235910
Adjusted <i>R</i> -squared	0.979835	S.D. dependent var		0.629548
S.E. of regression	0.089398	Akaike info criterion		-1.871527
Sum squared resid	0.431566	Schwarz criterion		-1.597058
Log likelihood	66.01733	<i>F</i> -statistic		424.4366
Durbin-Watson stat	0.758355	Prob(<i>F</i> -statistic)		0.000000

Таблица В-8

Результаты оценки уравнения (77)

Dependent Variable: LNM2

Method: Least Squares

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-24.37968	0.999326	-24.39612	0.0000
LNP	0.753637	0.038129	19.76529	0.0000
LNRGDP	3.756137	0.130986	28.67578	0.0000
INFL	-1.653634	0.250121	-6.611342	0.0000
D1	0.526801	0.043454	12.12321	0.0000
D2	0.354234	0.038476	9.206709	0.0000
D3	-0.101902	0.035814	-2.845306	0.0062
CRISIS98	0.692379	0.108624	6.374092	0.0000
R-squared	0.996143	Mean dependent var		7.595022
Adjusted R-squared	0.995652	S.D. dependent var		1.505395
S.E. of regression	0.099266	Akaike info criterion		-1.663862
Sum squared resid	0.541955	Schwarz criterion		-1.391718
Log likelihood	60.41165	F-statistic		2029.157
Durbin-Watson stat	1.186936	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица В-9

Результаты оценки уравнения (78)

Dependent Variable: LNM2

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995Q2 2010Q3

Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-24.55529	0.941651	-26.07683	0.0000
LNP	0.731708	0.036055	20.29424	0.0000
LNRGDP	3.784472	0.123269	30.70081	0.0000
INFL	-1.816484	0.315097	-5.764838	0.0000
D1	0.526840	0.040352	13.05625	0.0000
D2	0.373580	0.036201	10.31955	0.0000
D3	-0.107009	0.033268	-3.216615	0.0022

Таблица В-9, окончание

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS98	0.663064	0.115599	5.735909	0.0000
DELTAINFL	0.621587	0.188807	3.292184	0.0018
R-squared	0.996591	Mean dependent var		7.642109
Adjusted R-squared	0.996076	S.D. dependent var		1.470167
S.E. of regression	0.092094	Akaike info criterion		-1.798541
Sum squared resid	0.449506	Schwarz criterion		-1.489764
Log likelihood	64.75478	F-statistic		1936.559
Durbin-Watson stat	0.976428	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица В-10

Результаты оценки уравнения (80)

Dependent Variable: LNBROADM

Method: Least Squares

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-18.93903	0.667331	-28.38028	0.0000
LNP	0.876116	0.024904	35.17917	0.0000
LNRGDP	3.079975	0.087261	35.29610	0.0000
INFL	-0.957782	0.163310	-5.864795	0.0000
D1	0.426328	0.028451	14.98463	0.0000
D2	0.287318	0.025151	11.42384	0.0000
D3	-0.081386	0.023383	-3.480560	0.0010
CRISIS98	0.470397	0.070901	6.634523	0.0000
CRISIS09	0.247962	0.028120	8.818020	0.0000
R-squared	0.998320	Mean dependent var		7.835262
Adjusted R-squared	0.998071	S.D. dependent var		1.474990
S.E. of regression	0.064776	Akaike info criterion		-2.504212
Sum squared resid	0.226577	Schwarz criterion		-2.198050
Log likelihood	87.88267	F-statistic		4011.683
Durbin-Watson stat	1.653025	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица В-11

Результаты оценки уравнения (81)

Dependent Variable: LNBROADM

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995Q2 2010Q3

Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-18.99096	0.603526	-31.46665	0.0000
LNP	0.860450	0.022634	38.01507	0.0000
LNRGDP	3.091540	0.078823	39.22126	0.0000
INFL	-1.165262	0.197652	-5.895520	0.0000
D1	0.425390	0.025387	16.75654	0.0000
D2	0.302219	0.022732	13.29512	0.0000
D3	-0.084887	0.020870	-4.067410	0.0002
CRISIS98	0.471185	0.072507	6.498498	0.0000
CRISIS08	0.251064	0.025081	10.00994	0.0000
DELTAINFL	0.471136	0.118448	3.977567	0.0002
R-squared	0.998636	Mean dependent var		7.879783
Adjusted R-squared	0.998400	S.D. dependent var		1.443723
S.E. of regression	0.057746	Akaike info criterion		-2.718832
Sum squared resid	0.173400	Schwarz criterion		-2.375746
Log likelihood	94.28379	F-statistic		4230.745
Durbin-Watson stat	1.734448	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица В-12

Результаты оценки уравнения (82)

Dependent Variable: LNREALBROADM

Method: Least Squares

Sample: 1995Q1 2010Q3

Included observations: 63

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-16.76751	0.380754	-44.03769	0.0000
LNRGDP	2.782846	0.046518	59.82307	0.0000
INFL	-0.313075	0.120456	-2.599075	0.0120
D1	0.326311	0.025250	12.92306	0.0000
D2	0.220946	0.024706	8.942899	0.0000
D3	-0.092558	0.024183	-3.827443	0.0003

Таблица В-12, окончание

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS98R	0.227635	0.038599	5.897355	0.0000
CRISIS08	0.254843	0.030142	8.454624	0.0000
R-squared	0.991267	Mean dependent var		5.875639
Adjusted R-squared	0.990156	S.D. dependent var		0.676486
S.E. of regression	0.067120	Akaike info criterion		-2.446494
Sum squared resid	0.247782	Schwarz criterion		-2.174350
Log likelihood	85.06455	F-statistic		891.8540
Durbin-Watson stat	0.881383	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица В-13

Результаты оценки уравнения (83)

Dependent Variable: LNREALBROADM

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995Q2 2010Q3

Included observations: 62 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-16.58083	0.833010	-19.90473	0.0000
LNRGDP	2.760469	0.100204	27.54842	0.0000
INFL	-0.369733	0.176902	-2.090038	0.0414
D1	0.322582	0.024991	12.90780	0.0000
D2	0.227798	0.014582	15.62138	0.0000
D3	-0.094128	0.014547	-6.470805	0.0000
CRISIS98R	0.209510	0.034701	6.037551	0.0000
CRISIS08	0.256328	0.020461	12.52786	0.0000
DELTAINFL	0.284282	0.096794	2.936984	0.0049
R-squared	0.991789	Mean dependent var		5.888554
Adjusted R-squared	0.990549	S.D. dependent var		0.674132
S.E. of regression	0.065535	Akaike info criterion		-2.478974
Sum squared resid	0.227629	Schwarz criterion		-2.170196
Log likelihood	85.84819	F-statistic		800.1993
Durbin-Watson stat	0.760504	Prob(F-statistic)		0.000000

Приложение С

Таблица С-1

Результаты оценки уравнения (84)

Dependent Variable: LNM0

Method: Least Squares

Sample: 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-14.99972	1.233855	-12.15679	0.0000
LNP	1.341907	0.113862	11.78542	0.0000
LNRGDP	2.315895	0.173192	13.37180	0.0000
MBC	-0.656108	0.300493	-2.183437	0.0362
BC_PAY	-0.000317	0.000195	-1.628738	0.1129
D1	0.216317	0.036388	5.944729	0.0000
D2	0.136335	0.029407	4.636195	0.0001
D3	-0.113107	0.022975	-4.923116	0.0000
R-squared	0.996625	Mean dependent var		7.375171
Adjusted R-squared	0.995909	S.D. dependent var		0.797001
S.E. of regression	0.050975	Akaike info criterion		-2.941764
Sum squared resid	0.085751	Schwarz criterion		-2.607409
Log likelihood	68.30617	F-statistic		1392.157
Durbin-Watson stat	1.157075	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица С-2

Результаты оценки уравнения (85)

Dependent Variable: LNM0

Method: Least Squares

Sample: 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41

C	-15.45708	1.108856	-13.93966	0.0000
LNP	1.407067	0.103574	13.58517	0.0000
LNRGDP	2.354774	0.154771	15.21460	0.0000
MBC	-0.568700	0.269130	-2.113107	0.0425
BC_PAY	-0.000615	0.000198	-3.103418	0.0040
D1	0.217507	0.032413	6.710521	0.0000
D2	0.138077	0.026198	5.270452	0.0000
D3	-0.108070	0.020528	-5.264554	0.0000

Таблица С-2, окончание

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DELTABC_PAY	0.000918	0.000296	3.097867	0.0040
R-squared	0.997404	Mean dependent var		7.375171
Adjusted R-squared	0.996755	S.D. dependent var		0.797001
S.E. of regression	0.045403	Akaike info criterion		-3.155271
Sum squared resid	0.065967	Schwarz criterion		-2.779121
Log likelihood	73.68305	F-statistic		1536.673
Durbin-Watson stat	1.453551	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица С-3

Результаты оценки уравнения (86)

Dependent Variable: LNREALM0

Method: Least Squares

Sample: 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.11645	1.361095	-8.901988	0.0000
LNRGDP	2.003199	0.175770	11.39671	0.0000
DEPOSIT	-3.297707	0.804948	-4.096797	0.0003
BC_PAY	-0.000336	0.000211	-1.593239	0.1206
D1	0.179229	0.033148	5.406905	0.0000
D2	0.118780	0.025726	4.617180	0.0001
D3	-0.107298	0.019671	-5.454522	0.0000
@TREND	0.016488	0.003457	4.769050	0.0000
R-squared	0.992740	Mean dependent var		4.876646
Adjusted R-squared	0.991199	S.D. dependent var		0.470299
S.E. of regression	0.044119	Akaike info criterion		-3.230656
Sum squared resid	0.064235	Schwarz criterion		-2.896300
Log likelihood	74.22844	F-statistic		644.5936
Durbin-Watson stat	1.361498	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица С-4

Коррелограмма и результаты теста Льюнга–Бокса для остатков модели (86)

Sample: 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **	. **	1	0.317	0.317	4.4266	0.035
. *	. *	2	0.169	0.076	5.7149	0.057
** .	*** .	3	-0.214	-0.322	7.8433	0.049
** .	* .	4	-0.275	-0.167	11.451	0.022
*** .	*** .	5	-0.510	-0.381	24.191	0.000
* .	. **	6	-0.058	0.241	24.363	0.000
* .	* .	7	-0.112	-0.161	25.009	0.001
. *	* .	8	0.124	-0.058	25.830	0.001
. *	* .	9	0.071	-0.074	26.110	0.002
. *	* .	10	0.140	-0.097	27.222	0.002
. .	. *	11	0.058	0.191	27.417	0.004
. *	* .	12	0.079	-0.123	27.800	0.006
. *	. **	13	0.070	0.201	28.107	0.009
. *	. .	14	0.086	-0.003	28.589	0.012
. .	. .	15	-0.022	-0.041	28.622	0.018
* .	* .	16	-0.154	-0.093	30.297	0.017
* .	. .	17	-0.077	0.062	30.729	0.022
** .	** .	18	-0.264	-0.190	36.084	0.007
* .	* .	19	-0.158	-0.093	38.082	0.006
. .	. .	20	-0.035	0.041	38.186	0.008

Таблица С-5

Результаты оценки уравнения (87)

Dependent Variable: LNREALM0

Method: Least Squares

Sample: 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.11645	1.980072	-6.119198	0.0000
LNRGDP	2.003199	0.253717	7.895417	0.0000

Таблица С-5, окончание

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEPOSIT	-3.297707	0.572602	-5.759160	0.0000
BC_PAY	-0.000336	0.000136	-2.477130	0.0185
D1	0.179229	0.040184	4.460262	0.0001
D2	0.118780	0.027538	4.313386	0.0001
D3	-0.107298	0.012650	-8.481821	0.0000
@TREND	0.016488	0.003602	4.577741	0.0001
R-squared	0.992740	Mean dependent var		4.876646
Adjusted R-squared	0.991199	S.D. dependent var		0.470299
S.E. of regression	0.044119	Akaike info criterion		-3.230656
Sum squared resid	0.064235	Schwarz criterion		-2.896300
Log likelihood	74.22844	F-statistic		644.5936
Durbin-Watson stat	1.361498	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица С-6

Результаты оценки уравнения (88)

Dependent Variable: LNM0

Method: Least Squares

Sample: 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.911502	1.557455	-5.721835	0.0000
LNP	0.813099	0.188455	4.314542	0.0001
LNRGDP	1.538434	0.206956	7.433616	0.0000
DEPOSIT	-1.661592	0.757407	-2.193791	0.0354
LNBC_CASH	0.254589	0.069915	3.641421	0.0009
D1	0.111081	0.034769	3.194806	0.0031
D2	0.061961	0.027074	2.288609	0.0286
D3	-0.072177	0.019874	-3.631689	0.0009
R-squared	0.998080	Mean dependent var		7.375171
Adjusted R-squared	0.997673	S.D. dependent var		0.797001
S.E. of regression	0.038449	Akaike info criterion		-3.505775
Sum squared resid	0.048785	Schwarz criterion		-3.171419
Log likelihood	79.86838	F-statistic		2450.578
Durbin-Watson stat	1.525749	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица С-7

Коррелограмма и результаты теста Лjung–Бокса для остатков модели (88)

Sample: 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **	. **	1	0.234	0.234	2.4117	0.120
. .	. .	2	0.065	0.011	2.6015	0.272
. .	. * .	3	-0.055	-0.076	2.7396	0.434
. * .	. * .	4	-0.134	-0.112	3.5915	0.464
**** .	**** .	5	-0.462	-0.432	14.049	0.015
. * .	. * .	6	-0.107	0.101	14.621	0.023
** .	**** .	7	-0.287	-0.345	18.881	0.009
. * .	. * .	8	-0.164	-0.126	20.313	0.009
. .	. * .	9	-0.044	-0.109	20.418	0.016
. * .	. * .	10	0.130	-0.146	21.376	0.019
. * .	. * .	11	0.153	0.126	22.743	0.019
. **	. * .	12	0.245	-0.152	26.401	0.009
. **	. * .	13	0.233	0.168	29.821	0.005
. * .	. .	14	0.156	-0.020	31.406	0.005
. .	. * .	15	-0.015	-0.086	31.421	0.008
** .	** .	16	-0.272	-0.243	36.623	0.002
** .	. * .	17	-0.189	-0.073	39.257	0.002
** .	. * .	18	-0.240	-0.115	43.672	0.001
. * .	. * .	19	-0.138	-0.078	45.194	0.001
. .	. .	20	-0.025	0.001	45.248	0.001

Таблица С-8

Результаты оценки уравнения (89)

Dependent Variable: LNM0

Method: Least Squares

Sample: 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.911502	1.824237	-4.885056	0.0000
LNP	0.813099	0.322237	2.523293	0.0166

Таблица С-8, окончание

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNRGDP	1.538434	0.233734	6.581980	0.0000
DEPOSIT	-1.661592	0.944989	-1.758319	0.0880
LNBC_CASH	0.254589	0.110433	2.305373	0.0276
D1	0.111081	0.037982	2.924540	0.0062
D2	0.061961	0.031393	1.973720	0.0568
D3	-0.072177	0.020852	-3.461362	0.0015
R-squared	0.998080	Mean dependent var		7.375171
Adjusted R-squared	0.997673	S.D. dependent var		0.797001
S.E. of regression	0.038449	Akaike info criterion		-3.505775
Sum squared resid	0.048785	Schwarz criterion		-3.171419
Log likelihood	79.86838	F-statistic		2450.578
Durbin-Watson stat	1.525749	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица С-9

Результаты оценки уравнения (90)

Dependent Variable: LNM0

Method: Least Squares

Sample: 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.092194	1.324339	-6.865457	0.0000
LNP	0.907938	0.139156	6.524619	0.0000
LNRGDP	1.338732	0.213505	6.270250	0.0000
DEPOSIT	-1.600103	0.683276	-2.341810	0.0254
LNBC_NUMBER	0.303682	0.067940	4.469825	0.0001
D1	0.079539	0.035336	2.250940	0.0312
D2	0.054457	0.025264	2.155566	0.0385
D3	-0.089814	0.016455	-5.458309	0.0000
R-squared	0.998323	Mean dependent var		7.375171
Adjusted R-squared	0.997968	S.D. dependent var		0.797001
S.E. of regression	0.035928	Akaike info criterion		-3.641400
Sum squared resid	0.042598	Schwarz criterion		-3.307044
Log likelihood	82.64870	F-statistic		2807.215
Durbin-Watson stat	1.297428	Prob(F-statistic)		0.000000

Таблица С-10

Результаты оценки уравнения (91)

Dependent Variable: LNM0

Method: Least Squares

Sample: 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.892389	1.188783	-7.480245	0.0000
LNP	0.825325	0.179528	4.597203	0.0001
LNRGDP	1.289626	0.199750	6.456192	0.0000
DEPOSIT	-1.243403	0.664100	-1.872313	0.0703
LNBC_NUMBER	0.340423	0.083303	4.086584	0.0003
D1	0.073559	0.031012	2.371928	0.0239
D2	0.050515	0.019531	2.586404	0.0145
D3	-0.092575	0.012356	-7.492071	0.0000
DELTADEPOSIT	-1.427705	1.116048	-1.279252	0.2100
R-squared	0.998397	Mean dependent var		7.375171
Adjusted R-squared	0.997996	S.D. dependent var		0.797001
S.E. of regression	0.035676	Akaike info criterion		-3.637462
Sum squared resid	0.040730	Schwarz criterion		-3.261312
Log likelihood	83.56797	F-statistic		2491.303
Durbin-Watson stat	1.439575	Prob(F-statistic)		0.000000

Институтом экономической политики имени Е.Т. Гайдара с 1996 года издается серия “Научные труды”. К настоящему времени в этой серии вышло в свет более 150 работ.

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

№156Р Золотарева А., Мисихина В. и др. *Состояние и перспективы развития системы социальной защиты в России. 2011.*

№155Р Дробышевский С., Зубарев А. *Факторы устойчивости российских банков в 2007–2009 г. 2011.*

№154Р Мисихина С. *Социальная поддержка уязвимых групп населения. 2011.*

№153Р Синельников-Мурылев С., Кадочников П. и др. *Налог на прибыль предприятий: анализ реформы 2001 г. и моделирование налогового потенциала регионов. 2011.*

№152Р Кнобель А., Соколов И., Худько Е. *Влияние государственных расходов на качество общего образования в России. 2011.*

№151Р Цухло. С. *Конкуренция в российской промышленности. 2011.*

№150Р Идрисова В. *Теоретические вопросы применения нетарифных мер регулирования во внешней торговле. 2011.*

№149Р Синельников-Мурылев С., Шкребела Е. *Совершенствование налога на прибыль в Российской Федерации в среднесрочной перспективе. 2011.*

№148Р Стародубровская И., Лободанова Д., Борисова Л., Филюшина А. *Стратегия развития старопромышленных городов: международный опыт и перспективы в России. 2011.*

**Синельникова-Мурылева
Елена Владимировна**

**Инновации
в сфере денежных платежей
и спрос на деньги в России**

Редакторы: Н. Главацкая, К. Мезенцева
Корректор: Н. Андрианова
Компьютерный дизайн: Е. Немешаева

Подписано в печать 14.12.2011
Тираж 300 экз.

125993, г. Москва, Газетный переулок, д. 3–5, стр. 1.
Тел. (495) 629–6736
Fax (495) 697–8816
www.iep.ru
E-mail: wwwiet@iet.ru

Отпечатано с готового оригинал-макета в типографии РАНХиГС
119571, Москва, пр-кт Вернадского, д. 82

ISBN 978-5-93255-330-5



9 785932 553305