

МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ НЕСИСТЕМАТИЧЕСКИХ СПЕКУЛЯТИВНЫХ ВЛОЖЕНИЙ

© 2017 г. Д. В. Бородин¹, Л. В. Краснощеков²

Аннотация. Очевидно, что спекулятивный мотив предпочтения ликвидности пагубно влияет на экономический рост. Растущая актуальность данного мотива определяется ростом несистематических сбережений. В настоящей статье предложены определения несистематических сбережений и неклассической схемы распределения сбережений. Для анализа силы влияния несистематических сбережений на фондовый рынок разработан экономико-математический метод. Результаты, полученные при использовании данного метода, позволили идентифицировать рост влияния несистематических сбережений на важнейшие параметры фондового рынка США. Установлен период начала данного влияния. На основании оценки начала периода влияния несистематических сбережений на фондовый рынок сделано предположение о моменте перехода от классической схемы распределения сбережений к неклассической. Для дополнения полученного результата применен альтернативный подход к анализу влияния неклассической схемы распределения сбережений. Этот подход основан на известном влиянии некоторых переменных фондового рынка на статьи активов фондовых брокеров. Переход от одной схемы распределения сбережений к другой отразился на регрессионных зависимостях агрегированных статей активов фондовых брокеров от переменных, характеризующих фондовый рынок. Для отражения изменения регрессионных зависимостей во времени построена двухфакторная двухфазная регрессионная модель, в которой первая фаза идентифицирует классическую схему, а вторая — неклассическую. Был найден доверительный интервал для точки переключения в двухфазной модели. Он позволяет дать альтернативную оценку периода, в течение которого трансформировалась зависимость между статьями активов фондовых брокеров и переменными, характеризующими состояние фондового рынка. Оценка, полученная в результате применения первого метода, попала в доверительный интервал точки переключения двухфазной регрессионной зависимости, доказывая изменение схемы распределения сбережений.

Ключевые слова: распределение сбережений, национальные сбережения, инвестиции, механические торговые системы.

Классификация JEL: G23.

В последнее десятилетие в системе взаимосвязей между объектами и субъектами сбережений начали развиваться процессы, которые меняют ее облик. Под обликом системы в данной статье будем понимать *схему распределения* сберегаемых экономическими агентами средств между инструментами вложений. Для анализа процесса сбережений введем следующую систему терминов и определений.

Классическая схема распределения — схема, в рамках которой сумма желаемых частных сбережений определяется среднерыночной доходностью систематических инструментов (процентных ставок по ценным бумагам).

Неклассическая схема — желаемые сбережения определяются степенью независимости их доходности от доходности систематических инструментов.

Систематические сбережения — сбережения, несистематическая компонента доходности которых не влияет на решение экономического агента о портфельном распределении.

¹Дмитрий Вячеславович Бородин — к.э.н., начальник отдела корпоративных финансов ПАО «Научно-производственная корпорация «Объединенная вагонная компания», доцент кафедры «Финансы» МГТУ им. Н. Э. Баумана, Москва; dmitrii.v.borodin@gmail.com.

²Леонид Витальевич Краснощеков — экономист проекта «Вертолет Ка-62» АО «Камов», аспирант Московского финансово-юридического университета, Москва; krasnoshyokov@gmail.com.

Несистематические сбережения — сбережения, спрос на которые при росте значения несистематической компоненты доходности также растет.

*Систематическая компонента доходности*³ — доля доходности, которая объясняется изменением среднерыночной стоимости активов.

Несистематическая компонента доходности — постоянная по отношению к изменению среднерыночной стоимости активов доходность.

Процесс сбережений в рамках *классической* схемы носит преимущественно долгосрочный характер и может представлять собой приобретение первичных и вторичных ценных бумаг или внесение средств на депозитные счета.

В *неклассической* схеме часть сбережений агентов распределяются между портфелями инструментов, управляемыми в соответствии с некоторой стратегией, и структура портфелей постоянна в течение короткого периода времени. Сберегатель выбирает стратегию, в рамках которой будут производиться операции с ценными бумагами на вторичном рынке. Такие сбережения можно назвать несистематическими.

Рост объема несистематических сбережений может привести к снижению той доли непотребленной части валового дохода, которая может быть направлена на потребление. Это снижение, в свою очередь, имеет большое макроэкономическое значение. Изучение процессов, связанных с неклассической схемой, чрезвычайно важно для макроэкономического анализа. В настоящей статье предложен количественный метод идентификации процессов, характерных для неклассической схемы распределения, протекающих в масштабе экономики страны. Кроме того, разработан подход к определению силы влияния этих процессов на фондовый рынок.

КЛАССИЧЕСКАЯ СХЕМА: ВАЛОВЫЕ СБЕРЕЖЕНИЯ, ИНСТРУМЕНТЫ ВЛОЖЕНИЙ И АКТИВЫ ФОНДОВЫХ БРОКЕРОВ

Связи между процессами, протекающими в рамках классической схемы распределения финансовых сбережений, исследовались в разных работах. Например, в работе (Гусев, Горунович, 2006, с. 4) проводился корреляционный анализ между значениями макроэкономических показателей США и одного из главных индикаторов фондового рынка страны — индекса S&P-500, по данным 1950–2004 гг. (табл. 1). Значения, полученные А. А. Гусевым и С. А. Горуновичем, можно объяснить следующим образом: изменения цен акций вызывают изменения богатства, так как акции имеют высокий удельный вес в структуре активов домашних хозяйств⁴.

Таблица 1. Значения коэффициентов корреляции между переменными и S&P-500

Переменная	Валовые сбережения	Валовые инвестиции	Валовой внутренний продукт (номинальный)	Потребительские расходы домашних хозяйств
Коэффициент корреляции	0,98	0,95	0,91	0,90

Источник: Гусев, Горунович, 2006, с. 4.

Однако в работе (Гусев, Горунович, 2006, с. 4) не учитывалось, что индекс S&P-500 — моментная переменная, а S — переменная потока. В настоящей статье учтем данное обстоятельство и, увеличив число анализируемых факторов, исследуем монотонные зависимости между валовыми сбережениями S и годовыми приращениями моментных переменных, приведенных

³ Как правило, значения систематических и несистематических компонент оценивают через параметры линейной регрессии доходности актива (доходность актива — отклик, доходность рынка — фактор).

⁴ Согласно данным, представленным в обзоре потребительских финансов (The 2013 Survey of Consumer Finances (SCF), <http://www.federalreserve.gov/econresdata/scf/scfindex.htm>), доля акций в структуре активов домашних хозяйств США в 1980–2013 гг. не опускалась ниже 14% и не поднималась выше 22,7%.

в табл. 2. На основе 34 значений (1980–2013 гг.) были рассчитаны значения ранговых коэффициентов корреляции Спирмена (табл. 3).

Таблица 2. Переменные

Переменная	Обозначение
Валовые национальные сбережения (Gross National Saving)	<i>S</i>
Совокупные финансовые активы взаимных фондов (Total financial assets of mutual funds)	<i>MFA</i>
Совокупные финансовые вложения в акции корпораций в структуре активов взаимных фондов (Mutual funds; Corporate equities)	<i>MFCE</i>
Совокупные финансовые активы частных банков (Private depository institutions; Total financial assets)	<i>PDIA</i>
Совокупные депозиты банков (Private depository institutions; Checkable deposits, Small time and savings deposits, Large time deposits; liability)	<i>DEP</i>
Значение индекса S&P-500 на конец года (End-year values of the S&P 500 index)	<i>S&P</i> (31.12)
Совокупные финансовые активы брокеров и дилеров ценных бумаг (Total financial assets of security brokers and dealers)	<i>BA</i>

Таблица 3. Коэффициенты ранговой корреляции между *S* и годовыми приращениями других переменных (уровень значимости 0,01⁵)

Исследуемый фактор (<i>X</i>)	Коэффициент корреляции ρ (<i>X</i> ; <i>S</i>)	Неравенство, задающее критическую область гипотезы H_0 : $\rho = 0$
<i>S</i>	1	$ \rho > 0,439$
ΔMFA	0,445	
$\Delta MFCE$	0,422	
$\Delta PDIA$	0,575	
ΔDEP	0,670	
$\Delta S\&P(31.12)$	0,457	

Источники: рассчитано авторами (*S* – на основе Bureau of Economic Analysis (BEA) (<http://www.bea.gov/>); *BA*, *MFA*, *MFCE*, *PDIA*, *DEP* – Board of Governors of the Federal Reserve System (<http://www.federalreserve.gov/>) (L.129, L.122, L.110); *S&P-500av* – архив котировок (<http://q-trading.ru/index.php/data.html>) и Yahoo Finance (<http://finance.yahoo.com/>).

Из данных, представленных в табл. 3, следует, что годовые приращения всех переменных, кроме $\Delta MFCE$, положительно зависят от объема национальных сбережений (следовательно, отвергаем гипотезу H_0). Национальные сбережения главным образом влияли на приращение депозитов и сумм активов частных депозитных институтов. Исследованные монотонные зависимости позволяют изобразить связи между переменными в виде схемы, представленной на рис. 1.

Известно, что сбережения рассчитываются как разность между доходом и потреблением (Абель, Бернанке, 2008, с. 197). Из схемы на рис. 1 видно, что общая склонность экономических агентов к сбережениям детерминирует спрос на систематические инструменты вложений.

Решения о видах сбережений и их объеме принимаются в рамках модели портфельного распределения активов (информационная основа – исторические выборочные соотношения доходности и риска). Величина активов взаимных фондов, вложенных, к примеру, в акции, зависит от

⁵ Согласно (Zar, 1984).



Рис. 1. Связи между индексом рынка акций и спросом на инструменты сбережений, характерные для классической схемы распределения

изменения цен на них, а стоимость вложений в портфели ценных бумаг — от курсов ценных бумаг, входящих в портфель. Изменения курсов акций влияет на величину богатства экономических агентов, что оказывает влияние на склонность к финансовым сбережениям.

НЕКЛАССИЧЕСКАЯ СХЕМА: ИНСТРУМЕНТЫ НЕСИСТЕМАТИЧЕСКИХ СБЕРЕЖЕНИЙ

Оценивая доходности таких инструментов сбережений, как портфели акций, паи взаимных фондов и хедж-фондов, рассчитывают значения *систематической* и *несистематической* компонент. Соотношение компонент является функцией от значения коэффициента корреляции между доходностями рынка и отдельного инструмента. Чем ниже корреляция с движением рынка (к примеру, пая хедж-фонда), тем привлекательнее для экономического агента выглядит вложение.

В настоящее время экономические агенты могут использовать инструменты, доходности которых априори не могут зависеть от рыночных трендов (инструменты с нулевой систематической компонентой доходности). Такие инструменты называются *механическими торговыми системами* (МТС).

Согласно (Краснощеков, 2013, с. 3) МТС — это торговая система, построенная на базе формализованного алгоритма, который в качестве входных данных получает любые виды доступной к моменту запуска алгоритма рыночной информации, а после соответствующих вычислений ведет торговлю на рынке с учетом текущей суммы денежных средств и их эквивалентов.

Очевидно, что сумма средств на счете, управляемом, к примеру, высокочастотной МТС, не коррелирует даже с курсами акций, с которыми она совершает сделки. МТС, алгоритмы которых нацелены на получение максимального несистематического дохода, лежат в основе как высокочастотных, так и некоторых классов низкочастотных систем. Основные стратегии, на которых основаны высокочастотные системы: скальпинг (electronic market making), поиск ликвидности (liquidity detection), статистический арбитраж. В классе низкочастотных систем использование алгоритмов третьего поколения (Strategy Implementation Algorithms, алгоритмы реализации

стратегий) позволяют обеспечивать несистематическую доходность. Спекулятивные биржевые операции краткосрочного (и сверхкраткосрочного) характера — основа процесса несистематических сбережений, которые, в свою очередь, являются *основой неклассической схемы*.

ВЛИЯНИЕ НЕКЛАССИЧЕСКОЙ СХЕМЫ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ НА ФОНДОВЫЙ РЫНОК

Покажем, как краткосрочные спекулятивные операции отражаются на данных о ценах и объеме сделок в течение некоторого периода. Для этого рассмотрим пример спекуляции (рис. 2) с акциями одной компании в течение некоторого краткосрочного (минуты, часы) периода времени T .

Введем обозначения. Пусть t_0 — начальный момент времени, t_1 — момент совершения первой сделки, t_2 — момент совершения второй сделки, причем $t_0 + T > t_2 > t_1 > t_0$. Число купленных акций и цену покупки, соответствующих сделке i , обозначим N_i и P_i (число купленных акций одной группой спекулянтов равно числу проданных акций другой группой).

На начальном этапе предположим, что приобретенные в рассматриваемом периоде акции не будут реализованы в течение данного периода (обратные сделки по отношению к совершенным в период с t_0 по $t_0 + T$ будут заключены после $t_0 + T$). Запишем выражение для объема сделок в стоимостном выражении, совершенных в период $[t_0, t_0 + T]$:

$$V = \sum_{i=1}^n N_i P_i = N_1 P_1 + N_2 P_2,$$

где i — номер сделки, n — число операций покупок за период $[t_0, t_0 + T]$.

Далее проанализируем спекуляционную операцию в течение периода $[t_0, t_0 + T]$. Пусть $P_2 > P_1$ и в момент t_1 есть предложение ценных бумаг в количестве ΔN по цене $P_1 + \delta$, где $\delta: 0 < \delta < P_2 - P_1$. Для упрощения анализа предположим, что в момент t_2 объем спроса (ΔN), соответствующий цене $P_2 - \delta = P_1 + \delta + \pi$ (где π — прибыль спекулянта от покупки—продажи одной ценной бумаги), равен ΔN ($\Delta N_1 = \Delta N$). Запишем формулу объема сделок в стоимостном выражении для этого случая:

$$V_{\text{spec}} = \sum_{i=1}^n N_i P_i = N_1 P_1 + (P_1 + \delta) \Delta N + N_2 P_2 + (P_2 - \delta) \Delta N.$$

В табл. 4 показаны отличия характеристик вторичного рынка ценных бумаг в моделях, которые предполагают или не предполагают краткосрочные спекуляции. На рис. 2 отражена схема формирования объема торгов в течение рассматриваемого периода.

Комбинации цен и количества купленных акций соответствуют точкам 1', 2', 3', 4' (рис. 2). В этих точках спрос на акции равен предложению акций. Удельная прибыль спекулянтов от покупки и последующей продажи одной акции в период с t_1 по t_2 соответствует длине проекции отрезка 2'—3' на ось цены. Если бы продажа купленных в точках 1' и 2' ценных бумаг не была осуществлена в анализируемом периоде, предложения ценных бумаг в точке 3' не было бы по цене $P_1 + \delta + \pi$ и установившаяся цена могла быть выше или равна P_2 .

Данный пример симметричен относительно как длинных, так и коротких сделок и позволяет сделать следующий вывод: чем выше число сделок при постоянном размахе цены, тем выше концентрация краткосрочных спекулятивных



Рис. 2. Формирование объема торгов в течение рассматриваемого периода

Таблица 4. Сравнение характеристик фондового рынка в моделях, предполагающих и не предполагающих спекуляции

Характеристика вторичного рынка ценных бумаг в течение рассматриваемого периода	Модель с возможными взаимно обратными сделками в период с t_0 по $t_0 + T$ (есть спекулятивные сделки)	Модель без взаимно обратных сделок в период с t_0 по $t_0 + T$ (нет спекулятивных сделок)	Примечание
Объем (число) купленных (проданных) ценных бумаг, N_i , шт.	$N_1 + 2\Delta N + N_2$	$N_1 + N_2$	—
Размах цены в течение периода, денежных единиц	$P_2 - P_1$	$P_2 - P_1$	Одинаковое значение размаха цены в течение периода
Объем сделок в стоимостном выражении	V_{spec}	V	$V_{spec} \gg V$. Показатель V_{spec} отражается в торговых онлайн-терминалах

(предполагающих обратную сделку) операций. Следовательно, целесообразно ввести понятие показателя *концентрации* числа купленных акций на размахе цены:

$$ST_t = R(P)_t / N_t, \quad (1)$$

где $R(P)_t$ — интервал изменения (размах) цены в течение периода t . Чем выше значение данного показателя, тем меньше доля спекулятивных сделок в общем обороте за период (тем ниже число несистематических инвесторов). Оценим динамику концентрации числа купленных акций, входящих в индекс *S&P-500*, на размахе цены в 1960–2014 гг. Для этого введем допущения.

1. В качестве P используем максимальные (*HIGH*) и минимальные (*LOW*) дневные значения индекса *S&P-500*.

2. Максимальная оценка числа условных сделок с портфелем вычисляется по формуле:

$$N_i^{max} = \frac{V_i}{P_{min}^i} = \frac{V_i}{LOW^i}, \quad (2)$$

минимальная оценка числа сделок —

$$N_i^{min} = \frac{V_i}{P_{max}^i} = \frac{V_i}{HIGH^i}, \quad (3)$$

где i — номер торговой сессии; P_{max}^i и P_{min}^i — максимальное и минимальное значения индекса в течение торговой сессии i (цены *HIGH* и *LOW* дневной свечи (бара)).

3. В качестве меры размаха цен используем долю абсолютного значения размаха в максимальной цене за торговую сессию:

$$\frac{(HIGH - LOW)}{HIGH} \times 100\%. \quad (4)$$

4. Находим значения показателя концентрации условных сделок на размахе цены на основе ежедневных биржевых данных. С целью получения выводов о долгосрочной динамике концентрации сгруппируем ежедневные данные по годам и определим выборочные средние по этим группам. Формула для оценки концентрации условных сделок, совершенных с портфелем акций в году Y , на размахе цены имеет вид:

$$ST_Y = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \left(\left[\frac{HIGH_i - LOW_i}{HIGH_i} \times 100\% \right] / \left[0,5(N_{min}^i + N_{max}^i) \right] \right), \quad (5)$$

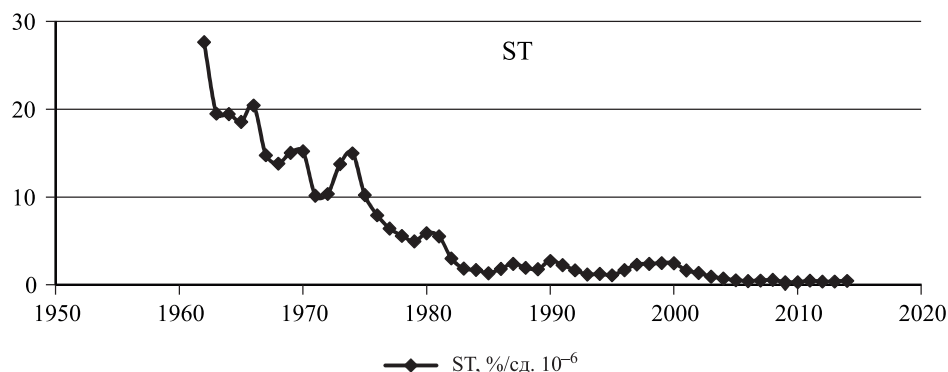


Рис. 3. Изменение показателя концентрации условных сделок

где K — число торговых сессий в году Y . На рис. 3 приведен график, отражающий изменение рассматриваемого показателя с 1962 г.

В рамках данной работы наибольший интерес вызывают процессы, протекающие с 1998 г. (именно в этом году комиссия по ценным бумагам и биржам США позволила вести электронную торговлю инструментами). Ведение электронных операций на фондовой бирже — качественный фактор, действующий во времени (с 1998 г. по настоящее время), оказывающий влияние на ST . У данного фактора существует два естественных уровня — в период до 1998 г. и в период после 1998 г. Из (Горяинов и др., 2002, с. 343) следует, что оценка влияния двух уровней фактора на величину ST не решается в рамках однофакторного дисперсионного анализа. Однако в (Орлов, 2007, с. 367) приведены примеры задач, имеющих схожую постановку, и их решение основано на проверке различия генеральных совокупностей, из которых взяты две независимые выборки (задача проверки однородности независимых выборок).

Обозначим через $F_{1998^-}(x)$ и $F_{1998^+}(x)$ — законы распределения случайной величины ST до и после 1998 г. соответственно. Однородность двух выборок означает, что справедлива нулевая гипотеза: $H_0: F_{1998^-}(x) = F_{1998^+}(x) \quad \forall x \in \mathbb{R}$.

Если две выборки не могут быть объединены в одну (функция распределения ST до 1998 г. не совпадает с функцией распределения ST после 1998 г.), то справедлива альтернативная гипотеза $H_1: \exists x_0: F_{1998^-}(x_0) \neq F_{1998^+}(x_0)$.

Так как закон распределения ST неизвестен, целесообразно использовать непараметрические критерии для проверки однородности. На основе проведенного анализа применимости критериев однородности в (Орлов, 2012) рекомендуется применить непараметрический и состоятельный критерий ω^2 (критерий Лемана—Розенблатта). Значение данного критерия зависит от рангов элементов в объединенной и частных выборках (в работе (Большев, Смирнов, 1983, с. 86) статистика критерия обозначена T и приведена формула ее расчета).

Правило принятия решений основано на существовании предельного распределения статистики T :

$$\lim_{m \rightarrow \infty, n \rightarrow \infty} P\{T < x\} = a_1(x), \quad (6)$$

где $\lim_{n \rightarrow \infty} P\{n\omega^2 < x\} = a_1(x)$ — предельное распределение статистики $n\omega^2$ (Большев, Смирнов, 1983, с. 88). В (Орлов, 2012) указано, что в случае статистики Лемана—Розенблатта предельным распределением можно пользоваться и для выборок умеренного объема. Согласно (Большев, Смирнов, 1983, с. 348) $P(T < 1,49) = 0,99980$. Так как значение выборочной статистики $T = 2,51 > 1,49$, отвергаем нулевую гипотезу при уровне значимости, который не превышает $0,0002(1 - 0,99980)$. Анализ показал, что внедрение электронной торговли на фондовом рынке, использование HFT -систем и других инструментов несистематических краткосрочных спекуляций приводит к изменению закона распределения ST .

ОСНОВА ПОДХОДА К ИДЕНТИФИКАЦИИ ПРОЦЕССОВ, ХАРАКТЕРНЫХ ДЛЯ НЕКЛАССИЧЕСКОЙ СХЕМЫ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

В предыдущем разделе было показано, что спекулятивные операции как инструмент несистематических сбережений влияют на закон распределения ST . Показатель ST хорошо описывает хаотичность фондового рынка, однако его связь с макроэкономическими переменными не установлена. Одно из связующих звеньев состояния фондового рынка с макроэкономическими переменными — активы фондовых брокеров/дилеров. Для активов брокеров/дилеров характерны следующие особенности:

- участие в формировании запасов капитала страны;
- зависимость от стоимости ценных бумаг, обращающихся на вторичных рынках;
- зависимость от объема торгов ценными бумагами.

Рассмотрим подробнее каждую особенность.

Запасы капитала страны включают активы отечественных компаний. Статьи баланса брокеров содержат моментные оценки следующих переменных: чековые депозиты (расчетный счет), дебиторская задолженность по ценным бумагам (сделки РЕПО и кредит в форме ценных бумаг), ценные бумаги и т.д. Эти моментные оценки линейно зависят от стоимости ценных бумаг, с которыми брокеры совершают сделки по поручению клиентов.

Отметим, что моментная оценка переменной CDC (Checkable Deposits and Currency — расчетный счет брокера) связана с накопленным чистыми доходами брокеров и отражает текущую операционную потребность в денежных средствах. Первое утверждение указывает на связь с объемом сделок, а вторая — на связь со средневзвешенной стоимостью ценных бумаг.

Как известно, накопленное комиссионное вознаграждение брокера, обычно пропорциональное объему сделок в денежном выражении, увеличивает дебетовый оборот балансовых счетов финансового учета взаиморасчетов с клиентами. Разницу в моментах начисления вознаграждения и списания со счета клиента можно считать незначительной (период трансформации дебиторской задолженности клиента за комиссионное вознаграждение в денежные средства мал). Вышеизложенное указывает на существование зависимости между объемом совершенных сделок и сальдо счета учета денежных средств фондового брокера.

Выделим два основных фактора, которые определяют величину CDC : объем сделок за период в стоимостном выражении (*переменная потока*) и текущая рыночная стоимость обращающихся на вторичном рынке ценных бумаг (*переменная состояния*). Естественно полагать, что наибольшее влияние первого фактора связано с развитием неклассической схемы распределения, а влияние второго — с классической.

ДЕПОЗИТНЫЕ СЧЕТА В СОСТАВЕ АКТИВОВ ФОНДОВЫХ БРОКЕРОВ И ДИЛЕРОВ

В рамках классической схемы величина депозитов фондового брокера в наибольшей мере зависит от текущей стоимости ценных бумаг. Предположим, что значение агрегированных депозитов брокеров США является линейной функцией от индекса $S\&P-500$:

$$CDC_t = k \times S\&P-500_t + b + e_t, \quad (7)$$

где CDC_t — чековые депозиты фондовых брокеров и дилеров США в конце года t ; $S\&P-500_t$ — значение индекса фондового рынка США в конце года t ; k , b — константы; e_t — невязки модели. Отметим, что задачу оценивания k и b с помощью метода наименьших квадратов достаточно представить в непараметрической постановке, так как предположения о нормальности остатков регрессий, рассматриваемых в настоящей работе, не могут быть проверены ввиду недостаточного объема данных (согласно (Орлов, 2007, с. 240) для достаточно надежного установления нормальности требуется весьма большое число наблюдений).

Таблица 5. Поверка гипотезы $H_0: \theta = 0$

Параметр θ	Уровень значимости	Область принятия H_0	Выборочное значение подмодульного выражения	Решение о принятии H_0
k	0,01	$\left \hat{k}_{MНК} D\left(\hat{k}_{MНК}\right)^{-1/2} \right \leq 2,57$	8,059	Отвергнуть
b	0,01	$\left \hat{b}_{MНК} D\left(\hat{b}_{MНК}\right)^{-1/2} \right \leq 2,57$	-2,288	Принять

Согласно (Орлов, 2007, с. 407) несмещенность и асимптотическая нормальность оценок метода наименьших квадратов позволяют проверять статистические гипотезы о равенстве параметров модели определенным значениям. В табл. 5 приведены результаты проверки гипотезы $H_0: \theta = 0$ (о равенстве параметров модели (7) нулю).

Низкая значимость свободного члена b может иметь экономическую интерпретацию. Согласно (7) $CDC_t(S\&P-500_t=0) = b$. Стремление индекса $S\&P-500$ к нулю, при прочих равных условиях, означает прекращение деятельности фондовых брокеров:

$$\lim_{S\&P-500 \rightarrow 0} CDC_t = 0. \quad (8)$$

Из данных, представленных в табл. 5, следует, что в рамках классической схемы распределения сумма депозитов брокеров США пропорциональна значению $S\&P-500_t$ и не имеет постоянной по отношению к изменению индекса компоненты ($b = 0$). Исключим из уравнения (7) свободный член:

$$CDC_t = k \times S\&P-500_t + e_t. \quad (9)$$

Отметим, что гипотеза о равенстве k нулю отклоняется для регрессии (7) при уровне значимости 0,01.

ПРОЯВЛЕНИЕ НЕКЛАССИЧЕСКОЙ СХЕМЫ В НЕВЯЗКАХ МОДЕЛИ

Известно (Себер, 1980, с. 163), что если какой-либо из вероятных регрессоров был пропущен, это может быть выявлено по графику зависимости остатков этого фактора. Предположим, что объем торгов является неучтенным фактором в модели (9). На рис. 4 представлен график зависимости остатков e_t модели (9) от объема торгов V_t с акциями, входящими в индекс $S\&P-500$. Из визуального анализа графика можно сделать вывод, что при значении $V = 200$ млрд долл./год нисходящий тренд сменился восходящим.

Для того чтобы не делать предположения о законе распределения e_t и получить представление о монотонности и силе связи e_t и V_t , определим ранговые коэффициенты корреляции Спирмена для пар, имеющих V_t больше 200 млрд долл. и меньше (во времени такие значения объема строго соответствуют периодам: 1980–1999 и 2000–2014 гг.). В табл. 6 приведены значения коэффициентов корреляции Спирмена для двух групп данных и проверена гипотеза о равенстве последних нулю).

Из данных табл. 6 следует, что выборочные коэффициенты корреляции значимы для двух выборок и характер монотонности меняется, когда объем торгов попадает в окрестность значения 200 млрд долл./год. Разделение данных на две группы для расчетов корреляций был сделан главным образом на основе визуальной оценки графика на рис. 4. Применим статистический подход к разделению данных.

Согласно (Себер, 1980, с. 201) иногда регрессию Y на x бывает удобно представить в виде пары пересекающихся прямых, одна из которых соответствует значениям $x < \gamma$, а другая — $x > \gamma$ (γ — точка

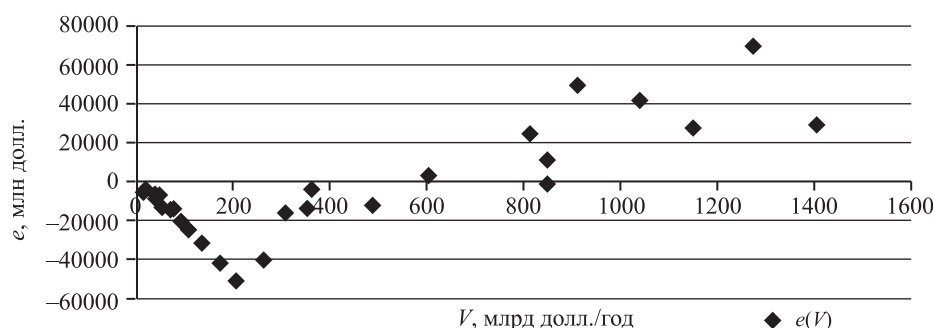

 Рис. 4. Зависимость остатков e_t модели (9) от объема торгов V_t

 Таблица 6. Значения коэффициентов корреляции Спирмена и проверка $H_0: \rho=0$

Период	Коэффициент корреляции Спирмена, ρ	Объем выборки, n	Критическое значение $\rho(n; 0,0005)$, согласно (Zar, 1984)	Критическая область
1980–1999	–0,956	20	0,696	$ P > 0,696$
2000–2014	0,938	15	0,779	$ P > 0,779$

переключения). В этой книге описаны методы проверки параметрических гипотез о параллельности кривых, о значении точки переключения и т.д., однако применение вышеуказанных методов требует априорных предположений об интервале, в котором находится γ . В рамках данной статьи необходимо решить задачу в условиях отсутствия предположений о переключающем годовом объеме торгов. Решение данной задачи не рассматривается в (Себер, 1980, с. 201), однако автор отсылает к работе (Hinkley, 1969), в которой предложен метод решения.

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ПЕРЕКЛЮЧАЮЩЕГО ЗНАЧЕНИЯ ОБЪЕМА ТОРГОВ

Чтобы определить переключающий объем торгов, обратимся к работе (Hinkley, 1969). Рассматривается следующая параметрическая модель

$$x(t) = \begin{cases} \alpha_0 + \beta_0 U_t + \varepsilon_t, & t = 1, \dots, \tau; \\ \alpha_1 + \beta_1 U_t + \varepsilon_t, & t = \tau + 1, \dots, T, \end{cases} \quad (10)$$

где U_t – независимые упорядоченные переменные; ε_t – нормально распределенные некоррелированные случайные величины с нулевым математическим ожиданием и конечной дисперсией; $x(t)$ – отклик; t – номер наблюдения; τ – номер наблюдения, соответствующий точке переключения γ ($\gamma: U_\tau \leq \gamma < U_{\tau+1}$).

Условие о нормальном законе распределения ε_t позволяет нам усовершенствовать метод максимального правдоподобия для поиска γ , впервые рассмотренного в статье (Hudson, 1966), в направлении снижения числа расчетов. В работе (Hinkley, 1969) на основе проведенного анализа функции правдоподобия найден ее статистический эквивалент, который, в свою очередь, представляет собой разность остаточной суммы квадратов S_0^2 объединенной регрессии (одна линия регрессии, построенная по данным, соответствующим $t = 1, \dots, T$) и двух регрессий $S_t^2(y)$, соответствующих (10). Формула для статистического эквивалента функции правдоподобия имеет вид:

$$Z_t^2(y) = S_0^2 - S_t^2(y). \quad (11)$$

В рамках непараметрического подхода в оценке γ достаточно минимизировать значение $S_t^2(y)$ по переменной τ :

$$S_t^2(y) = f(\tau) = \sum_{j=1}^{\tau} (x_j - \alpha_0 - \beta_0 U_j)^2 + \sum_{j=\tau+1}^T (x_j - \alpha_1 - \beta_1 U_j)^2. \quad (12)$$

Для того чтобы сделать предположение о положении γ , которое описывается системой неравенств $U_{\tau^*} \leq \gamma < U_{\tau^*+1}$, нужно найти τ^* :

$$\tau^* = \arg \min_{\tau=2, \dots, T-2} \{f(\tau)\}. \quad (13)$$

Для этого необходимо найти минимум из $T - 4$ значений $S_t^2(y)$. Для использования результата (13) в термине «объем торгов – невязка модели (9)» обозначим $e_t = x(t)$, $V_t = U(t)$. Согласно 31 результату сравнения (2014–1980 + 1–4 = 35–4 = 31) значений $f(\tau)$ установлено, что минимум достигается в точке τ^* , что соответствует 2000 г. ($V(\tau^*) = 260,69$ млрд долл.).

Применив метод наименьших квадратов для получения оценок параметров $\alpha_0, \beta_0, \alpha_1, \beta_1$ и исключив незначимые параметры, используя аппарат из табл. 5, запишем систему уравнений, отражающую зависимость остатка модели (9) от объема торгов:

$$e(t) = \begin{cases} -0,2043V(t) + \varepsilon_t, & t = 1980, \dots, 2000; \\ -30\,376 + 0,0599V(t) + \varepsilon_t, & t = 2001, \dots, 2014. \end{cases} \quad (14)$$

Так как предположение о положении точки переключения сделано, вычислим абсциссу точки пересечения кривых:

$$U^* = \left(\hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 \right) / \left(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0 \right). \quad (15)$$

$$V_{intersection} = (0 + 30376) / (0,0599 + 0,2043) = 114\,973,504 \text{ млн долл./год (114,973 млрд долл./год)}.$$

В работе (Муравьева, Орлов, 2007) с помощью метода линеаризации и на основе асимптотической нормальности оценок МНК доказано, что оценка U^* (равная $V_{intersection}$) является асимптотически нормальной. Факт асимптотической нормальности U^* позволяет указать асимптотический доверительный интервал для точки пересечения, соответствующий доверительной вероятности 0,95: (60,46; 175,63) млрд долл./год. Отметим, что в данный интервал входят значения объема торгов в 1993–1998 гг.

Вывод. Из проведенного анализа зависимости остатков модели (9) следует, что *неучтенным фактором*, влияющим на поведение остатка, является значение *годового объема торгов акциями*, причем направление этого влияния было разным до 1993 и после 1998 г., что установлено с помощью непараметрического подхода к построению двухфазной модели регрессии.

ДВОЙСТВЕННАЯ ПРИРОДА ДЕПОЗИТОВ ФОНДОВЫХ БРОКЕРОВ: ФУНКЦИЯ ПЕРЕМЕННЫХ ПОТОКА И ЗАПАСА

Суммируя полученные результаты, представим функцию депозитов фондовых брокеров в виде системы линейных уравнений

$$CDC_t = \begin{cases} h_0^* + k_0^* + \varepsilon_t, & t = 1980, \dots, 1998; \\ h_1^* + k_1^* + \varepsilon_t, & t = 1999, \dots, 2014. \end{cases} \quad (16)$$

Предполагаем, что $\lim_{V_t \rightarrow 0} CDC_t = 0$.

Разделение на периоды 1980–1998 и 1999–2014 гг. обусловлено тем, что объем торгов в 1998 г. входит в доверительный интервал точки пересечения $V_{intersection}$ (60,46; 175,63) млрд долл./год и значение $S_t^2(y)$ при изменении τ с 1998 до 2000 г. возрастает незначительно. В системе (16) CDC является функцией от аргумента потока V_t и переменной запаса $S\&P-500_t$.

Таблица 7. Определение вида функций депозитов брокеров на основе анализа двух групп данных

1980–1998 гг.		1999–2014 гг.	
$\rho[V_t, S\&P-500_t]$	0,9893	$\rho[V_t, S\&P-500_t]$	0,0518
$\rho[V_t, CDC_t]$	0,9781	$\rho[V_t, CDC_t]$	0,8393
$\rho[CDC_t, S\&P-500_t]$	0,9814	$\rho[CDC_t, S\&P-500_t]$	0,3528
Проверка гипотезы о значимости оценок МНК			
—	—	$\hat{k}_{1\text{МНК}} D\left(\hat{k}_{1\text{МНК}}\right)^{-1/2} = 1,864 \leq 2,57$	Принимаем гипотезу H_0 : $k_1 = 0$ при уровне значимости 0,01
—	—	$\left \hat{h}_{1\text{МНК}} D\left(\hat{h}_{1\text{МНК}}\right)^{-1/2} \right = 6,859 \geq 2,57$	Отклоняем гипотезу H_0 : $h_1 = 0$ при уровне значимости 0,01
Выбранное уравнение регрессии			
$CDC_t = 54,66S\&P-500_t - 0,2043V_t + \varepsilon_t$ (17)		$CDC_t = 59,7806V_t + \varepsilon_t$ (18)	

Оценивание системы (16). Согласно данным, представленным в табл. 7, регрессоры первого уравнения системы сильно коррелированы, что может исказить МНК-оценки наклонов h_0 и k_0 . Так как была выявлена двухфазная зависимость (14) остатка модели (9) от объема торгов, подставим полученную зависимость $e(t)$ в уравнение (9):

$$CDC_t = 54,66 S\&P-500_t - 0,2043V(t) + \varepsilon_t$$

Согласно данным, приведенным в табл. 7, для 1999–2014 гг. коррелированность регрессоров не наблюдается, что позволяет построить линейную двухфакторную непараметрическую модель для проверки гипотезы о равенстве k_1 и h_1 нулю. Проверив данные гипотезы, определяем уравнение регрессии (18).

Исследуем коррелированность остатков модели (18). В (Себер, 1980, с. 164) для решения данной задачи рекомендуется использовать критерий Дарбина–Уотсона. Однако использование данного критерия основано на существовании модели авторегрессии остатков первого порядка, невязки которой, в свою очередь, распределены нормально. Подчеркнем, что критерий Дарбина–Уотсона — это линейная функция от выборочного значения коэффициента корреляции Пирсона, который, согласно (Орлов, 2007, с. 401), имеет асимптотически нормальное распределение. Поэтому, придерживаясь непараметрического подхода к проверке отсутствия автокорреляции остатков модели (18), проверим гипотезу $H_0: \rho_{\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}} = 0$, где $\rho_{\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}}$ — коэффициент корреляции Пирсона между последовательными значениями ε_t модели (18).

Так как значение $\left| \left(\rho_{\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}} - 0 \right) D\left(\rho_{\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}} \right)^{-1/2} \right| = 28,607 \geq 2,57$, отвергаем H_0 при уровне значимости 0,01. Невязки модели (18) нельзя считать независимыми. К аналогичному результату приводит и использование критерия Дарбина–Уотсона (DW-критерий) в предположении о нормальности невязок: объем выборки равен $15 = 2014 - 1999$, уровень значимости примем 0,05. Выборочное значение DW-критерия составило 0,5591, что ниже $1,08 = d_L$. Следовательно, гипотеза о независимости остатков регрессии (18) отвергается.

НЕКЛАССИЧЕСКАЯ СХЕМА: ИНДЕКС РЫНКА АКЦИЙ И СПРОС НА ИНСТРУМЕНТЫ СБЕРЕЖЕНИЙ

На рис. 5 показаны связи между индексом рынка акций и спросом на инструменты сбережений. Дополним данную схему, выделив два класса сбережений: систематические и несистематические. Величина желаемых спекулятивных сбережений зависит от ожидаемой доходности стратегии.

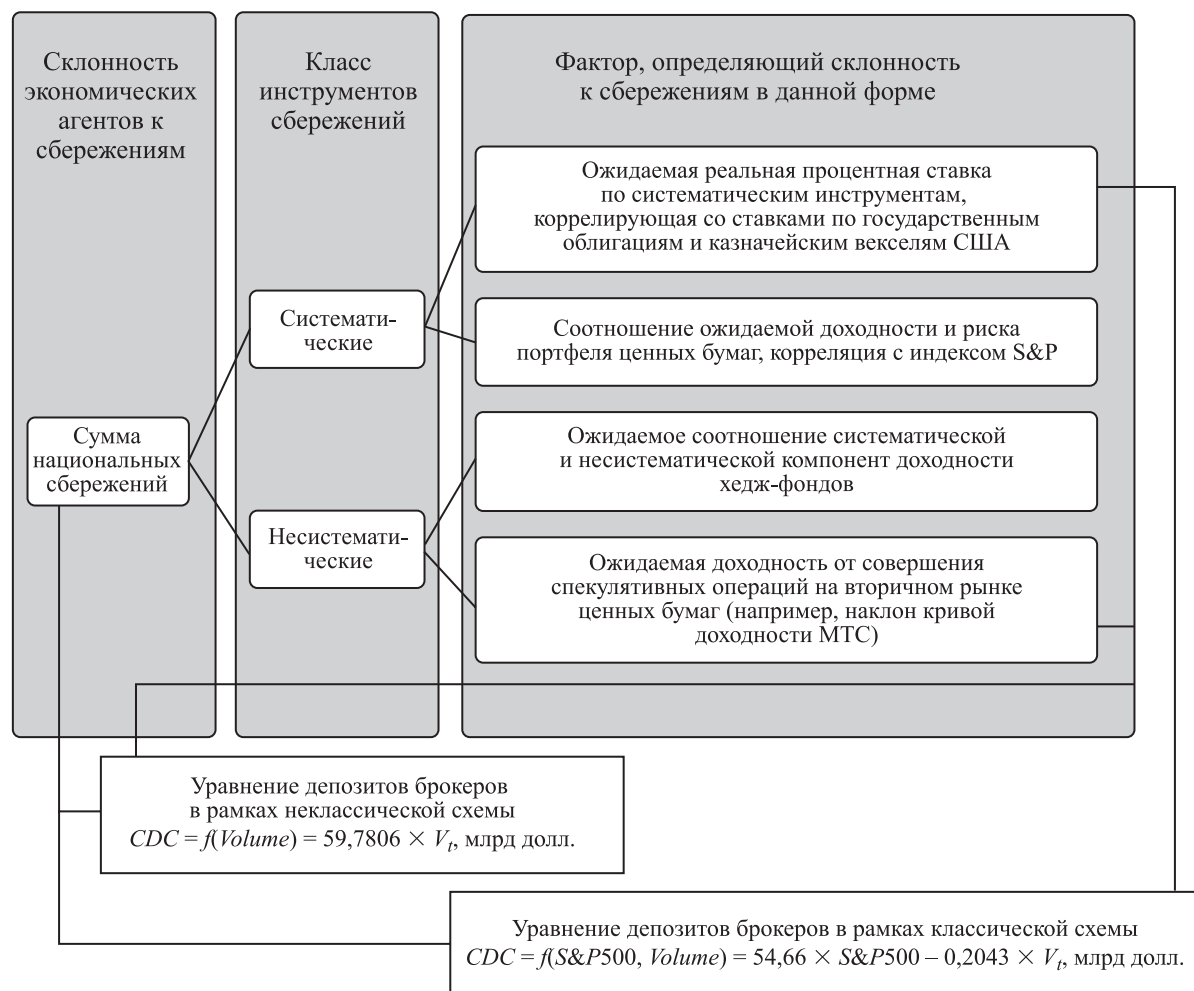


Рис. 5. Неклассическая схема распределения сбережений

Доходность по счету, рассчитанная как отношение изменения размера счета к начальному значению, может превышать ставки по неденежным активам. Такое превышение может быть значимо для денежного рынка в целом только при выполнении следующего условия: операции большинства частных инвесторов, не обладающих специальными знаниями в области прогнозирования временных рядов, на биржах (фондовых, валютных и т.д.) приносят доходность, математическое ожидание которой не ниже ставок по неденежным активам (Краснощекоев, 2014, с. 7). Одно из следствий, вытекающих из неклассической схемы: депозитные счета брокеров функционально зависят от объема торгов. Связи между склонностями к систематическим и несистематическим сбережениям и суммой депозитов брокеров отражены на схеме, изображенной на рис. 5. Из данной схемы можно сделать вывод о высокой склонности к несистематическим сбережениям в современных условиях.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В классической схеме капитализация фондового рынка — это важная проциклическая переменная, влияющая на сбережения. В неклассической схеме рост активов в денежной форме под управлением стратегии или алгоритма, реализуемого посредством МТС, вызовет рост сбережений, независимо от капитализации фондового рынка.

В работе (Нусратуллин, 2011, с. 62) сбережения классифицируются на собственные и внешние. Сбережения типа «капитал—собственность» можно назвать внешними по отношению к реальному сектору экономики сбережениями в отличие от внутренних сбережений

типа «капитал—функция», аккумулируемых внутри общественного производства. Собственные сбережения будут обеспечивать экономический рост, в то время как внешние — его сдерживать.

Отметим, что несистематические сбережения являются внешними. Сверхвысокие доходности роботов в сочетании с низкими рисками вложений увеличат процентные издержки потребления и цену капитала. Предложенный в данной работе метод идентификации процессов, характерных для неклассической схемы распределения сбережений, основан на понятии концентрации числа сделок на размахе цены. Изменившийся с 1999 г. закон распределения концентрации косвенно указывает на рост объема несистематических сбережений на фондовом рынке. Этот результат может быть полезен для проведения новых исследований, аналогичных (Гусев, Горуневич, 2006, с. 4), и для доказательства теоретических выводов, полученных в (Краснощеков, 2014).

Найденное во времени значение точки переключения функции депозитов брокеров с зависимости от индекса на зависимость от объема соответствует 1999 г. Данный вывод чрезвычайно важен при исследовании агрегированных статей баланса брокеров и любых других переменных в связке с показателями, характеризующими состояние вторичного рынка ценных бумаг, и может применяться для прогнозирования спроса на услуги брокеров и объема торгов на фондовой бирже.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Абель Э., Бернанке Б. (2008). Макроэкономика. СПб.: Питер.
- Большев Л. Н., Смирнов Н. В. (1983). Таблицы математической статистики. М.: Наука.
- Гусев А. А., Горуневич С. А. (2006). Сбережения домохозяйств: влияние на фондовый рынок. СПб.: Золотое сечение.
- Краснощеков Л. В. (2013). Механические торговые системы: определение, структура и свойства. [Электронный ресурс] // *Молодежный научно-технический вестник. МГТУ им. Н. Э. Баумана*. № 11. Ноябрь. Режим доступа: <http://onxhiytnq.mjwxg5dvfzzhk.cmle.ru/2jmi715rSw0yVb-vlWAYkK-YBwk=ZmlsZS9vdXQvNjM2MDQ3>, свободный. Загл. с экрана. Яз. рус. (дата обращения: август 2016 г.).
- Краснощеков Л. В. (2014). Доходность механических торговых систем как эквивалент процентной ставки по денежным активам. [Электронный ресурс] // *Молодежный научно-технический вестник. МГТУ им. Н. Э. Баумана*. № 10. Октябрь. Режим доступа: <http://onxhiytnq.mjwxg5dvfzzhk.cmle.ru/doc/737222.html>, свободный. Загл. с экрана. Яз. рус. (дата обращения: август 2016 г.).
- Горяинов В. Б., Павлов И. В., Цветкова Г. М., Тескин О. И. (2002). Математическая статистика: Учеб. для вузов. Под ред. В. С. Зарубина, А. П. Крищенко. М.: Изд-во МГТУ им. Н. Э. Баумана.
- Муравьева В. С., Орлов А. И. (2007). Непараметрическое оценивание точки пересечения регрессионных прямых // *Заводская лаборатория. Диагностика материалов*. Т. 73. № 11. С. 63–67.
- Нусратуллин И. В. (2011). Теоретические аспекты нарушения устойчивого развития рыночной экономики в свете неоклассической теории // *Вопросы экономики и права*. № 10. С. 61–71.
- Орлов А. И. (2007). Прикладная статистика. М.: Экзамен.
- Орлов А. И. (2012). Состоятельные критерии проверки абсолютной однородности независимых выборок // *Заводская лаборатория. Диагностика материалов*. Т. 78. № 11. С. 66–70.
- Себер Дж. (1980). Линейный регрессионный анализ. М.: Мир.
- Hinkley D. V. (1969). Inference about the Intersection in Two-Phase Regression // *Biometrika*. Vol. 56(3). P. 495–504.
- Hudson D. J. (1966). Fitting Segmented Curves Whose Join Points Have to Be Estimated // *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 61. P. 1097–1129.
- Zar J. H. (1984). Biostatistical Analysis. Englewood Cliffs: Prentice-Hall.

Поступила в редакцию
13.03.2015 г.

REFERENCES (with English translation or transliteration)

- Abel A., Bernanke B. (2008). Macroeconomics. Saint Petersburg: Piter (in Russian).
- Bolshev L. N., Smirnov N. V. (1983). Tables of Mathematical Statistics. Moscow: Nauka (in Russian).
- Goriainov V. B., Pavlov I. V., Teskin O. I., Tsvetkova G. M. (2002). Mathematical Statistics (in Russian).
- Gusev A. A., Gorunovich S. A. (2006). Household Savings: Impact on the Stock Market. Saint Petersburg: Zolotoe Secheniye (in Russian).
- Hinkley D. V. (1969). Inference about the Intersection in Two-Phase Regression. *Biometrika* 56(3), 495–504.
- Hudson D. J. (1966). Fitting Segmented Curves Whose Join Points Have to Be Estimated. *Journal of the American Statistical Association* 61, 1097–1129.
- Krasnoschchekov L. V. (2013). Automated Trading Systems: Definition, Structure and Properties. *Scientific and technological youth journal. MGTU im. N. E. Bauman* 11, November. Available at: <http://onxhiytnq.mjwxg5dvfzzhk.cmle.ru/2jnmj7l5rSw0yVb-vlWAYkK-YBwk=ZmlsZS9vdXQvNjM2MDQ3> (accessed: August 2016, in Russian).
- Krasnoschchekov L. V. (2014). Yield of Automated Trading As Equivalent of Rate of Return on Money Assets. *Scientific and technological youth journal. MGTU im. N. E. Bauman* 10, October. Available at: <http://onxhiytnq.mjwxg5dvfzzhk.cmle.ru/doc/737222.html> (accessed: August 2016, in Russian).
- Muravyova V. S., Orlov A. I. (2007). Non-Parametric Assessment Intersection Point of the Two Regressions. *Industrial Laboratory. Materials Diagnostics* 73(11), 63–67 (in Russian).
- Nusratullin I. V. (2011). Theoretical Aspects of Interruption of the Steady Development of the Economics from Viewpoint of Neoclassical Economics. *Economic and Law Issues* 10, 61–71 (in Russian).
- Orlov A. I. (2007). Applied Statistics. Moscow: Ekzamen (in Russian).
- Orlov A. I. (2012). Consistent Tests for Homogeneity of Two Independent Samples. *Industrial Laboratory. Materials Diagnostics* 11, 66–70 (in Russian).
- Seber G. A. F. (1980). Linear Regression Analysis. Moscow: Mir (in Russian).
- Zar J. H. (1984). Biostatistical Analysis. Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
- Zarubina V. S., Krishchenko A. P. (eds.). Moscow: Izd. MGTU im. N. E. Bauman – BMSTU Press (in Russian).

Received 13.03.2015

THE MACROECONOMIC ASPECTS OF NON-SYSTEMATIC SPECULATIVE INVESTMENTS

D. V. Borodin⁶, L. V. Krasnoschchekov⁷

Abstract. It is evident that speculative incentives to liquidity preferences decrease the economic growth rate. The growth of this incentive is motivated by the growth of non-systematic savings. This paper suggests a definition of non-systematic savings and non-classical saving distribution scheme. The economic mathematical method was developed to analyze the impact of non-classical savings distribution scheme on the US stock market. The result achieved by means of applying this method allowed to identify the growing impact of non-systematic savings on the most important parameters of the US stock market. The starting period of this impact was determined. The assumption about time of transition from the classical scheme of savings distribution to a non-classical was made based on estimate of starting point of impact non-systematic savings on the stock market. An alternative approach to the analysis of the impact of non-classical savings allocation scheme was applied

⁶Dmitry V. Borodin – Candidate of Science (Economics), Head of corporate finance Department, PJSC “Research and Production Corporation “United Wagon Company”; Associate professor, Finance Department, Bauman Moscow State Technical University, Moscow, Russia; dmitrii.v.borodin@gmail.com.

⁷Leonid V. Krasnoschchekov – Lead Economist of the Project “Helicopter Ka-62”, JSC “КАМОВ”, postgraduate student at Moscow University of Finance and Law, Moscow, Russia; krasnoschyokov@gmail.com.

to complete the achieved result. This approach is based on a well-known impact of some parameters of the stock market on statements of assets of the stockbrokers. The transition from one distribution savings scheme to another is reflected in the regression curves of aggregated statements of the stockbrokers' assets on the stock market parameters. Two-phase two-factor model in which first phase let identify classical incentive and second phase allowed to identify non-classical incentive was written to reflect the change of regression model over time. The confidence interval for point of intersection in two-phase regression was determined. This confidence interval allowed to make alternative assessment of the time in which the regression curve of aggregated statements of the stockbrokers assets on the stock market parameters was transformed. An estimate received by means of applying of the first method is included in the confidence interval for a point of intersection in a two-phase regression proving the change in savings allocation scheme.

Keywords: savings distribution, national saving, investment, automated trading systems.

JEL Classification: G23.