

# НОВЫЕ ИССЛЕДОВАНИЯ

## Влияние изменения индикаторов фондового рынка на привлечение средств в российские паевые фонды акций

Дранев Ю.Я.<sup>1</sup>, Ананьев Н.С.<sup>2</sup>

*Во всем мире одними из ключевых участников вторичного рынка акций являются паевые или взаимные фонды акций. Привлечение сбережений населения в такие фонды позволяет повышать ликвидность фондового рынка. Однако возникает вопрос о том, снижается ли устойчивость рынка с притоком или оттоком средств инвесторов паевых фондов акций.*

*Индустрия коллективных инвестиций в России, пережив период бурного роста в начале-середине 2000-х годов, перешла в стадию стабилизации. Относительная совокупная стоимость активов российских фондов акций остается на существенно более низком уровне, чем у большинства развитых стран, странах БРИК и странах Восточной Европы. Трудно объяснить эту разницу только молодостью российского фондового рынка, так как в восточноевропейских странах фондовый рынок также начал развиваться только в последние двадцать лет. Возможно, одной из причин, негативно влияющих на отношение к российскому фондовому рынку в целом и паевым фондам акций, как наиболее удобному инструменту для личных инвестиций в него, является высокая волатильность и динамика акций.*

*Чтобы ответить на эти вопросы в данном исследовании тестируются гипотезы о взаимном влиянии индикаторов динамики рынка и притока в паевые фонды акций.*

*JEL: G20, E44*

*Ключевые слова: паевые инвестиционные фонды, фондовый рынок, взаимные фонды, привлечение, стоимость чистых активов, волатильность, векторная авторегрессия, энтропия*

### Введение

Период бурного развития коллективных инвестиций начался с конца 1970-х годов в США. По данным ICI [2009], активы только взаимных фондов в США увеличились с 1979 по 2007 год в 126 раз и достигли 12 трлн долларов. Похожая ситуация наблюдалась и в других развитых странах, хотя и несколько позднее и в меньших масштабах [см. Guiso L. et al., 2003]. По данным ICI, доля активов американских взаимных фондов превышала 50% в активах всех взаимных фондов, составлявших 19 трлн долларов к концу 2008 года.

Основными факторами, определившими развитие институтов коллективных инвестиций на протяжении последних 30 лет в США и за последние 20 лет в остальном мире, являлись: постепенное снижение ставок, вызвавшее потерю интереса населения к депозитам, развитие пенсионной системы и некоторые стимулирующие законодательные инициативы. Можно также отметить, что примерно на этот же период приходится значительное повышение фондовых индексов. Так, американский индекс S&P 500 вырос более чем в 10 раз с начала 1980-х годов (по данным информационного агентства Reuters).

<sup>1</sup> PhD. Директор по инвестициям ООО УК «Меркури Кэпитал Траст». Старший преподаватель ГУ ВШЭ.

<sup>2</sup> Кандидат технических наук, MBA (Maastricht School of Management)

Возникает вопрос о возможной связи интереса инвесторов к взаимным фондам, в том числе к фондам, размещающим активы в акциях, со стремительным ростом фондового рынка. На рисунке 1 [ICI, Factbook, 2009] изображены графики годового прироста MSCI All Country World Total Return Stock Index и шестимесячная скользящая средняя привлечения в глобальные фонды акций.

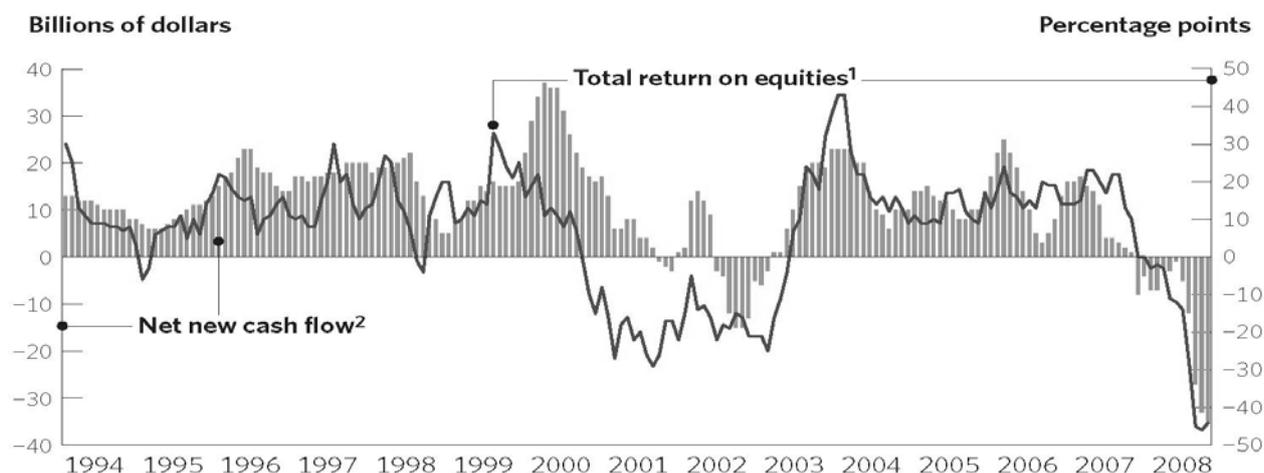


Рисунок 1

Возможно, что рост (или падение) рынка вызывает приток или отток инвестиций в фонды акций, что, в свою очередь, может объяснять будущий рост или снижение фондового рынка и угрожать стабильности финансовой системы. Изучению взаимосвязи показателей посвящен ряд работ как американских авторов, так и экономистов других стран.

Существуют два подхода к исследованию факторов, определяющих привлечение средств в фонды коллективных инвестиций. Первый подход основан на оценке на микроуровне и сфокусирован на привлечении средств отдельным фондом и динамике показателей его доходности. В этом случае выявляются преимущества одних фондов перед другими, а фонд рассматривается с позиции инвестора. Ипполито [Ippolito, 1992], а также Сирри и Тифано [Sirri and Tufano, 1993] показали, что инвесторы стремятся вкладывать средства в наиболее успешные по доходности фонды, но при этом приток в фонды не обеспечивает будущую доходность. В работе Фраззини [Frazzini, 2008] показывается, что фонды, в которые направляется максимальное количество средств по сравнению с другими, могут показывать более низкую доходность в будущем. Ивкович [Ivkovic 2009] определил, что инвесторы не выходят из фондов, показывающих хорошие результаты, а продают отстающие по динамике. При изучении фондов на микроуровне нельзя сделать вывод о том, куда направляются средства, выведенные инвестором. Эти средства могут как перенаправляются в другие фонды, так и расходоваться на другие цели, в том числе покидать фондовый рынок.

Второй подход, на макроуровне, как раз позволяет учесть агрегированное привлечение в паевые или взаимные фонды определенного вида и характеризовать индустрию коллективных инвестиций в целом. Одним из первых агрегированное привлечение во взаимные фонды исследовал Вартер [Warther, 1995]. Автор разделил приток на предсказуемый, определяемый как тренд из авторегрессионной модели, и непредсказуемый — стационарный остаток после вычитания трендового компонента. Основываясь на ежемесячных данных с 1984 по 1993 год, был сделан вывод о том, что непредсказуемый приток в фонды коррелирует с текущими показателями прироста фондового индекса. При этом автору не удалось установить связь между предыдущим изменением индекса и текущим привлечением в фонды.

Фортуна [Fortune, 1998] также исследовал поведение инвесторов взаимных фондов в зависимости от изменений на фондовом рынке. После подробного анализа автор пришел к выводу о том, что на коротких временных интервалах приток в фонды определяется изменением индекса S&P 500, однако на более длительных интервалах эта зависимость не подтверждается. Фортуна также пришел к заключению, что инвесторы взаимных фондов не оказывают никакого дестабилизирующего влияния на фондовые индексы в периоды их резкого падения. Таким образом, приток во взаимные фонды не оказывает влияния на будущую доходность фондовых индексов. Похожие результаты были получены и в работе Ремолона [Remolona, 1997].

На дневных данных Эделейн и Варнер [Edelein, Warner, 2001] получили подтверждение гипотезы о корреляции между агрегированным привлечением американских фондов акций и изменением цен на фондовом рынке в тот же день. При этом были получены также свидетельства о некоторой зависимости притока в фонды от изменений индексов в предыдущий день. На более длинных промежутках времени (неделя, месяц) последняя гипотеза не подтверждается.

Используя тесты Гранжера и модель регрессии с коррекцией ошибки, Ким [Kim, 2007] исследовал ежемесячное привлечение сразу в несколько типов американских фондов, включая фонды акций, облигаций и денежного рынка. Авторы приходят к выводам, аналогичным выводам других исследователей, а именно: изменение фондовых индексов и изменение притока в фонды в течение месяца положительно коррелируют. При этом приток в фонды никак не влияет на будущее изменение цен акций.

В ряде работ исследуется также связь волатильности изменения фондовых индикаторов и притока во взаимные фонды. Используя векторную авторегрессию на дневных данных Чао [Cao, 2008] показали наличие отрицательной коррелированности рыночной волатильности и агрегированного притока во взаимные фонды. Более того, резкий рост потока в фонды приводит в будущем к снижению волатильности рынка. При этом сильный отток из фондов, наоборот, предсказывает увеличение волатильности. Это подтверждает гипотезу о дестабилизирующем воздействии взаимных фондов на фондовый рынок. Нужно отметить, что рост внутрисуточной волатильности, которую рассматривали авторы не обязательно сопровождается продолжительным снижением. Поэтому негативно отток из фондов отражается только на коротких колебаниях фондового рынка, что не противоречит результатам других исследований.

В России институты коллективных инвестиций возникли сравнительно недавно – в середине 1990-х годов. Российская законодательная база несколько отличается от американской. Паевые инвестиционные фонды (ПИФы) не являются юридическими лицами, в отличие от взаимных фондов в США. Российская пенсионная система не особенно развита и находится в стадии постоянного реформирования. Финансовая грамотность в России по объективным причинам отстает от американской. Все эти факторы могут сдерживать развитие коллективных инвестиций. Однако на настроение инвесторов могут влиять и другие причины. Возможно, что показатели российского фондового рынка, которые агрегируют недостатки и достоинства российской финансовой системы, по аналогии с США оказывают значительное воздействие на темпы привлечения инвестиций в ПИФы. Тем более что в России многие используют инвестиции в ПИФы для игры на фондовом рынке, а не для долгосрочного накопления на пенсию (цель 95% респондентов в США по опросам ИСИ [ICI Factbook, 2009]).

В российской академической литературе практически отсутствуют исследования агрегированного притока в паевые фонды. Согласно некоторым западным исследованиям, например Фрут [Froot, 2008], приток иностранных инвесторов в фонды, ориентирующиеся на развивающиеся страны, оказывает влияние на рост их рынков. В хедж-фондах, с которыми часто несправедливо сравнивают российские ПИФы, рост рынка определяет будущий приток Белтратти, Морана [Beltratti, Morana, 2008]. Поэтому возможно, что в отличие от результатов ряда американских исследований по взаимным фондам, отток из

ПИФов может дестабилизировать российский фондовый рынок в периоды резкого снижения. Чтобы получить ответы на эти вопросы, в данной работе изучаются параметры фондового рынка, влияющие на приток в российские ПИФы.

### **Описание данных по привлечению средств российскими ПИФаами акций**

В данной работе анализ данных ограничивается только открытыми и интервальными ПИФаами акций. Для более полной картины было бы интересно также изучить переток из одних видов ПИФов в другие, что делается в ряде зарубежных исследований, например Фортун [Fortune, 1998]. Конечно, приток средств в закрытые фонды недвижимости вряд ли как-либо коррелирует с притоком в фонды акций. Однако включение в анализ открытых и интервальных смешанных ПИФов (по инвестиционной декларации такие фонды могут инвестировать как в акции так и в облигации) и ПИФов облигаций может к дополнительным результатам. Так, возможно, подтвердится гипотеза о том, что при снижении рынка средства инвесторов перенаправляются из фондов акций в фонды облигаций или смешанные фонды. Хочется только отметить, что, в отличие от американских аналогов, сбалансированных фондов, где в портфелях содержится примерно равное количество акций и облигаций, в российских смешанных фондах зачастую бывает как значительно больше половины акций, так и значительно больше половины облигаций. Поэтому анализ российских смешанных фондов является затруднительным из-за неопределенности структуры их портфеля. Однако, их совокупная стоимость чистых активов (СЧА) существенно ниже совокупной СЧА ПИФов акций или совокупной СЧА ПИФов облигаций и их вклад в агрегированное привлечение незначителен.

Было решено также исключить из выборки данные по закрытым ПИФаам акций. Учредителями таких фондов являются крупные инвесторы, которые редко пользуются розничными ПИФаами. Поэтому перетока средств между закрытыми и открытыми фондами фактически не происходит. Также было принято решение не разделять открытые и интервальные фонды акций, потому что часть интервальных фондов со временем стала открытой после перерегистрации правил доверительного управления. Несмотря на то что инвестировать в интервальные фонды можно только несколько раз в году, эти даты у различных фондов редко пересекаются. Такая особенность, как будет показано далее, практически не влияет на стационарность данных и не приводит к возникновению сезонности.

Нужно отметить, что в исследование не были включены данные по общим фондам банковского управления (ОФБУ), как еще одного инструмента коллективных инвестиций в России. Причина та же: невозможность даже приблизительно определить структуру портфелей ОФБУ, которые регулируются меньше, чем ПИФы.

Данные, на основе которых проводилось исследование, состоят из значений ежемесячного агрегированного притока (оттока) и совокупного СЧА 264 российских открытых и интервальных паевых фондов акций (включая прекратившие свое существование), работавших с декабря 2002 года по декабрь 2009 года. Значения были получены по результатам обработки данных, предоставленных ИА «Финмаркет» (Группа «Интерфакс»). Первоначально планировалось включить в выборку данные с начала 2000 года. Однако с начала 2000 по конец 2002 года основным игроком на российском рынке коллективных инвестиций являлась УК «Уралсиб» с долей более 90% в начале 2000 года, которая к концу 2002-го снизилась примерно до 80%. В 2001 и 2002 годах происходили значительные оттоки средств из ПИФов УК «Уралсиб», возможно, связанные с переходом крупных инвесторов в ОФБУ, которые, как уже упоминалось, не являются объектом данного исследования. Нужно отметить, что в дальнейшем доля активов в ОФБУ практически не увеличивалась по сравнению с ростом совокупной СЧА ПИФов акций, поэтому можно сделать предположение об отсутствии значительного перетока инвестиций между ПИФаами и ОФБУ. При определении значений агрегированного притока (оттока) и совокупного СЧА

были исключены только открытые фонды УК «Альянс континенталь», так как по своей сути они являлись «закрытыми» фондами для одного клиента.

Как уже отмечалось, ПИФы не играют столь значительную роль на фондовом рынке в России, как взаимные фонды в США. Поэтому для нормировки данных по привлечению в открытые и интервальные ПИФы акций мы будем использовать совокупную СЧА фондов, а не капитализацию фондового рынка, как, например, у Вартер [Warther, 1995]. Итак, относительное привлечение в фонды за месяц  $t$ :

где  $ATTR(t)$  – рублевый приток или отток в открытые и интервальные ПИФы акций из

$$RA_i = \frac{ATTR(t)}{TNAV(t-1)} \times 100\%,$$

выборки,

а  $TNAV(t-1)$  – совокупная СЧА этих ПИФов в предыдущий месяц.

На рисунке 2 приведены график, гистограмма и основные параметры относительного привлечения.

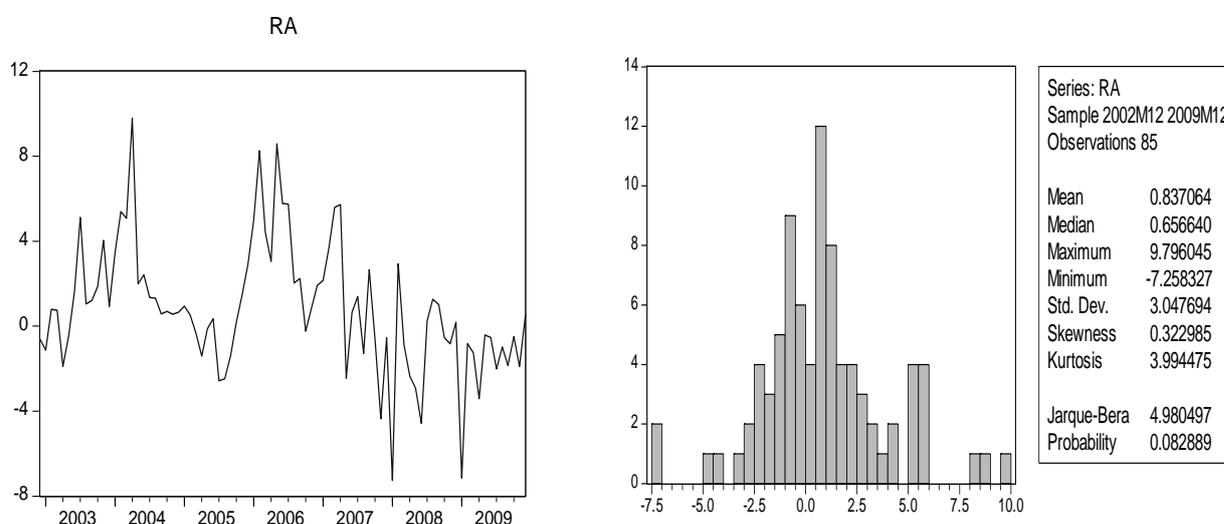


Рисунок 2

Одной из ключевых идей при анализе фондов у зарубежных исследователей (например, Вартер [Warther, 1995], Эделейн, Варнер [Edelein, Warner, 2001]) было разбиение на предсказуемое и непредсказуемое привлечение. При тестировании с использованием пакета Eviews автокорреляции данных по относительному привлечению в российские фонды не обнаружены. Более того, расширенный тест на единичные корни Дики-Фуллера показал стационарность выборки.

Null Hypothesis: D(RA) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG = 11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.55672	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.072415	
5% level	-3.464865	
10% level	-3.158974	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Таким образом, можно сделать вывод о том, что привлечение в российские ПИФы акций характеризуется только непредсказуемым стационарным компонентом, в отличие от американских взаимных фондов. Возможным объяснением этому может служить то, что деньги из российской пенсионной системы практически не попадают в ПИФы акций. Тогда как более половины средств, инвестированных во взаимные фонды США, составляют, согласно ICI [ICI, Factbook, 2009], деньги пенсионных счетов американских граждан. Постоянное пополнение пенсионных счетов, возможно, и объясняет наличие предсказуемого компонента привлечения в американские взаимные фонды. Можно сделать предположение, что введение системы персональных пенсионных счетов, аналогичных американским IRA (individual retirement account), которое сейчас активно обсуждается в российском правительстве, может привести к существенному росту индустрии коллективных инвестиций в России.

### Модель и эмпирические результаты

Как и в большинстве исследований по этой тематике, для определения зависимости между параметрами фондового рынка и привлечением в фонды мы будем использовать модель векторной авторегрессии. В качестве переменных для векторного регрессионного анализа в данном исследовании предполагается взять прирост логарифма индекса ММВБ за месяц (обозначим  $D\_MCX$ ), а также волатильность прироста логарифма индекса ММВБ за месяц (обозначим  $SIGMA\_MCX$ ). Выбор индекса ММВБ обусловлен тем, что, в отличие от индекса РТС, при его расчете используются рублевые цены акций.

Итак, вектор переменных состоит из  $RA$ ,  $D\_MCX$ ,  $SIGMA\_MCX$ . Для начала применим векторную авторегрессию, исключив из выборки кризисные 2008 и 2009 годы.

Included observations: 51 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	RA	D_MCX	SIGMA_MCX
RA(-1)	0.605255 (0.15750) [ 3.84289]	-0.392346 (0.61373) [-0.63928]	0.026689 (0.22007) [ 0.12127]
RA(-2)	0.162703 (0.14895) [ 1.09230]	-0.431379 (0.58043) [-0.74321]	0.400948 (0.20813) [ 1.92641]
D_MCX(-1)	0.144037 (0.04396) [ 3.27690]	-0.138184 (0.17128) [-0.80677]	0.030526 (0.06142) [ 0.49702]
D_MCX(-2)	-0.017998 (0.04874) [-0.36923]	0.050789 (0.18994) [ 0.26739]	0.125779 (0.06811) [ 1.84670]
SIGMA_MCX(-1)	0.202712 (0.12448) [ 1.62846]	-0.308985 (0.48506) [-0.63700]	0.187749 (0.17394) [ 1.07941]

			Продолжение
SIGMA_MCX(-2)	-0.189577 (0.12547) [-1.51088]	0.648860 (0.48894) [ 1.32709]	-0.136562 (0.17532) [-0.77891]
C	0.029236 (2.34734) [ 0.01246]	0.785778 (9.14687) [ 0.08591]	11.30382 (3.27992) [ 3.44637]
R-squared	0.550755	0.089588	0.255993

Из таблицы можно сделать вывод о том, что привлечение с большей долей уверенности может быть объяснено предыдущими значениями переменных, тогда как изменение рынка существенно меньше зависит от предшествующего привлечения и волатильности. Увеличение количества лагов до четырех позволяет получить коэффициент детерминации  $R^2 = 0,68$  (68%). Нужно отметить, что если увеличить интервал выборки до конца 2009 года (включить кризисные годы), то значение  $R^2$  снизится до 0,4 (40%) для переменной RA. Интересно, что коэффициент волатильности двухмесячной давности по отношению к привлечению принимает отрицательные значения. Из этого можно сделать вывод, что рост волатильности приводит к оттоку средств инвесторов из ПИФов акций. Тест Гранжера подтверждает гипотезу о возможном влиянии волатильности на приток в ПИФы, но только на 10%-ном уровне.

#### Pairwise Granger Causality Tests

Date: 06/27/10 Time: 20:46

Sample: 2002M12 2009M12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
RA does not Granger Cause SIGMA_MCX	83	0.37263	0.7901
SIGMA_MCX does not Granger Cause RA		2.41667	0.0959

Анализ регрессии, где в качестве зависимой переменной выступает привлечение, а независимыми являются прирост рынка и волатильность, с использованием лагированных переменных позволяет сделать вывод о существовании некоторой зависимости, но только на данных до начала кризиса.

Dependent Variable: RA

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2003M02 2008M08

Included observations: 67 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

RA = C(1)\*D\_MCX+ C(2)\*D\_MCX(-1)+ C(3)\*D\_MCX(-2)+C(4)\*SIGMA\_MCX+ C(5)\*SIGMA\_MCX(-1)+C(6)\*SIGMA\_MCX(-2)+C(7)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.084162	0.067367	1.249304	0.2164
C(2)	0.107405	0.045822	2.343980	0.0224

Продолжение

C(3)	0.056416	0.037833	1.491180	0.1412
C(4)	1.510969	0.556734	2.713986	0.0087
C(5)	0.416564	0.123346	3.377205	0.0013
C(6)	-0.534659	0.110646	-1.217026	0.2284
C(7)	-0.174141	1.930869	-4.751302	0.0000
R-squared	0.313552	Mean dependent var	1.392478	
Adjusted R-squared	0.244907	S.D. dependent var	3.084991	
S.E. of regression	2.680737	Akaike info criterion	4.908668	
Sum squared resid	431.1811	Schwarz criterion	5.139009	
Log likelihood	-157.4404	Hannan-Quinn criter.	4.999814	
F-statistic	4.567737	Durbin-Watson stat	1.383280	

Не получив достаточно значимых результатов по регрессиям за 2008–2009 годы, можно сделать вывод, что в условиях кризиса привлечение в фонды акций никак не объяснялось параметрами фондового рынка, такими как прирост фондового индекса и его волатильность. Можно предположить, что более значимыми в этих условиях могли бы быть параметры инфляции, ставок по депозитам или личного дохода. Предварительное тестирование не подтверждает гипотезу влияния инфляции (данные Росстата) и ставок по депозитам (данные ЦБ) на привлечение в фонды. Возможно, что модель нуждается в дальнейшей доработке.

#### Альтернативные показатели волатильности рынка

Заметим, что у волатильности  $SIGMA\_MCX$  есть недостатки, а именно волатильность одинаково учитывает как снижение, так и рост рынка, а также усредняет резкие колебания, произошедшие в течение месяца. Предположительно резкие одноразовые колебания рынка могут вызывать больший отток инвесторов, чем просто повышение средних колебаний. Поэтому предлагается ввести в модель новый параметр, с помощью которого также можно измерять волатильность индекса.

Рассмотрим следующую величину:

$$ENTROPY(t) = -100\% \times \sum_i \frac{MCX_i(t)}{AVMCX(t)} \ln \frac{MCX_i(t)}{AVMCX(t)},$$

где  $MCX_i(t)$  – значение индекса ММВБ в  $i$ -й день месяца  $t$ ,  $AVMCX(t)$  – среднее значение индекса за месяц  $t$ , а суммирование производится по всем дням месяца  $t$ . Будем называть эту величину месячной энтропией фондового рынка по аналогии с традиционным понятием энтропии.

Отметим некоторые свойства  $ENTROPY$ . Во-первых, эта величина всегда положительна, что делает ее еще более похожей на волатильность. Во-вторых энтропия рынка существенно более чувствительна к резким провалам рынка с последующим восстановлением, чем волатильность.

На рисунке 3 показаны графики энтропии рынка и волатильности с 2003-го по конец 2009 года.

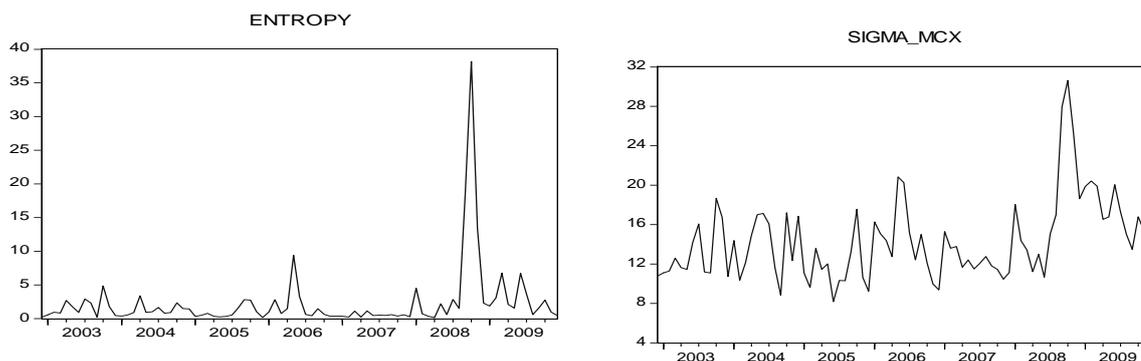


Рисунок 3

Заметно, что в разгар кризиса энтропия рынка выросла в несколько раз, тогда как волатильность увеличилась примерно на 50%.

Преимуществом энтропии является также отсутствие автокорреляционного эффекта на имеющихся данных. Если ограничить выборку только годами бурного роста фондового рынка, то получим следующий результат векторной авторегрессии.

## Vector Autoregression Estimates

Sample: 2003M12 2006M12

Included observations: 37

Standard errors in ( ) &amp; t-statistics in [ ]

	RA	D_MCX	ENTROPY
RA(-1)	0.518296 (0.19614) [ 2.64250]	0.355799 (0.72914) [ 0.48797]	-0.190870 (0.13094) [-1.45769]
RA(-2)	0.273033 (0.18890) [ 1.44537]	-1.083881 (0.70224) [-1.54347]	0.292999 (0.12611) [ 2.32338]
D_MCX(-1)	0.155241 (0.05216) [ 2.97650]	-0.117166 (0.19389) [-0.60430]	0.109071 (0.03482) [ 3.13257]
D_MCX(-2)	-0.020581 (0.05770) [-0.35669]	0.184478 (0.21449) [ 0.86006]	-0.014428 (0.03852) [-0.37457]
ENTROPY(-1)	0.288964 (0.31402) [ 0.92022]	-1.794022 (1.16734) [-1.53685]	0.710435 (0.20963) [ 3.38895]
ENTROPY(-2)	-0.193840 (0.28171) [-0.68809]	1.831808 (1.04723) [ 1.74919]	-0.430840 (0.18806) [-2.29093]

			Продолжение
C	-0.156120 (0.66893) [-0.23339]	4.623946 (2.48674) [ 1.85944]	0.473094 (0.44657) [ 1.05939]
R-squared	0.576679	0.153799	0.386107

При увеличении интервала тестирования до конца 2009 года значение  $R^2$  снижается до 34%.

Таким образом, замена волатильности на энтропию рынка в векторной авторегрессии приводит приблизительно к тем же результатам.

### Заключение

По результатам тестирования модели векторной авторегрессии можно говорить о подтверждении гипотезы о влиянии параметров фондового рынка на последующее привлечение средств в ПИФы акций. Волатильность индекса в этом влиянии играет существенную роль. Причем рост волатильности негативно сказывается на притоке в фонды через три месяца, что можно объяснить запаздыванием реакции инвесторов на изменение ситуации на фондовом рынке. Здесь возникает существенное отличие от исследований привлечения в американские взаимные фонды, где только текущие параметры рынка влияют на привлечение в фонды. Возможно, такая разница связана с невысокой и несвоевременной информированностью инвесторов о привлечении в российские ПИФы, о событиях на фондовом рынке.

При этом не найдено никаких свидетельств того, что отток из ПИФов акций как-либо дестабилизирует фондовый рынок. Скорее всего, это связано с небольшой совокупной СЧА ПИФов акций по сравнению с капитализацией рынка в целом.

Еще одним отличием от США является отсутствие нестационарного компонента (тренда) в привлечении в фонды акций. Объяснить этот факт можно различием в пенсионных системах, в том числе отсутствием персональных пенсионных счетов, обеспечивающих стабильный приток средств во взаимные фонды акций.

Помимо традиционного показателя волатильности для объяснения поведения инвесторов предлагается использовать в работе показатель энтропии рынка. Энтропия более чувствительна к значительным колебаниям рынка и позволяет отслеживать реакцию на них.

### Список литературы

1. Бакатанов О. Анализ эффективности управления активами инвестиционных фондов // Вестник Российского государственного торгово-экономического университета. – 2007. – Т.1, № 17. – С. 32–36.
2. Садкова Ж.А. Паевые инвестиционные фонды как фактор экономического роста // Вестник ДВО РАН. – 2006. – № 3. – С. 29–35.
3. Beltrattia, A., and Moranab, C. (2008), Aggregate hedge funds' flows and returns, *Applied Financial Economics*, 18 (2008) 1755–1764.
4. Cao, C., Chang, E. C., and Wang, Y. (2008), An empirical analysis of the dynamic relationship between mutual fund flow and market return volatility, *Journal of Banking & Finance*, 32 (2008) 2111–2123.
5. Edelen, R.? and Warner, J. (2001), Aggregate price effects of institutional trading: a study of mutual fund flow and market returns, *Journal of Financial Economics*, 59 (2001) 195–220.
6. Fortune? P. (1997), *Mutual Funds, Part I: Reshaping the American Financial System*, *New England Economic Review*, July/August (1997) 45–72.

7. Fortune, P. (1998), *Mutual Funds, Part II: Fund Flows and Security Returns*, New England Economic Review, January/ February (1998) 3–22.
8. Duca, J.V. (2005), *Why Have U.S. Households Increasingly Relied On Mutual Funds To Own Equity?* Review of Income and Wealth Series 51(3) (2005) 375–396.
9. Froot, K. and Ramadorai, T. (2008), *Institutional Portfolio Flows and International Investments*, The Review of Financial Studies, 21(2) (2008) 938–971.
10. Indro, D.C. (2004), *Does mutual fund flows reflect investor sentiment?* The Journal of Behavioral Finance, 5(2) (2004) 105–115.
11. Ippolito, R. (1992), *Consumer Reaction to Measures of Poor Quality: Evidence from the Mutual Fund Industry*, Journal of Law and Economics, 35 (1992) 45–70.
12. Hsieh, M., Yang, Y. and Vu, T.B. (2008) *Do Herding Behavior And Positive Feedback Effects Influence Capital Inflows? Evidence From Asia And Latin America*, The International Journal of Business and Finance Research, 2(2) (2008) 19–34.
13. Karceski, J. (2002), *Returns-Chasing Behavior, Mutual Funds, and Beta's Death*, Journal of Financial and Quantitative analysis, 37(4) (2002) 559–594.
14. Maher, J.J., Brown, R. M., and Kumar, R. (2008), *Firm valuation, abnormal earnings, and mutual funds flow*, Quant Finan Acc 31 (2008) 167–189.
15. Matallin-Saez, J.C. (2008), *The Dynamics of Mutual Funds and Market Timing Measurement*, Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 12(4) (2008) 1–27.
16. Neal, O. (2004), *Purchase and redemption patterns of US Equity mutual funds*, Financial management, Spring 2004, 63–90.
17. OECD (2006), *The Impact of Pension Funds on Financial Markets*. OECD Newsletter, June 2006.
18. Philippas, N. D. (2004), *The interaction of mutual funds flows and security returns in emerging markets: The case of Greece*, Working paper.
19. Pavabutr, P. and Yan, H. (2007), *The Impact of Foreign Portfolio Flows on Emerging Market Volatility: Evidence from Thailand*, Australian Journal of Management, 32(2) (2007) 345–368.
20. Ramelona, E., Kleiman, P. and Gruenstein, D. (1997), *Market returns and mutual fund flows*, FRBNY Economic Policy Review, 33–52.
21. Rakowski, D., Wang, X. (2009), *The dynamics of short-term mutual fund flows and returns: A time-series and cross-sectional investigation*, Journal of Banking & Finance 33 (11) 2102–2109.
22. Sirri, E.R., and Tufano, P. (1993), *Buying and Selling Mutual Funds: Flows, Performance, Fees and Services*, Harvard Business School Working Paper.
23. Walter, I., and Sisli, E. (2007), *The Asset Management Industry in Asia: Dynamics of Growth, Structure, and Performance*, New York University Salomon Center, Financial Markets, Institutions & Instruments, 16 (1) (2007) 1–77.
24. Warther, V.A. (1995), *Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns*, Journal of Financial Economics, 39 (1995) 209–235.
25. Warther, V.A (1998), *Has the rise of mutual funds increased market instability?* Brookings – Wharton Papers on Financial Services, 239–262.
26. ICI (2009), *Investment Company Fact Book*.