

НОБЕЛОВА НАГРАДА ЗА ПОСТИЖЕНИЯ В ОБЛАСТТА НА ИКОНОМИЧЕСКИТЕ НАУКИ ЗА 2013 Г.

Кралската шведска академия на науките реши наградата на Шведската национална банка за постижения в областта на икономическите науки в памет на Алфред Нобел да бъде присъдена на Юджийн Е. Фама, Ларс Петер Хансен и Робърт Дж. Шилер за "емпиричния им анализ на цените на активите".

Юджийн Фама¹ е американски гражданин, роден през 1939 г. в Бостън. Защитава докторат през 1964 г. в Университета в Чикаго, Илинойс. Професор е по финанси в Университета в Чикаго.

Ларс Петер Хансен² е американски гражданин. Роден е през 1946 г. Защитава докторат през 1978 г. в Университета на Минесота, Мичиган. Професор е по икономика и статистика в Университета в Чикаго.

Робърт Дж. Шилер³ е американски гражданин, роден през 1934 г. в Детройт. Защитава докторат през 1972 г. в Мичиганския технологичен институт в Бостън. Професор е по икономика в Университета в Йейл, Ню Хейвън.

1. Въведение

Поведението на цените на активите има изключително значение при вземането на редица важни решения не само от професионалните инвеститори, но и от повечето хора в ежедневието им. Изборът между спестяване под формата на налични средства, банкови депозити или акции, или например във фамилно жилище зависи от това как се разбират рисковете и доходността, свързани с тези различни форми на спестяване. Цените на активите имат фундаментално значение и за макроикономиката, защото предоставят съществена информация при вземането на ключови икономически решения по отношение на физическите инвестиции и потреблението. Въпреки че цените на финансовите активи често отразяват базовите стойности, в историята са познати множество потресаващи примери за обратното – при събитията, които се наричат „балони“ или „сривове“ Неправилното оценяване на активите може да допринесе за възникването и развитието на финансови кризи, а както показва сегашната рецесия, такива кризи могат да увредят цялата икономика. След като цените на активите имат такава основополагаща роля при вземането на много решения, какво може да бъде казано относно техните детерминанти?

Наградата тази година се присъжда за емпиричната работа, целяща изясняването и разбирането на това как се определят цените на активите. Юджийн Фама, Ларс Петер Хансен и Робърт Шилер разработват методи за това и ги използват в приложните си изследвания. Въпреки че и досега няма

* Оригиналният текст на английски език на официалната научна обосновка на наградата може да бъде намерен в "The Prize in Economic Sciences 2013 - Advanced Information". http://www.nobelprize.org/nobel_prizes/economic-sciences/laureates/2013/advanced.html

¹ www.chicagobooth.edu/faculty/directory/f/eugene-f-fama

² <http://larspeterhansen.org>

³ www.econ.yale.edu/~shiller

пълно и общоприето обяснение за това как работят финансовите пазари, проучванията на лауреатите подобряват съществено разбирането за цените на активите и открояват определени значими емпирични закономерности, както и вероятните фактори, стоящи зад тях.

Въпросът дали цените на активите са предвидими, е ключов и е с дълга история. Ако е възможно да се предвиди с голяма степен на сигурност, че стойността на един актив ще нарасне повече от тази на друг, могат да се осъществят печалби. Това би повлияло върху едно от простите несъвършенства на пазарните механизми. На практика обаче инвестициите в активи съдържат в, а предвидимостта е статистическо разбиране. Определена стратегия за търговия с активи може да има висока средна доходност, но възможно ли е да се предположи, че ще има допълнителна доходност на базата на ограничен обем и данни за минали периоди? Освен това високата средна доходност може да се дължи на висок риск, така че въобще няма нужда предвидимостта да се приема като знак за пазарно несъвършенство, а по-скоро е справедлива компенсация за поемането на риска. Затова и изследването на цените на активите задължително включва изследването на риска и неговите детерминанти.

Към предвидимостта може да се подходи по няколко начина. Тя може се разглежда през призмата на различни времеви отрязъци – например компенсацията за риска може да играе по-малка роля при по-кратък период. Така прогнозите за дни или седмици занаят улесняват задачата. Друг начин да се оцени предвидимостта е да се провери дали при формирането на цените е използвана цялата публично достъпна информация. По-конкретно учените изследват случаи, при които на пазара става известна нова информация – това са т.нар. събитийни анализи. Ако цените на активите реагират бавно и мудно спрямо новата информация, когато тя стане публична, очевидно предвидимостта е налице: дори и ако не е възможно самата новина да бъде предсказана, всяко последващо движение на цените би трябвало да може да бъде прогнозирано. В основополагащото си изследване от 1969 г. и в последвалите го проучвания Фама и колегите му разглеждат краткосрочната предвидимост от различни гледни точки. Те откриват, че степента на краткосрочна предвидимост на фондовите пазари е силно ограничена. Този емпиричен резултат има огромно влияние върху научната литература, както и върху пазарните практики.

При положение, че е почти невъзможно цените да бъдат предвидени в краткосрочен план, това няма ли да е още по-трудно при по-дългосрочни времеви отрязъци? Много изследователи смятат, че е така, но емпиричните проучвания доказват, че подобно допускане не е вярно. В статията си от 1981 г. за волатилността на цените на стоковите пазари и в по-късните си изследвания по въпроса за дългосрочната предвидимост Шилер достига до ключовия извод, че борсовите цени са изключително волатилни в краткосрочен план, но когато се разглежда период от няколко години, пазарът е по-лесно предвидим. По принцип той обикновено се движи надолу след периоди, когато цените (спрямо приходите на фирмите) са високи, и нагоре, когато са ниски.

В дългосрочен план компенсацията за риска би трябвало да играе по-важна роля за доходността, а предвидимостта може да отразява отношението спрямо риска и неговите вариации с течение на времето. На базата на това тълкуване идеята за предвидимостта трябва да бъде основана на теориите за връзката между риска и цените на активите. Тук Хансен прави фундаменталните си приноси – най-напред с разработването на иконометричен метод (обобщения метод на моментите - GMM, Generalized Method of Moments), представен в статията му от 1982 г., който е създаден, за да направи възможна работата с определени характеристики на данните за пазарните цени, а след това и с прилагането му в серия изследвания. Проучванията му подкрепят първичните изводи на Шилер – цените на активите са твърде волатилни, за да бъдат оценени с помощта на стандартните теории като например т.нар. потребителски модел за оценка на капиталовите активи (Consumption Capital Asset Pricing Model - CCAPM). Тези резултати водят до създаването на нови теории при изследването на цените на активите. Едно от направленията разширява CCAPM в по-богати модели, при които се запазва допускането за рационални инвеститори. Друг клон, наричан често поведенчески (бихейвиористични) финанси (вдъхновен от ранните изследвания на Шилер), поставя в центъра поведенческите модели, пазарните търкания и неправилното ценообразуване.

Свързан с това проблем е разбирането на разликите при възвръщаемостта на активите. При него основната рамка за изследване на дълги периоди е класическият модел за оценяване на капиталовите активи (Capital Asset Pricing Model - CAPM), за който Уилям Шарп получава Нобеловата награда през 1990 г. Той смята, че активите, корелиращи по-силно с пазара, носят по-голям риск, поради което като компенсация трябва да имат по-висока възвръщаемост. В множество изследвания учените се опитват да тестват това допускане. Тук Фама прилага ключови методологически идеи и провежда серия тестове. По този начин се доказва, че един разширен модел с три фактора (добавяне на стойността на фондовия пазар и съотношението ѝ с отчетната към пазарната стойност) значително подобрява обяснителната способност на модела в сравнение с еднофакторния CAPM. Установено е, че при обяснението на разликите във възвръщаемостта на активите играят роля и други фактори. За да бъдат тълкувани новите констатации при изследване на пазара, в литературата има проучвания, свързани с разширяване на модела и с теориите за рационалния инвеститор, и с поведенческите теории.

Този преглед е разделен на девет части. Във втората част са изложени някои основни теории за цените на активите като база и рамка за по-нататъшните части. В третата и четвъртата част са разгледани съответно краткосрочната и дългосрочната предвидимост на цените на активите. В следващите две части са описани теориите за тълкуване на откритията по отношение на предвидимостта и тестването на тези теории, като петата част покрива теориите за рационалния инвеститор, а шестата – поведенческите теории. Седмата част засяга емпиричните изследвания по въпроса за доходността на активите.

Осмата част накратко резюмира основните емпирични констатации и разглежда влиянието им върху пазарните практики. Деветата част е заключение.

2. Теоретична основа

За да се създаде база за представянето на приносите на лауреатите, тук ще бъдат разгледани някои основни теории за оценка на активите.

2.1. Последици от конкурентната търговия

Някои от основни идеи, възникнали още през XIX век, излизат от простите последици на конкурентната търговия – липсата на възможности за арбитраж.⁴ Възможността за арбитраж е „помпа за пари“, която позволява печеленето на арбитражно количество пари без поемането на какъвто и да е риск. Ако вземем един обикновен пример, нека предположим, че два актива имат сигурна доходност R_a и R_b , където $R_a > R_b$. Ако всеки от активите може да бъде разпродаден, т.е. да бъде достигнато негативно количество, арбитражна печалба би могла да се постигне при разпродаването на актив b и инвестирането на приходите в актив a – резултатът ще е сигурна печалба, равна на $R_a - R_b$. Понеже тази помпа за пари може да бъде приложена във всякакъв мащаб, тя със сигурност няма да е равновесно съвместима. В един конкурентен пазар R_a и R_b трябва да са равни. Всеки сигурен актив трябва да има една и съща доходност R_f (f е сигурна) – цената, при която всяка бъдеща продажба на такъв актив е „обезценена“.

Тази проста логика може да бъде обобщена и използвана по-конкретно при работата с несигурните приходи от активите. Може да бъде доказано, че липсата на възможности за арбитраж предполага, че цената на всеки търгуван актив може да бъде описана като претеглената или дисконтирана сума на приходите от актива при различни обстоятелства в следващия период с тегло, независимо от въпросния актив (вж. Ross, 1978; Harrison and Kreps, 1979). Така във всеки момент t цената на даден актив i се определя от:

$$P_{i,t} = \sum_s \pi_{t+1}(s) m_{t+1}(s) x_{i,t+1}(s),$$

където s обозначава обстоятелствата, π_s – вероятностите за тяхното осъществяване, а m_s – не-отрицателните дисконтови тегла. Приходите са x_s , които, ако става въпрос за акции, се определят като цената за следващия период плюс дивидентите: $x_{i,t+1} = P_{i,t+1} + d_{i,t+1}$. По принцип всички тези неща

⁴ В икономиката и финансите арбитраж е практиката агентите да се възползват от разликата в цените между два или повече пазара – постигане на комбинация от съвпадащи небалансирани сделки, като печалбата е разликата между пазарните цени. В науката арбитраж е всяка сделка, която не включва отрицателен паричен поток в никой вероятностен или времеви момент и положителен паричен поток в поне един момент. Казано просто, това е възможността за безрискова печалба след транзакционните разходи. Например арбитраж е налице, когато има възможност едновременно да се купува етино и да се продава скъпо (бел. пр.).

Нобелова награда за постижения в областта на икономическите науки за 2013 г.

зависят от обстоятелствата. Трябва да се отбележи, че дисконтовите тежести m са едни и същи за всички активи.⁵ Те имат значение за цената на конкретен актив i само защото и m , и x_i зависят от s .

За един сигурен актив f x не зависи от s и формулата става:

$$P_{f,t} = x_{f,t+1} \sum_s \pi_{t+1}(s) m_{t+1}(s).$$

По този начин сега можем да разглеждаме $\sum_s \pi_{t+1}(s) m_{t+1}(s)$ като определящ времето t безрисков дисконтов процент R_f за сигурни активи:

$$\sum_s \pi_{t+1}(s) m_{t+1}(s) \equiv 1/(1 + R_{f,t}).$$

По-общо обаче зависимостта на $m_{t+1}(s)$ от обстоятелствата s показва защо дисконтирането може да е по-голямо при определени обстоятелства – парите се оценяват различно при различните обстоятелства. Ако печалбата е особено висока при обстоятелства с малка тежест, това ще предизвика понижаване на цената.

Често формулата за безарбитражно оценяване се записва по-абстрактно:

$$(1) P_{i,t} = E_t(m_{t+1} x_{i,t+1}),$$

където E е сборът от сумиранията и вероятностите – това е очакваната (претеглена спрямо вероятностите) стойност. Тази формула може да бъде разглеждана като инструмент за организиране на повечето емпирични изследвания в областта на цените на активите. При $x_{i,t+1} = P_{i,t+1} + d_{i,t+1}$ уравнение (1) може да бъде повторено, за да се стигне до цената на определена акция като очаквана дисконтова стойност на бъдещите дивиденди.⁶

Предвидими ли са цените на активите?

Нека предположим, първо, че разглеждаме две точки във времето, близки една до друга. В този случай сигурният лихвен процент е близък до нула. Освен това за кратък времеви период може да се допусне, че m не се променя твърде много при различните обстоятелства – рискът не играе никаква роля. Тези презумпции са равнозначни на допускането, че m е равно на 1. Ако печалбата е просто реалната стойност на актива P_{t+1} , тогава липсата на арбитраж предполага, че $P_{t+1} = E_t P_{t+1}$. С други думи, цената на актива може да се повиши или да спадне утре, но моментът, в който ще има подобно движение, е непредвидим – цената следва определен път, който, казано най-общо, е случаен. Хипотезата за непредвидимостта е обект на много изследвания, като основен автор е Фама. Тези изследвания ще бъдат разгледани в част трета.

⁵ Освен това, ако пазарите са завършени (т.е. ако има толкова независими активи, колкото има в природата), m , което определя цените на всички активи, също е уникално.

⁶ Това предполага отсъствието на балон, т.е. че настоящата стойност на дивидентите спада до нула за безкраен период от време (вж. Tirole, 1985).

Рискът в дългосрочен план

Тъй като дисконтирането и рискът не могат да се пренебрегват, тестовете на основните приложения на конкурентната търговия трябва да вземат предвид характеристиките на дисконтовия фактор m – какви са средните му стойности, доколко се колебае, а и по-общо – какви са характеристиките му във времеви ред. Затова тестването на безарбитражната теория включва също и тест на специалната теория за това как се развива m , на което първи обръща внимание Фама (Fama, 1970).

Ако разгледаме един безрисков актив f и един рисков – i , тогава уравнение (1) позволява да запишем цената на актива така:

$$P_{i,t} = \frac{E_t(x_{i,t+1})}{1+R_{f,t}} + \text{var}_t(x_{i,t+1}) \frac{\text{cov}_t(m_{t+1}, x_{i,t+1})}{\text{var}_t(x_{i,t+1})}.$$

Дисконтовият фактор $m_{t+1}(s)$ може да се разглежда като цена на парите при обстоятелства s . По този начин горното уравнение за цената показва, че стойността на актива зависи от ковариацията с цената на парите. Ако ковариацията е отрицателна, т.е. ако печалбата от актива x е висока, когато цената на парите е ниска и обратното, тогава активът е по-малко ценен от очакваната дисконтова стойност на печалбата. Освен това срокът за разпръскване може да се разложи на две части: $\text{var}_t(x_{i,t+1})$ – „натовареността с риск“ (степената на риск), и $\frac{\text{cov}_t(m_{t+1}, x_{i,t+1})}{\text{var}_t(x_{i,t+1})}$ – „рисковата експозиция“ на актива.

Формулата за цената може да бъде изразена по различен начин от гледна точка на допълнителната доходност на безрисковия актив: $E_t[(R_{i,t+1} - R_{f,t})m_{t+1}] = 0$, където $1 + R_{i,t+1} = x_{i,t+1}/P_t$. Това позволява да се изведе:

$$E_t R_{i,t+1} - R_{f,t} = -(1 + R_{f,t}) \text{cov}_t(m_{t+1}, R_{i,t+1}).$$

Актив, чиято доходност е ниска в периоди, в които стохастичният дисконтов фактор е висок (т.е. когато инвеститорите оценяват печалбата по-високо), трябва да има по-голяма „рискова премия“ или допълнителна доходност над безрисковото ниво. Какъв е средно размерът на допълнителната доходност? Как варира с течение на времето? Как се променя спрямо различните видове активи? Тези фундаментални въпроси са разгледани от различни ъгли от Фама, Хансен и Шилер. Констатациите им за предвидимостта на цените и детерминантите и характеристиките на рисковите премии задълбочават познанието за това как се формират цените на активите на фондовия пазар, на други специфични пазари като тези на облигации и на валута, както и за моментни проучвания на отделни акции. В част четвърта ще бъде разгледана предвидимостта на цената на активите във времето, а в част седма – моментните разлики между отделните активи.

2.2. Теории за стохастичния дисконтов фактор

Описаната базова теория се основава на липсата на арбитраж. Очевидната следваща стъпка е да се разгледат детерминантите на стохастичния

дисконтов фактор m . Има два подхода: единият е основан на рационалното поведение на инвеститорите, като е възможно да включва институционални усложнения, разнородни инвеститори и др.; алтернативният подход се базира на психологически модели на поведението на инвеститорите – т.нар. поведенчески финанси.

Теория за рационалните инвеститори

Теорията, основаваща се на допускането за рационално поведение на инвеститорите, има сериозна традиция в областта на оценяването на активите, както и в други области на икономиката. По същество тя свързва стохастичния дисконтов фактор с поведението на инвеститорите чрез допускания по отношение на предпочитанията. Приемайки, че инвеститорите вземат решенията относно портфолиата си, за да придобият определен времеви и рисков профил на потребление, теорията показва връзката между цените на активите, пред които инвеститорите са изправени при пазарно равновесие, и благосъстоянието на инвеститорите. Тази връзка се изразява с m , обхващащ онези аспекти на полезността, които се оказват от значение при оценяване на актива. Обикновено основната връзка идва от времевия профил на потреблението. Простият модел, произтичащ от тази връзка, е ССАРМ.⁷ Той разширява статичната САРМ теория за цените на отделните акции, включвайки динамична базирана на потреблението теория за детерминантите на оценката на пазарното портфолио. ССАРМ се основава на ключови допускания за функцията на полезността на инвеститорите и отношението им към риска, като голяма част от емпиричните изследвания целят да изведат определени заключения относно характеристиките на тази функция на полезност от цената на активите.

Най-простата версия на ССАРМ включва „представителен инвеститор“ с натрупващи се във времето предпочитания, който действа при завършени пазарни условия, т.е. има поне един независим актив за всяко обстоятелство. Така тази теория извежда m като функция на нивата на потребление на представителния инвеститор за периоди $t+1$ и t . От решаващо значение е, че функцията е нелинейна, което налага предприемането на иновативни подходи в иконометричната теория, за да се тестват ССАРМ и свързаните с него модели. Те са разработени и приложени за първи път от Хансен.

С цел да е в по-голямо съответствие с емпиричните констатации ССАРМ е разширен, за да се справя с по-сложни предпочитания на инвеститорите (като неделимост във времето, създаване на навици, нежелание за двусмисленост и устойчивост), разнородност на инвеститорите, незавършени пазари и различни форми на пазарни усложнения, например ограничения на заемането. Тези допълнения позволяват по-обобщен поглед върху това как m зависи от потреблението и от други променливи. Как тези изследвания се развиват във времето, ще бъде разгледано в част пета.

⁷ Начало на ССАРМ поставят изследванията на Мертън (Merton, 1973), Лукас (Lucas, 1978) и Бридън (Breedon, 1979).

Поведенчески финанси

Друго тълкуване на скритите колебания на m , наблюдавани в данните, се основава на виждането, че инвеститорите не са напълно рационални. През последните десетилетия изследванията в тази посока се развиват бързо, следвайки първите приноси на Шилер от края на 70-те години. Проучват се определени изключения от рационалността. Едно от тях включва заменянето на традиционното представителство с очаквана полезност с функции, предложени от изследванията, занимаващи се с икономическа психология. Добър пример е теорията на перспективите, разработена от лауреата за 2002 г. Даниел Канеман и Амос Тверски. Друг подход се основава на пазарната емоционалност, т.е. разглеждането на обстоятелства, при които пазарните очаквания са нерационално оптимистични или песимистични. Това обаче създава предпоставки рационалните инвеститори да се възползват от арбитражните възможности, породени от погрешните разбирания на нерационалните. В такъв случай рационалната арбитражна търговия би върнала цените обратно до нивата, прогнозирани от неповеденческите теории. Затова често поведенческите финансови модели включват и институционално определени граници на арбитража.

Комбинирането на поведенчески елементи с ограничаване на арбитража може да доведе до поведенчески обосновани стохастични дисконтови фактори с детерминанти, различни от тези в традиционните теории. Например, ако m е оценен на базата на данни с помощта на уравнение (1) и при (неправилното) допускане за рационални очаквания, високата му стойност може да се дължи на оптимизъм и е възможно да не отразява промените в потреблението. С други думи, формула от типа на уравнение (1) е решена от гледна точка на данните, но тъй като при очакванията са зададени нереалистично високи стойности на добрите резултати, иконометристите ще надценят m . Обясненията на поведенческите финанси ще бъдат разгледани по-подробно в част шеста.

SAPM и моментни проучвания на доходността на активите

Ако разглеждаме моментната доходност на активите, трябва да си припомним казаното преди това, а именно, че цената на една отделна акция може да бъде записана като настоящата стойност на приходите от нея за следващия период, дисконтирана с безрисковия лихвен процент, плюс израза на рисковата премия, която се състои от степента на риск на актива $var_t(x_{i,t+1})$, умножена по рисковата му експозиция $\frac{cov_t(m_{t+1}x_{i,t+1})}{var_t(x_{i,t+1})}$. Този израз се нарича „бета“ на конкретния актив, т.е. коефициентът на наклон от регресията, в която доходността на актива е зависима, а m е независима променлива. Това е израз на една от основните характеристики на SAPM. Актив с висока бета има по-ниска цена (съответно има по-висока очаквана доходност), защото е по-рисков, както е дефинирано от ковариацията с m . SAPM изрично представя m с доходността на пазарното портфолио. Този модел е системно тестван от Фама и други учени. Най-общо казано, чрез моментните проучвания на доходността на активите

могат да бъдат идентифицирани няколко детерминанти на m , както и да бъдат конкретизирани по-богати модели, защото акциите коварират различно спрямо различни фактори. Този подход е изследван сериозно от Фама и други учени и ще бъде разгледан подробно в част седма.

3. Предвидима ли е доходността в краткосрочен план?

Идеята, че е невъзможно доходността на активите да бъде предвидена, ако цените им включват цялата свързана с тях информация, има дълга история. Тя възниква още по времето на Башелие (Bachelier, 1900) и е формализирана от Манделброт (Mandelbrot, 1963) и Самюелсън (Samuelson, 1965), които доказват, че цените на активите в добре функциониращи пазари с рационални очаквания трябва да следват общата форма на случайно движение, известна като субмартингал. Ранните емпирични изследвания (например Kendall, 1953; Osborne, 1959; Roberts, 1959; Alexander, 1961, 1964; Cootner, 1962, 1964; Fama, 1963, 1965; Fama and Blume, 1966) осигуряват доказателства за тази хипотеза.

В една от значимите си статии Фама (Fama, 1970) синтезира и тълкува направените дотогава изследвания и задава насоките за бъдещи такива. Той подчертава фундаменталния проблем, който често е загърбван в по-раните проучвания, а именно, че, за да се тества дали цените обединяват по правилен начин наличната информация, така че отклоненията от очакваната доходност да са непредвидими, всеки учен, на първо място, трябва да знае каква е тази очаквана доходност. От гледна точка на базовия модел за оценяване, разгледан в предишната част, ученият трябва да знае как е определен стохастичният дисконтов фактор m и как той се колебае във времето. Приемането на конкретен модел на цени на активите като твърда хипотеза позволява по-нататъшното проучване на това дали отклоненията от този модел са случайни или систематични, т.е. дали прогностичните грешки, заложи в модела, са предвидими. Ако обаче се установи, че грешките са систематични, не е задължително това да означава, че цените не включват наличната информация по правилен начин – възможно е моделът за оценяване (твърдата хипотеза) да не е правилно определен.⁸ Затова формулирането и тестването на модели за оценка на активите става неделима част от анализа.⁹

⁸ Проблемът с хипотезата за ефективния пазар е обобщен от Джароу и Ларсон (Jarrow and Larsson, 2012). Те доказват, че допускането, че цените обединяват наличната информация в без-арбитражен пазар, може да бъде тествано, ако може да се специфицира правилно процесът за доходност на активите. Това може да се разглежда като специален случай, защото такъв модел предполага равновесен процес на доходност на активите.

⁹ Изключение е случаят, в който два различни актива имат абсолютно еднаква печалба. Тогава безарбитражният пазар предполага, че те трябва да се търгуват на еднакви цени без значение от модела за оценка на активите. Следователно, ако успеем да намерим ситуации, в които два подобни актива се търгуват на различни цени, това ще наруши допускането, че няма възможност за арбитраж. Такива ситуации са наблюдавани, когато пазарните търкания ограничават възможностите за арбитраж. Примери за това са документирани от Фрут и Дабора (Froot and Dabora, 1999) по отношение на отклоненията на акциите на „Royal Dutch Shell“ между фондовите пазари в САЩ и Нидерландия, а също и в изследванията на Ламонт и Талер (Lamont and Thaler, 2003) и на

И обратното, един модел за оценка на активите не може да бъде лесно тестван, без да се приеме допускането, че цените рационално включват цялата достъпна информация и че прогностичните грешки са непредвидими. Статията на Фама дава рамката за множество емпирични изследвания, които се опитват да решат проблема с хипотезата за ефективния пазар и събират определен набор от приложими емпирични доказателства. Много от най-важните ранни приноси сред тези изследвания прави самият Фама. През 1991 г. (Fama, 1991) той оценява докъде са стигнали проучванията през двете десетилетия след първото му изследване.

В статията си от 1970 г. Фама изяснява и какво може да означава „достъпна“ информация. Следвайки предложението на Хари Робъртс, той разглежда три форми на информационна ефективност: (1) *слаба*, при която е невъзможно системно да се надмине пазарната доходност с помощта на миналите цени на активите; (2) *полусилна*, при която е невъзможно системно да се надмине пазарната доходност, използвайки публично достъпна информация; (3) *силна*, при която е невъзможно системно да се надмине пазарната доходност, използвайки каквато и да е информация – публична или частна. Последната идея изглежда априори нереалистична, а и е трудна за тестване, защото изисква достъп до частната вътрешна информация на всички участници на пазара. Затова и учените се концентрират върху тестването на първите два вида информационна ефективност.

3.1. Краткосрочна предвидимост

Ранните изследвания на хипотезата за случайното движение по същество тестват първата от трите идеи за информационна ефективност – дали на базата на доходността в миналото може да се предвиди тази за в бъдеще. Разглежда се въпросът дали предходната доходност има прогностичен потенциал за непосредственото бъдеще – дни и седмици. Ако стохастичният дисконтов фактор е непроменлив с течение на времето, липсата на арбитраж предполага, че непосредствената бъдеща доходност не може да бъде прогнозирана на базата на тази в миналото. Най-общо казано, ранните изследвания констатираят съвсем слаба предвидимост. Хипотезата, че цените на акциите имат случайно движение, не може да бъде отхвърлена. При кратки времеви периоди (например ден по ден) проблемът на хипотезата за ефективния пазар би трябвало да е незначителен, тъй като ефектът на различната очаквана доходност би трябвало да е много малък. Затова и ранните изследвания не могат да отхвърлят хипотезата за слабата форма на информационна ефективност.

В докторската си дисертация от 1963 г. Фама си поставя за цел да тества хипотезата за случайното движение, използвайки три типа тестове: тестове за серийни корелации, тестове на Валд-Волфовиц (тества се дали серия непре-

Митчъл, Пулвино и Стафърд (Mitchell, Pulvino and Stafford, 2002) - те разглеждат частични отделяния на Интернет-субсидиари, при което пазарната цена на компанията-майка е по-ниска от тази на субсидиара (което означава, че несубсидиарните активи имат негативна стойност).

къснати нараствания или намаления на цената са по-чести, отколкото биха били като случаен резултат) и филтърни тестове. Тези методи са използвани и преди, но подходът на Фама е по-системен и задълбочен. През 1965 г. той показва, че дневната, седмичната и месечната доходност са донякъде предвидими с помощта на миналата доходност за набор от големи компании в САЩ. Доходността изглежда положително автокорелирана, но връзката е доста слаба, а частта от доходността, обяснена от вариацията в очакваната доходност, е под 1% за отделните акции. По-късно Фама и Блум (Fama and Blume, 1966) установяват, че отклоненията от случайното движение при оценяването са толкова малки, че нито един опит да се използват не би успял да преодолее разходите за търговия. Въпреки че не е напълно точно, простото безарбитражно виждане, заедно с това за постоянната очаквана доходност, изглежда като разумен работен модел. Това е консенсусното мнение през 70-те години на миналия век.

3.2. Събитийни анализи

Ако цените на акциите включват цялата налична публична информация (т.е. ако фондовият пазар е полусилно информационно ефективен в смисъла, използван от Фама през 1970 г.), тогава би трябвало съответните новини да оказват влияние върху цените незабавно след съобщаването им, но след датата на оповестяването им доходността би трябвало да остава непредвидима. Тази хипотеза е тествана в основополагащата статия на Фама, Фишър, Йенсен и Рол, публикувана през 1969 г. (Fama, Fisher, Jensen and Roll, 1969). Екипът е и първият, използващ набор от данни за цените на акциите и дивидентите в САЩ на Центъра за изследване на цените на ценните книжа (CRSR - Center for Research in Security Prices), създаден в Университета в Чикаго под ръководството на Джеймс Лори и Лорънс Фишър. Фама и колегите му въвеждат това, което днес се нарича събитийен анализ.¹⁰ Конкретното събитие, което те разглеждат, е разделяне на акции, но методологията е приложима за всякаква нова информация, ако моментът на съобщаването ѝ може да бъде определен достатъчно прецизно, например обявяването на промените в дивидентите, сливанията и други корпоративни събития.

Идеята на събитийния анализ е да се разгледа внимателно поведението на цената точно преди и след като нова информация за конкретен актив излезе на пазара („събитието“). На безарбитражен пазар, където цените съдържат цялата налична публична информация, няма да се появи тенденция към системно позитивна или негативна съобразена с риска доходност след съобща-

¹⁰ Простата идея за събитийен анализ може да се проследи от изследването на Джеймс Доли от 1933 г., който разглежда поведението на цените на акциите веднага след разделяне на фирми и отчита просто броя на акциите, които се оскъпяват, и броя на тези, които поевтиняват. Бол и Браун (Ball and Brown, 1968) представят събитийен анализ, публикуван преди статията на Фама и колегите му. Бол и Браун обаче признават, че са работили, използвайки методологията на Фама и колегите му и включват предварителен вариант на изследването им в използваната литература към публикацията си. Вместо да породят въпрос относно авторството, това показва колко бързо се разпространява идеята в изследователската общност.

ване на новината. В този случай реакцията на цената по времето на обявяването на новината (като се изключат всички други събития, случващи се в момента) също ще е непредубедена приблизителна оценка на промяната в базовата стойност на актива, подразбираща се от новата информация.

Емпиричните събитийни анализи са затруднени от „шума“ в цените на акциите. По едно и също време върху фондовите пазари влияят множество фактори, поради което е трудно да бъдат изолирани ефектите, породени от определено конкретно събитие. Освен това заради проблема на хипотезата за ефективния пазар трябва да се заеме позиция относно детерминантите на очакваната доходност на акцията, така че реакциите на пазара да бъдат измерени като отклонения от тази очаквана доходност. Ако времевият обхват на проучването – „събитийен прозорец“, е твърде кратък, е малко вероятно скритите рискови експозиции, които влияят върху очакваната доходност на акцията, да се променят съществено, а очакваната доходност може да бъде оценена с помощта на данните за доходността преди събитието.

Фама и колегите му адресират проблема на хипотезата за ефективния пазар, като използват т.нар. „пазарен модел“, за да измерят вариацията на очакваната доходност. В него очакваната доходност $R_{i,t}^*$ се получава от:

$$R_{i,t}^* = \alpha_i + \beta_i R_{m,t}$$

Тук $R_{m,t}$ е съвкупната доходност на пазара, а α_i и β_i са приблизително изчислените коефициенти от регресията на осъществената доходност на акцията i , $R_{i,t}$, за общата доходност на пазара според данните отпреди събитието.¹¹ Ако се приеме, че β_i изразява разликите в очакваната доходност за всички активи, тази процедура се справя с проблема на хипотезата за ефективния пазар, като в същото време развитието на цената на акция i се изолира от влиянието на общите шокове на пазара.

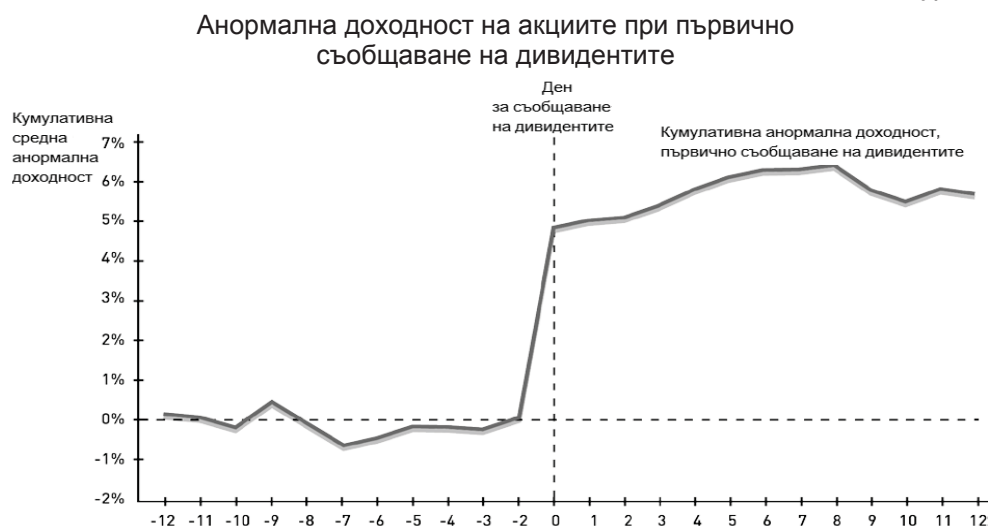
Фама и колегите му проследяват нивото на доходност на акция и изчисляват остатъка $\varepsilon_{i,t} = R_{i,t} - R_{i,t}^*$ за времеви интервал преди и след събитието. Ако дадено събитие съдържа значима информация, натрупаните остатъци за периода около него трябва да са равни на промяната на базовата стойност на акцията поради въпросната информация, плюс идиосинкратичния шум с очаквана нулева стойност. При положение, че липсата на предвидимост предполага, че идиосинкратичният шум не е свързан при различните събития, влиянието върху стойността може да се оцени, като се изчисли средната стойност на натрупаните при различните събития стойности на ε_i .

Изследваното в тази първа статия събитие е разделяне на акции. Авторите констатирали, че те наистина не показват аномална доходност след обя-

¹¹ Пазарният модел е близък до CAPM, според който $R_i = R_f + (R_m - R_f)\beta_i$, където R_f е безрисковото ниво, а R_m е очакваната пазарна доходност. Достатъчно, но незадължително е условието пазарният модел да е вярно описание на доходността на акциите, но CAPM добавя и ограничението на коефициентите, а именно, че $\alpha_i = (1 - \beta_i)R_f$ (вж. Sharpe, 1964).

вяването на разделянето, стига да се отчетат промените в дивидентите. Този резултат е в съответствие с факта, че цената се коригира напълно спрямо цялата достъпна информация. Резултатът от събитийния анализ обикновено се представя в диаграма. Тук е дадена фигура от изследването на Аскуит и Мълинс (Asquith and Mullins, 1986) за ценовата реакция на 88 американски акции около времето, когато фирмите съобщават, че ще започнат изплащането на дивиденди. Време 0 обозначава деня на публикуването на съобщението в „The Wall Street Journal“, като се предполага, че пазарът е научил новината предишния ден, т.е. във време -1. Фигурата скицира „кумулятивната аномална доходност“, т.е. натрупаната остатъчна доходност $\varepsilon_{i,t}$ за периода от 12 дни преди и 12 дни след публикуване на съобщението. Както може да се види, новината бързо се включва в цената на акциите, със силна реакция от около 5% около деня на съобщението и незначителна аномална доходност преди и след това, което показва, че за подобен тип новини няма предвидимост.

Фигура 1



Методологията на събитийните анализи може да изглежда проста, но оригиналното изследване на Фама, Фишър, Йенсен и Рол и резултатите от него формират цяла нова област на емпирични изследвания във финансовата сфера. Събитийният анализ безспорно предлага най-изчистения начин за тестване дали новата информация е напълно включена в цените, без да създава предвидими движения в тях. Общо взето, повечето събитийни анализи подкрепят тази хипотеза. Има и някои изключения, като най-значимото и широко разпространено е т.нар. отклонение след съобщаване на приходите, отбелязано за първи път от Бол и Браун (Ball and Brown, 1968).

Едно от най-честите приложения на събитийни анализи е измерването на последиците за стойността от различни събития. Ако пазарът възприема коректно новата информация, ефектите за стойността от дадено събитие, например определено корпоративно решение, могат да бъдат измерени, като се пресметне средната стойност на аномалната доходност сред множество такива събития за различни активи и времеви периоди. Този метод се използва често за тестване на прогнози на различни икономически теории, особено в областта на корпоративните финанси (за преглед на литературата в тази област вж. MacKinlay, 1997 и Kothari and Warner, 2007).

3.3. По-късни изследвания на краткосрочната предвидимост

Ранните изследвания на предвидимостта на Фама са последвани от многобройни емпирични изследвания, използващи по-дълги времеви редове и по-прецизни иконометрични методи. Учените откриват статистически значима предвидимост за доходността на акциите, но в много ниска степен (например French and Roll, 1986, Lo and MacKinlay, 1988, Congrad and Kaul, 1988). Автокорелацията се оказва по-силна за по-малките и по-рядко търгувани акции, което показва, че използването на тази предвидимост среща големи затруднения от гледна точка на разходите за търговия. Концентрирайки се върху много къси периоди, Френч и Рол (French and Roll, 1986) сравняват вариациите на почасовата доходност между времето, когато пазарът е отворен, и уикендите и нощите, когато е затворен. Измервайки цените час по час от затварянето до отварянето на пазара, се оказва, че те се колебаят значително повече, когато пазарът е отворен, отколкото през уикендите и нощите. Тази констатация е интригуваща, само че интензивността на новините е много по-голяма, когато пазарът е отворен. Едно възможно тълкуване е, че неинформираната нерационална търговия причинява краткосрочни отклонения на цената спрямо базовата ѝ стойност. В съответствие с това Френч и Рол доказват, че автокорелациите от по-висок ред на дневната доходност на отделните акции са отрицателни. Въпреки че все още тълкуването на тези констатации е дискуссионно, обичайното обяснение е, че част от подобна предвидимост се дължи на ефектите на ликвидността, при които изпълнението на големи сделки води до краткосрочен ценови натиск и последващи промени (Lehmann, 1990).

Изследователската програма, очертана от Фама в статията му от 1970 г., успява да осигури систематични доказателства за това, че доходността на борсово търгуваните акции е донякъде предвидима за кратки периоди, но степента на тази предвидимост е толкова ниска, че почти не остават използвани търговски ползи, след като се отчетат разходите за търговия. В този конкретен смисъл фондовите пазари са близки до безарбитражния модел с непредвидими прогностични грешки. Липсата на краткосрочна предвидимост обаче не изключва възможността дългосрочната доходност на фондовите пазари да показва значителна такава. Дори и ако краткосрочната доходност е почти непредвидима, възможно е тя да стане предвидима при по-дълги периоди.

Нобелова награда за постижения в областта на икономическите науки за 2013 г.

В следващата част ще бъдат разгледани доказателствата за такава дългосрочна предвидимост.

4. Дългосрочна предвидимост

Изследванията на дългосрочната предвидимост трябва да се изправят директно пред проблема на хипотезата за ефективния пазар. До степента, до която изследователите искат да запазят хипотезата за безарбитражно оценяване, дългосрочната предвидимост на доходността позволява да се направят определени изводи относно правилния модел за оценка на активите. И обратно, установяването на дългосрочна предвидимост може да предполага съществуването на арбитражни възможности при определен модел за оценяване на активите.

През 80-те години дългосрочната предвидимост на доходността на активите се превръща в основен въпрос, като първите приноси в това отношение са на Шилер. Важни са и ранните приноси на Фама – например Фама и Шверт (Fama and Schwert, 1977) доказват, че краткосрочният лихвен процент може да бъде използван за предвиждане на доходността на фондовия пазар.

4.1. Тестове с дисперсионни коефициенти

Постоянна ли е очакваната доходност на пазара с течение на времето и променя ли се по предвидим начин? Шилер разглежда този въпрос за пазара на облигации (1979), както и за фондовите пазари (1981). Той разбира, че простата безарбитражна хипотеза с постоянна очаквана доходност може да бъде тествана, като се сравнят вариациите на доходност на активите в краткосрочен и дългосрочен план. До началото на 80-те години повечето икономисти, занимаващи се с финанси, смятат, че новините за паричния поток са най-важният фактор, влияещ върху колебанията на фондовия пазар. Със заглавието на статията си от 1981 г. Шилер подлага на съмнение това виждане, питайки: „Движат ли се прекалено много цените на акциите, за да могат да бъдат обяснени с последващите промени в дивидентите?“

За да разберем идеята на Шилер, нека си припомним, че базовото уравнение за оценяване (1) предполага, че цената на актив на безарбитражен пазар може да бъде изразена като очакваната настояща стойност на бъдещи „бази“ – дисконтираната стойност на бъдещите парични потоци (дивидентите в случая на акциите), при които дисконтирането е представено от бъдещите стойности на m . Както беше посочено, и дивидентите, и дисконтовият фактор са стохастични. Нека $P_{i,t}^*$ обозначава реализирането на базовата стойност на дадена акция i в момент t , т.е. дисконтираната сума от реализираните в бъдеще дивиденти от момент $t+1$ нататък. Тази стойност е неизвестна в момент t , но трябва да бъде предвидена от инвеститорите. Всяко неочаквано движение на цените на акциите трябва да идва от изненадващо изменение на $P_{i,t}^*$, поради промяна или в дивидентите, или в стохастичния дисконтов фактор. По този начин според теорията

$P_{i,t} = E_t [P_{i,t}^*]$, така че прогностичната грешка $P_{i,t} - P_{i,t}^*$ трябва да не е свързана с каквато и да е информация, достъпна днес, и особено с настоящата цена. В противен случай очакванията не биха използвали рационално наличната информация. Тъй като по дефиниция $P_{i,t}^* \equiv P_{i,t} + (P_{i,t}^* - P_{i,t})$, а цената и прогностичната грешка не са свързани, следва, че $Var(P_{i,t}^*) = Var(P_{i,t}) + Var(P_{i,t}^* - P_{i,t})$, т.е. вариацията на базовата стойност P^* в безарбитражен пазар е равна на вариацията на цената P и вариацията на прогностичната грешка. Това предполага, че $Var(P_{i,t}^*) > Var(P_{i,t})$. С други думи, вариацията на цената трябва да е по-малка от тази на реализираната дисконтирана стойност на бъдещите дивиденди.

За да проучи тази връзка емпирично, Шилер (Shiller, 1981a) приема константен дисконтов фактор, което означава, че (реализираната) база се изразява с:

$$P_{i,t}^* = \sum_{j=1}^{\infty} m^j d_{i,t+j}.$$

Получените в резултат от това времеви редове, основаващи се на дивидентите на Нюйоркската фондова борса, са показани на фиг. 2 заедно със самия индекс на акциите. Контрастът на волатилността на двата реда е стряскаш. Обратно на заключенията на модела за настоящата стойност с постоянни дисконтови нива, ценовите вариации са много по-големи, отколкото тези на дисконтираната сума на бъдещите дивиденди.¹²

Ранните констатации за свръхволатилността са изследвани иконометрично от Марш и Мъртън (Marsh and Merton, 1986) и Клейдън (Kleidon, 1986), които отбелязват, че статистиката, използвана от Шилер (1979, 1981), е валидна само ако времевите редове са стационарни. Този проблем е разгледан от Кембъл и Шилер (Campbell and Shiller, 1987). Те използват теорията на коинтегрираните процеси, разработена малко преди това от лауреатите за 2003 г. Клайв Грейнджър и Робърт Енгъл,¹³ за да създадат нови тестове на модела на настоящата стойност, които позволяват процесите, генериращи цени и дивиденди, да са нестационарни. Моделът отново е отхвърлен, дори и при тези по-общи и реалистични условия. Статията на Шилер и Кембъл показва също как коинтеграционни методи могат да бъдат използвани като естествено продължение на идеята на Фама (Fama, 1970) за тестове със „слаба форма“.¹⁴

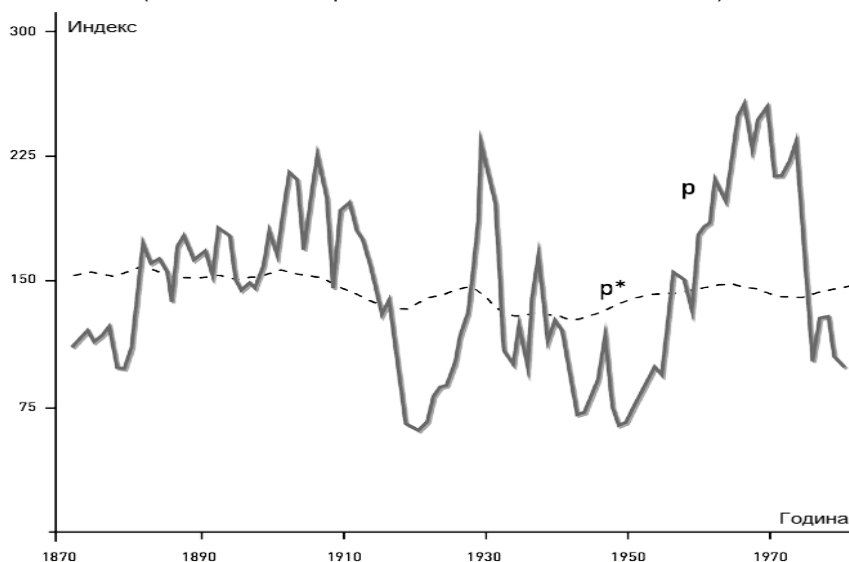
¹² Почти по същото време ЛеРой и Портър (LeRoy and Porter, 1981) също изучават свръхволатилността на цените на акциите, използвайки различна методология, в която конструират съвместен тест за ценовата волатилност и волатилността на печалбите от бивариантен модел за дивиденди и цени. Те намират доказателства за свръхволатилност, но тези доказателства изглеждат на ръба на статистическата значимост.

¹³ Вж. Engle and Granger, 1987.

¹⁴ Кембъл и Шилер са вдъхновени и от изследването на Хансен и Сарджънт (Hansen and Sargent, 1980), които демонстрират как идеята за каузалност на Грейнджър може да бъде използвана при тестването на модели с рационални очаквания.

Фигура 2

Реален индекс Standard and Poor's Composite Stock Price Index
(и последваща рационална цена, 1871-1979 г.)



Легенда: Реален индекс Standard and Poor's Composite Stock Price Index (плътна линия p) и последваща рационална цена (пунктирна линия p^*), 1871-1979, детрендиран с разделяне на дългосрочен експотенциален фактор на растежа. Променливата p^* е настоящата стойност на действителните последващи реално детрендиран дивиденди, обект на допускане за настояща стойност през 1979 г. на дивидентите след това.

4.2. Предвидимост на доходността на акциите

Констатацията, че доходността на акциите и облигациите е по-волатилна в краткосрочен, отколкото в дългосрочен план, позволява да се направи изводът, че тя „се стреми към средното си равнище“ (“mean reverting”), т.е. доходността над средното равнище е последвана от такава под него, и обратното. Това означава също, че бъдещата доходност може да бъде предвидена на базата на тази в миналото. Доказателства за това, че доходността на акциите може да е предвидима в средносрочен и дългосрочен план, започват да се появяват още през 70-те години. Басу (Basu, 1977, 1983) отбелязва, че акциите с високи съотношения приходи-цена или дивидент-цена се представят по-добре от тези с ниски съотношения. Фама и Шверт (Fama and Schwert, 1977) проучват връзката между доходността на акциите и инфлацията и доказват, че периодите с високи краткосрочни лихвени проценти обикновено водят до последваща по-ниска доходност на фондовия пазар.

Откритието, че цените на акциите са свръхволатилни в сравнение с дивидентите, естествено поставя фокуса върху настоящите нива на дивидентите като средство за прогнозиране на бъдещата доходност. Шилер (Shiller, 1984) изучава данни за фондовия пазар на САЩ, стигащи чак до 1870 г. Чрез регресия на нивото на доходност за една година напред с настоящото съотношение дивидент-цена той установява положителна връзка – високи дивиденти, съотнесени към цената, предвиждат доходност над нормалната. Очевидно един инвеститор може да получи по-висока доходност, ако върви срещу пазара, купувайки, когато цените са ниски спрямо дивидентите, и продавайки, когато те са високи. В по-късна статия Кембъл и Шилер (Campbell and Shiller, 1988a) изследват прогностичната сила на дългосрочната средна стойност на реалните приходи. Те установяват, че тази променлива има голям потенциал за предвиждане на бъдещите дивиденти, както и че съотношението на променливата на доходността към настоящата цена на акциите предвижда добре бъдещата доходност на акциите. Има и други ранни изследвания на предвидимостта на доходността на акциите (Keim and Stambaugh, 1986; Campbell, 1987). Тези и други проучвания идентифицират множество променливи, които предсказват бъдещата доходност на акциите. Обикновено тези променливи са корелирани с основни макроикономически показатели, което подсказва, че дисконтовият фактор се изменя в зависимост от етапа на бизнес-цикъла.

В съответствие с изводите за ограничената предвидимост при кратки времеви периоди, разгледана в част трета, Фама и Френч (Fama and French, 1988a) отбелязват, че предвидимостта се повишава с нарастване на периода. Тази констатация е показана на табл. 1, взета от изследването на Кокран (Cochrane, 2001). При едногодишен период съотношението дивидент-цена обяснява 15% от вариациите на допълнителната доходност, а при петгодишен период обяснителната сила е 60%.¹⁵

Таблица 1

Коефициенти на регресия на допълнителната доходност за различни периоди със съотношение дивидент-цена

Период (години)	Коефициент (стандартна грешка)	R ²
1	5.3 (2.0)	0.15
2	10 (3.1)	0.23
3	15 (4.0)	0.37
5	33 (5.8)	0.60

¹⁵ Тези регресии са свързани с някои иконометрични проблеми. Редът на печалбата от дивиденти е твърде непроменлив, а шоковете в доходността са негативно свързани с тези в печалбата от дивидентите. В резултат от това регресията за прогнозиране на доходността придобива близките до единичен корен характеристики на печалбата от дивиденти. При такива времеви редове стандартните статистически тестове могат да страдат от ниски отклонения в извадките. Нелсън и Ким (Nelson and Kim, 1993) и Щаумбах (Stambaugh, 1999) предлагат методи за справяне с този проблем (вж. също Cochrane, 2007).

В свързано изследване Кембъл и Шилер (Campbell and Shiller, 1988b) разглеждат детерминантите на съотношението дивидент-цена, d/P_t . Простата теория на цените предполага, че това съотношение би трябвало да отразява очакванията за бъдещо нарастване на дивидентите и дисконтовите нива. В най-простия случай, когато няма никаква несигурност, са налице постоянен ръст на дивидента с g и постоянно дисконтово ниво R , а изразът на оценяването се опростява до $d/P_t = R - g$ (т.нар. формула на Гордън). По принцип обаче поради нелинейността му прилагането на уравнението за оценяване на активи в емпирични изследвания не е лесно. Методологията, разработена от Кембъл и Шилер, позволява да се прецени до каква степен вариациите на d/P могат да се обяснят с вариациите на очакваните дивиденти и съответно с дисконтови нива. В нея се използва линеаризация, която разчленява логаритъма d/P в претеглена сума от бъдещите очаквани логаритми на дисконтовите нива и промените в дивидентите. За да генерират очаквания, Кембъл и Шилер оценяват векторна авторегресионна система, основана на алтернативно измерване на дисконтовите нива, например лихвени проценти и ръст на потреблението. Те установяват, че d/P е позитивно повлиян от бъдещия ръст на дивидентите. Никоя от използваните мерки обаче не помага да се обясни съотношението дивидент-цена, поради което по-голяма част от вариациите му остават неразтълкувани. Декомпозицията на Кембъл-Шилер става широко използвана както защото поставя емпирично предизвикателство пред разбирането за това какво движи цените на активите, така и защото дава методология за справяне с него.

4.3. Предвидимостта на пазари на други активи

Констатациите относно свръхволатилността и предвидимостта на Шилер и останалите учени намират място и в други изследвания – не само на фондовия пазар, но и на пазари на други активи. Още преди изследването си от 1980 г. Шилер (Shiller, 1979) вече е открил доказателства за свръхволатилност при държавните ценни книжа. При допускането за постоянна рискова премия (т.нар. хипотеза за очакванията) дългосрочните лихвени проценти трябва да са равни на претеглените средни стойности на очакваните бъдещи краткосрочни такива, следователно волатилността на дългосрочните трябва да е по-малка от тази на краткосрочните. Шилер констатира точно обратното – волатилността на дългосрочните лихвени проценти се оказва в пъти по-голяма, отколкото на краткосрочните. Както и при цените на акциите, свръхволатилността на дългосрочните цени на ценни книжа предполага доходността им да е предвидима. По-късно Шилер, Кембъл и Шонхолц (Shiller, Campbell and Schoenholtz, 1983), Фама и Блис (Fama and Bliss, 1987) и Кембъл и Шилер (Campbell and Shiller, 1991) констатираха, че наклонът на кривата на хазната на САЩ може да се използва за предвиждане на доходността на ценни книжа с всякакъв падеж. Освен това Кембъл (Campbell, 1987) и Фама и Френч (Fama and French, 1989) доказват, че сроковото структуриране на лихвените проценти може да се използва и за предсказване на доходността на акциите, както и че допълнителната доходност на дългосрочните облигации и на акциите се движат заедно.

Подобни резултати се констатират и за пазарите на валута. Според хипотезата за очакванията форуърдните обменни курсове трябва да са равни на очакваните спот нива. Хипотезата за очакванията предполага, че т.нар. кери трейд, която включва заемането в нисколихвени валути и инвестирането във високолихвени, не би трябвало да носи положителна допълнителна доходност, защото обезценяването на валутите би трябвало да компенсира повисоките лихвени проценти. Хансен и Ходрик (Hansen and Hodrick, 1980) разработват иконометрични тестове, използвайки многократни форуърдни нива с различни падежи, и успяват да отхвърлят хипотезата за очакванията за пазарите на валута.¹⁶ По подобен начин Фама (Fama, 1984) доказва, че коефициентът на форуърдната търговия в регресия спрямо бъдещите спот нива всъщност е отрицателен, а не положителен, както би се очаквало от предвижданията, направени от гледна точка на хипотезата за очакванията. Тези, както и редица други последващи ги изследвания, показват, че за пазарите на валута също е налице значителна предвидимост на доходността.

Заклучението, което може да се направи на базата на посочените резултати, е, че волатилността и предвидимостта на доходността на фондовите, облигационните и валутните пазари може да е съвместима с безарбитражни пазари само ако очакваната доходност, т.е. дисконтовият фактор, е много променлива с течение на времето. При това положение въпросът е дали теоретичните модели могат да генерират подобна силна променливост на дисконтовия фактор.

5. Рискови премии и волатилност в модели с рационални участници

Констатациите за свръхволатилността и предвидимостта, както и свързаните с тях, например за високите премии за доходност на акциите, направени от Шилер и другите изследователи, обосновават нуждата от по-дълбоко разбиране на въпроса какво причинява вариациите в очакваната доходност с течение на времето. Едно от основните направления в изследванията, започнал през 70-те години, продължава да се опитва да конструира динамични модели за оценка на активите на базата на оптимизиране на поведението, с допускането за свободни от арбитраж цени. В динамичен модел рисковите предпочитания на инвеститорите могат да се различават с течение на времето, в т.ч. като резултат от потреблението или от парични шокове, като по този начин се създават колебания в рисковите премии и предвидимостта на доходността.

5.1. Потребителският модел за оценка на капиталовите активи (CCAPM)

Базовият динамичен модел за оценка – CCAPM, започва с допускането, че икономиката може да бъде описана чрез представителен агент, който максимизира очакваната полезност, зададена от:

¹⁶ Иконометричният подход, приет от Хансен и Ходрик, може да бъде разглеждан като предшественик на GMM на Хансен, който е разгледан в част 5.3.

$$E[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j u(c_{t+j}) | I_t],$$

където u е функцията на полезността на потреблението c , а β е субективният дисконтов фактор. Записваме условното очакване $E_t(\cdot)$ като $E(\cdot | I_t)$, за да се дефинира изрично наборът от информация I_t , на който се базират очакванията. Агентът е изправен пред простото бюджетно ограничение:

$$\sum_i w_{i,t} P_{i,t} + c_t \leq \sum_i w_{i,t-1} (P_{i,t} + d_{i,t}) + y_t,$$

където $w_{i,t}$ е броят инвестирани единици в рисковия актив i във време t ; $d_{i,t}$ - дивидентът, който този актив носи, а y_t е трудовият доход във време t . Основното уравнение на ССАРМ е условието от първи ред за максимална полезност:

$$u'(c_t) = \beta E \left[\frac{u'(c_{t+1}) \cdot x_{i,t+1}}{P_{i,t}} | I_t \right]$$

Тук, както и преди, $x_{i,t+1} \equiv P_{i,t+1} + d_{i,t+1}$ е плащането за актива във време $t + 1$. Оптимизиращият агент е безразличен, докато консумира една единица за време t , като по този начин получава пределна полезност за една единица за този период (лявата страна на уравнението) и я инвестира, за да придобие доходност от $x_{i,t+1}/P_{i,t}$. Така той получава дисконтираната пределна полезност от потребяването ѝ в $t + 1$ (дясната страна на уравнението). Това т.нар. уравнение на Ойлер може да бъде пренаписано като уравнение за оценка на активите:

$$(2) \quad P_{i,t} = E \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \cdot x_{i,t+1} | I_t \right].$$

Така уравнение (2) представлява формула за настоящата стойност от същия тип като изведеното от липсата на арбитраж уравнение (1). Случайният дисконтов фактор m_{t+1} сега е изведен от $\beta u'(c_{t+1})/u'(c_t)$, което е граничното ниво на заменяемост между сегашното и бъдещото потребление. Това показва защо дисконтовите нива ще са ниски по време на рецесия – когато c_t е ниско, а пределната полезност $u'(c_{t+1})$ е висока, което съответно води до нисък коефициент на пределна полезност $u'(c_{t+1})/u'(c_t)$ (и обратното, при бумове дисконтовият фактор би трябвало да е висок).

Така, базирайки се на рационалното поведение, ССАРМ дава възможно качествено обяснение на констатациите относно предвидимостта и свръхнеустойчивостта. Какво е обаче количественото съдържание на теорията?

5.2. Тестване на потребителския модел за оценка на капиталовите активи

Да се правят опити да бъде оборена икономическата теория с помощта на данни е методологическо предизвикателство, особено когато теорията създава нелинейни динамични уравнения. Затова учените често оценяват моделите по неформален начин, например, използвайки калибриране, при което

параметрите на модела се избират въз основа на нестатистически критерии, а моделът е решен и симулиран. Сравнявайки получените по този начин генерирани от модела времеви редове с реалните данни, калибрирането е полезно за оценяване на това дали моделът изобщо може да бъде съпоставен количествено с реалните данни. По-строгий подход, разбира се, би бил да се използват формални статистически методи. Преди 80-те години обаче методологическите трудности са обезсърчаващи, докато Хансен не разработва GMM и така формалните тестове на CCAPM стават обичайна практика. Затова и емпиричната оценка на CCAPM започва с неформални методи.

Чрез използване на калибриране и неформална статистика

Гросман и Шилер (Grossman and Shiller, 1981) са първите, които оценяват CCAPM количествено. Те приемат, че полезността се извежда от силова функция¹⁷ (допускайки постоянно нежелание да се поемат рискове). Така дисконтовият фактор $\beta u'(c_{t+1})/u'(c_t)$ може да бъде изчислен от данни за потреблението при каквато и да е степен на нежелание да се поемат рискове. Използвайки данни за потреблението в САЩ, Гросман и Шилер установяват, че наблюдаваната волатилност на цените на акциите може да бъде съвместима с CCAPM само ако граничната полезност на потреблението е изключително чувствителна спрямо вариациите в него, т.е. ако представителният потребител е със силно негативно отношение към поемането на риск. Тази констатация оставя свръхволатилността като предизвикателство пред бъдещите изследвания в областта на цените на активите. По-късно Шилер (Shiller, 1982) доказва, че моделът пред-полага по-нисък предел на граничната степен на междувремево заместване. Тази идея е предпоставка за значимия принос на Хансен и Яганатан (Hansen and Jagannathan, 1991), разгледан в част 5.3.

С течение на времето Гросман и Шилер забелязват също, че CCAPM предполага по-ниски нива на доходност на капитала от наблюдаваните при реалните данни, като по този начин се илюстрира явлението, нареченото по-късно от Мехра и Прескът (Mehra and Prescott, 1985) „загадка капитал – премия“. В статията си Мехра и Прескът подчертават изключителната трудност за традиционните модели да се справят с наблюдаваната допълнителна доходност на акции от над 5% годишно, свързана със свободен от риск актив – величина, която присъства в данните за САЩ и много други страни. За да съответства на данните, моделът се нуждае от коефициенти на относително нежелание за поемане на риск от около 50, а такива стойности се приемат като нереалистични от гледна точка на приложната макроикономика най-малкото за средностатистическите инвеститори.

¹⁷ Функция на параметър, подлежащ на статистически тест, чиято стойност за определена стойност на параметъра е възможността за отхвърляне на нулевата хипотеза, ако тази стойност на параметъра се окаже вярна (бел. пр.).

Чрез използване на формални статистически методи

Както беше споменато, ССАРМ предполага, че доходността е предвидима, когато агентите не желаят да поемат рискове, и че вариациите в потреблението могат да бъдат прогнозирани. При тестването на тази теория обаче учените срещат някои затруднения, например вътрешноприсъщата нелинейност на основното уравнение за оценка, както и необходимостта от конкретизиране на целия стохастичен процес на потребление. Такива трудности, заедно със серийната корелация на каквито и да е грешки в динамичната система, са характерни за множество модели, използвани в икономиката. В началото на 80-те години единственият начин да се адресират тези трудности е да се въвежда набор от много конкретни допускания, които дори не се разглеждат като важни за основния изследван въпрос. По този начин всяко статистическо решение би отхвърлило както хипотезата за основното уравнение за оценяване на активите, така и всички конкретни допускания, които изследователят не е задължително да вземе предвид.

Илюстрация на това дават Хансен и Сингълтън (Hansen and Singleton, 1983), които се опитват да преодолеят трудностите чрез комбинация от приближения и конкретни допускания. Приемайки нормално разпределение на условията за грешка, те разработват следната логаритмично-линейна версия на ССАРМ:

$$E_t[\ln(1 + R_{i,t+1})] = -\ln \beta - \gamma E_t[\Delta \ln c_{t+1}] + [\sigma_i + \gamma^2 \sigma_c - 2\gamma \sigma_{ic}]/2.$$

Това уравнение изразява очакваната логаритмична доходност като сума от три фактора: логаритъм на ниво на предпочитанието за време β ; фактор, който се мултиплицира в нивото на нежелание да се поема риск γ и в очакваното ниво на промяна на потреблението, и фактор, зависещ от вариациите и ковариациите. След това авторите прилагат този линеаризиран модел за месечната доходност на акциите, като използват приближение с максимална вероятност. Моделът работи относително добре на базата на претеглен към стойността борсов индекс, като дава оценка на относителното нежелание да се поема риск между 0 и 2 и показва малко аргументи срещу ограниченията на параметрите. Когато се прилага на базата на доходността на отделни акции и облигации обаче, моделът е категорично отхвърлен. Този неуспех е ранна индикация за сериозното предизвикателство пред моделите за оценка на активите, основаващи се на рационалността на агентите. По това време обаче не е ясно доколко отхвърлянето се дължи на линеаризацията и допусканията за обработка на грешките и доколко е вътрешно ограничение на теорията. GMM е начинът, по който тези проблеми се решават.

5.3. Обобщеният метод на моментите (GMM)

В контекста на оценяване на активите

Нека разгледаме отново основното уравнение на модела ССАРМ. Ако дефинираме $x_{i,t+1} \equiv R_{i,t+1} + d_{i,t+1}$, то може да бъде представено по следния начин:

$$(3) \quad 1 = E \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \cdot R_{i,t+1} \middle| I_t \right].$$

Това е нелинейна функция на стохастичните процеси на потребление и доходност и на всички допълнителни променливи в условия набор I_t . Изразът $\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \cdot R_{i,t+1} - 1$ може да бъде разглеждан като грешка в прогнозата за един период напред. Ако се приеме, че очакванията са рационални, тази грешка трябва да е независима по отношение на всяка информация I_t , налична в момент t . Нека използваме z_{jt} , за да обозначим една променлива в набора от информация I_t , например цена на актив в даден момент от времето. За всеки актив i и условна променлива или „инструмент“ z_j това предполага, че:

$$(4) \quad E \left[\left(\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \cdot R_{i,t+1} - 1 \right) \cdot z_{jt} \middle| I_t \right] = 0.$$

Това уравнение, което е изражение на уравнение (3), е основата на оценката на модели за оценяване на активите с помощта на GMM.

Малко иконометрична теория

Уравнение (4) може да се разглежда като елемент от следното векторно равенство:

$$(5) \quad E(x_t, \theta) = 0,$$

където x_t е векторен стохастичен процес, а θ - параметричен вектор, който трябва да се изчисли. Векторно оценената функция g изразява основното условие за ортогоналност – по едно уравнение за всеки актив i и инструмент z_{jt} . В примера x_t се състои от c , R (за всички активи i) и z_{jt} (за поне един инструмент j), а θ - от β и останалите параметри в уравнение (4). Така (i,j) -тият елемент на вектора g ще е $\left(\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \cdot R_{i,t+1} - 1 \right) \cdot z_{jt}$, за актив i и конкретен инструмент z_{jt} . Този елемент има нулеви очаквания и може да бъде тълкуван като форма на грешка в предвиждането.

В статия, която се оказва една от най-важните в иконометрията, Хансен (Hansen, 1982) предлага GMM като привлекателен подход за оценка на нелинейни системи от типа на уравнение (5). Основната причина този оценител¹⁸ да стане толкова популярен е, че поставя съвсем слаби ограничения пред стохастичния процес x_t , който може да е всеки стационарен ергодичен процес,¹⁹ както и пред функцията g , която може да е нелинейна. Такава обобщеност е особено важна при приложения с панелни данни и времеви редове, каквито

¹⁸ В статистиката оценителят (от англ. estimator) е правило за изчисляване на приблизителната стойност на определено количество на базата на наблюдаваните данни (бел. пр.).

¹⁹ В математиката стационарен е този стохастичен процес, чието разпределение на съвместните вероятности, както и статистическите му характеристики (например средна стойност, вариации и др.) не се променят с течение на времето. Един стохастичен процес е ергодичен, ако статистическите му характеристики могат да бъдат изведени от единична, достатъчно дълга извадка (осъществяване) на процеса (бел. пр.).

са тези за оценка на активите, където стохастичният процес се корелира, а основните отношения са нелинейни. Моментните условия като уравнение (5) се използват при оценката на параметри още от времето на Пиърсън (Pearson, 1894, 1900; вж. също Neyman and Pearson, 1928), но употребата им е ограничена до случаи, в които компонентите x_t са независими с течение на времето, вкл. при повтарящи се независими експерименти. Приносът на Хансен е в обобщаването на предходните теории за моментни оценки за случай, в който x_t е стационарен ергодичен процес.

Оценителят на GMM може да бъде определен посредством примерната функция за момента

$$g_T(\theta) \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(x_t, \theta),$$

и квадратната формула

$$S_T(\theta) \equiv T g_T(\theta)' W g_T(\theta),$$

където W е позитивно определена матрица за претегляне. Оценителят на GMM θ_T минимизира $S_T(\theta)$.

Хансен (Hansen, 1982) доказва, че оценителят θ_T е съвместим с истинския параметър при определени условия за редовност, както и че е асимптотично нормален при някои малки ограничения на (x_t, θ) . Както вече беше отбелязано, доказателството позволява доста обобщена стохастична времева зависимост за стохастичния процес x_t .

Освен това Хансен дефинира асимптотичната ковариантна матрица:²⁰

$$\Omega \equiv \sum_{j=-\infty}^{\infty} E g_t(\theta) g_{t-j}(\theta)'$$

Той доказва, че изборът $W = \Omega^{-1}$ гарантира, че полученият като резултат оценител θ_T минимизира (в матричен смисъл) асимптотичната ковариантна матрица на оценителя. Този резултат дава асимптотичната ефективност, свързана с оценителя на GMM – защото истинското Ω е неизвестно.

Хансен показва също как се изчислява асимптотичната ковариантна матрица и използвайки я инверсирано като матрица за претегляне, получава като резултат асимптотично нормално разпределение. Той конструира оценителя Ω на базата на логическо изчисляване на θ за разглежданата извадка, но в

²⁰ В теорията на вероятностите и статистиката ковариантната матрица (дисперсионна матрица, матрица вариация-ковариация) е тази, чиито елементи в позиции i, j са ковариация между i -ти и j -ти елементи на случаен вектор (т.е. на вектор на случайни променливи). Всеки елемент от вектора е скаларна случайна променлива или с краен брой наблюдавани емпирични стойности, или с краен или безкраен брой потенциални стойности, определени от теоретично разпределение на съвместните вероятности на всички случайни променливи. Асимптотичната ковариантна матрица е ковариантна матрица на приблизителната стойност на параметрите. Елементите по диагонала представят вариациите, очаквани от всяка приблизителна стойност на параметъра в множество извадки, и могат да се тълкуват като индекси на точността на оценката. Елементите извън диагоналите представляват ковариации на приблизителната стойност на параметрите (бел. пр.).

същото време изчисленото Ω е необходимо, за да се конструира ефективна приблизителна стойност на θ . Тази главоблъсканица означава, че няма прост начин за получаване на ефективна приблизителна стойност. Затова Хансен предлага двустепенна процедура: започва се с арбитражна матрица за претегляне, служеща за конструирането на съвместим оценител, който да се използва за приблизително изчисляване на асимптоматичната ковариантна матрица. След това се използва матрицата, за да се изчисли ефективен оценител за θ . По-късно са предложени и алтернативни процедури, за да се подобри този двустепенен подход.

Накрая Хансен показва как се конструира тест за свръхидентифициране на ограниченията на базата на метод, предложен от Сарган (Sargan, 1958). При нулева хипотеза този тест статистически има асимптоматично разпределение χ^2 с $k-r$ градуса свобода, където k е броят моментни условия, а r - броят линейни комбинации на тези условия (за да се намерят интересуващите ни параметри).²¹

В обобщение, Хансен дава нужните статистически инструменти за работа с динамични икономически модели за оценка, използващи панелни данни, в които няколко взаимосвързани променливи са често явление и конкретизирането на пълния модел невинаги е желателно, а понякога дори е невъзможно. GMM може да бъде приложен към цял дял уравнения за модели и оказва огромно влияние върху много области на икономиката, в които се използват динамични панелни данни, в т.ч. при изследването на потреблението, на предлагането на труд или на цените на фирмите. Сега той е един от най-често използваните инструменти в иконометрията за структурни оценки и прогнозиране както в микроикономическите, така и в макроикономическите изследвания.²²

Приложение при оценка на цените на активите

Първото директно приложение на GMM процедурата на Хансен е отбелязано в статия за оценяване на активите на Хансен и Сингълтън (Hansen and Singleton, 1982). По-ранно използване на идеята, стояща зад GMM, може да бъде намерено в изследването на Хансен и Ходрик (Hansen and Hodrick, 1980), които разглеждат валутите и поставят въпроса дали форуърдните обменни курсове са непредубедени прогнози на бъдещите спот цени. Серийната корелация при грешките и нелинейностите правят традиционните подходи

²¹ Хансен продължава ключовото си изследване с няколко важни разширения, в т.ч. алтернативни оценки (Hansen, Heaton and Yaron, 1996), избор на инструменти (Hansen, 1985, and Hansen, Heaton and Ogaki, 1988), продължителни времеви модели (Hansen and Scheinkman, 1995) и GMM с неоптимални матрици на претегляне (Hansen and Jagannathan, 1997).

²² Вж. прегледите на Хансен и Уест (Hansen and West, 2002) и Яганатан, Скулакис и Уанг (Jagannathan, Skoulakis and Wang, 2002) за примери за използването на GMM в областите на макроикономиката и финансите. GMM е често прилаган инструмент и за оценка при панелни данни (вж. Arellano and Bond, 1991; Blundell and Bond, 1998).

неприложими към този въпрос. Затова авторите извличат асимптоматичните характеристики на базата на методи, които, както се оказва, са специален вид GMM.

Основната цел на Хансен и Сингълтън (1982) е да тестват ССАРМ. За да направят модела оперативен, авторите допускат полезност, както правят и Гросман и Шилер (Grossman and Shiller, 1981), за да покажат постоянното относително нежелание да се поема риск: $u(c) = c^{(1-\gamma)}/(1-\gamma)$. С тази конкретизация елементът g , представящ даден актив i и инструмент z_j , приема формата $(\beta(\frac{c_t}{c_{t+1}})^\gamma \cdot R_{i,t+1} - 1) \cdot z_{j,t}$, с параметри β и γ трябва да бъдат оценени. Така съответстващите моментни условия са:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(\beta(\frac{c_t}{c_{t+1}})^\gamma \cdot R_{i,t+1} - 1) \cdot z_{jt}] = 0.$$

При n активи и m инструменти са налице nm подобни моментни състояния. Моделът може да се тества за свръхидентифициращи реакции при по-малко от nm параметри, които трябва да бъдат оценявани. Тази формулировка на инструментални променливи илюстрира съждението на Фама (Fama, 1970), че тестването на модел за оценяване на активите се състои в съвместен тест на генерирана от модел хипотеза и липсата на предвидими прогнозни грешки. Ако ограниченията за свръхидентификация са отхвърлени, това означава или че моделът не е верен, т.е. че са нарушени безарбитражните условия, или че условието за ортогоналност на инструментите не е изпълнено, или пък и двете.

Хансен и Сингълтън оценяват този модел с GMM, използвайки като инструменти изоставачи стойности на R_j . Данните са агрегираните индекси на Нюйоркската фондова борса, както и индекси на различни производства, а моделът е оценен и за единични, и за множествени серии доходност. Всички версии на модела дават икономически смислени оценки със стойности на γ близко до единица (въпреки че са налице големи стандартни грешки) и на β съвсем малко под единица. Когато се приложат към повече от един фондов индекс обаче, ограниченията за свръхидентификация по принцип се отхвърлят.²³ Следователно в съответствие и с констатациите относно свръхволатилността на Гросман и Шилер (Grossman and Shiller, 1981) тази проста версия на ССАРМ не отговаря много добре на данните. В резултат са проведени редица изследвания, целящи да разберат недостатъците на базовия модел.

В търсене на модел, който да отговаря по-добре на данните, от полза би бил инструмент за диагностика, задаващ характеристиките, които трябва да има стохастичният дисконтов фактор. Хансен и Яганатан (Hansen and Jagannathan, 1991) доказват, че т.нар. коефициент на Шарп,²⁴ изразен чрез

²³ В по-късна статия Хансен и Сингълтън (Hansen and Singleton, 1984) поправят грешка в оригиналните приложени данни. При използване на поправените данни ССАРМ е отхвърлен още по-категорично.

²⁴ Sharpe, 1966.

съотношението на очакваната допълнителна доходност на определен актив спрямо безрисковото ниво на стандартно отклонение на допълнителната доходност, дава по-ниска граница на волатилността на дисконтовия фактор. По-точно:

$$\frac{\sigma(m_{t+1})}{E(m_{t+1})} \geq \frac{E(R_{t+1}^e)}{\sigma(R_{t+1}^e)},$$

където лявата страна е коефициентът на стандартно отклонение на дисконтовия фактор спрямо очакваната му стойност, а дясната - коефициентът на Шарп. Връзката първоначално е отбелязана от Шилер (Shiller, 1982) за индивидуален рисков актив и е обобщена от Хансен и Яганатан, за да обхване множество активи, както и безрискови такива. В последващо свое изследване Хансен и Яганатан (Hansen and Jagannathan, 1997) разширяват анализа си и извличат формални тестове за представянето на различни заместители на стохастични дискотнови фактори.

Границите на Хансен-Яганатан намират широко практическо приложение. Множество активи и инвестиционни стратегии като инерционната (купуване на акции с високи предходни нива на доходност и продаване на такива с ниски - вж. част седма) или кери трейд (carry trade - заемане във валути с ниски лихвени проценти и инвестиране в такива с високи) имат много висок коефициент на Шарп. За следвоенния фондов пазар в САЩ по годишни данни този коефициент е около $\frac{1}{2}$, което предполага, че годишното стандартно отклонение на дисконтовия фактор е поне 50%. Това е много високо равнище и означава, че средната величина на дисконтовия фактор е близо до единица. Подобно противоречие поставя сериозен проблем пред базираните на потреблението модели като CCAPM, защото според него ниската волатилност на наблюдаваното потребление заедно с реалистичните нива на нежелание за поемане на риск предполагат прекалено слаба волатилност на стохастичния дисконтов фактор.

5.4. Разширяване на CCAPM

Отхвърлянето на CCAPM със стандартни характеристики не означава задължително отхвърляне на идеята на модела, че очакваната доходност на даден актив е по-висока в „лоши времена“, когато потреблението е малко. Започвайки със статията на Фама и Френч (Fama and French, 1989), няколко изследвания свързват предвидимостта с условията на бизнес-цикъла, като показват, че очакваната доходност е по-ниска в неговия пик и по-висока – на дъното. Фама и Френч доказват също, че очакваната доходност на капиталовите пазари и на пазарите на облигации се движат заедно, както и че сроквата премия (разликата между печалбата на дългосрочните и краткосрочните облигации) има допълнителна прогностична сила за доходността на акциите в допълнение към печалбите от дивиденди. По подобен начин макроикономическите променливи от типа на съотношението потребление-богатство (Lettau and Ludvigson, 2001) прогнозираат доходността на капиталите (в допълнение към дивидентите и

сроковата премия).²⁵ Проблемът по-скоро е, че ковариацията между доходността на активите и потреблението не е достатъчно голяма, за да генерира достатъчно висока очаквана доходност и волатилност при използването на стандартни характеристики за очаквана полезност.

Тези резултати стават причина много изследователи да проучват алтернативни спецификации на модела, като променят допусканията за полезност на инвеститорите, завършеност на пазара, стохастичен процес на потребление или комбинация от посочените. Някои от тези подходи са донякъде успешни при обясняването на капиталовата премия, волатилността и предвидимостта в променената рамка на CCAPM, въпреки че засега не съществува широко приет „консенсусен модел“.

Първият подход е да се преодолее един от основните недостатъци на стандартния модел за очакваната полезност на фон Нойман-Моргенстерн, а именно, че нежеланието да се поема риск и заместването във времето се определят от един и същи параметър, въпреки че няма задължаваща икономическа или поведенческа причина за това. Въз основа на изследването на Крепс и Протеус (Kreps and Porteus, 1978) Епщайн и Зин (Epstein and Zin, 1989) разработват набор от рекурсивни характеристики, които позволяват признаците на нежеланието да се поема риск и времевото заместване да бъдат разделени. Според авторите това би могло да помогне за решаването на базирането на потреблението модел.²⁶ Хансен също се включва в тази насока на изследвания (Eichenbaum, Hansen and Singleton, 1988; Eichenbaum and Hansen, 1990). Проучванията все още са много активни, като е постигнат известен успех при напасването на модела към данните. Използвайки характеристики на Епщайн-Зин, Бансал и Ярън (Bansal and Yaron, 2004) предлагат модел, в който потреблението и ръстът на дивидентите съдържат малък предвидим дългосрочен компонент, а волатилността на потреблението варира във времето. При тези условия и динамика те успяват да получат стохастичен дисконтов фактор m , който може да обясни наблюдаваната капиталова премия, безрисковото ниво и волатилността на доходността, като същевременно дава възможност за предвиждане на печалбата от дивиденти. Този подход има доста голямо влияние и води до множество последващи статии (в т.ч. Hansen, Heaton and Li, 2008).

Втори подход за промяна на характеристиките е навиците да се включат във функцията на полезността (Deaton, 1992), а полезността на потреблението да се направи зависима не само от абсолютното ниво на потреблението, но и от съществените промени в него. Съндаресан (Sundaresan, 1989), Константинидес (Constantinides, 1990) и Абел (Abel, 1990) включват формирането на навиците в рамката на CCAPM и доказват, че те могат да увеличат волатилността на стохастичния дисконтов фактор. В многократно цитираната си статия Кембъл и Кокрън (Campbell and Cochrane, 1999) успяват да решат загадката на капиталово-

²⁵ За преглед вж. Cochrane, 2011.

²⁶ Вж. също Weil, 1989.

вата премия в модел, в който към стандартната рамка на полезността е добавен „външен“ навик (който кара агентите да се интересуват от промени не само в индивидуалното, но и в съвкупното потребление).

Трети подход, който също има известен успех, е да се приеме, че съществува разнородност на инвеститорските предпочитания. По-точно, ако инвеститорите имат различно отношение към риска, стохастичният дисконтов фактор m , който се получава като резултат от търговията на пазара, ще бъде повлиян не само от съвкупното потребление, но и от неговото разпределение. За да се разбере например капиталовата премия, би било по-подходящо да се тестват приложенията на CCAPM, като се използват данни от подгрупата инвеститори, които наистина притежават значително количество акции. Оказва се, че потреблението на отделните притежатели на акции се колебае повече от съвкупното потребление – разлика, която поне донякъде позволява да се обяснят ценовите загадки и потвърждава, че разнородността на инвеститорите е плодотворна хипотеза (вж. например Malloy, Moskowitz and Vissing-Jorgensen, 2009). Множество изследвания на незавършеност на пазара по отношение на отделни рискове показват, че хетерогенността в богатството, получена в резултат от шокове в индивидуалните заплати, генерира разнородност и при отношението към риска (за ранни изследвания в тази област вж. Mankiw, 1986; Heaton and Lucas, 1992; Huggett, 1993; Telmer, 1993; and Constantinides and Duffie, 1996). Важна констатация, направена в тези изследвания, е, че индивидуалният риск за заплатата е контрацикличен, което още повече допринася за решаването на загадките, свързани с цените.

Обща черта на повечето от моделите, разглеждани тук, е допускането, че потребителят не само обработва информацията рационално и ефективно, но и познава истинския процес на генериране на данни. В съвместни изследвания с Томас Сарджънт²⁷ (Hansen and Sargent, 2001; Cagetti et al., 2002) Хансен проучва последиците от допускането, че представителният агент не е сигурен относно модела и следва политика на стабилен контрол по отношение на набор от алтернативни модели. Хансен и Сарджънт доказват, че несигурността, свързана с модела, може да бъде разглеждана като допълнителен рисков фактор. Страхът от най-лошия резултат прави нежеланието на агентите да поемат риск още по-голямо и може да доведе до по-висока цена на риска, отколкото в еквивалентен стандартен модел.

6. Свръхволатилност и предвидимост: подходи в поведенческите финанси

6.1. Робърт Шилер и поведенческите финанси

Констатациите, свързани със свръхволатилността и предвидимостта, са предизвикателство пред идеята, че цените включват цялата налична информа-

²⁷ Нобелов лауреат за 2011 г. (бел. пр.).

ция, пред стандартната теория за оценка на активите, а може би и пред двете. На базата на ранните си открития Шилер (Shiller, 1981b) твърди, че свръх-волатилността, която е наблюдавал, трудно може да се впише в основната теория, а по-скоро е индикация за „прищевки“ и прекомерна реакция спрямо промените в основните правила. В статията си от 1984 г., озаглавена „Цени на акциите и социална динамика“, той доразвива своите аргументи. Тази статия дава началото на нова вълна от изследвания в областта на „поведенческите финанси“, на която самият Шилер става един от най-известните привърженици.²⁸

В нея Шилер очертава определени аргументи, които впоследствие са разработени от други учени. Първо, той смята, че липсата на (регулирана спрямо риска) предвидимост на цените не изключва съществуването на нерационални инвеститори. Търговията, осъществявана от подобни инвеститори, може да направи цените твърде нестабилни и колебливи, което от своя страна би направило отклоненията от обичайното положение много трудни за отчитане в краткосрочен план (особено ако рационалните инвеститори елиминират най-явните неправилни ценообразувания). В последващи изследвания Шилер и Перон (Shiller and Perron, 1985) и Съмърс (Summers, 1986) твърдят още, че прогностичната сила на краткосрочните тестове вероятно ще е много слаба.²⁹

Второ, Шилер прави преглед на част от литературата по психологията, доказваща, че хората проявяват предрасъдъци при вземането на решения, като например констатацията на Тверски и Канеман (Tversky and Kahneman, 1974), че те реагират прекомерно спрямо „повърхностно правдоподобни доказателства“ без статистическа основа. Според него цените на акциите са особено чувствителни към психологически предрасъдъци поради неяснотата относно истинската цена на дадена акция, причинена от липсата на общоприет модел за оценка (т.е. инвеститорите са изправени по-скоро пред „несигурност на Найт“³⁰, отколкото пред обикновен риск). Тези психологически

²⁸ И други ранни изследвания срещат същите трудности при поведенческите обяснения (Slovic, 1972; Miller, 1977; Harrison and Kreps, 1978; Modigliani and Cohn, 1979). Слович смята, че (новото по това време) психологическо доказателство на евристичните методи и предрасъдъците може да бъде приложено в областта на финансите. Според Милър разликите в мненията на инвеститорите, заедно с факта, че акциите трудно се продават докрай, ще доведат до прекомерно оптимистични цени на акциите. Харисън и Крепс изказват подобно твърдение за динамична среда и доказват, че разликите в мненията и опасенията от разпродаване могат да доведат до спекулативни балони. Модилиани и Кон са на мнение, че отрицателната връзка между очаквана инфлация и цени на акциите (отбелязана от Фама и Шверт – Fama and Schwert, 1977) може да бъде обяснена с факта, че инвеститорите страдат от „илюзия за пари“, т.е. от неспособност да разграничат реалната от номиналната доходност.

²⁹ Шилер и Перон (1985) създават силови функции за тестове, целящи да отхвърлят хипотезата за арбитража в даден тест (например Фама, 1965), когато реалният процес на доходност на актива е средно реверсивен. Освен че показват, че тези тестове имат ниска прогностична сила в краткосрочен план, те доказват и че нарастването на честотата на извадката за даден времеви отрязък не увеличава прогностичната сила, а това може да стане само с удължаване на периода.

³⁰ В икономиката несигурността на Найт е неизчислим, невъзможен за пресмятане риск (бел. пр.).

предразсъдъци са подкрепени и засилени от „обществени движения“, защото инвеститорите са обект на групова психологическа динамика от типа на партньорския натиск. Следователно мнението на един инвеститор за цената на дадена акция вероятно ще е повлияно от мнението на други. В резултат от това с разпространение на мненията сред населението цените на акциите ще се колебаят по начин, подобен на този, причинен от прищевки и моди. Шилер прави преглед и на неформалните доказателства в подкрепа на идеята, че прищевките и модите са допринесли за предходни пазарни бумове и сривове.

Накрая, за да илюстрира твърдението си по по-формален начин, той представя прост модел на икономика, населена с „обикновени“ инвеститори, чието търсене не реагира на очакваната доходност, и „умни“ инвеститори, които отговарят рационално на очакваната доходност, но са ограничени от наличните си средства. При такъв модел търговията на обикновените инвеститори би довела до временни отклонения на цените на акциите от базовите нива, което от своя страна би генерирало прекомерна реакция спрямо новините за дивидентите, свръхволатилността и средно реверсивните цени на акциите. Това е в съответствие и с идеята, че въз основа на високите печалби от дивиденти може да се предвидят по-ниски цени на акциите.

В последвалите си изследвания Шилер продължава да обосновава важността на обществената психология, използвайки като доказателство анкети на инвеститори (Shiller, 1987, 1988, 1989; Shiller and Pound, 1989). Той разширява анализа си на прищевките и балоните в областта на пазара на жилища (Case and Shiller, 1987, 1989, 2003).

След първото изследване на Шилер редица учени използват психологически доказателства за поведението и предразсъдъците на индивида, в т.ч. теориите на перспективите (Kahneman and Tversky, 1979), на самоувереността (Oskamp, 1965) и на умственото счетоводство (Kahneman and Tversky, 1984; Thaler, 1985). Тези психологически обосновани изследвания водят до създаването на нови модели за оценка на активите, които могат да обяснят наблюдаваните в нея аномалии.³¹ Някои от моделите обясняват недостатъчните и прекомерните реакции спрямо информацията със самоувереност и/или ограничена рационалност, което води до свръхволатилност, инерция и средна реверсивност в цената на активите (Barberis et al., 1998; Daniel et al., 1998; Hong and Stein, 1999). Други променят характеристиките на базата на психологически доказателства от типа на теориите на перспективите (Benartzi and Thaler, 1995; Barberis et al., 2001), на избягване на неяснотите (Epstein and Wang, 1994; Epstein and Schneider, 2008; Cagetti et al., 2002) или на избягване на разочарованието (Routledge and Zin, 2010), за да обяснят свръхволатилността, предвидимостта и капиталовата премия. Много от тези статии могат да бъдат разглеждани като модифициращи допусканията за предпочитанията

³¹ Вж. Shleifer (2000) и Barberis and Thaler (2003) за преглед на тези изследвания.

в моделите с рационални участници (като ССАРМ), което показва сходството на рационалните и поведенческите модели в модерните изследвания.

В статията си от 1984 г. Шилер отговаря и на една сериозна критика срещу поведенческите обяснения (често приписвана на М. Фридман - Friedman, 1953), а именно, че дори и ако някои (или повечето) инвеститори са нерационални, рационалните (може би само няколко) инвеститори на пазара могат да печелят при положение, че съществуват арбитражни възможности. Такива арбитражни сделки биха довели до загубата на пари от страна на нерационалните инвеститори, които ще бъдат изтласкани от пазара, и по този начин в крайна сметка се отстранява каквото и да е неправилно ценообразуване. Според Шилер рационалните инвеститори контролират твърде малко средства, за да може това да проработи на практика. Друг, по-ранен аргумент за ограничението на арбитража е трудността в разпродаването на надценени акции (Miller, 1977). По-късно редица изследователи създават по-строги теоретични модели, които обясняват ограничената способност на рационалните инвеститори да направят пазарите информационно ефективни. Обичайният подход е тези инвеститори да се моделират като финансови посредници (например хедж фондове), чийто капитал би бил изтеглен от инвеститорите, ако те понесат постоянни загуби (DeLong et al., 1990a; Shleifer and Vishny, 1997). Поради това изтегляне рационалните инвеститори не биха могли да търгуват срещу значимо пазарно неправилно ценообразуване или дори биха могли да намерят за оптимално да търгуват в обратната посока, ако се очаква неправилното ценообразуване да нарасне в краткосрочен план, като по този начин го увеличават, вместо да го намаляват (DeLong et al., 1990b; Abreu and Brunnermeier, 2002, 2003).

6.2. Други изследвания в областта на поведенческите финанси

Ранните трудове на Шилер стимулират провеждането на множество емпирични изследвания, целящи да подкрепят твърденията на поведенческите финанси с емпирични доказателства.³² Голяма част от тези изследвания се концентрират върху явните аномалии при моментната доходност на акциите, а не толкова върху неправилното ценообразуване на пазара, поради което са разгледани в част седма.

Ранно изследване, което намира трудно съвместимо с информационната ефективност доказателство, е проучването на Рол (Roll, 1984) на фючърските пазари на портокалов сок. Въпреки че климатът има най-явно и най-голямо

³² Този преглед е фокусиран върху литературата в областта на поведенческите финанси, която се опитва да обясни тенденциите и аномалиите при оценяването на активите. Освен подобни изследвания съществува и богата поведенческа литература, която анализира влиянието на психологията върху финансовите решения на хората (за преглед на тези изследвания вж. Barberis and Thaler, 2003, ч. 7). Те са особено полезни при вземането на практически политически решения, например в областта на схемите за пенсионно спестяване (вж. Thaler and Benartzi, 2004).

влияние върху портокаловите насаждения, Рол установява, че климатичните аномалии обясняват само малка част от вариациите на цените на фючърси.

Някои изследвания установяват отклонения от „правилото за еднаквата цена“ на финансовите пазари и посочват, че тези отклонения са индикация за нерационални пазарни нагласи. Фрут и Дабора (Froot and Dabora, 1999) проучват „акции-близнаци“ на компании, чиито акции се търгуват на повече от едно място. Те констатират, че цените на тези близнаци често се различават на различните места, където се търгуват, и че относителната им цена се повишава, когато пазарът, на който са търгувани, е във възход. Това води до заключението, че цените на акциите донякъде се обуславят от нагласите на местните инвеститори, а не просто от промените на базовата стойност.

Друга група изследвания анализират т.нар. загадка на фондовете от затворен тип, първоначално открит от Цвайг (Zweig, 1973), т.е. констатацията, че капиталовите фондове от затворен тип обикновено търгуват на цени, различни от пазарната стойност на управляваното от тях портфолио от акции, като често тази търговия се извършва под нетната цена на активите.³³ Според Лий, Шлайфер и Талер (Lee, Shleifer and Thaler, 1991) дисконтовият фактор при фондовете от затворен тип може да се разглежда като случай на нерационална инвеститорска нагласа. Те доказват, че дисконтовите фактори при фондове от затворен тип с много различни портфолиа от акции показват значимо съвместно движение с течение на времето, като подобно съвместно движение се наблюдава и при доходността на акции на малки фирми – пазарен сегмент, на който доминират индивидуалните инвеститори. Бейкър и Уъргълър (Baker and Wurgler, 2007) правят преглед на литературата, свързана с нагласите на инвеститорите, и доказват, че „индексът на нагласите“ (включващ дисконтовите фактори на фондовете от затворен тип и други променливи) е силно свързан със съвкупната доходност на акциите.

В други статии се установяват очевидни ограничения на арбитража и ефектите му върху цените на акциите. Започвайки със статията на Шлайфер (Shleifer, 1986), те показват, че цената на дадена акция обикновено нараства, когато е включена в пазарен индекс (например S&P 500), в съответствие с натиска за купуване на индекс-фондовете. Уъргълър и Журавская (Wurgler and Zhuravskaya, 2002) доказват, че ефектът на включване в индекс е по-силен за акции без близки заместители, което прави по-трудно отстраняването на неправилното ценообразуване чрез арбитраж.

Шилер доразвива твърденията си в своята книга от 2000 г. „Нерационално изобилие“, която оказва сериозно въздействие върху обществените дискусии. В нея той използва комбинация от статистически доказателства, данни от анкети и преглед на психологически и социологически изследвания, за да подкрепи

³³ Фондовете от затворен тип обикновено са притежание на индивидуални инвеститори и са подобни на взаимните фондове, с изключение на факта, че инвеститорите не могат да преобразуват дяловете си в пари, а трябва да ги продадат на пазара, за да получат вложенията си обратно.

твърдението си, че прищевките и наличието на обратна връзка са допринесли за някои от бумовете на фондовия пазар в миналото. Според него драматичното покачване на цените на акциите в края на 90-те години, особено на тези на технологичните компании, е причинено от прищевки – твърдение, направено само няколко месеца преди сериозния спад на цените на фондовите пазари от 2000-2001 г.³⁴

Изследванията, последвали книгата на Шилер, отбелязват някои аномалии в оценяването на акциите на технологичните компании при тогавашния бум на фондовите пазари. Например Мичъл, Пулвино и Стафърд (Mitchell, Pulvino and Stafford, 2002) и Ламонт и Талер (Lamont and Thaler, 2003) използват частични отделения на технологични компании, за да покажат че оценяването на отделените акции е необосновано високо. По-конкретно, сравнявайки цената на отделената част с тази на компанията-майка, която все още държи определен дял в отделената фирма, оценката на отделената част показва, че останалите активи на компанията-майка имат отрицателна стойност.³⁵ Те извеждат също доказателства, че опасенията от разпродаване, заедно с факта, че неправилното ценообразуване често нараства, преди да изчезне, затрудняват печалбата от това неправилно ценообразуване при евентуален арбитраж. По същия начин Брунермайър и Нагел (Brunnermeier and Nagel, 2004) доказват, че опитните инвеститори като хедж фондовете предпочитат по-скоро да придобиват акции на технологични компании и „да яздят балона“ в края на 90-те години, отколкото да разпродават тези акции. В по-ново изследване Ксионг и Ю (Xiong and Yu, 2011) установяват наличието на балон на китайските държавни ценни книжа в края на първото десетилетие на XXI век, които се търгуват далеч над базовата си стойност. Според тях и тук опасенията от разпродаване пречат за преодоляване на неправилното ценообразуване с помощта на арбитраж.³⁶

През последните години Шилер продължава да проучва влиянието на психологическите фактори върху финансовите пазари в популярни книги (Shiller, 2008; Akerlof and Shiller, 2010).

7. Какво определя разликите в очакваната доходност на различните активи?

Разгледаните дотук изследвания се фокусират основно върху тенденциите

³⁴ Във второто издание на книгата, публикувано през 2005 г., Шилер включва в анализа си недвижимите имоти, като твърди, че техните пазари също са нерационално надценени, и предвижда сериозни проблеми за финансовите институции при евентуално спукване на балона на пазара на недвижими имоти.

³⁵ Офек и Ричардсън (Ofek and Richardson, 2003) свързват високите цени на Интернет-акциите с опасения от разпродаване и задържане, което пречи на вътрешни за компаниите лица да разпродадат акциите си при първично публично предлагане.

³⁶ Някои изследвания се концентрират върху балоните в цените на активите в експериментална среда (вж. например Smith, Suchanek and Williams, 1988).

във времевите редове на цените на активите. Друг свързан с това въпрос засяга моментните тенденции на цените, и по-специално – на цените на акциите. Защо определена акция се оценява по-високо от друга по едно и също време? Съгласно уравнение (1) отговорът зависи от очакваните бъдещи капиталови приходи - $\{x_{i,t+j}\}$, и от дисконтовите нива (изискванията за доходност) - $\{m_{t+j}\}$. Дисконтовите нива трябва да отразяват времевите колебания в икономиката, както и рисковите премии. Понеже инвеститорите по принцип не желаят да поемат рискове, би трябвало те да изискват по-висока очаквана доходност за по-рискови активи. Ключово е разбирането, идващо още от портфолио модела на Марковиц (Markowitz, 1959), че инвеститорите изискват компенсация само за системния риск, т.е. за такъв, който не може да бъде премахнат чрез поддържането на диверсифицирано портфолио. Но кои са системните рискове, свързани с доходността на акциите, и до каква степен инвеститорите са компенсирани за тях от гледна точка на по-висока очаквана доходност? Същевременно доколко модата и инвеститорите влияят нерационално върху цените на акциите, както твърди Шилер (Shiller, 1984), и как би се отразило това на разликите в очакваната доходност на различните акции?

7.1. Ранни тестове на модела за оценка на капиталовите активи (CAPM)

CAPM е разработен от Шарп (Sharpe, 1964), Линтнер (Lintner, 1965) и Мосин (Mossin, 1966). Уилям Шарп получава Нобеловата награда за 1991 г. за приноса си в разработването на CAPM, който и досега остава един от основните модели за оценяване на активите, преподаван на студентите. Според статичния CAPM очакваната доходност R_i^* , на даден финансов актив i се получава по следната формула:

$$R_i^* = R_f + \beta_i(R_m^* - R_f),$$

където R_f е свободната от риск възвръщаемост, R_m^* - очакваната доходност на пазарното портфолио (т.е. на портфолио, включващо всички активи в икономиката), а β_i - основната мярка на системния риск, който трябва да бъде компенсиран от по-високо ниво на доходност и е равен на ковариацията на актива i с пазарното портфолио („бетата“ на акцията). В средата на 60-те години този модел дава обещаващо обяснение на цените на активите, но не е тестван възкително.

Доколко е добър CAPM за обясняване на моментното състояние на цените на активите? След разработването му в средата на 60-те години икономистите се заемат да тестват модела емпирично. Тестовите започват с регресии на времеви редове на доходност на акциите и доходност на индексите, за да се генерират прогнозни специфични за определена акция бета коефициенти – β'_i . Ако приемем, че пазарните очаквания са рационални, т.е. ако наблюдаваната доходност $R_{i,t}$ е равна на очакваната доходност плюс

стандартна грешка $\varepsilon_{i,t}$, CAPM може да бъде тестван на базата на следното уравнение:

$$R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \cdot \beta'_i + \varepsilon_{i,t}.$$

Ако CAPM е верен, тогава $\gamma_{0,t} = R_f$ (свободната от риск доходност), а $E(\gamma_{1,t}) = R_m^* - R_f$, (оачваната доходност на пазара над свободната от риск доходност). Ранните тестове на Дъглас (Douglas, 1969), Блек и Сколс (Black and Scholes, 1973) и Блек, Йенсен и Сколс (Black, Jensen and Scholes, 1972) използват времеви редове от данни за акции, за да оценят β'_i като първа стъпка, и след това моментни данни, за да регресират доходността на бета като втора стъпка. По принцип резултатите показват позитивна връзка, както е на теория, но полученият коефициент предполага недостоверно висока стойност на безрисковата доходност. Освен това тези изследвания не вземат предвид силната моментна корелация между доходността на акциите, причинена от общите шокове, които засягат цели групи акции по едно и също време. А да не се отчита тази корелация, води до изкривяване на изводите. По принцип оценената стандартна грешка е по-малко изкривена.³⁷

Фама и Макбет (Fama and MacBeth, 1973) предлагат алтернативен подход при тестването на CAPM, който се превръща в стандартен за тестване на моментни модели за оценка на активите. Тяхното просто, но важно прозрение е, че липсата на предвидимост при постоянна очаквана доходност за определен период предполага липса на връзка между доходността на акциите с течение на времето, въпреки че е налице такава за даден конкретен момент. Въз основа на това Фама и Макбет представят двустепенен подход за разглеждане на проблема, свързан с моментната корелация.

В първата част се оценява поредица от моментни регресии (например месец по месец) на доходността на акциите по характеристиките, които трябва да определят очакваната доходност според дадения модел за оценка на активите. В случая с CAPM всеки моментен тест регресира доходността на акциите за дадена бета (която от своя страна се изчислява, като се използват данните например от последните 5 години). На втория етап се пресмята средната стойност на коефициентите от моментните регресии за времеви ред и се тества дали тези средни стойности се отклоняват значително от данните според теорията. Коефициентите от всяка моментна регресия могат да бъдат тълкувани като доходност на портфолио, претеглена през определени характеристики (тълкуването е развито от Фама през 1976 г. в част 9 от изследването му). Тази доходност би трябвало да не е серийно корелирана, ако действат хипотезите, че грешките в прогнозирането са непредвидими и че регресиите от първия етап включват всички приложими детерминанти на очакваната

³⁷ Например Блек, Йенсен и Сколс (1972) забелязват, че техните CAPM тестове дават „необяснимо високи стойности на t .”

доходност. Правилната стандартна грешка за теста може да бъде изчислена от вариациите на коефициентите на моментните регресии в рамките на времевия ред.

Използвайки методологията си, Фама и Макбет установяват, че бетите на CAPM обясняват разликите в очакваната доходност на различните акции. Те откриват обаче, че пресичането ($\gamma_{0,t}$) в регресията е по-голямо от свободната от риск доходност, което е несъвместимо с CAPM на Шарп-Линтнер-Мосин, но е съвместимо с версията на CAPM с нулева бета, въведена от Блек (Black, 1972).

Двустепенният подход на Фама и Макбет бързо получава широко приложение в емпиричните изследвания относно цените на активите както заради своята простота, така и заради устойчивостта си. Дори и при отхвърлянето на CAPM с по-късните тестове, описани по-нататък, процедурата Фама-Макбет все още е стандартен метод за тестване на мултифакторни моментни модели за оценка на цените на активите и се използва в хиляди изследвания.³⁸

7.2. Аномалии на CAPM

Въпреки че ранните тестове на CAPM изглеждат обещаващи, към края на 70-те години емпиричните проучвания поставят модела под сериозен въпрос.³⁹

Първо, в своя значима статия Рол (Roll, 1977) критикува тестовете на CAPM и показва, че всеки валиден CAPM тест предполага пълно познаване на пазарното портфолио. Според теорията на модела пазарното портфолио съдържа всеки отделен актив в икономиката, в т.ч. човешкия капитал, поради което е необхватно по своята природа. Затова използването като заместител на индекс на фондовия пазар, както е правено в предходните тестове, води до изкривени и подвеждащи резултати.⁴⁰

Второ, множество изследвания тестват детерминантите на моментните разлики в доходността посредством методологии, разработени при по-ранни тестове. Това води до откриването на определени „аномалии“ на CAPM, при които специфичните за акцията характеристики изглеждат свързани с разликите в доходността. Често се установява, че за различните версии на (противоположните) „машабирани цени на акциите“ като коефициента печалба-цена - E/P (Basu, 1977, 1983) съотношението отчетна-пазарна цена, т.е. отчетната стойност на акцията, разделена на пазарната ѝ стойност (Statman, 1980; Rosenberg, Reid and Landstein, 1985), и коефициента дълг-собствен капитал (Bhandari, 1988), са

³⁸ Иконометричен въпрос, на който оригиналното изследване на Фама и Макбет не обръща изрично внимание, е, че бетите, използвани във втория етап, страдат от грешки в изчисленията, допуснати в първия етап. Шанкен (Shanken, 1992) и Яганатан и Уанг (Jagannathan and Wang, 1998) обръщат внимание на това и получават точни асимптомни стандартни грешки.

³⁹ Фама (1991) прави пълен преглед на тези изследвания.

⁴⁰ По-късно Гибънс, Рос и Шенкен (Gibbons, Ross and Shanken, 1989) разработват тест на CAPM, който отговаря на критиките на Рол. Използвайки идеята, че CAPM предполага пазарното портфолио да е ефективно като средна вариация, те създават тест за предварителна ефективност на средната вариация на определено портфолио.

Нобелова награда за постижения в областта на икономическите науки за 2013 г.

позитивно свързани с очакваната доходност, дори и след прилагане на контролирана бета на CAPM.

ДеБонд и Талер (DeBondt and Thaler, 1985) доказват, че акции, които имат по-висока от реалната си стойност в дългосрочен план – най-малко от 3 до 5 години, обикновено са с по-ниска от реалната си стойност през следващите периоди (и обратното). И накрая, акциите на компании с по-малка пазарна стойност на собствения капитал обикновено имат по-висока очаквана доходност (Banz, 1981) от такива на по-големи фирми – т.нар. ефект на размера.⁴¹ За да станат нещата още по-лоши за CAPM, няколко изследвания показват, че неговата бета не е особено успешна при обясняване на доходността при разширяване на периода на извадката спрямо тази в по-ранните тестове (Reinganum, 1981; Lakonishok and Shapiro, 1986), или когато се наблюдават други макроикономически фактори (Chen, Roll and Ross, 1986).⁴²

Повечето от тези резултати са включени в често цитираната статия на Фама и Френч (Fama and French, 1992), в която убедително е доказано, че бетата на CAPM практически няма обяснителна сила, ако се вземат предвид съотношението отчетна-пазарна цена и размерът.⁴³

7.3. Трифакторният модел Фама-Френч

Разгледаните изследвания са синтезирани в трифакторния модел на Фама и Френч (1993). Надграждайки над отхвърлянето на простата версия на CAPM от тяхната по-ранна статия (1992), те представят модел, който добавя два нови фактора към CAPM, и предлагат методология за въвеждането и тестването на подобни фактори, стъпвайки на основата на изследването на Фама и Макбет (Fama and Macbeth, 1973). Двата фактора – „малка минус голяма“ пазарна стойност (small-minus-big - SMB) и „високо минус ниско“ съотношение отчетна-пазарна цена (high-minus-low - HLM), се базират на портфолия от акции, подредени по две характеристики, за които е установено, че корелират с очакваната доходност, размера и отчетната спрямо пазарната цена. Всеки фактор е еквивалентен на портфолио с нулеви разходи, което заема висока позиция при акции с ниско съотношение отчетна-пазарна цена (с малък

⁴¹ В някои статии е отбелязана сезонност при доходността на акциите, особено т.нар. януарски ефект, показващ, че акциите се представят по-добре на пазара през януари (Rozeff and Kinney, 1976). Кайм (Keim, 1983) доказва, че това по-съществува е ефект на малките фирми и обеми.

⁴² Като алтернатива на стандартния CAPM ССАММ предвижда, че ковариацията на доходността на акциите със съвкупното потребление – „бета потреблението“, трябва да е свързано с разликите между очакваната доходност на различните активи. И ССАММ тестовете обаче не се представят по-добре при обясняване на аномалиите, а бета потреблението винаги е описвано като доминирано от стандартната бета на CAPM (Mankiw and Shapiro, 1986; Breeden, Gibbons and Litzenberger, 1989).

⁴³ Фактът, че бетата на фондовия пазар не е свързана с моментната очаквана доходност е особено важен, защото факторът на фондовия пазар обяснява значителното разминаване във времевите редове за отделните акции. Отчасти поради тази важност за времевите редове бетата на фондовия пазар обикновено се включва в мултифакторните модели въпреки слабата ѝ обяснителна сила при моментните проучвания.

размер). Това е финансирано с къса позиция на акции с такова съотношение (с голям обем). Фама и Френч доказват, че факторите SMB и HLM дават обяснение не само на разликите в очакваната доходност на различните акции, а и на значителното разминаване при времевите редове, т.е. че акции с подобна експозиция спрямо тези фактори се движат заедно. Оттук според тях SMB и HLM са фактори за оценка на риска и трифакторният модел трябва да се разглежда като мултифакторен в смисъла на Мертън (Merton, 1973) и Рос (Ross, 1976).⁴⁴

През следващите години Фама и Френч разширяват своите изследвания. Например в една от статиите си (Fama and French, 1996) те установяват, че трифакторният модел обхваща и разликата в доходността при други аномалии, вкл. Е/Р-реверсията на левъридж и доходност на ДеБонд и Талер (DeBondt and Thaler 1985). Те доказват също, че конкретно HLM може да се ползва за обяснение на доходността на международните акции (Fama and French, 1998) и е налице в по-ранни данни за САЩ от използваните в първичното им изследване (Davis, Fama and French, 2000).

7.4. Рационални и поведенчески обяснения за моментната доходност на акциите

От емпирична гледна точка подходът Фама-Френч създава ефективен начин за опростяване и уеднаквяване на множеството изследвания на моментната доходност на акциите и затова методът им е широко използван както като референтен модел при научни изследвания, така и като практическо ръководство за професионалните инвеститори.⁴⁵ Слабостта на трифакторния модел е в това, че той е основно емпиричен модел за описване на доходността на акциите, но не изяснява въпроса за икономическите причини, обосноваващи факта, че тези фактори имат ненулеви цени.

Както показва Бал (Ball, 1978), характеристиките от типа на съотношението отчетна-пазарна цена и размера са по същество противоположност на мащабираната цена на акциите. По този начин те могат да бъдат разглеждани като заместители на стохастичния фактор на търсенето на акции, което се вижда от простото отношение на настоящата цена. Освен това, когато се добавят към който и да е модел за оценка на цените на активите, променливите на мащабираните цени трябва да бъдат свързани с очакваната доходност.⁴⁶

⁴⁴ Освен това Фама и Френч (1993) показват, че други два фактора, свързани с падежите и дефолт-риска, обхващат повечето вариации във времевите редове и моментното състояние по отношение на доходността на облигациите, както и че доходността на акциите и на облигациите са свързани от общите вариации на техните фактори.

⁴⁵ По-късно Кархарт (Carhart, 1997) предлага добавянето на инерцията като четвърти фактор, който в днешни дни често се включва в модела за сравнение Фама-Френч.

⁴⁶ Вж. също Berk, 1995.

В първото си изследване Фама и Френч разработват рационална мулти-факторна интерпретация на своите резултати, посочвайки че HML и SBM обхващат фундаменталните рискови фактори, за които инвеститорите търсят компенсация. В подкрепа на това твърдение в разработка от 1995 г. те показват, че високото съотношение отчетна-пазарна цена може да се използва за предвиждането на по-ниски приходи. Според тях поради тази причина допълнителната доходност на HML трябва да се тълкува като компенсация за дистрес-риска.

Други изследователи разглеждат важноста на HLM и SMB от гледна точка на това, че те отразяват ефектите на неправилно пазарно ценообразуване и нерационалност на инвеститорите, зададени от Шилер (Shiller, 1984). Според Лаконишок, Шлайфер и Вишни (Lakonishok, Shleifer and Vishny, 1994) допълнителната доходност на акциите с високо съотношение отчетна-пазарна стойност (т.нар. ценни акции) се дължи на факта, че те са недооценени от инвеститорите, докато акциите с ниско съотношение отчетна-пазарна стойност са надценени „бляскави“ акции, които впоследствие не се представят добре на пазара.

Въпреки че ефектите на размера и съотношението отчетна-пазарна цена могат да са съвместими с модели, свързани с неправилно ценообразуване и психологическа предубеденост от страна на инвеститорите, някои нови изследвания установяват, че е налице значително сходство в движението на цените на акции с подобни съотношения отчетна-пазарна цена, т.е. ценни акции (с ниско съотношение) срещу акции на растежа (с високо съотношение) (вж. например Campbell and Vuolteenaho, 2004). Доказва се също, че ценните акции имат сходно движение със „стратегии за стойността“ при други видове активи, например фиксираният доход и валути (вж. Asness et al., 2013), което е в съответствие с отдаването на по-високата допълнителна доходност на ценните акции на даден общ рисков фактор.⁴⁷ Кембъл и Вултенахо (Campbell and Vuolteenaho, 2004), Кембъл, Полк и Вултенахо (Campbell, Polk, and Vuolteenaho, 2009) и Кембъл и др. (Campbell et al., 2012) смятат, че ефектът на съотношението отчетна-пазарна цена може да бъде обяснен с помощта на времеви CAPM модел, какъвто е този на Мертон (Merton, 1973), в който инвеститорите се интересуват повече от постоянните причинени от капиталовите потоци движения, отколкото от временните причинени от дисконтовите проценти движения на съвкупния фондов пазар. В модела им изискваната доходност на дадена акция се определя не от цялостната ѝ бета спрямо пазара, а от две отделни бети – едната с постоянни шокове в капиталовите движения на пазара (към които са почувствителни ценните акции с високо съотношение отчетна-пазарна цена), а другата – с временни шокове в пазарните дисконтови проценти (към които са почувствителни акциите на растежа с ниско съотношение отчетна-пазарна цена). В

⁴⁷ Въпреки че Кембъл и Вултенахо (2004) установяват подобно съвместно движение по отношение на размера, допълнителната доходност е много по-малка и дори изчезва в по-новите данни.

изследването на Кембъл и др. (2012) е установено, че същото твърдение може да обясни голяма част от моментната доходност и за други активи, например индекс-опциите върху собствения капитал и корпоративните облигации.

По-сериозно предизвикателство към информационната ефективност е откритата от Джегадиш и Титман (Jegadeesh and Titman, 1993) „инерция“ в цените на акциите.⁴⁸ Те констатираат, че инвестиционна стратегия, при която се купуват представящи се добре акции и се продават представящи се зле в предходните 3 до 10 месеца, генерира значителна допълнителна доходност през следващата година. Фактът, че „печелившите акции продължават да печелят, а губещите – да губят“, е съвместим със случай, в който приложимата информация се разпространява бавно върху цените. Такава ситуация обаче трудно може да се обясни с промени в риска, при положение че става въпрос за сравнително краткосрочен период. Освен това за разлика от много от другите аномалии инерцията не е обхваната от трифакторния модел Фама-Френч.

На базата на тези открития в редица статии в областта на поведенческите финанси се създават теории, основани на психологията на инвеститорите. Целта е да се обяснят ефектите както на съотношението отчетна-пазарна цена, така и на инерцията, т.е. на основата на недостатъчно силната реакция на инвеститорите спрямо новините в краткосрочен план (водеща до инерцията) и прекомерната им реакция в дългосрочен план (водеща до обрати или до ефекти, свързани със съотношението отчетна-пазарна цена). Примери за това има в множество изследвания (Daniel, Hirshleifer and Subrahmanyam, 1998; Barberis, Shleifer and Vishny, 1998; Hong and Stein, 1999). Същевременно в съответствие с ограниченията на арбитража инерцията е особено ясно изразена при по-малки, по-ликвидни акции, а стратегиите, свързани с нея, съдържат значителен риск поради високата корелация вътре в индустриите (Moskowitz and Grinblatt, 1999).

Друго направление в литературата запазва стандартното допускане за рационалните инвеститори със стандартни предпочитания, но включва и търканията на финансовите пазари, за да бъдат обяснени разликите в оценяването на активите. Една група изследвания въвежда сегментирането на пазара, което предполага ограничено споделяне на риска сред инвеститорите. Това от своя страна води до намаляващи криви на търсенето в краткосрочен план и средна реверсия поради бавното движение на капитала сред пазарите (Duffie, 2010). Други статии са концентрирани върху търканията, породени от финансови посредници, които са ограничени поради нормативни и/или институционални проблеми при търговията с финансови активи. Такива търкания могат да доведат до продажби на активи „на пожар“, когато капиталът или ликвидността на посредниците намалее драстично (Brunnermeier and

⁴⁸ По думите на Юджийн Фама: „От всички потенциални недостатъци на пазарната ефективност инерцията е основният“ (Fama and Litterman, 2012).

Pedersen, 2009; Coval and Stafford, 2007). И накрая, някои изследвания се фокусират върху ликвидността и нейното влияние върху цената на активите. В тези модели инвеститорите изискват допълнителна рискова премия за това, че държат неликвидни активи, които не могат да бъдат продадени лесно, когато инвеститорите имат нужда от ликвидност, т.е. за потребление (Amihud and Mendelson, 1986; Pastor and Stambaugh, 2003; Acharya and Pedersen, 2005). Моделите, основани на финансовите търкания и ликвидността, демонстрират своята обяснителна сила по време на сегашната финансова криза (Brunnermeier, 2009).

8. Влияние върху пазарните практики

Оценката на активите е една от областите в икономиката, в които научните изследвания имат най-голямо влияние върху ненаучната практика. Дори и когато няма широк консенсус относно тълкуването на някои от резултатите, изследванията, започнати от Фама, Шилер и Хансен, водят до набор от най-общии емпирични констатации, които имат важно практическо приложение:

1. В краткосрочен план предвидимостта на доходността на акциите е много ограничена, което е логично от гледна точка на факта, че борсовите цени бързо отразяват новата публична информация за бъдещите парични потоци. Краткосрочната предвидимост е твърде ниска, за да могат да се извлекат печалби от нея поради транзакционните разходи.

2. В дългосрочен план е налице икономически значима предвидимост на доходността на акциите, която показва разлики в очакваните приходи и дисконтовите проценти. По-точно очакваните приходи в „добри“ времена (в пика на бизнес-цикъла, когато индикаторите за относителна стойност като коефициента цена-дивиденди са високи) са по-малки от очакваните в „лоши“ времена.

3. При моментното изследване на акции определени фактори като съотношението отчетна-пазарна цена позволяват прогнозирането на разлики в очакваната доходност. Акции с подобни експозиции спрямо тези фактори се движат заедно, загатвайки, че по-голяма възвръщаемост се получава при по-висок риск.

Ранните констатации за липсата на краткосрочна предвидимост на борсовите цени имат съществено практическо значение. Едно от заключенията е, че за инвеститорите, управляващи активи, би трябвало да е изключително трудно да генерират допълнителни приходи при регулиран риск. В едно от първите изследвания по въпроса Йенсен (Jensen, 1968) оценява представянето на взаимните фондове и открива, че повечето от тях не генерират допълнителни приходи при регулиран риск. Последвалите изследвания на взаимните фондове не успяват да открият положителна допълнителна доходност след облагане (а често установяват отрицателна такава). Неотдавна Фама и Френч (2010) забелязват, че само извънредните части на активно управляваните взаимни фондове генерират значителна (съответно позитивна и негативна) допълнителна доходност преди облагане при регулиран риск, както и че съвкупното портфолио

на активните взаимни фондове всъщност е близко до пазарното портфолио. Това означава, че секторът носи отрицателна допълнителна доходност на инвеститорите.

Вдъхновени от изследванията на Фама, Йенсен и др., в началото на 70-те години започват да се формират т.нар. индекс-фондове.⁴⁹ Днес за множество индекси и видове активи са създадени пасивно управлявани фондове, включващи размера и съотношението отчетна-пазарна цена като индекс-фондове и борсово търгувани фондове (Exchange Traded Funds - ETF). През 2012 г. тези фондове управляват над 3.6 млрд. USD (в САЩ), като в тях са концентрирани 41% от световните парични потоци във взаимни фондове.

Изследванията по въпросите на пазарната предвидимост и моментните разлики в доходността по отношение на финансовите активи също оказват силно влияние върху практиката и допринасят за развитието на „количественото инвестиционно управление“, при което инвеститорите използват количествени фактори и статистическо моделиране при вземането на инвестиционни решения. Много професионални инвеститори например прилагат мултифакторни модели от типа на модела Фама-Френч при вземането на решенията си относно портфолиата, а дългосрочните институционални инвеститори често използват променливи, за които е доказано, че предвиждат средносрочна доходност на фондовите пазари, за да регулират частта от капитала си, свързана с облигациите в своите портфолиа.

Академичните изследвания относно детерминантите на моментната доходност имат съществено влияние и върху практиката на измерване на качеството на портфолиата. Ако един портфолио мениджър може да постигне по-голяма доходност от портфолиото си просто инвестирайки в активи с по-висок риск, той трябва да бъде оценяван на базата на доходност с регулиран риск. Йенсен (Jensen, 1968) въвежда мярка за качество на портфолиото при регулиран риск, т.нар. алфа на Йенсен, която по същество е пресичането на регресията на допълнителната доходност и рисковите фактори от типа на трите фактора на Фама-Френч.⁵⁰

Тъй като даден инвеститор може да постигне по-голяма доходност чрез инвестиране в активи с по-високи стойности на факторите на Фама-Френч, инвеститорите, управляващи портфолиа, трябва да бъдат възнаградени само за свързаното с тези фактори движение, т.е. за алфа. Алфа се превръща в стандартен инструмент за оценка на портфолио мениджърите и взаимните фондове (използвани например от Морнингстар). Освен това след изследванията на Фама и Френч стандартна практика става движението да се оценява спрямо

⁴⁹ Първият индекс-фонд в света е създаден от американската банка Уелс Фарго през 1971 г. и е управляван от името на корпорация „Самсонайт“ („The Samsonite Luggage Fund“). Няколко години след това, през 1975 г. Вангард стартира първия индекс-фонд, насочен към инвеститори на дребно (вж. Bernstein, 2005).

⁵⁰ В оригиналното си изследване Йенсен измерва съотношението на алфа към „пазарния модел“, т.е. към контролираната бета на CAPM.

индикаторите „размер“ и „стойност“, а не просто да се следи общата пазарна доходност.

Констатациите от емпиричните изследвания на цените на активите имат практическо приложение и извън управлението на инвестиции. Методологията за събитийен анализ на Фама, Фишер, Йенсен и Рол (Fama, Fisher, Jensen and Roll, 1969) става важен инструмент в правната практика за оценка на щетите при съдебни спорове, например в казуси, свързани с осигурителни измами (Mitchell and Netter, 1994). Събитийните анализи се използват и от органите за защита на конкуренцията при оценка на конкурентния ефект на сливанията чрез проучване на реакцията на цените на акциите спрямо дадено сливане на други фирми от един и същи бранш (например Beverley, 2007).

Друга област на практическо приложение е измерването на доходността на активите и ценовите индекси. Наборът от данни на Центъра за изследване на цените на ценните книжа, разработен в Университета в Чикаго, е първата подробна база данни за фондовия пазар. Тя има огромно значение не само за научните изследвания, но и за количествените инвестиционни стратегии, използвани в производството.

Освен за цените на акциите Кейс и Шилер (Case and Shiller, 1987) създават първите систематизирани висококачествени индекси за цените на жилищата в САЩ. S&P Case-Shiller сега е стандартният ценови индекс за недвижими имоти в страната, широко използван от практики и политици. Интересът на Шилер към конструирането на индекси е породен от идеята, че колебанията в цените на жилищата са голям риск за много домакинства. В книгата си от 1991 г. „Макропазари“ той подчертава факта, че срещу големите рискове за обществото като тези, свързани с цените на жилищата, няма застраховка въпреки важноста им. Шилер смята, че развиващите се пазари за деривативни договори на базата на ценови индекси ще помогнат да домакинствата да възпрепятстват подобни рискове, давайки им възможност да спекулират срещу надценен пазар на жилищата. Шилер въвежда тези идеи и в практиката и помага за създаването на пазар за установени в брой фючърси за цени на жилищата на Чикагската стокова борса, основаващ се на индексите S&P Case-Shiller.

9. Заключение

Юджийн Фама, Ларс Петер Хансен и Робърт Шилер разработват емпирични методи, като ги използват, за да достигнат до важни и трайни идеи за определянето на цените на активите. Техните методи оформят последвалите проучвания в тази област, а констатациите им са с голямо значение както от академична, така и от практическа гледна точка. Изследванията, последвали приносите на лауреатите, са ключов пример за високопродуктивната връзка между теоретична и емпирична работа.

Цените на активите са много трудно предвидими в краткосрочен аспект, но следват определени тенденции в дългосрочен план, които биха могли да бъдат прогнозирани. Детерминантите на възвръщаемостта на различните активи

са по-ясно определени. Показани са нови фактори – по-специално съотношенията отчетна-пазарна стойност и цена-приходи, които разширяват значително разбирането на възвръщаемостта, основано на стандартния CAPM. Надграждайки над тези констатации, последвалите изследвания проучват зависимостта на цените на активите от риска и нагласите към него, както и от определени поведенчески фактори.

Използвана литература:

- Abel, A. B.* 1990. Asset pricing under habit formation and catching up with the Joneses. - *American Economic Review* 80, 38-42.
- Abreu, D. and M. Brunnermeier.* 2002. Synchronization risk and delayed arbitrage. - *Journal of Financial Economics* 66(2-3), 341-360.
- Abreu, D. and M. Brunnermeier.* 2003. Bubbles and crashes. - *Econometrica* 71(1), 173-204.
- Acharya, V. and L. H. Pedersen.* 2005. Asset pricing with liquidity risk. - *Journal of Financial Economics* 77, 375-410.
- Akerlof, G. and R. Shiller.* 2010. *Animal Spirits: How Human Psychology Drives the Economy, and Why It Matters for Global Capitalism.* Princeton University Press.
- Alexander, S.S.* 1961. Price movements in speculative markets: Trends or random walks. - *Industrial Management Review* 2, 7-26.
- Alexander, S.S.* 1964. Price movements in speculative markets: Trends or random walks. N 2. - In: Cootner, P. (ed.). *The random character of stock prices.* Cambridge: M.I.T.
- Amihud, Y. and H. Mendelson.* 1986. Asset pricing and the bid-ask spread. - *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.
- Arellano, M., and S. Bond.* 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. - *Review of Economic Studies* 58, 277-298.
- Asness, C.S., T.J. Moskowitz, and L.H. Pedersen.* 2013. Value and momentum everywhere. - *Journal of Finance* 68, 929-985.
- Asquith P. and D.W. Mullins.* 1986. Signalling with dividends, stock repurchases, and equity issues. - *Financial Management, Autumn*, 27-44.
- Bachelier, L.* 1900. *Théorie de la Speculation,* Paris.
- Baker, M. and J. Wurgler.* 2007. Investor sentiment in the stock market. - *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129-151.
- Ball, R.* 1978. Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates. - *Journal of Financial Economics*, 6, 103-126.
- Ball, R. and P. Brown.* 1968. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. - *Journal of Accounting Research*, 6, 159-178.
- Bansal, R. and A. Yaron.* 2004. Risks for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzles. - *Journal of Finance*, 59(4), 1481-1509.
- Banz, R.W.* 1981. The relationship between return and market value of common stocks. - *Journal of Financial Economics*, 9, 3-13.
- Barberis, N., M. Huang, and J. Santos.* 2001. Prospect theory and asset prices. - *Quarterly Journal of Economics*, 116, 1-53.
- Barberis, N., A. Shleifer, and R. Vishny.* 1998. A model of investor sentiment - *Journal of Financial Economics*, 49, 307-343.

Нобелова награда за постижения в областта на икономическите науки за 2013 г.

Barberis, N. and R. Thaler. 2003. A survey of behavioral finance. - In: Constantinides, G.M., M. Harris, and R.M. Stulz (ed.). Handbook of the Economics of Finance, Vol. 1, ch. 18. Elsevier, 1053-1128.

Basu, S. 1977. Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient markets hypothesis - Journal of Finance, 32, 663-682.

Basu, S. 1983. The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence. - Journal of Financial Economics, 12, 129-156.

Benartzi, S. and R.H. Thaler. 1995. Myopic loss aversion and the equity premium puzzle - Quarterly Journal of Economics, 110(1), 73-92.

Berk, J. B. 1995. A critique of size-related anomalies. - Review of Financial Studies, 8, 2, 275-286.

Bernstein, P.L. 2005. Capital ideas: The improbable origins of modern Wall Street. John Wiley and Sons.

Beverly, L. 2007. Stock market event studies and competition commission inquiries, Mimeo. U.K. Competition Commission.

Bhandari, L. C. 1988. Debt/Equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence. - Journal of Finance, 43, 507-528.

Black, F. 1972. Capital market equilibrium with restricted borrowing. - Journal of Business, 45, 444-455.

Black F., M.C. Jensen, and M. Scholes. 1972. The capital asset pricing model: Some empirical tests. - In: M. Jensen. (ed.). Studies in the theory of capital markets. Praeger.

Black, F. and M. Scholes. 1973. The pricing of options and corporate liabilities. - Journal of Political Economy, 81, 637-654.

Blundell, R. W. and S. Bond. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. - Journal of Econometrics, 87, 115-143.

Breeden, D. T. 1979. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. - Journal of Financial Economics, 7, 265-296.

Breeden, D. T., M. R. Gibbons, and R.H. Litzenberger. 1989. Empirical tests of the consumption-oriented CAPM. - Journal of Finance, 44, 231-262.

Brunnermeier, M. 2009. Deciphering the liquidity and credit crunch of 2007-2008. - Journal of Economic Perspectives, 23(1), 77-100.

Brunnermeier, M. and S. Nagel. 2004. Hedge funds and the technology bubble. - Journal of Finance, 59, 2013-2040.

Brunnermeier, M., and L. H. Pedersen. 2009. Market liquidity and funding liquidity. - Review of Financial Studies 22(6), 2201-2238.

Cagetti, M., L. P. Hansen, T. J. Sargent, and N. Williams. 2002. Robustness and pricing with uncertain growth. - Review of Financial Studies, 15(2), 363-404.

Campbell, J. Y. 1987. Stock returns and the term structure. - Journal of Financial Economics, 18(2), 373-399.

Campbell, J. Y. 1993. Intertemporal asset pricing without consumption data. - American Economic Review, 83(3), 487-512.

Campbell, J. Y. and J. H. Cochrane. 1999. By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. - Journal of Political Economy, 107, 205-251.

Campbell, J. Y., C. Polk, and T. Vuolteenaho. 2009. Growth or glamour: Fundamentals and systematic risk in stock returns. - Review of Financial Studies, 23(1), 305-344.

- Campbell, J. Y., S. Giglio, C. Polk, and R. Turley.* 2012. An intertemporal CAPM with stochastic volatility. NBER Working Paper 18 411.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller.* 1987. Cointegration and tests of present value models. - *Journal of Political Economy*, 95, 1062-1088.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller.* 1988a. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. - *Review of Financial Studies*, 1, 195-227
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller.* 1988b. Stock prices, earnings, and expected dividends. - *Journal of Finance*, 43, 661-676.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller.* 1991. Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view, *Review of Economic Studies* 58, 495-514.
- Campbell, J. Y., and T. Vuolteenaho.* 2004. Bad beta, good beta. - *American Economic Review*, 94(5), 1249-1275.
- Carhart, M. M.* 1997. On persistence of mutual fund performance. - *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Case, K. E. and R. J. Shiller.* 1987. Prices of single family homes since 1970: New indexes for four cities. - *New England Economic Review*, September/October, 45-56.
- Case, K. E. and R. J. Shiller.* 1989. The efficiency of the market for single-family homes. - *American Economic Review*, 79(1), 125-137.
- Case, K. E. and R. J. Shiller.* 2003. Is there a bubble in the housing market? *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Chen, H., R. Roll, and S.A. Ross.* 1986. Economic forces and the stock market. - *Journal of Business*, 56, 383-403.
- Cochrane, J. H.* 2001. *Asset Pricing*. Princeton University Press.
- Cochrane, J. H.* 2007. The dog that did not bark: a defense of return predictability. - *Review of Financial Studies*, 21, 1533-1575.
- Cochrane, J. H.* 2011. Presidential address: Discount rates. - *Journal of Finance*, 66(4), 1047-1108.
- Conrad, J. and G. Kaul.* 1988. An anatomy of trading strategies. - *Review of Financial Studies*, 11, 489-519.
- Constantinides, G. M.* 1990. Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle. - *Journal of Political Economy*, 98, 519-543.
- Constantinides, G. M., and D. Duffie.* 1996. Asset pricing with heterogeneous consumers. - *Journal of Political Economy*, 104, 219-240.
- Cootner, P.* 1962. Stock prices: Random vs. systematic changes, *Industrial Management Review* 3, 24-45.
- Cootner, P.* 1964. *The Random Character of Stock Prices*. Cambridge: M.I.T.
- Coval, J. and E. Stafford.* 2007. Asset fire sales. and purchases in equity markets. - *Journal of Financial Economics*, 86, 479-512.
- Cowles, A.* 1933. Can stock market forecasters forecast? – *Econometrica*, 1, 309-324.
- Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam.* 1998. Investor psychology and security market under- and over-reactions. - *Journal of Finance*, 53(6), 1839-1884.
- Dann, L. V.* 1981. Common stock repurchases: An analysis of returns to bondholders and stockholders. - *Journal of Financial Economics*, 9, 113-138.
- Davis, J. L., E. F. Fama, and K. R. French.* 2000. Characteristics, covariances, and expected returns: 1928-1997. - *Journal of Finance*, 55, 389-406.
- Deaton, A.* 1992. *Understanding Consumption*. Princeton University Press.

Нобелова награда за постижения в областта на икономическите науки за 2013 г.

DeBondt, W. F. M. and R. Thaler. 1985. Does the stock market overreact? - Journal of Finance, 40, 793-805.

DeLong, B., A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldmann. 1990a. Noise trader risk in financial markets. - Journal of Political Economy, 98, 703-738.

DeLong, B., A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldmann. 1990b. Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation. - Journal of Finance, 45, 375-395.

Dolley, J. C. 1933. Characteristics and procedure of common stock split-ups. - Harvard Business Review, 11, 316-326.

Douglas, G. W. 1969. Risk in equity markets: an empirical appraisal of market efficiency. Yale Economic Essays.

Duffie, D. 2010. Asset price dynamics with slow-moving capital. - Journal of Finance, 65, 1237-1267.

Eichenbaum, M. S. and L. P. Hansen. 1990. Estimating models with intertemporal substitution using aggregate time-series data. - Journal of Business and Economic Statistics, 8(1), 53-69.

Eichenbaum, M. S., L. P. Hansen, and K. J. Singleton. 1988. A time-series analysis of representative agent models of consumption and leisure choice under uncertainty. - Quarterly Journal of Economics, 103(1), 51-78.

Engle, R. F. and C. W. J. Granger. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. - Econometrica, 55, 251-276.

Epstein, L. G. and M. Schneider. 2008. Ambiguity, information quality, and asset pricing. - Journal of Finance, 63, 197-228.

Epstein, L. G. and T. Wang. 1994. Intertemporal asset pricing under Knightian uncertainty. - Econometrica, 62, 283-322.

Epstein, L. G., and S. E. Zin. 1989. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. - Econometrica, 57(4), 937-969.

Fama, E. F. 1963. Mandelbrot and the stable Paretian hypothesis. - Journal of Business, 36(4), 420-429.

Fama, E. F. 1965. The behavior of stock market prices. - Journal of Business, 38, 34-105.

Fama, E. F. 1970. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. - Journal of Finance, 25, 383-417.

Fama, E. F. 1976. Foundations of Finance: Portfolio Decisions and Securities Prices. New York: Basic Books.

Fama, E. F. 1984. Forward and spot exchange rates. - Journal of Monetary Economics, 14, 319-338.

Fama, E. F. 1991. Efficient capital markets II. - Journal of Finance, 46, 1575-1618.

Fama, E. F. 1998. Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. - Journal of Financial Economics, 49, 283-306.

Fama, E. F. and R. R. Bliss. 1987. The information in long-maturity forward rates. - American Economic Review, 77, 680-692.

Fama, E. F. and M. E. Blume. 1966. Filter rules and stock market trading. - Journal of Business, 39:II, 226-241.

Fama, E. F., L. Fisher, M. Jensen and R. Roll. 1969. The adjustment of stock prices to new information. - International Economic Review, 10, 1-21.

- Fama, E. F. and K. R. French.* 1988a. Dividend yields and expected stock returns. - Journal of Financial Economics, 22, 3-26.
- Fama, E.F. and K.R. French.* 1988b. Permanent and temporary components of stock prices. - Journal of Political Economy, 96, 246-273.
- Fama, E. F. and K. R. French.* 1989. Business conditions and expected returns on stocks and bonds. - Journal of Financial Economics, 25, 23-50.
- Fama, E. F. and K. R. French.* 1992. The cross-section of expected stock returns. - Journal of Finance, 47, 427-466.
- Fama, E. F. and K. R. French.* 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. - Journal of Financial Economics, 33, 3-56.
- Fama, E. F. and K. R. French.* 1995. Size and book-to-market factors in earnings and returns. - Journal of Finance, 50, 131-156.
- Fama, E. F. and K. R. French.* 1996. Multifactor explanations for asset pricing anomalies, Journal of Finance, 51(1), 55-84.
- Fama, E. F. and K. R. French.* 1998. Value versus growth: The international evidence. - Journal of Finance, 53(6),1975-1999.
- Fama, E. F. and K. R. French.* 2010. Luck versus skill in the cross-section of mutual fund returns. - Journal of Finance, 65(5), 1915-1947.
- Fama, E. F., and R. Litterman.* 2012. An experienced view on markets and investing. - Financial Analysts Journal, 68(6), 1-5.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth.* 1973. Risk, return and equilibrium: empirical tests. - Journal of Political Economy, 81, 607-636.
- Fama, E. F. and G. W. Schwert.* 1977. Asset returns and inflation. - Journal of Financial Economics, 5, 115-146.
- French, K. R. and R. Roll.* 1986. Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders. - Journal of Financial Economics, 17, 5-26.
- Friedman, M.* 1953. The case for flexible exchange rates. - In: Essays in Positive Economics. Chicago University Press.
- Froot, K., and E. Dabora.* 1999. How are stock prices affected by the location of trade? - Journal of Financial Economics, 53, 189-216.
- Gibbons, M. R., S. A. Ross, and J. Shanken.* 1989. A test of the efficiency of a given portfolio. - Econometrica, 57(5),1121-1152.
- Grossman, S. J. and R. J. Shiller.* 1981. The determinants of the variability of stock market prices. - American Economic Review, 71, 222-227.
- Grossman, S.J. and J.E. Stiglitz.* 1980. On the impossibility of informationally efficient markets. - American Economic Review, 70, 393-408.
- Hansen, B. E. and K. D. West.* 2002. Generalized method of moments and macroeconomics. - Journal of Business and Economic Statistics, 20(4), 460-469.
- Hansen, L. P.* 1982. Large sample properties of generalized method of moments estimators. - Econometrica, 50, 1029-1054.
- Hansen, L. P.* 1985. A method for calculating bounds on the asymptotic covariance matrices of generalized method of moments estimators. - Journal of Econometrics, 30, 203-238.
- Hansen, L. P., J. C. Heaton, and N. Li.* 2008. Consumption strikes back? Measuring long-run risk. - Journal of Political Economy, 116, 260-302.
- Hansen, L. P., J. C. Heaton, and M. Ogaki.* 1988. Efficiency bounds implied by multiperiod conditional moment restrictions. - Journal of the American Statistical Association, 83.

Нобелова награда за постижения в областта на икономическите науки за 2013 г.

Hansen, L. P., J. C. Heaton, and A. Yaron. 1996. Finite-sample properties of some alternative GMM estimators. - *Journal of Business & Economic Statistics*, 14.

Hansen, L. P. and J. A. Scheinkman. 1995. Back to the future: generating moment implications for continuous-time Markov processes. – *Econometrica*, 63, 767-804

Hansen, L. P. and R. J. Hodrick. 1980. Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: an econometric analysis. - *Journal of Political Economy*, 88(5), 829-853.

Hansen, L. P. and R. Jagannathan. 1991. Implications of security market data for models of dynamic economies, *Journal of Political Economy* 99, 225-262.

Hansen, L. P. and R. Jagannathan. 1997. Assessing specification errors in stochastic discount factor models. - *Journal of Finance*, 52(2), 557-590.

Hansen, L. P., and S. F. Richard. 1987. The role of conditioning information in deducing testable restrictions implied by dynamic asset pricing models. – *Econometrica*, 55, 587- 613.

Hansen, L. P., and T. J. Sargent. 1980. Formulating and estimating dynamic linear rational expectation models. - *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, 7-46.

Hansen, L. P. and T. J. Sargent. 2001. Robust control and model uncertainty. - *American Economic Review*, 91(2), 60-66.

Hansen, L. P. and T. J. Sargent. 2008. Robustness. Princeton University Press.

Hansen, L. P. and K. J. Singleton. 1982. Generalized instrumental variable estimation of nonlinear rational expectations models. – *Econometrica*, 50(5), 1269-1286.

Hansen, L. P. and K. J. Singleton. 1983. Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset prices. - *Journal of Political Economy*, 91(2), 249-265.

Hansen, L. P. and K. J. Singleton. 1984. Erratum: Generalized instrumental variable estimation of nonlinear rational expectations models. – *Econometrica*, 52(1), 267-268.

Harrison, J. M. and D. M. Kreps. 1978. Speculative investor behavior in a stock market with heterogeneous expectations. - *Quarterly Journal of Economics*, 92(2), 323-336.

Harrison, J. M. and D. M. Kreps. 1979. Martingales and arbitrage in multiperiod securities markets. - *Journal of Economic Theory*, 20, 381-408.

Heaton, J. and D. Lucas. 1992. The effects of incomplete insurance markets and trading costs in a consumption-based asset pricing model. - *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16, 601-620.

Hong, H. and J. Stein. 1999. A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets. - *Journal of Finance*, 54(6), 2143-2184.

Huggett, M. 1993. The risk-free rate in heterogeneous-agent incomplete-insurance economies. - *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 953-969.

Jagannathan, R., G. Skoulakis, and Z. Wang. 2002. Generalized method of moments: Applications in finance. - *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(4), 470-481.

Jagannathan, R. and Z. Wang. 1998. An asymptotic theory for estimating beta-pricing models using cross-sectional regression. - *Journal of Finance*, 53(4), 1285-1309.

Jarrow, R.A. and M. Larsson. 2012. The meaning of market efficiency. - *Mathematical Finance*, 22(1),1-30.

Jegadeesh, N. and S. Titman. 1993. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. - *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.

Jensen, M. C. 1968. The performance of mutual funds in the period 1945-1964. - *Journal of Finance*, 23(2),389-416.

- Kahneman, D. and A. Tversky.* 1979. Prospect theory: an analysis of decision under risk. – *Econometrica*, 47, 263-292.
- Kahneman, D. and A. Tversky.* 1984. Choices values and frames. - *American Psychologist*, 39, 341-350.
- Keim, D. B.* 1983. Size-related anomalies and stock return seasonality, *Journal of Financial Economics* 12, 13-32.
- Keim, D. B. and R. F. Stambaugh.* 1986. Predicting returns in the stock and bond markets. - *Journal of Financial Economics*, 17, 357-390.
- Kendall, M. G.* 1953. The analysis of economic time series, Part I: Prices. - *Journal of the Royal Statistical Society*, 96, 11-25.
- Kleidon, A. W.* 1986. Variance bounds tests and stock price valuation models. - *Journal of Political Economy*, 94(5), 953-1001.
- Kothari, S. P., and J. B. Warner.* 2007. Econometrics of event studies. - In: Eckbo, B.E.(ed.). *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*, Vol. 1. Elsevier, 3-36.
- Kreps, D. M and E .L. Porteus.* 1978. Temporal resolution of uncertainty and dynamic choice theory. – *Econometrica*, 46, 185-200
- Lakonishok, J. and A. C. Shapiro.* 1986. Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. - *Journal of Banking and Finance*, 10, 115-132.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny.* 1994. Contrarian investment, extrapolation, and risk. - *Journal of Finance*, 49(5), 1541-1578.
- Lamont, O., and R. Thaler.* 2003. Can the market add and subtract? Mis-pricing in tech stock carve-outs. - *Journal of Political Economy*, 111(2), 227-268.
- Lee, C. M. C., A. Shleifer, and R. H. Thaler.* 1991. Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. - *Journal of Finance*, 46(1),75-109.
- Lehmann, B. N.* 1990. Fads, martingales, and market efficiency. - *Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 1-28.
- LeRoy, S. F. and R. Porter.* 1981. The present-value relation: tests based on implied variance bounds. – *Econometrica*, 49, 55-74.
- Lettau, M. and S. Ludvigson.* 2001. Resurrecting the C)CAPM: A cross-sectional test when risk-premia are time-varying. - *Journal of Political Economy*, 109(6), 1238-1287.
- Lintner, J.* 1956. Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes. - *American Economic Review*, 46(2), 97-113.
- Lintner, J.* 1965. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. - *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay.* 1988. Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. - *Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
- Lucas, R. E.* 1978. Asset prices in an exchange economy. – *Econometrica*, 46, 1429-1446.
- MacKinlay, A. C.* 1997. Event studies in economics and finance. - *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39.
- Malloy, C. J., T. J. Moskowitz, and A. Vissing-Jorgensen.* 2009. Long-run stockholder consumption risk and asset returns. - *Journal of Finance*, 64(6), 2427-2479.
- Mandelbrot, B.* 1963. The variation of certain speculative prices. - *Journal of Business*, 36, 394-419.
- Mankiw, N. G.* 1986. The equity premium and the concentration of aggregate shocks. - *Journal of Financial Economics*, 17, 211-219.

Нобелова награда за постижения в областта на икономическите науки за 2013 г.

- Mankiw, N. G., and M. D. Shapiro.* 1986. Risk and return: Consumption beta versus market beta. - *Review of Economics and Statistics*, 48, 452-459.
- Markowitz, H.* 1959. Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. Yale University Press.
- Marsh, T. A. and R. C. Merton.* 1986. Dividend variability and variance bounds tests for the rationality of stock prices. - *American Economic Review*, 76(3), 483-498.
- Mehra, R. and E. Prescott.* 1985. The equity premium puzzle. - *Journal of Monetary Economics*, 15, 145-161.
- Merton, R. C.* 1973. An intertemporal asset pricing model. - *Econometrica*, 41(5), 867-887.
- Miller, E.* 1977. Risk, uncertainty, and differences of opinion. - *Journal of Finance*, 32(4), 1151-1168.
- Mitchell, M. L. and J. M. Netter.* 1994. The role of financial economics in securities fraud cases: Applications at the Securities and Exchange Commission. - *Business Lawyer*, February.
- Mitchell, M., T. Pulvino, and E. Stafford.* 2002. Limited arbitrage in equity markets. - *Journal of Finance*, 57(2), 551-584.
- Modigliani, F. and R. A. Cohn.* 1979. Inflation, rational valuation, and the market. - *Financial Analysts Journal*, 35(2), 24-44.
- Moskowitz, T. J. and M. Grinblatt.* 1999. Do industries explain momentum? - *Journal of Finance*, 54(4), 1249-1290.
- Mossin, J.* 1966. Equilibrium in a capital asset market. - *Econometrica*, 34(4), 768-783.
- Nelson, C. R. and M. J. Kim.* 1993. Predictable Stock Returns: The Role of Small Sample Bias. - *Journal of Finance*, 48, 641-661.
- Neyman, J. and E. S. Pearson.* 1928. On the use and interpretation of certain test criteria for purposes of statistical inference, Part II. *Biometrika* 20A, 263-294.
- Ofek, E. and M. Richardson.* 2003. DotCom mania: The rise and fall of internet stock prices. - *Journal of Finance* 58(3), 1113-1137.
- Osborne, M.F.M.* 1959. Brownian motion in the stock market. - *Operations Research*, 7, 145-173.
- Oskamp, S.* 1965. Overconfidence in case-study judgments. - *Journal of Consulting Psychology*, 29, 261-265.
- Pastor, L., and R. F. Stambaugh.* 2003. Liquidity risk and expected stock returns. - *Journal of Political Economy*, 111, 642-685.
- Pearson, K.* 1894. Contributions to the mathematical theory of evolution. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, A 185, 71-110
- Pearson, K.* 1900. On the criterion that a given system of deviations from the probable in the case of a correlated system of variables is such that it can be reasonably supposed to have arisen from random sampling. - *Philosophical Magazine* 5th, Series 50, 157- 175.
- Reinganum.* 1981. Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings yields and market values. - *Journal of Financial Economics*, 9, 19-46.
- Roberts, H.V.* 1959. Stock-market patterns and financial analysis. Methodological suggestions. - *Journal of Finance*, 14, 1-10.
- Roll, R.* 1977. A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory. - *Journal of Financial Economics*, 4(2), 129-176.
- Roll, R.* 1984. Orange juice and weather. - *American Economic Review*, 74, 861-880.

- Rosenberg, B., K. Reid, and R. Lanstein*. 1985. Persuasive evidence of market inefficiency. - *Journal of Portfolio Management*, 11, 9-17.
- Ross, S. A.* 1976. The arbitrage pricing theory of capital asset pricing. - *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360.
- Ross, S. A.* 1978. A simple approach to the valuation of risky streams. - *Journal of Business*, 51(3), 453-475.
- Routledge, B. R. and S. E. Zin.* 2010. Generalized disappointment aversion and asset prices. - *Journal of Finance*, 65, 1303-1332.
- Rozeff, M. S. and W. R. Kinney.* 1976. Capital market seasonality: The case of stock returns. - *Journal of Financial Economics*, 3, 379-402.
- Samuelson, P. A.* 1965. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. - *Industrial Management Review*, 6, 41-49.
- Sargan, J. P.* 1958. The estimation of economic relationships using instrumental variables. - *Econometrica*, 26, 393-415.
- Shanken, J.* 1992. On the estimation of beta-pricing models. - *Review of Financial Studies*, 5(1), 1-33.
- Sharpe, W. F.* 1964. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. - *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Sharpe, W. F.* 1966. Mutual fund performance. - *Journal of Business*, 39, 119-138.
- Shiller, R. J.* 1979. The volatility of long term interest rates and expectations models of the term structure. - *Journal of Political Economy*, 87, 1190-1219.
- Shiller, R. J.* 1981a. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? - *American Economic Review*, 71, 421-436.
- Shiller, R. J.* 1981b. The use of volatility measures in assessing market efficiency. - *Journal of Finance*, 36(2), 291-304.
- Shiller, R. J.* 1982. Consumption, asset markets and macroeconomic fluctuations. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 17, 203-238.
- Shiller, R. J.* 1984. Stock prices and social dynamics. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 457-510.
- Shiller, R. J.* 1987. Investor behavior in the 1987 stock market crash: Survey evidence. NBER Working Paper No. 2446.
- Shiller, R. J.* 1988. Portfolio insurance and other investor fashions as factors in the 1987 stock market crash. *NBER Macroeconomics Annual*, 3, 287-297.
- Shiller, R.J.* 1989. *Market Volatility*. MIT Press.
- Shiller, R. J.* 2000. *Irrational Exuberance*, Princeton University Press.
- Shiller, R. J.* 2008. *The subprime solution: How today's global financial crisis happened, and what to do about it*. Princeton University Press.
- Shiller, R. J., J. Y. Campbell, and K.L. Schoenholtz.* 1983. Forward rates and future policy: interpreting the term structure of interest rates. - *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 173-223.
- Shiller, R. J. and P. Perron.* 1985. Testing the random walk hypothesis: Power vs. frequency of observation. - *Economics Letters*, 18, 381-386.
- Shiller, R. J. and J. Pound.* 1989. Survey evidence on the diffusion of interest and information among investors. - *Journal of Economic Behavior and Organization*, 12, 47-66.
- Shleifer, A.* 1986. Do demand curves for stocks slope down. - *Journal of Finance*, 41(3), 579-590.
- Shleifer, A.* 2000. *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*. Clarendon Lectures in Economics. Oxford University Press.

Нобелова награда за постижения в областта на икономическите науки за 2013 г.

Shleifer, A., and R. Vishny. 1997. The limits of arbitrage. - *Journal of Finance*, 52(1), 35-55.

Slovic, P. 1972. Psychological study of human judgement: Implications for investment decision making. - *Journal of Finance*, 27(4), 779-801.

Smith, V. L., G. L. Suchanek, and A. W. Williams. 1988. Bubbles, crashes, and endogenous expectations in experimental spot market. -, *Econometrica*, 56(5), 1119-1151.

Stambaugh, R. F. 1999. Predictive regressions. - *Journal of Financial Economics*, 54, 375- 421.

Statman, D. 1980. Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, 4, 25-45.

Summers, L. H. 1986. Does the stock market rationally reflect fundamental values? - *Journal of Finance*, 41(3), 591-601.

Sundaresan, S. M. 1989. Intertemporally dependent preferences and the volatility of consumption and wealth. - *Review of Financial Studies*, 2, 73-89.

Telmer, C. 1993. Asset-pricing puzzles and incomplete markets. - *Journal of Finance*, 48, 1803-1832.

Thaler, R. H. 1985. Mental accounting and consumer choice. - *Marketing Science*, 4, 199-214.

Thaler, R. H. and S. Benartzi. 2004. Save More Tomorrow™: using behavioral economics to increase employee saving. - *Journal of Political Economy*, 112 (supplement), S164- S187.

Tirole, J. 1985. Asset bubbles and overlapping generations. – *Econometrica*, 53, 1499-1528.

Tversky, A., and D. Kahneman. 1974. Judgement under uncertainty: Heuristics and biases. – *Science*, 185, 1124-1131.

Weil, P. 1989. The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle. - *Journal of Monetary Economics*, 24, 401-421.

Wurgler, J., and E. Zhuravskaya. 2002. Does arbitrage flatten demand curves for stocks? - *Journal of Business*, 75(4), 583-608.

Xiong, W., and J. Yu. 2011. The Chinese warrants bubble. - *American Economic Review*, 101, 2723-2753.

Zweig, M.E. 1973. An investor expectations stock price predictive model using closed-end fund premiums. - *Journal of Finance*, 28(1), 67-78.

Превод Едуард Маринов