

---

# СРАВНИТЕЛЕН АНАЛИЗ НА ВОДЕЩИ МОДЕЛИ ЗА ОЦЕНКА НА ФИНАНСОВИ АКТИВИ, ОСНОВАНИ НА ПОТРЕБЛЕНИЕТО

---

**Доц. д-р Стоян Проданов**

*Стопанска академия „Д. А. Ценов” – Свищов,  
катедра „Финанси и кредит”*

**Ас. д-р Цветан Павлов**

*Стопанска академия „Д. А. Ценов” – Свищов,  
катедра „Финанси и кредит”*

**Резюме:** В разработката се анализира в дълбочина същността на рационалните модели за оценка на финансови активи, основани на потреблението (consumption-based asset pricing models) и се извеждат най-перспективните съвременни тенденции в областта. Първоначално е представена концептуалната рамка на моделите, обвързващи макроикономически и финансови зависимости, и е развита математическата основа на класическия ССАРМ. След това са изведени водещите подходи за модификация на базовия модел, преодоляващи част от неговите недостатъци. Анализирани са предимствата, недостатъците и способността на съвременните модели, базирани на потреблението, да пресъздадат емпиричните зависимости в доходността и риска на финансовите активи. Водещият извод от статията е, че все още липсва убедителен, консенсусен рационален модел, който пресъздава в достатъчна степен характеристиките на финансовите пазари. От иконометрична гледна точка, най-близо в това начинание е моделът на дългосрочния риск на Bansal и Yaron (2004) и неговите модификации.

**Ключови думи:** модели за оценка на активи, основани на потреблението; рекурсивна полезност; дългосрочен риск; хетерогенни потребители; пъзел с рисковата премия на акциите.

**JEL:** G12, G14

\* \* \*

## Въведение

Реалната икономиката и финансите са неразривно свързани, но в академичната литература, с цел специализация на познанието, те често се изследват изолирано. Този подход олицетворява до голяма степен сърцевината на финансовия инженеринг – оценяването на активите. Водещите традиционни финансови модели като CAPM, APT, тирифакторния модел Fama-French и др. пренебрегват редица макроикономически зависимости и източници на риск. Основният им фокус е върху портфейлните решения на инвеститорите, вземащи под внимание единствено промяната в богатството си за даден период в бъдещето. Редуцирането на влияещите фактори дава възможност посочените модели да притежават сравнително опростената математическа структура и удачна форма, спомагаща за лесно им приложение в инвестиционната практика. В същото време обаче е причина за съществените им ограничения, излизаци извън очаквания компромис в прецизността. Моделите са неспособни да покажат показателите, определящи величината на безрисковата доходност и оттам справедливата ѝ стойност и още по-важно – използват екзогенни за тях фактори (напр. пазарна доходност или набор от фундаментални индикатори) при извеждането на възнаграждението за поетия от инвеститорите риск. По този начин те предоставят възможност единствено за съпоставимо оценяване на даден актив, на база ценовата динамика на други активи или рискови фактори. Следователно чрез тях не е възможно да се изследват важните проблеми за величината на пазарната възвръщаемост, нейната вариация, както и динамиката в рисковите премии на отделните активи. От своя страна, включвайки макроикономически зависимости, интерпоралните модели за оценка позволяват да се изследват систематичните рискови фактори, формиращи пазарните цени. Чрез пределната (маржинална) степен на заместване на потреблението или т.нар. стохастичен дисконтов фактор, систематичният риск се включва като ендегенна променлива в този клас модели. Обвързват се едновременно портфейлните решения на инвеститорите и очакваната доходност с предпочитанията им, свързани с текущото и бъдещо потребление. Въпреки че е създадена по-късно, тази теория следва да се разглежда като основа на полето за оценка на активите, защото като специални случаи на базовия модел, основан на потреблението може, да се изведат всички останали финансови модели за оценяване.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Детайлно доказателство на математическата връзка е развита от **Cochrane**, J. H. Asset pricing, Vol. 1. 2005

Ограниченията на традиционните финансови модели и като цяло незадоволителните им емпирични резултати създават благоприятни условия за развитието на модели, обвързващи финансите и макроикономиката. През последните двадесет години перспективността на моделите, основани на потреблението, формира истински бум в развитието на направлението за оценката на активите (asset pricing). Изобилието от модели и подходи за решение на финансовите пъзели предполага поставяне на ограничителен параметър на изследването. Той е в няколко направления: 1) на анализ се подлагат само модели, които залагат рационални предпочитания на инвеститорите; 2) модели, третиращи оценка на акции и 3) селектират се съвременните модели с най-висок импактфактор. Следователно поведенческите модели, тези за оценка на облигации и динамиката на лихвената крива, остават извън обхвата на разработката. Необходимо е да се отбележи, че изследвайки успеваемостта на рационалните модели във всъщност се анализира евентуалният потенциал или поле за развитие на модели, излизащи от рамката на рационалността. Същевременно теоретичната основа зад стохастичния дисконтов фактор е една и съща при оценяване на облигации и опции.

Целта на разработката е да се изведат най-перспективните съвременни тенденции в областта на оценката на активи чрез рационални модели, основани на потреблението. Високата динамика в тази област, както и слабата застъпеност на моделите, основани на потреблението, в българската академична литература формира актуалността на изследването и предопределя неговата реализация.

## **1. Характеристики на базовия модел за оценка на активи, основан на потреблението**

Търговията с финансови активи може да се разгледа като цикъл на трансфериране на потребление във времето – лишаване от текущо за бъдещо потребление и обратно. Движещата сила на този процес е основополагащият стремеж на типичния икономически агент да увеличава своята консумация, т.е. да повиши стандарта и качеството си на живот, съобразявайки се с динамиката в пределна полезност от потреблението. Оттук предпочитанията на инвестиралите към потребление предопределят търсените и предлаганите от тях количества финансови активи и следователно равновесните пазарни цени. Основен принос за създаването на математическата рамка на базовия модел за оценка на активи, основан на потреблението, имат Rubinstein (1976), Lucas (1978) и във вариант на непрекъснато олихвяване Breeden (1979), за неговото де-

тайлно развитие и приложение при оценката на активи Grossman и Shiller (1981), Hansen и Jagannathan (1991) и Cochrane (2005), чиито трудове се дискутират по-долу.<sup>2</sup>

В най-опростен вид, изборът между текущо потребление ( $c_t$ ) и инвестиране в даден актив  $j$ , с цена  $p_t$  от агент  $g$  с функция на полезността  $u$ , се изразява чрез:

$$(1) \quad \max_w u(c_{g,t}) + E_t [\delta u(c_{g,t+1})]$$

при условие че:

$$c_{g,t} = n_{g,t} - p_t w; \quad c_{g,t} = n_{g,t+1} + x_{t+1} w,$$

където:

$E_0$  е оператор на очакваната стойност, зависещ от информацията, достъпна за типичния агент към момент  $t$ ;  $\delta$  – субективен времеви дисконтов фактор ( $0 < \delta < 1$ );  $n_t$  – оригинално ниво на потребление (инвеститорът не е закупил от актив  $j$ );  $W$  – закупеното количество (тегло) от актив  $j$ ;  $x_{t+1}$  – стойност (възнаграждение) на инвестицията в момент  $t+1$  ( $x_{t+1} = p_{t+1} + d_{t+1}$ ).

Според (1), инвеститорът ще прецени дали и евентуално колко да закупи от актив  $j$ , оптимизирайки своята обща полезност през двата периода от живота си. Върху това решение оказва влияние степента на неговата нетърпеливост да консумира ( $\delta$ ) и рискова му непоносимост ( $\gamma$ ), тъй като  $c_{t+1}$  е неизвестна, случайна променлива отдалечена във времето. Чрез прилагане на оптималност от първи ред към (2) се получава балансът потребление/инвестиции:  $u'$

$$(2) \quad p_t u'(c_{g,t}) = E_t [\delta u'(c_{g,t+1}) x_{t+1}]$$

където:

---

<sup>2</sup> Вж. **Rubinstein**, M. The valuation of uncertain income streams and the pricing of options. // The Bell Journal of Economics, 1976, pp. 407-425; **Lucas**, R. E. Asset prices in an exchange economy // Econometrica 46 1978, pp. 1429-1445; **Breedon**, D. T. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. // Journal of financial Economics, 7(3), 1979, pp. 265-296; **Grossman**, S. J. Shiller, R. J. The Determinants of the Variability of Stock Market Prices, // American Economic Review, 71, 1981, pp. 222-227; **Hansen**, L. P., Jagannathan, R. Restrictions on intertemporal marginal rates of substitution implied by asset returns. // Journal of Political Economy, 99(2), 1991, pp. 225-62.

$u'(c_{g,t})$  – първа производна на увеличаваща се, постоянно вдлъбнатата функция на полезността от потреблението  $u(c_{g,t}) = \frac{1}{1-\gamma} c^{1-\gamma}$   
 $\Rightarrow u'(c_{g,t}) = c_{g,t}^{-\gamma}$ .

Уравнение (2) е изразителят на инвестиционния оптимум, при който чрез покупки или продажби на актив  $j$ , агентът  $g$  достига до изравняване на пределния си разход и пределната си изгода. Загубата (печалбата) на полезност от покупката (продажбата) на допълнителна единица от актива през период  $t$  ( $p_t u'(c_{g,t})$ ) е съпроводено от съответно увеличение (намаление) на дисконтирана полезност от продажбата на  $x_{t+1}$  в момент  $t+1$  ( $E_t[\delta u'(c_{g,t+1})x_{t+1}]$ ).

Чрез реаранжиране на (2) може да се изведе очакваната цена на актив  $j$ :

$$(3) \quad p_t = E_t \left[ \delta \frac{u'(c_{g,t+1})}{u'(c_{g,t})} x_{t+1} \right] = E_t [M_{g,t+1} x_{t+1}],$$

където:

$M_{g,t+1} = \delta u'(c_{g,t+1})/u'(c_{g,t})$  е пределна степен на заместване или т.нар. стохастичен дисконтов фактор – дисконтов фактор, който е случаен (стохастичен), тъй като не е известен със сигурност към момент  $t$ .

Според модела, детерминантите на пазарната цена са очакваните предпочитания на инвеститор  $g$  за величината на потреблението му през период  $t$  и  $t+1$ , както и очакваната стойност на инвестицията към момент  $t+1$ . (3) се основава на предложението, че съществува инвеститор  $g$ , максимизиращ стандартна функция на полезността, който може да търгува свободно актив  $j$ . Оттук следва, при наличие на други инвеститори  $g$ , чиито пределна полезност следва различни стохастични процеси, че съществуват и различни  $M_{g,t+1}$ . Въпреки това при всеки отделен инвеститор уравнение (3) е валидно.

В специализираната литература се отделя значително по-голямо внимание върху генерализирания вариант на (3). При него се приема, че не съществуват възможности за арбитраж и транзакционни разходи по сделките. По този начин стохастичният дисконтов фактор е винаги с по-

ложителна стойност и уникална величина, защото, търгувайки по между си, инвеститорите елиминират отклоненията (несистематичните вариации) в тяхната маржинална полезност:

$$(4) \quad p_t = E_t[M_{t+1} x_{t+1}],$$

където:

$M_{t+1}$  е положителен и уникален (един и същ за всеки актив) стохастичен дисконтов фактор.

Ако уравнение (4) се раздели на  $p_t$ , се получава:

$$(5) \quad 1 = E_t[M_{t+1} R_{j,t+1}] = E_t(M_{t+1})E_t(R_{j,t+1}) + Cov_t(M_{t+1}, R_{j,t+1}),$$

където:

$R_{j,t+1}$  е брутната доходност на актив  $j$  –  
 $R_{j,t+1} = \frac{x_{t+1}}{p_t} = 1 + \mathfrak{R}_{j,t+1}$ ;  $Cov_t$  –  
 ковариационна зависимост.

Очакваното произведение от доходността на всеки актив и  $M_{t+1}$  е равна на единица, т.е. по (5),  $M_{t+1}$  следва да обхваща цялата очаквана доходност на актив  $j$ . Това не означава, че всички активи имат еднаква доходност или риск, а че индивидуалните им рискови характеристики се обхващат от ковариацията им със стохастичния дисконтов фактор. В такъв случай доходността на безрисков актив  $R_{rf}$  (или портфейл с нулева бета), имащ  $Cov_t(M_{t+1}, R_{rf,t+1}) = 0$ , е равен на:

$$(6) \quad R_{rf,t+1} = \frac{1}{E_t(M_{t+1})}.$$

Оттук, прилагайки (6) в (5), се получава:

$$(7) \quad E_t(R_{j,t+1}) - R_{rf,t+1} = -R_{rf,t+1}Cov_t(M_{t+1}, R_{j,t+1}).$$

Връзката между доходността на даден актив (рискова му премия) и неговата ковариация със стохастичния дисконтов фактор е обратнопропорционална: колкото  $Cov_t(M_{t+1}, R_{j,t+1})$  е по-ниска отрицателна вели-

чина, толкова изискуемата доходност следва да е по-висока. Тази зависимост изразява чувствителността на инвеститорите от представянето на актив  $j$  в отделните състояния на икономиката. Рисков е този актив, който в период на слабо потребление и висока маржинална полезност (напр. при рецесия) реализира нисък паричен поток, а се отплаща добре, когато инвеститорите имат най-малка нужда от това – при ниска полезност от допълнително увеличение на потреблението.

Размерът на рисковата премия се ограничава от изменчивостта на стохастичния дисконтов фактор. Това може да се илюстрира след прена-реждане (7) и преобразуване на ковариационната зависимост на производните и променливи ( $Cov_t(M_{t+1}, R_{j,t+1}) = \sigma_{(M_{t+1})}\sigma_{(R_{t+1})}\rho_{M,R}$ ), а  $R_{rf,t+1} = 1/E(M_{t+1})$ :

$$(8) \quad \frac{E_t(R_{j,t+1}) - R_{rf,t+1}}{\sigma_{(R_{t+1})}} = -\frac{1}{E(M_{t+1})} \sigma_{(M_{t+1})} \rho_{Rj,M} ,$$

където:

$\sigma_{(M_{t+1})}$  е стандартното отклонение на  $M_{t+1}$ ;  $\sigma_{(R_{t+1})}$  – стандартното отклонение на доходността на актив  $j$ ,  $R_{j,t+1}$ ;  $\rho_{Rj,M}$  – корелационна зависимост между  $M_{t+1}$  и  $R_{j,t+1}$ .

Уравнение (8) може допълнително да се преработи като се отчете, че корелацията  $\rho_{Rj,M}$  математически може да е в диапазона от  $-1$  до  $1$ , което позволява (8) да се представи като неравенство:

$$(9) \quad \left| \frac{E_t(R_{j,t+1}) - R_{rf,t+1}}{\sigma_{(R_{t+1})}} \right| \leq \frac{\sigma_{(M_{t+1})}}{E(M_{t+1})} .$$

Дясната страна на (9) е коефициентът на Шарп (Sharpe ratio) за актив  $j$ , който е ограничен до волатилността на уникалния стохастичен дисконтов фактор, разделена с очакваната стойност на  $M_{t+1}$ . Уравнение (9) обхваща в чист вид връзката между доходността и риска на активите, позволяваща извеждането на подходящи ограничения при емпиричното тестване на модела. Съотношението  $\sigma_{(M_{t+1})}/E(M_{t+1})$  определя наклона на ефективния фронт, формиран от два лъча, спуснати от  $R_{rf}$ , на които лежат активите с перфектна корелация на възвръщаемостта си спрямо

$M_{t+1}$  ( $\rho_{R_j, M} = 1; -1$ ), подредени по възходящ ред на  $\sigma_{(R_{t+1})}$ . Най-рисковите активи ( $\rho_{R_j, M} = -1$ ) са в горният лъч на ефективния фронт, реализиращи най-високо съотношение на коефициента Шарп. Отклоненията от перфектната корелация са индикация за наличие на несистематичен риск, който не се възнаграждава от пазара и съответно е причина за по-ниска доходност на единица  $\sigma_{(R_{t+1})}$ .

Очакваната доходност на актив  $j$  е полезно да се изведе и като функция на регресионно уравнение (бета оценяване)<sup>3</sup>:

$$(10) \quad E_t(R_{j,t+1}) = R_{rf,t+1} + \left( \frac{\text{Cov}_t(M_{t+1}, R_{j,t+1})}{\sigma^2(M_{t+1})} \right) \left( - \frac{\sigma^2(M_{t+1})}{E_t(M_{t+1})} \right)$$

или:

$$(11) \quad E_t(R_{j,t+1}) = R_{rf,t+1} + \beta_{j,m} \lambda_m,$$

където:

$\beta_{j,m}$  е „количеството консуматорски риск“ или бета на регресионно уравнение между  $M$  и  $R_j$ , измерваща систематичния риск, свързан с актив  $j$ .  $\lambda_m$  – „цената на риска“, зависи от вариацията на стохастичния дисконтов фактор.  $\lambda_m$  е еднакъв за всички активи, докато  $\beta_{j,m}$  зависи от индивидуалните характеристики на дадения финансов инструмент.

Уравнения (10) и (11) са известни като консуматорски модел за оценка на капиталовите активи (CCAPM), поради сходството им с CAPM. Тук водещият фактор при извеждането на систематичния риск ( $\beta_{j,m}$ ), не е пазарната доходност, а стохастичният дисконтов фактор. За приложението на модела е удачно в  $M_t$  да се замени пределната полезност с растежа на съвкупното потребление, т.е.  $M_{t+1} = \delta u'(c_{t+1})/u'(c_t) = \delta (C_{t+1}/C_t)^{-\gamma}$ . В допълнение, тази замяна позволява да се извърши линейна апроксимация на  $M_{t+1}$ ,  $M_{t+1} \approx \delta(1 - \gamma \Delta \ln C_{t+1})$ , при което (10) придобива вида:

---

<sup>3</sup> Ludvigson, S.C. Advances in consumption-based asset pricing: Empirical tests (No. w16810). National Bureau of Economic Research. 2011, p. 7.



$$(12) \quad E_t(R_{j,t+1}) = R_{rf,t+1} + \left( \frac{\text{Cov}_t(\Delta \ln C_{t+1}, R_{j,t+1})}{\sigma_t^2(\Delta \ln C_{t+1})} \right) \left( \frac{\gamma \sigma_t^2(\Delta \ln C_{t+1})}{1 - \gamma \Delta \ln C_{t+1}} \right),$$

където:

$\Delta \ln C_{t+1}$  е логаритмичният растеж на съвкупното потребление или потреблението от глава на населението.

За разлика от традиционните финансови модели, ССАМ не е изграден от съвкупност рестриктивни и нереалистични предположения, а приема потреблението като общо решение – за инвестиционните възможности, измерител на текущото и бъдещото богатство, източник на риск и пр. Доходността на всеки актив следва да е резултат от линейната му връзка с потреблението (консуматорската бета) и рисковата премия, формирана от рисковата непоносимост на типичния инвеститор ( $\gamma$ ) и изменчивостта на потреблението.

## 2. Съвременни модели, основани на потреблението

От концептуална гледна точка, класическият модел, основан на потреблението, представлява цялостно решение на проблемите, свързани с оценяване на финансови активи и несигурни парични потоци. За съжаление статистическите и емпирични тестове, изследващи валидността на модела, разкриват съвсем друга реалност. Той е неспособен да пресъздаде историческа възвръщаемост и риск на акциите, както и величината на сравнително безрискова доходност (краткосрочните ДЦК). В академичната литература тези факти стават известни като ценови пъзели<sup>4</sup>, които първоначално са установени на американския финансов пазар, а

---

<sup>4</sup> Това са пъзелът с рисковата премия на акциите (equity premium puzzle) на Mehra и Prescott (1985) [виж също и Mehra (2011)], пъзелът с високата изменчивост (volatility puzzle), класифициран от Campbell (1999) [виж също и Shiller (1981, 1982)], пъзелът със сравнително безрисковата доходност (risk-free rate puzzle), първоначално идентифициран от Weil (1989). **Mehra, R., Prescott, E. C.** The equity premium: A puzzle // *Journal of Monetary Economics*, 15(2), 1985, pp. 145-161; **Mehra, R.** (Ed.). *Handbook of the equity risk premium*. Elsevier, 2011; **Campbell, J.Y.** Asset prices, consumption and the business cycle, *Handbook of Macroeconomics* (Elsevier, Amsterdam), 1999, pp. 1231–1303; **Shiller, R. J.** Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *American Economic Review* 71(3), 1981, pp. 421–436; **Shiller, R. J.** Consumption, asset markets, and macroeconomic fluctuations. 1982; **Weil, P.** The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle // *Journal of Monetary Economics*, 24(3), 1989, pp. 401-421.

след това и на останалите развити пазари.<sup>5</sup> Тяхното наличие е доказано и на българския капиталов пазар.<sup>6</sup>

Обектът на изследване при стандартните тестове на ССАРМ е съвкупното пазарно поведение (водещият индекс за страната) и краткосрочните ДЦК, като във формулния апарат се прилагат историческите стойности за растежа, изменчивостта на потреблението и ковариацията между растежа на потреблението и пазарната възвръщаемост. Резултатите показват, че за да се генерират емпиричните стойности на изменчивостта и рисковата премия на акциите са необходими екстремно високи стойности на относителната рискова непоносимост (за рисковата премия в повечето страни над 40, вкл. за България –  $\gamma \approx 52$ ).<sup>7</sup> Освен че са неправдоподобни, необходимите по модела величини на  $\gamma$  водят до прекалено високи или ниски нива на сравнително безрисковата доходност (връзката между  $\gamma$  и  $R_{rf}$  не е линейна и след определен момент с увеличението на  $\gamma$ ,  $R_{rf}$  започва да спада и преминава на отрицателна територия), което налага за пресъздаването на емпиричните стойности да се заложи, че типичният инвеститор има силно нежелание да отлага потреблението си (ниски, нереалистични нива на  $\delta$ ). В допълнение, относителната рискова непоносимост е константна във времето, което не се потвърждава от емпиричните данни за пазарната изменчивост, която до голяма степен е резултат от промените на рисковите предпочитания на инвеститорите в отделните състояния на икономиката. Генерираната изменчивост на логаритмичната пазарна доходност при базовия модел е ограничена до тази на потока от дивиденди. На тази основа е необходима модификация на базовия модел, която да позволи генериране на ниска безрискова доходност, висока рискова премия и волатилност на акциите, при наличие на слаба изменчивост на потреблението и ковариация на растежа на потреблението с пазарната доходност. Посоките за постигане на тези цели, при залагане на рационално действащи икономически

<sup>5</sup> Вж. **Campbell**, J. Y. Consumption-based asset pricing. Handbook of the Economics of Finance, 1, 2003, pp. 803-887.

<sup>6</sup> Виж **Павлов**, Ц. Приложение на поведенческите финанси при моделиране на българската рискова премия на акциите. // Бизнес управление, XXV, бр. 2, АИ Ценов, 2015, с. 96-130; **Павлов**, Ц. Приложение на поведенческите финанси при анализа на инвестиционната активност на българския капиталов пазар. Дисертационен труд, СА „Д.А. Ценов” – Свищов, 2015.

<sup>7</sup> В най-чист вид взаимовръзката между относителната рискова непоносимост, рисковата премия и безрисковата доходност може да се изрази чрез извеждане на логаритмичната премия и  $R_{rf} : \ln E(R_e) - \ln R_{rf} = \gamma \sigma_{t, \Delta \ln(C)} \text{corr}[\ln(R_{e,t}), \ln(\Delta C)] \sigma_{t, \Delta \ln(Re)}$ ;

$$\ln R_f = -\ln \delta + \gamma \Delta \ln(C) - \frac{1}{2} \gamma^2 \sigma_{t, \Delta \ln(C)}^2.$$

агенти, са основно три: 1) промяна на предпочитанията на инвеститорите; 2) залагане на хетерогенни потребители; 3) различни подходи при отчитане на динамиката на потреблението. Тези подходи се подлагат последователно на анализ в следващите подпараграфи.

## 2.1. Модификации на предпочитанията на инвеститорите (различни функции на полезността)

### *а) Рекурсивна полезност – модел на Epstein-Zin-Weil*

При стандартната функция на полезността между относителна рискова непоносимост ( $\gamma$ ) и еластичността на интерпоралното заместване ( $\psi$ ) съществува тясна връзка, изразяваща се в:  $\gamma = 1/\psi$ . Липсват достатъчно доказателства обаче, че взаимозависимостта между тези параметри трябва да е толкова силна, което в крайна сметка ограничава излишно гъвкавостта на базовия модел.<sup>8</sup> На основата на теоретичната рамка на Krepс и Porteus<sup>9</sup> (1978), Epstein и Zin<sup>10</sup> (1989, 1991) и Weil<sup>11</sup> (1989) (EZW) разработват модел, който преодолява посоченото ограничение. Функцията на рекурсивна полезност на EZW може да се представи чрез<sup>12</sup>:

---

<sup>8</sup> Рисковата непоносимост изразява желанието на икономическите агенти да предпочитат сигурните резултати пред несигурните, при еднаква очаквана изгода, т.е. да редуцират несигурността от промяната на потреблението в различите състояния на икономиката. От своя страна еластичността на интерпоралното заместване изразява съотношението между промяната на потреблението към промяната в полезността през даден период, т.е. желанието на индивидите да заместват потреблението във времето, в резултат на промени в очакваната доходност или лихвените проценти. Предпочитанията към риск на инвеститорите са налице независимо дали се отнася за един или множество периоди, докато еластичността на интерпоралното заместване съществува независимо дали е налична несигурност. За повече информация виж. **Lybbert**, T. J., McPeak, J. Risk and intertemporal substitution: Livestock portfolios and off-take among Kenyan pastoralists. // Journal of Development Economics, 97(2), 2012, pp. 415-426.

<sup>9</sup> Вж. **Krepс**, D. M., Porteus, E. L. Temporal resolution of uncertainty and dynamic choice theory. // Econometrica: journal of the Econometric Society, 1978, pp. 185-200.

<sup>10</sup> Вж. **Epstein**, L. G., Zin, S. E. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. // Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1989, pp. 937-969. **Epstein**, L. G., Zin, S. E. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis. // Journal of political Economy, 1991, pp. 263-286.

<sup>11</sup> Вж. **Weil**, P. The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle // Journal of Monetary Economics, 24(3), 1989, pp. 401-421.

<sup>12</sup> **Campbell**, J. Y., Lo, A. W. C., MacKinlay, A. C. The econometrics of financial markets. Princeton, NJ: Princeton University press. 1997, p. 319.

$$(13) \quad U_t = \left\{ (1-\delta)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta(E_t U_{t+1}^{1-\gamma})^{\frac{1}{\theta}} \right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}},$$

където:

$\theta = (1-\gamma)/(1-1/\psi)$ . В състояние на  $\gamma = 1/\psi$  ( $\theta = 1$ ), рекурсивната полезност става линейна и може да се преобразува до стандартната функция на полезността.

Бюджетното ограничение за типичния инвеститор, свързващо общото богатство ( $W_t$ ) и потреблението ( $C_t$ ), е равно на:

$$(14) \quad W_{t+1} = R_{w,t}(W_t - C_t),$$

където:

$W_{t+1}$  е общото богатство за период  $t+1$ ;  $R_{w,t}$  – брутна възвръщаемост на портфейла, включващ цялото инвестирано богатство.

Чрез (14) се прави предложението, че в състояние на равновесие общата стойност на дивидентите (включваща доходите от труд) е равна на съвкупното потребление. Бюджетното ограничение (14) поставя сериозно препятствие при емпиричното тестване на модела, тъй като е много трудно (по-скоро невъзможно) да се изведе възвръщаемостта  $R_{w,t}$ . По този начин се налага употребата на удачен заместник, който според Epstein и Zin (1991) е възвръщаемостта на водещия пазарен индекс. Оттук EZW извеждат оптималността от първи ред по уравнението на Euler като:

$$(15) \quad 1 = [M_{t+1} R_{j,t+1}],$$

където:

$$M_{t+1} = \delta^{\theta} \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\frac{-\theta}{\psi}} (R_{w,t+1})^{\theta-1}; R_{j,t+1} - \text{очаквана доходност на}$$

актив  $j$ .

Ако се приеме, че доходността на активите и растежът на потреблението имат нормално логаритмично разпределение, то стохастичният дисконтов фактор придобива вида:

$$(16) \quad m_{t+1} = \theta \ln(\delta) - \frac{\theta}{\psi} \ln\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right) + (\theta - 1) \ln(R_{w,t+1}).$$

При тези условия, величината на безрисковата доходност с непрекъснато олихвяване се формира от:

$$(17) \quad r_{f,t+1} = -\ln(\delta) + \frac{E_t[\Delta C_{t+1}]}{\psi} - \frac{1-\theta}{2} \sigma_w^2 - \frac{\theta}{2\psi^2} \sigma_c^2,$$

където:

$E_t[\Delta C_{t+1}]$  е очаквания логаритмичен растеж на потреблението;  $\sigma_w^2$  – дисперсията на логаритмичната пазарна възвръщаемост;  $\sigma_c^2$  – дисперсията на логаритмичния растеж на потреблението.

Влиянето на очакваният растеж на потреблението върху размера на безрисковата доходност се предопределя от еластичността на интерпоралното заместване. Колкото  $\psi$  е с по-висока (от единица) стойност, толкова изменението на потреблението ще оказва по-слабо влияние върху безрисковата доходност, което позволява употребата на по-високи стойности на относителна рискова непоносимост при калибрирането на модела и следователно предоставя потенциално решение на пъзела с величината на  $r_{f,t+1}$ . За разлика от базовия модел, тук безрисковата доходност е функция както на предоставената защита от консуматорския риск, така и от изменчивостта на възвръщаемостта на богатството. В зависимост от размера  $\sigma_c^2$  и  $\sigma_w^2$  инвеститорите са готови да заплатят по-висока цена за безрисковия актив. Трябва да се има предвид обаче, че при високи стойности на  $\theta$  последните два члена на уравнение (17) може да са с положителна стойност.

Логаритмичната премия на всеки рисков актив  $j$  (включително пазарния портфейл) е резултат от:

$$(18) \quad E_t[r_{j,t+1}] - r_{f,t+1} + \frac{\sigma_j^2}{2} = \frac{\theta}{\psi} \text{Cov}_t(r_{j,t+1}, \Delta C_{t+1}) + (1-\theta) \text{Cov}_t(r_{j,t+1}, r_{w,t+1}).$$

Според модела на EZW, рисковата премия се формира от сумата на ковариациите на възвръщаемостта на актив  $j$  с растежа на потреблението и пазарната възвръщаемост, претеглени с  $\theta$  (и  $\psi$  при  $\sigma_j$ ). Ако  $\theta = 1$  се достига до базовия модел, основан на потреблението, а при  $\theta = 0$  ( $\gamma =$

1) до традиционния CAPM. Следователно в останалите ситуации ( $\theta \neq 1; 0$ ) рисковата премия по EZW е комбинация от рисковите фактори на SСАРМ и CAPM.

Моделът позволява да се приложат директно уравнения 17 и 18. При  $\psi = 1,5$ , рискова непоносимост от 3 и дескриптивните стойности за доходността на капиталовия пазар и потреблението, изведени от Павлов (2015), се получава рискова премия за българския капиталов пазар от 25,63%. За сравнение при базовия модел с тя е едва 0,74%. Ако се намали рисковата непоносимост до 2, премията се доближава до емпиричната – 14,74%, но сравнително безрисковата доходност остава все така неправдоподобна от минус 60%. Изчисленията показват сериозен напредък, но очевидно невсички проблеми са решени.

#### *Рекурсивна полезност и дългосрочен риск*

На основата на рекурсивната полезност (моделът на EZW), Bansal<sup>13</sup> и Yaron (2004) (BY) моделират изменчивостта и растежа на потреблението и дивидентите, предполагайки съществуването на малък постоянен компонент в динамичните им редове, който е предвидим. Подобно на дисконтовите модели за оценка на акции, при които справедливата стойност е много чувствителна дори при малка промяна в заложенния дългосрочен растеж на паричния поток, BY предоставят доказателства, че текущите, макар и малки, изменения в дългосрочния компонент на динамичните редове оказват голямо влияние върху бъдещата динамика на потреблението (дивидентите). При положение че инвеститорите могат да идентифицират промените в този компонент от новата информация за растежа на потреблението и да предвидят бъдещата му динамика, то неговата изменчивост е редно да окаже значително влияние върху рисковата премия на акциите и тяхната волатилност. По този начин дългосрочният риск в динамичните редове се явява потенциално решение на редица пазарни пъзели.

Bansal и Yaron (2004) извеждат процесите на растеж на потреблението,  $\Delta c_{t+1} = \ln(C_{t+1}/C_t)$ , и дивидентите,  $\Delta d_{t+1} = \ln(D_{t+1}/D_t)$ , както следва:

$$(19) \quad \begin{aligned} x_t &= \rho x_{t-1} + \varphi \sigma_t e_{t+1} \\ \Delta c_{t+1} &= \mu_c + x_t + \sigma_t \eta_{t+1} \\ \Delta d_{t+1} &= \mu_d + \phi x_t + \varphi_d \sigma_t u_{t+1} \\ \sigma_{t+1}^2 &= \sigma^2 + \nu_1 (\sigma_t^2 - \sigma^2) + \sigma_w w_{t+1} \end{aligned} ,$$

<sup>13</sup> **Bansal**, R., Yaron, A. Risks for the long-run: A potential resolution of asset pricing puzzles // Journal of Finance, 59(4), 2004, pp. 1481–1509

където:

$x_t$  е дългосрочният риск в процесите на растеж на потреблението и дивидентите;  $\mu_c$  и  $\mu_d$  са средните темпове на растеж  $c_t$  и  $d_t$ ;  $e_{t+1}, \eta_{t+1}$  и  $u_{t+1}$  са шокове с идентично и независимо разпределение (i.i.d.); параметрите  $\phi > 1$  и  $\varphi > 1$  целят пресъздаване на емпиричната закономерност, свързана с по-високата изменчивост на дивидентите спрямо потреблението ( $\phi$  може да се разглежда като лостов коефициент);  $\sigma_{t+1}^2$  – обхваща променящата се с времето икономическата несигурност в растежа на потреблението със средна  $\sigma^2$ .

Постоянството в очаквания растеж на потреблението и неговата изменчивост се измерва с параметрите  $\rho$  ( $0 < \rho < 1$ ) и  $v_l$  ( $0 < v_l < 1$ ). ВУ извеждат емпирични доказателства, че  $\rho = 0.979$ , а  $v_l = 0.987$ , което предполага много бавна промяна във времето на  $x_t$  и  $\sigma_t^2$ . Оттук измененията в  $x_t$  оказват дългосрочно влияние върху растежа на потреблението и дивидентите. За улеснение, шоковете  $e_{t+1}, \eta_{t+1}$  и  $u_{t+1}$  се моделират като взаимно независими. В преобладаващата част от литературата, свързана с дългосрочния риск, се развива базовото уравнение (19) на ВУ с добавянето на компонента  $\phi_c \sigma_t \eta_{t+1}$  в процеса  $\Delta d_{t+1}$ . С това се позволява дивидентният растеж да е изложен на временните шоковете в потреблението. Croce<sup>14</sup>, Lettau и Ludvigson (2008) квалифицират  $\sigma_t \eta_{t+1}$  като краткосрочен риск, защото увеличава систематичния риск на пазарния портфейл от свързаността си със стохастичния дисконтов фактор, но за кратък период, понеже е i.i.d.

ВУ разглеждат съвкупното потребление и дивиденти като два различни процеса, които моделират последователно.<sup>15</sup> Те прилагат линейно-логаритмичната апроксимация на Campbell<sup>16</sup> и Shiller (1988) за изчисление на възвръщаемостта на отделните активи. Доходността на актив, разпределящ дивиденти, идентични с потока на потребление, е приблизително равна на:

---

<sup>14</sup> Croce, M.M., Lettau, M. and Ludvigson, S.C. Investor information, long-run risk, and the duration of risky cash flows. In AFA 2008 New Orleans Meetings., 2008. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=960886>.

<sup>15</sup> По този начин икономическите агенти имат достъп до трудови доходи. В настоящата статия се представя само извеждането на дохода от актив, предоставящ потока от съвкупното потребление ( $R_w$ ), като математическата рамка за дохода от пазарния портфейл е близа.

<sup>16</sup> Вж. Campbell, J. Y., Shiller, R. J. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. // Review of financial studies, 1(3), 1988, pp. 195-228.

$$(20) \quad r_{w,t+1} \approx k_0 + k_1 z_{t+1} + z_t - \Delta c_{t+1},$$

където:

$z_t$  е логаритмичният множител цена/потребление ( $z_t = \ln(P_t/C_t)$ );  $\Delta c_{t+1} = \ln(C_{t+1}/C_t)$ ;  $k_0$  и  $k_1$  са константи, зависещи от средната стойност на  $z_t - k_0 = \ln(1 + e^{\bar{z}}) - k_1 \bar{z}$ ,  $k_1 = \frac{e^{\bar{z}}}{1 + e^{\bar{z}}}$ .

Бъдещата величина на коефициента цена-потребление се получава чрез:

$$(21) \quad z_{t+1} = A_0 + A_1 x_{t+1} + A_2 \sigma_{t+1}^2,$$

където:

$$A_0 = \frac{\ln(\delta) + \mu(1 - \frac{1}{\psi}) + k_0 + A_2 k_1 \sigma^2 (1 - v_1) + A_2^2 k_1^2 \sigma_w^2 \frac{\theta}{2}}{1 - k_1};$$

$$A_1 = \frac{1 - \frac{1}{\psi}}{1 - \rho k_1};$$

$$A_2 = \frac{0.5 \left[ \left( \theta - \frac{\theta}{\psi} \right)^2 + (\theta A_1 k_1 \rho_e)^2 \right]}{\theta(1 - k_1 v_1)}.$$

Оттук, замествайки (20) в (16), може да се изведе логаритмичния стохастичен дисконтов фактор:<sup>17</sup>

(22)

$$m_{t+1} = (\theta - 1)q + \ln(\delta) - \frac{\mu}{\psi} - \frac{x_t}{\psi} + (\theta - 1)A_2(k_1 v_1 - 1)\sigma_t^2 + \left( \theta - 1 - \frac{\theta}{\psi} \right) \sigma_t \eta_{t+1} + (\theta - 1)k_1 A_1 \rho \sigma_t e_{t+1} + (\theta - 1)k_1 A_2 \sigma_w w_{t+1},$$

където:

$$q = \ln(\delta) + \mu(1 - \frac{1}{\psi}) + k_0 + A_0(k_1 - 1) + A_2 k_1 \sigma^2 (1 - v_1);$$

$$\theta - 1 - \frac{\theta}{\psi} = \theta(1 - \frac{1}{\psi}) - 1 = -\gamma$$

<sup>17</sup> Munk, C. Financial asset pricing theory. Oxford University Press, 2013, p. 339.



При полагане на

$$E[m_{t+1}] = (\theta - 1)q + \ln(\delta) - \frac{\mu}{\psi} - \frac{x_t}{\psi} + (\theta - 1)A_2(k_1 v_1 - 1)\sigma_t^2,$$

$\lambda_\eta = \gamma$ ,  $\lambda_e = (\theta - 1)k_1 A_1 \phi$  и  $\lambda_w = (\theta - 1)k_1 A_2$  уравнение (22) придобива вида:

$$(23) \quad m_{t+1} = E[m_{t+1}] - \lambda_\eta \sigma_t \eta_{t+1} - \lambda_e \sigma_t e_{t+1} - \lambda_w \sigma_w w_{t+1},$$

където:

$\lambda_{\eta;e;w}$  изразява пазарната оценка на риска от шокове, съответно в потреблението, очаквания растеж на потреблението и изменчивостта му.

Очакваната логаритмична рисковата премия за хипотетичния актив, предоставящ потока от съвкупното потребление ( $Rw$ ), е равна на:

$$(24) \quad E[r_{w,t+1} - r_{f,t}] = -\lambda_\eta \sigma_t^2 - \lambda_e k_1 A_1 \phi \sigma_t^2 - \lambda_w k_1 A_2 \sigma_w^2 - 0.5 \text{var}(r_{w,t+1}),$$

където:

$$\text{Var}_t(r_{w,t+1}) = \sigma_t^2 + k_1^2 A_1^2 \phi^2 \sigma_t^2 - k_1^2 A_2^2 \sigma_w^2.$$

При  $\gamma = 10$ ,  $\psi = 1,5$  и  $\phi = 3$  моделът на Bansal и Yaron успява да генерира поведение на финансовия пазар и безрисковия актив близки до историческите. След поредица от количествени тестове Bansal<sup>18</sup>, Gallant, и Tauchen (2007) също потвърждават валидността на модела. Авторите развиват методология, позволяваща съпоставимо оценяване на възможностите на модела с този на навиците (Campbell и Cochrane (1999), разгледан в следващия подпараграф) и установяват, че моделът на дългосрочен риск се справя по-добре. Допълнителни доказателства за съществуването на дългосрочен риск в растежа на потреблението и неговото значение за пазарната доходност предоставят Hansen, Heaton и Li (2008) и Bansal, Kiku, and Yaron (2012).<sup>19</sup>

Campbell и Beeler<sup>20</sup> (2009) отправят сериозна критика към модела на ВУ и модификацията му от Bansal et al. (2007) главно в две посоки: 1)

<sup>18</sup> Вж. **Bansal**, R., Gallant, A. R., Tauchen, G. Rational pessimism, rational exuberance, and asset pricing models. *The Review of Economic Studies*, 74(4), 2007, pp. 1005-1033.

<sup>19</sup> Bansal, R., Kiku, D., & Yaron, A. (2012). Risks for the long run: Estimation with time aggregation (No. w18305). National Bureau of Economic Research; **Bansal**, R., Kiku, D., Yaron, A. Risks for the long run: Estimation with time aggregation (No. w18305). National Bureau of Economic Research. 2012.

<sup>20</sup> **Beeler**, J., Campbell, J. Y. The long-run risks model and aggregate asset prices: an empirical assessment (No. w14788). National Bureau of Economic Research. 2009.

неспособността на генерирания коефициент цена-дивидент да предвиди бъдещата динамиката на рисковата премия и в същото време прекалено силната му взаимовръзка с бъдещия растеж на потреблението в дългосрочен период, която не се потвърждава от емпиричните данни; 2) критичната зависимост на генерираните резултати от величината на еластичността на интерпоралното заместване ( $\psi$ ). При стойности по-малки от единица моделът не може да пресъздаде пазарната доходност и риск. Според редица изследвания стойността на  $\psi$  е по-ниска от единица.<sup>21</sup>

#### *б) Формиране на навик (Habit Formation)*

Вторият основен подход за модифициране на предпочитанията на инвеститорите е чрез отчитане на ефекта от формиране на навик при потреблението, предложен от Sundaresan (1989) и Constantinides (1990).<sup>22</sup> Навикът отразява влиянието на миналото потребление върху текущата маржинална полезност при потребление. Най-общо модификацията на базовата функция на полезността се изразява в добавяне на (бавно) променящо се с времето бенчмарк ниво на потребление или навик ( $X_t$ ), който се сравнява с нивото на текущо потребление. По този начин акцентът се измества от абсолютната величината на потреблението към неговата промяна в краткосрочен план.

Съществуват два основни подхода при моделирането на навика във функцията на полезността – като коефициент или разлика спрямо потреблението ( $C_t / X_t$  или  $C_t - X_t$ ). От своя страна навикът може да бъде „вътрешен“ (internal), чието формиране се определя от собственото потребление на дадения агент, или „външен“ (external), зависещ от историческите нива на съвкупното (aggregate) потребление. От съществено значение за крайните резултати е определянето на механизма на промяна на навика с изменението на съвкупното или лично потребление във времето. В литературата по проблема се прилагат две алтернативни предположения – плавна промяна с потреблението чрез определяне на подходяща функция или лаг от един период на потреблението.

---

<sup>21</sup> Вж. **Hall**, R. E. Intertemporal substitution in consumption. // Journal of Political Economy, 96, 1988, pp. 221–273; **Campbell**, J. Y., Mankiw, N. G. Consumption, income and interest rates: Reinterpreting the time series evidence. In NBER Macroeconomics Annual 1989, Volume 4, pp. 185-246. MIT Press.

<sup>22</sup> Вж. **Sundaresan**, S. M. Intertemporally dependent preferences and the volatility of consumption and wealth. Review of financial Studies, 2(1), 1989 pp. 73-89; **Constantinides**, G. M. Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle. Journal of Political Economy, 1990, pp. 519-543.

При използване на функцията с коефициент, Abel<sup>23</sup> (1990, 1996), полезността на агента се получава като:

$$(25) U_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \frac{(C_{t+i} / X_{t+i})^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma},$$

където:

$X_t$  вътрешен или външен навик, който отчита влиянието на миналото потребление върху текущата полезност.

Практика е при използване на функцията на полезността със съотношение да се предположи, че навикът е външен, с което значително се улесняват калкулациите и възможностите за моделиране в среда на нормално логаритмично разпределение. Стохастичният дисконтов фактор придобива вида:

$$(26) M_{t+1} = \delta \left( \frac{X_{t+1}}{X_t} \right)^{1-\gamma} \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma}.$$

Ако се предположи, че навикът се формира като един лаг на потреблението  $X_t = C_{t-1}^k$ , където  $k$  обуславя степента на неделимост на времето (time-nonseparability) с ограничение  $k(\gamma-1) \geq 0$ , (26) се трансформира в:

$$(27) M_{t+1} = \delta \left( \frac{C_{t-1}}{C_t} \right)^{k(\gamma-1)} \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma}.$$

Изследователите в областта на оценяването на активи отделят значително по-голямо внимание на моделиране на полезността чрез разлика  $C_t - X_t$ : Sundaresan (1989), Constantinides (1990), Campbell и Cochrane (1999), Boldrin, Christiano и Fisher (2001) и др. Този интерес е продиктуван от факта, че при коефициентите модели на формиране на навиките рисковата непоносимост е константата, докато моделите с разлика реално имат променяща се с времето рискова непоносимост (time-

---

<sup>23</sup> **Abel**, A. Asset prices under habit formation and catching up with the Joneses. American Economic Review Papers and Proceedings 80,1990, pp. 38–42; **Abel**, A.B. Risk premia and term premia in general equilibrium. // Journal of Monetary Economics, 43, 1999, pp. 3–33.

varying risk aversion), с което възможността да се пресъздадат емпиричните данни значително се увеличава. В зависимост от състоянията на икономиката ефективната рисковата поносимост намалява при икономически растеж, а при рецесия расте. Идентичните агенти максимализират:

$$(28) U_t = E_t \left[ \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \frac{(C_{t+i} - X_{t+i})^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \right],$$

където:

$X_t$  е външен или вътрешен навик, който следва да е по-малък от потреблението и по-голям от нула.

При вътрешен навик  $M_{t+1} = \delta \frac{MU_{t+1}}{MU_t}$ , където маржиналната

полезност е равна на:

$$(29) MU_t = (C_t - X_t)^{-\gamma} - E_t \left[ \sum_{i=0}^L \delta^i (C_{t+i} - X_{t+i})^{-\gamma} \frac{\partial X_{t+i}}{\partial C_t} \right].$$

Ако се заложи външен навик (29) се опростява значително до:

$$(30) MU_t = (C_t - X_t)^{-\gamma}.$$

Един от най-успешните модели с разлика, използващи външен навик, е на Campbell<sup>24</sup> и Cochrane (1999) (СС), чиито механизъм ще се разгледа в дълбочина по-долу. СС определят процесите на логаритмичен растеж на потреблението и дивидентите като случайно блуждаене с тенденция  $\mu_{c,d}$  (a random walk with a drift) и липса на перфектна корелация между тях:

$$(31) \begin{aligned} \Delta c_{t+1} &= \mu_c + v_{t+1} \\ \Delta d_{t+1} &= \mu_d + w_{t+1} \\ v_{t+1}, w_{t+1} &\sim i.i.d. \quad N(0, \sigma^2). \end{aligned}$$

От функцията на полезността (28) е видимо, че разликата  $C_{t+1} - X_{t+1}$  или излишъкът над навика е от особено значение за модела. Във връзка с това е полезно да се използва коефициент, който да измерва неговия относителен размер спрямо потреблението ( $S$ ):

<sup>24</sup> Campbell, J. Y., Cochrane, J. H. By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. // Journal of Political Economy, 107, 1999, pp. 205–251.

$$(32) \quad S_t = \frac{C_t - X_t}{C_t}.$$

СС специфицират процеса на промяна на логаритмичната стойност на коефициента  $\ln S_t \equiv s_t$ , а оттам и на  $\ln X_{t+1} \equiv x_{t+1}$  спрямо изменението на потреблението:

$$(33) \quad s_{t+1} = (1 - \phi)\bar{s} + \phi s_t + \lambda(s_t)(c_{t+1} - c_t - \mu_c),$$

където:

$\bar{s} = \ln(\bar{S})$  е стабилното ниво на коефициент  $s$ ;  $\phi$  контролира постоянството на  $s$ ;  $\lambda(s_t)$  е квалифицирана като „функция на чувствителността“ (sensitivity function) на  $s_{t+1}$  и  $x_t$  от измененията на потреблението:

$$(34) \quad \lambda(s_t) = \begin{cases} \frac{1}{\bar{S}} \sqrt{1 - 2(s_t - \bar{s})} - 1 & s_t \leq s_{max} \\ 0 & s_t > s_{max} \end{cases},$$

където:

$$\bar{S} = \sigma \sqrt{\gamma / (1 - \phi)}; \quad s_{max} = \bar{s} + \frac{1}{2}(1 - \bar{S}^2).$$

Процесът (33) с функция (34) подsigурява, че изискването  $C_t > X_t$  ще бъде спазено, контролира се изменчивостта на безрисковата доходност (при тези параметри тя се елиминира, т.е.  $r_{f,t}$  е константа), навикът се определя в региона на стабилното ниво на  $s$  ( $\bar{s} = s$ ) и се изменя бавно, паралелно с потреблението.

От (30) следва, че стохастичният дисконтов фактор по модела е равен на:

$$(35) \quad M_{t+1} = \delta \left( \frac{S_{t+1} C_{t+1}}{S_t C_t} \right)^{-\gamma}.$$

От уравнение (35) е очевидно, че класическият стохастичен фактор е развит с добавянето на съотношение  $S_{t+1}/S_t$ , чиято допълнителна изменчивост повишава тази на  $M_{t+1}$  и оттам генерираната пазарна изменчивост и рискова премия. Важно е да се отбележи, че  $\gamma$  в този модел не е стандартният коефициент на относителна рискова непоносимост ( $\gamma_{CRRA}$ ), а параметър на извивката на полезността, която може да се приравни чрез:  $\gamma_{CRRA} = \gamma/S_t$ . При влошаване на икономическата обстановка

(приближаване на потреблението до навика)  $\gamma_{\text{CRRRA}}$  и маржиналната полезност от потреблението растат и обратното, т.е. чрез  $S_t$  се постига антициклично поведение на рисковата премия. Отдалечаването на  $S_t$  от средната му стойност има двоен, срещуположен ефект върху лихвените проценти. При ниска  $S_t$  расте маржинална полезност и стимулира инвеститорите да заемат (знаейки че  $S_t$  ще се върне към  $\bar{S}$ ), в същото време от повишаващата се  $\gamma_{\text{CRRRA}}$  те биха увеличили спестяванията си. СС приемат, че ефектите са с еднакъв интензитет и се компенсират взаимно, от тук, както се отбеляза,  $r_f$  е константа:

$$(36) \ln R_f = -\ln \delta + \gamma \mu_c - \frac{\sigma^2}{2} \left( \frac{\gamma}{\bar{S}} \right)^2.$$

Разликата между (36) и  $r_f$  при традиционния ССАРМ е във втория член  $-\gamma \mu_c$ . Тук, вместо  $\gamma_{\text{CRRRA}}$  (с неговия еквивалент  $\gamma/S_t$ ) се използва параметърът  $\gamma$ . Това позволява при една и съща стойност на  $\gamma_{\text{CRRRA}}$  да се постигне по-ниска  $r_f$  при по-приемлива величина на  $\delta$ . В допълнение, се отслабва връзката между средния растеж на потреблението и  $r_f$ . СС извеждат пазарната доходност и нейната изменчивост чрез коефициента цена/потребление (дивидент):

$$(37) \frac{P_t}{C_t}(s_t) = E_t \left[ M_{t+1} \frac{C_{t+1}}{C_t} \left( 1 + \frac{P_{t+1}}{C_{t+1}}(s_{t+1}) \right) \right].$$

## 2.2. Модели с хетерогенни потребители

В преобладаващата част от финансовите модели се предполага съществуването на идентични икономически агенти, чието поведение формира пазарните цени. Всъщност, не е задължително агентите да са идентични, а по-скоро апробираните предпочитания да кореспондират със спецификите на типичния (осреднен) инвеститор, защото моделираните величини като потребление, лихвени равнища, пазарните нива и пр. са агрегатни, т.е. резултат от влиянето на всички агенти и дори да съществуват различни класове пазарни участници, то тяхното индивидуално влияние се размива и се достига до някакво средно ниво. Остават въпросите дали специфицираният „типичен“ инвеститор е представителен за всеки период или структурата и влиянието на отделните класове агенти се променя с времето и доколко прилаганите агрегиращи функции са удачни. Също така е под въпрос дали е резонно агрегиране на индивидуалните специфики на инвеститорите при наличие на незавършени пазари (incomplete markets).

Логична отправна точки при класификацията на потребителите е разделението им по критерия участие на капиталовите пазари. Добре известен е фактът, че дори и на едни от най-развитите капиталови пазари като американския, сравнително малка част от домакинствата (48.8% към 2013 г.) притежава директно или индиректно борсово търгувани акции.<sup>25</sup> Mankiw<sup>26</sup> и Zeldes (1991) изследват разликите в потреблението на двете групи домакинства и връзката им с динамиката на рисковата премия на акциите. Данните показват, че потреблението на семействата, притежаващи акции, има значително по-висока изменчивост и корелационна зависимост с рисковата премия на акциите. Оттук, използвайки само тяхното потребление в класическия ССАРМ, се намалява значително необходимият коефициент на  $\gamma$  за пресъздаването на рисковата премия, което спомага за обяснението (но не решава напълно) пълзела. Във връзка с това Basak<sup>27</sup> и Cuoco (1998) създават модел, в който част от агентите не могат да участват на пазара на акции, а само на пазара на безрисковия актив. Останалите инвеститори поемат целия риск на съвкупното потребление и капиталовия пазар в техния поток от потребление. Guo<sup>28</sup> (2004) разширява обхвата на моделираните променливи, като добавя към ограниченото пазарно участие, незастраховаем риск на трудовите доходи (uninsurable income risk) и ограничения при задлъжняването (borrowing constraints) на отделните класове агенти. Представителните агенти от двата класа ( $i = 1, 2$ ) получават стохастичен трудов доход ( $L_{j,1;2}$ ) при ограничение  $L_t = L_{1,t} + L_{2,t}$  и общ доход в икономиката  $Y_t = L_t + D_t$ . Агентите кредитират и заемат помежду си чрез дисконтовата ценна книга, при лимит на заемане  $\bar{B}_{i,t}$  (винаги отрицателна величина) и дълг на агент  $i$ ,  $B_{i,t} \geq \bar{B}_{i,t}$ , при  $B_{1,t} + B_{2,t} = 0$ . В модела на Guo (2004) агентите максимализират традиционната функция на полезността от (1) с бюджетно ограничение за агент 1 и 2, съответно:  $P_t B_{1,t+1} + P_t^s S_{t+1}^1 + C_{1,t} \leq B_{1,t} + P_t^s S_t^1 + L_{1,t} + D_{1,t}$  и  $P_t B_{2,t+1} + C_{2,t} \leq B_{2,t} + L_{2,t}$ , където  $P_t$  е равновесната цената на дисконтовата ценна книга;  $P_t^s$  – борсовата цена към момент  $t$ ;  $S_{t+1}^1 = S_t^1$  притежавано количество акции;  $C_{i,t}$  – потребление на агент  $i$  към момент  $t$ . Логаритмичната безрискова доходност за двата

<sup>25</sup> По данни на Survey of Consumer Finances се наблюдава тенденция на увеличение на този дял – от 32.7% през 1989 г. до неговия пик от 53.2% през 2007 г. Източник: <http://www.federalreserve.gov/econresdata/scf/scfindex.htm>.

<sup>26</sup> Вж. Mankiw, N. G., Zeldes, S. P. The consumption of stockholders and nonstockholders. // Journal of financial Economics, 29(1), 1991, pp. 97-112.

<sup>27</sup> Basak, S., Cuoco, D. An equilibrium model with restricted stock market participation. // Review of Financial Studies, 11(2), 1998, pp. 309-341.

<sup>28</sup> Guo, H. Limited stock market participation and asset prices in a dynamic economy. // Journal of Financial and Quantitative Analysis, 39(03), 2004, pp. 495-516.

класа агенти ( $i = 1, 2$ ) се извежда по идентичен начин като класическата ( $rf_{i,t+1} = -\ln \delta + \gamma E[\Delta \ln(C_i) | \Omega_t] - \frac{1}{2} \gamma^2 \sigma_{t+1, \Delta \ln(C_i)}^2$ ), а равновесната  $rf$  се получава от техния минимум:

$$(38) \quad rf_{t+1} = \min(rf_{1,t+1}, rf_{2,t+1}).$$

Логаритмичната рисковата премия, по модела на Guo, е равна на:

$$(39) \quad E[r_{t+1} - rf_{t+1} | \Omega_t] + \frac{\sigma_{r,t+1}^2}{2} = \gamma cov_{t+1}(r_t, c_{1,t}) + rf_{1,t+1} - \min(rf_{1,t+1}, rf_{2,t+1}),$$

където:

$cov_{t+1}(r_t, c_{1,t})$  е ковариацията между пазарната възвръщаемост и растежа на потреблението на акционера;  $rf_{1,t+1} - \min(rf_{1,t+1}, rf_{2,t+1})$  – „ликвидна премия“ за притежаването на акции;  $E[.]$  – оператор на очакваната премия при текущата информация  $\Omega_t$ .

Първият член в (39),  $\gamma cov_{t+1}(r_t, c_{1,t})$ , е премията по класическия ССАРМ, но с отчитане на ефекта от ограниченото участие на пазара – съвкупното потребление е заменено с по-изменчивото и обвързано с пазарната доходност потребление на акционера (агент 1). Вторият член е резултат от ограниченията при задлъжняването (без тях  $rf_{1,t+1} = rf_{2,t+1}$ ) и може да се квалифицира като премия за ликвидност, защото инвеститорът в акции не може да ги използва, за да се предпази от шоковете в потреблението. Сумата на двата члена повишава значително очакваната рискова премия, без да са необходими високи стойности на  $\gamma$ . Във същото време по-високата изменчивост на  $c_1$  не повишава автоматично изменчивостта и доходността на безрисковия актив, тъй като  $rf_{t+1}$  е резултат от пределната склонност на заместване и на двата агенти в икономиката. Равновесие в икономиката е налично, когато:  $C_{1,t} + C_{2,t} = L_{1,t} + L_{2,t} + D_{1,t}$ .

Друг подход, заслужаващ внимание, при моделиране хетерогенността на инвеститорите предлагат Brav<sup>29</sup>, Constantinides и Geczy (2002). Те насочват вниманието от съвкупното потребление от глава на населението към потреблението на отделните домакинства ( $c_{i,t}$ ). Авторите установяват, че стохастичният дисконтов фактор на отделните домакинства е валиден, а оттам и среднопретегления им:

<sup>29</sup> Brav, A., Constantinides, G. M., Geczy, C. C. Asset pricing with heterogeneous consumers and limited participation: Empirical evidence (No. w8822). National bureau of economic research, 2002.



$$(40) M_{t+1} = \delta \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{c_{i,t}}{c_{i,t-1}} \right)^{-\gamma} \right).$$

Според Brav et al. (2002) средният дисконтов фактор на домакинствата показва достатъчна изменчивост, за да се генерира емпиричната рискова премия при ниска стойност на  $\gamma$ . За сравнение, ако стандартният  $M_{t+1}$  се приложи с динамиката на агрегирането потребление на домакинствата се влошават значително резултатите, което е индикация, че пазарите не са завършени (complete markets). Във връзка с това Brav et al. (2002) извършват допълнителни тестове, в които използват динамиката в потреблението само на тези домакинства, които притежават акции с пазарна стойност над определен праг. С увеличаване на прага необходимата  $\gamma$  намалява, което може да се интерпретира като доказателство, че по-големите и активни инвеститори определят до голяма степен пазарната доходност. Все пак, необходимата  $\gamma$  при използвания най-висок праг от \$40 000 е значително по-висока от тази по (40).

### 2.3. Различни подходи при отчитане динамиката на потреблението

Други интересни хипотези, заслужаващи внимание, за повишение изменчивостта на стохастичния дисконтов фактор и оттам рисковата премия на акциите, предполагат: добавянето на премия за катастрофични събития (rare disasters) и вероятността за оцеляване на пазара. Rietz<sup>30</sup> (1988) ревизира традиционно прилагания подход на нормално разпределение на логаритмичния растеж на потреблението и предлага да се анализира ефектът върху очакваната доходност от голямо (катастрофично) намаление на потреблението. Ако инвеститорите очакват, че макар много рядко подобни катастрофични събития се случат, то те рационално ще повишат цената на безривсковия актив и ще изискват по-висока доходност от рисковите активи. Следователно критичните параметри в модела на Rietz са вероятността за подобно събитие и неговия магнитуд. Според Rietz, при приемливи величини на тези параметри (1% вероятност за 25% спад на потреблението), премията на акциите може да бъде пресъздадена с  $\gamma$  от 10. Критики относно валидността на неговите

---

<sup>30</sup> Rietz, T. A. The equity risk premium: A solution. // Journal of Monetary Economics 22, 1988, pp. 117–131.

предположения мотивира Варго<sup>31</sup> (2006) да отдели голямо внимание на калибрирането на модела, чрез задълбочен анализ на международните катастрофични събития в историята. Той изчислява, че има 1,5-2% вероятност от годишен спад на БВП от глава на населението между 15% и 64%. Моделът на Варго успява да достигне емпиричната премия, съчетавайки най-екстремните исторически стойности и  $\gamma = 4$ . Често срещата бележка в академичната литература относно тези резултати е свързана с факта, че цитираните проценти на драстичен спад са акумулирани величини за няколко поредни години (най-често 3 или 4), докато доходността се разглежда на годишна база. При привеждане в съпоставима база се увеличава значително необходимата относителна рискова непоносимост. Задълбочена критика относно предположения процес на растеж на потреблението и величината на премията за катастрофични събития представят Backus<sup>32</sup>, Chernov и Martin (2011). Чрез цените на индексните опции и макрофинансов модел, авторите извеждат по-ниски вероятности от Варго за настъпване на екстремни шокове в потреблението. Julliard<sup>33</sup> и Ghosh (2012) също отхвърлят предложенията на модела на база модификации на класическия ССАРМ.

Съществено развитие на моделите, предполагащи катастрофични събития, прави Wachter<sup>34</sup> (2013) чрез инкорпорирането на променяща се с времето вероятност от катастрофа в рекурсивната функция на полезност. На тази основа, Nowotny<sup>35</sup> (2011) добавя спецификацията при наличие на сериозен спад на потреблението да се увеличава вероятността от допълнителен шок в бъдеще, подобно на наблюдаваните в историята. По този начин, въпреки че вероятността и размерът на индивидуалните шокове са сравнително малки, премията може да бъде обяснена, заради промените в очакванията на инвеститорите за бъдещите шокове.

Brown<sup>36</sup>, Goetzmann и Ross (1995) предлагат сходна на Rietz концепция – склонност на оцеляване (survivorship bias) на пазара. Високата рискова премия на много пазари е налице, защото са оцелели за дълъг

---

<sup>31</sup> Вж. Barro, R. J. Rare disasters and asset markets in the twentieth century. *The Quarterly Journal of Economics*, 2006, pp. 823-866.

<sup>32</sup> Вж. Backus, D., Chernov, M., Martin, I. Disasters implied by equity index options. // *The journal of finance*, 66(6), 2011, pp. 1969-2012.

<sup>33</sup> Вж. Julliard, C., Ghosh, A. Can rare events explain the equity premium puzzle?. // *Review of Financial Studies*, 25(10), 2012, pp. 3037-3076.

<sup>34</sup> Вж. Wachter, J. A. Can Time-Varying Risk of Rare Disasters Explain Aggregate Stock Market Volatility?. // *The Journal of Finance*, 68(3), 2013, pp. 987-1035.

<sup>35</sup> Вж. Nowotny, M. C. Disaster begets crisis: The role of contagion in financial markets. 2011, Available at SSRN 1714754.

<sup>36</sup> Вж. Brown, S. J., Goetzmann, W. N., Ross, S. A. Survival. // *The Journal of Finance*, 50(3), 1995, pp. 853-873.

период, за разлика от други, напр. в началото на двадесети век като руския, китайския, австро-унгарския, словашкия и пр. пазари. Оттук общата историческа рискова премия следва да е по-ниска, а в текущата да се отразяват очакванията на инвеститорите за това даден пазар да не оцелее. Li<sup>37</sup> и Xu (2002) установяват, че за да е достатъчен ефектът на survivorship bias върху рисковата премия е необходимо очакваната (ex-ante) вероятност за оценяването на даден пазар да е нереалистично ниска. Друг проблем с тази хипотеза се свързва с необходимостта акциите и облигациите да бъдат засегнати по различен начин при подобно събитие. Историята показва обаче, че при облигациите също се наблюдават съществени загуби. След като и акциите и облигациите претърпяват съществени (пълни) загуби в такива сценарии, то не следва разликата в доходността им да е породена от survivorship bias, защото инвеститорите биха изискали еднаква или съразмерна премия и за двата инструмента.

### Заклучение

През последните двадесет години се наблюдава изключително динамично развитие в областта на моделите за оценяване на активи, основани на потреблението. В статията се прави опит от обширната вселена на алтернативни модели да се систематизират водещите тенденции и подходи за обяснение на пазарното поведение. Може да се изведат следните изводи<sup>38</sup>:

Първо. Според класическия ССАРМ доходността на всеки актив следва да е резултат от линейна му връзка с потреблението (консуматорската бета) и добавка за риск, зависеща от рисковата непоносимост на типичния инвеститор ( $\gamma$ ) и изменчивостта на потреблението. Моделът се доказва като неспособен да пресъздаде доходността, риска и предсказуемостта на пазарите, което налага неговата модификация, в посока увеличение на изменчивостта на стохастичния дисконтов фактор и отслабване на необходимата взаимовръзка между динамиката на потреблението и доходността на активите;

Второ. Съчетанието между рекурсивна полезност и концепцията за наличие на дългосрочен риск в растежа на потреблението се доказва като особено успешна. Все пак, докато количествените изследвания фаворизират възможностите на модела, трябва да се отчете, че въпросът

---

<sup>37</sup> Вж. Li, H., Xu, Y. Survival bias and the equity premium puzzle. // The Journal of Finance, 57(5), 2002, pp. 1981-1995.

<sup>38</sup> Разпределението на авторското участие в статията е, както следва: доц. д-р Стоян Проданов е написал заключението, а останалата част е изготвена от ас. д-р Цветан Павлов.

дали еластичността на интерпоралното заместване ( $\psi$ ) е по-висока от единица остава отворен. Моделите, основани на навици, се справят добре с възпроизвеждането на емпиричната премия и риск, а като слабост може да се изтъкне предполагащата твърде силна зависимост между растежа на потреблението и доходността на активите (съотношението цена – дивидент), която не е типична за историческите данни. Моделите на хетерогенни инвеститори притежават сериозен потенциал, тъй като обхващат широк кръг от променливи (реални пазарни ограничения), но резултатите при някои изследвания са противоречиви и са необходими допълнителни тестове. При моделите, предполагащи катастрофични събития и survivorship bias, изглежда, че базовите им предположения се затвърждават като спорни.

Трето. Лисва консенсусен рационален модел, който пресъздава с достатъчна прецизност основните характеристики на финансовите пазари и притежава общоприети допускания. С цел преодоляване на недостатъците на ССАРМ се повишават все повече предположения за когнитивните и професионални способности на типичния инвеститор, което редуцира реалистичността им.

### Цитирана и използвана литература

1. **Павлов**, Ц. Приложение на поведенческите финанси при моделиране на българската рискова премия на акциите. // Бизнес управление, XXV, бр. 2, АИ Ценов, 2015, с. 96-130;
2. **Павлов**, Ц. Приложение на поведенческите финанси при анализа на инвестиционната активност на българския капиталов пазар. Дисертационен труд, СА „Д.А. Ценов” – Свищов, 2015;
3. **Проданов**, Ст. и колектив, Инвестиции. АИ Ценов, 2013;
4. **Abel**, A. Asset prices under habit formation and catching up with the Joneses. American Economic Review Papers and Proceedings 80, 1990, pp. 38–42;
5. **Abel**, A.B. Risk premia and term premia in general equilibrium. // Journal of Monetary Economics, 43, 1999, pp. 3–33.
6. **Backus**, D., Chernov, M., Martin, I. Disasters implied by equity index options. // The journal of finance, 66(6), 2011, pp. 1969-2012.
7. **Bansal**, R., Gallant, A. R., Tauchen, G. Rational pessimism, rational exuberance, and asset pricing models. The Review of Economic Studies, 74(4), 2007, pp. 1005-1033.
8. **Bansal**, R., Kiku, D., Yaron, A. Risks for the long run: Estimation with time aggregation (No. w18305). National Bureau of Economic Research. 2012.
9. **Bansal**, R., Yaron, A. Risks for the long-run: A potential resolution of asset pricing puzzles // Journal of Finance, 59(4), 2004, pp. 1481–1509
10. **Barro**, R. J. Rare disasters and asset markets in the twentieth century. The Quarterly Journal of Economics, 2006, pp. 823-866.

11. **Basak, S.**, Cuoco, D. An equilibrium model with restricted stock market participation. // *Review of Financial Studies*, 11(2), 1998, pp. 309-341.
12. **Beeler, J.**, Campbell, J. Y. The long-run risks model and aggregate asset prices: an empirical assessment (No. w14788). National Bureau of Economic Research. 2009.
13. **Boldrin, M.**, Christiano, L. J., Fisher, J. D. Habit persistence, asset returns, and the business cycle. *American Economic Review*, 2001, pp. 149-166;
14. **Brav, A.**, Constantinides, G. M., Geczy, C. C. Asset pricing with heterogeneous consumers and limited participation: Empirical evidence (No. w8822). National bureau of economic research, 2002.
15. **Breedon, D. T.** An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. // *Journal of financial Economics*, 7(3), 1979, pp. 265-296;
16. **Brown, S. J.**, Goetzmann, W. N., Ross, S. A. Survival. // *The Journal of Finance*, 50(3), 1995, pp. 853-873.
17. **Campbell, J. Y.** Consumption-based asset pricing. *Handbook of the Economics of Finance*, 1, 2003, pp. 803-887.
18. **Campbell, J. Y.**, Cochrane, J. H. By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. // *Journal of Political Economy*, 107, 1999, pp. 205–251.
19. **Campbell, J. Y.**, Lo, A. W. C., MacKinlay, A. C. *The econometrics of financial markets*. Princeton, NJ: Princeton University press. 1997.
20. **Campbell, J. Y.**, Mankiw, N. G. Consumption, income and interest rates: Reinterpreting the time series evidence. In *NBER Macroeconomics Annual 1989*, Volume 4, pp. 185-246. MIT Press.
21. **Campbell, J. Y.**, Shiller, R. J. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. // *Review of financial studies*, 1(3), 1988, pp. 195-228.
22. **Campbell, J.Y.** Asset prices, consumption and the business cycle, *Handbook of Macroeconomics* (Elsevier, Amsterdam), 1999, pp. 1231–1303;
23. **Cochrane, J. H.** *Asset pricing*, Vol. 1. 2005
24. **Croce, M.M.**, Lettau, M. and Ludvigson, S.C. Investor information, long-run risk, and the duration of risky cash flows. In *AFA 2008 New Orleans Meetings*, 2008. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=960886>.
25. **Epstein, L. G.**, Zin, S. E. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. // *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1989, pp. 937-969.
26. **Epstein, L. G.**, Zin, S. E. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis. // *Journal of political Economy*, 1991, pp. 263-286.
27. **Grossman, S. J.** Shiller, R. J. The Determinants of the Variability of Stock Market Prices, // *American Economic Review*, 71, 1981, pp. 222–227;
28. **Guo, H.** Limited stock market participation and asset prices in a dynamic economy. // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(03), 2004, pp. 495-516.
29. **Hall, R. E.** Intertemporal substitution in consumption. // *Journal of Political Economy*, 96, 1988, pp. 221–273;

30. **Hansen**, L. P., Jagannathan, R. Restrictions on intertemporal marginal rates of substitution implied by asset returns. // *Journal of Political Economy*, 99(2), 1991, pp. 225-62;
31. **Julliard**, C., Ghosh, A. Can rare events explain the equity premium puzzle?. // *Review of Financial Studies*, 25(10), 2012, pp. 3037-3076.
32. **Kreps**, D. M., Porteus, E. L. Temporal resolution of uncertainty and dynamic choice theory. // *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1978, pp. 185-200.
33. **Li**, H., Xu, Y. Survival bias and the equity premium puzzle. // *The Journal of Finance*, 57(5), 2002, pp. 1981-1995.
34. **Lucas**, R. E. Asset prices in an exchange economy // *Econometrica* 46 1978 , pp. 1429–1445;
35. **Ludvigson**, S.C. Advances in consumption-based asset pricing: Empirical tests (No. w16810). National Bureau of Economic Research. 2011.
36. **Lybbert**, T. J., McPeak, J. Risk and intertemporal substitution: Livestock portfolios and off-take among Kenyan pastoralists. // *Journal of Development Economics*, 97(2), 2012, pp. 415-426.
37. **Mankiw**, N. G., Zeldes, S. P. The consumption of stockholders and non-stockholders. // *Journal of financial Economics*, 29(1), 1991, pp. 97-112.
38. **Mehra**, R. (Ed.). *Handbook of the equity risk premium*. Elsevier, 2011;
39. **Mehra**, R., **Prescott**, E. C. The equity premium: A puzzle // *Journal of monetary Economics*, 15(2), 1985, pp. 145-161;
40. **Munk**, C. *Financial asset pricing theory*. Oxford University Press, 2013;
41. **Nowotny**, M. C. Disaster begets crisis: The role of contagion in financial markets. 2011, Available at SSRN 1714754.
42. **Rietz**, T. A. The equity risk premium: A solution. // *Journal of Monetary Economics* 22, 1988, pp. 117–131.
43. **Rubinstein**, M. The valuation of uncertain income streams and the pricing of options. // *The Bell Journal of Economics*, 1976, pp. 407-425;
44. **Shiller**, R. J. Consumption, asset markets, and macroeconomic fluctuations. 1982;
45. **Shiller**, R. J. Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *American Economic Review* 71(3), 1981, pp. 421–436;
46. **Sundaresan**, S. M. Intertemporally dependent preferences and the volatility of consumption and wealth. *Review of financial Studies*, 2(1), 1989 pp. 73-89;
- Constantinides**, G. M. Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle. *Journal of political Economy*, 1990, pp. 519-543.
47. **Wachter**, J. A. Can Time-Varying Risk of Rare Disasters Explain Aggregate Stock Market Volatility?. // *The Journal of Finance*, 68(3), 2013, pp. 987-1035.
48. **Weil**, P. The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle // *Journal of Monetary Economics*, 24(3), 1989, pp. 401-421.
49. **Weil**, P. The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle // *Journal of Monetary Economics*, 24(3), 1989, pp. 401-421.
50. <http://www.federalreserve.gov/econresdata/scf/scfindex.htm>.

# **НАРОДНОСТОПАНСКИ АРХИВ**

ГОДИНА LXIX, КНИГА 1 – 2016

## **СЪДЪРЖАНИЕ**

### **Таня Горчева**

Реформирането на общата селскостопанска политика и ползите за България /3

### **Стоян Проданов, Цветан Павлов**

Сравнителен анализ на водещи модели за оценка на финансови активи, основани на потреблението /22

### **Николай Андреев**

Интегриран подход при изследване еволюцията на стабилизационната политика на Европейския съюз /52

### **Калоян Петков**

Тестване подхода на Дамодаран за намиране цената на собствения капитал в условията на развиващите се пазари /68

### **Никола Илиев**

Рисковата атрибуция – модел за установяване влиянието на глобални рискови фактори /83

### **РЕДАКЦИОНЕН СЪВЕТ:**

Проф. д-р Андрей Захариев – главен редактор  
Проф. д-р Георги Иванов – зам. главен редактор  
Проф. д-р Йордан Василев  
Доц. д-р Искра Пантелеева  
Доц. д-р Стоян Проданов  
Доц. д-р Пламен Йорданов  
Доц. д-р Румен Лазаров  
Доц. д-р Венцислав Василев  
Доц. д-р Анатолий Асенов

### **МЕЖДУНАРОДЕН СЪВЕТ:**

**Проф. д-р ик.н. Михаил А. Ескиндаров** – Ректор на Финансовия университет при Правителството на Руската федерация – федерална държавна образователна институция за професионално образование, Доктор Хонорис Кауза на СА „Д. А. Ценов” – Свищов  
**Проф. Лестър Лойд-Ризън** – Директор на Центъра по международен бизнес към Международното бизнес училище Ашкрофт, Кембридж, Великобритания  
**Проф. Кен О’Нийл** – Ръководител на катедра по предприемачество и развитие на малкия бизнес към Департамента по маркетинг, предприемачество и стратегии на Университет Ълстер, Северна Ирландия  
**Проф. Ричард Торп** – Бизнес школа на Университета Лийдс, професор по развитие на управлението, зам.-директор на Киурт институт, Лийдс, Великобритания  
**Проф. д-р ик.н. Андрий Крисоватий** – Тернополски национален икономически университет, Доктор Хонорис Кауза на СА „Д. А. Ценов” – Свищов  
**Проф. д-р ик.н. Григоре Белостечник** – Ректор на Молдовската академия за икономически изследвания, Доктор Хонорис Кауза на СА „Д. А. Ценов” – Свищов  
**Проф. д-р ик.н. Йон Кукуй** – Президент на Сената на Университета Валахия – гр. Търговище, Румъния, Доктор Хонорис Кауза на СА „Д. А. Ценов” – Свищов  
**Проф. д-р ик.н. Михаил Ив. Зверяков** – Ректор на Одеския държавен икономически университет, Доктор Хонорис Кауза на СА „Д. А. Ценов” – Свищов

### **Екип за техническо обслужване:**

Проф. д-р ик.н. Радко Радков – стилев редактор  
Ст. преп. Елка Узунова – координатор и ръководител на екипа  
Ст. преп. Даниела Стоилова – превод на английски език  
Ст. преп. Румяна Денева – превод на английски език  
Ст. преп. Маргарита Михайлова – превод на английски език  
Ст. преп. Иванка Борисова – превод на английски език  
Ст. преп. Венцислав Диков – стилев редактор на английски език

### **Адрес на редакцията:**

5250 Свищов, ул. „Ем. Чакъров” 2  
Проф. д-р Андрей Захариев – главен редактор  
☎ (+359) 889 882 298  
Деяна Веселинова – технически секретар  
☎ (+359) 631 66 309, e-mail: nsarhiv@uni-svishtov.bg  
Благовеста Борисова – компютърен дизайн  
☎ (+359) 882 552 516, e-mail: bogy@uni-svishtov.bg

© Академично издателство „Ценов” – Свищов  
© Стопанска академия „Димитър А. Ценов” – Свищов



ISSN 0323-9004

# Народностопански архив

Свищов, година LXIX, книга 1 - 2016

---

**Реформирането на общата селскостопанска политика и ползите за България**

---

---

**Сравнителен анализ на водещи модели за оценка на финансови активи, основани на потреблението**

---

---

**Интегриран подход при изследване еволюцията на стабилизационната политика на Европейския съюз**

---

---

**Тестване подхода на Дамодаран за намиране цената на собствения капитал в условията на развиващите се пазари**

---

---

**Рисковата атрибуция – модел за установяване влиянието на глобални рискови фактори**

---

СТОПАНСКА АКАДЕМИЯ „Д. А. ЦЕНОВ“



СВИЩОВ

# Изисквания при депозиране на статии за сп. „Народностопански архив“

**1. Обем:** статии от 12 до 25 страници;

**2. Депозиране на материалите:** на хартиен носител и в електронен вид като приложен файл на E-mail: NSArhiv@uni-svishtov.bg

**3. Технически изисквания:**

- изпълнение Word 2003 (минимум);
- размер на страницата – А4, 29-31 реда и 60-65 знака на ред;
- разстояние между редовете 1,5 lines (At least 22 pt);
- шрифт – Times New Roman 14 pt;
- полета – Top - 2.54 cm; Bottom - 2.54 cm; Left - 3.17 cm; Right - 3.17 cm;
- номерация на страницата – долу вдясно;
- текст под линия – размер 10 pt;
- графики и фигури – Word 2003 или Power Point.

**4. Оформление:**

- наименование на статията, име на автора, академична длъжност, научна степен – шрифт Times New Roman, 14 pt, с големи букви Bold – центрирано;

- наименование и адрес на местоработата; телефони за контакти и E-mail;

- резюме на български език в обем до 15 реда; ключови думи – от 3 до 5;

- **JEL** класификация на публикациите с икономически характер (<http://ideas.repec.org/j/index.html>);

- основен текст (изложение);

- таблиците, графиките и фигурите се вграждат софтуерно в текста (да позволяват езикова корекция и превод на английски). Цифрите и текстът вътре в тях се изписват с шрифт Times New Roman 12 pt;

- формулите се създават с Equation Editor;

**5. Правилата за цитиране под линия:** При цитиране да се спазват изискванията на БДС 17377-96 Библиографско цитиране, поместени тук: <http://www.uni-svishtov.bg/dialog/Bibl.%20Citirane.pdf>.

Всеки автор носи отговорност за отстояваните идеи, съдържанието и техническото оформление на своя текст.

**6. Ръкописите на нехабилитирани преподаватели** се придружават от препис на протокол от катедрата, обсъдила и предложила научната разработка за публикуване.

**Авторите на публикуваните материали на страниците на списание „Народностопански архив“ носят отговорност за тяхната автентичност.**

От Редакционния съвет