



А. В. Крянев А. И. Черный

009-96

**МАТЕМАТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ
ВЗАИМОДЕЙСТВИЯ ЭФФЕКТИВНОСТЕЙ
ИНВЕСТИЦИЙ**

Москва 1996

Государственный комитет Российской Федерации
по высшему образованию
Московский государственный инженерно-
физический институт
(технический университет)

А. В. Крянев А. И. Чёрный

Математические модели взаимодействия
эффективностей инвестиций

Препринт 009 -96

Рекомендовано к изданию редсоветом института.

Москва 1996

УДК 519.866:33
К 85

Крянев А. В., Чёрный А. И. **Математические модели взаимодействия эффективностей инвестиций.** М.: Препринт/МИФИ. 009-96, 1996. -12с.

Представлены математические модели, с помощью которых можно устанавливать связи между эффективностями различных классов, включая восстановление ковариационной матрицы эффективностей классов. Математические модели учитывают наличие связи эффективностей через регионы и отрасли, что позволяет выделить в характеристиках эмитентов наряду с собственными составляющими, составляющие, относящиеся к регионам и отраслям.

© Крянев А. В., Чёрный А. И., 1996 г.

© Московский государственный инженерно-физический институт (технический университет), 1996 г.

isbn 5-7262-0027-6

ВВЕДЕНИЕ

В нашей предыдущей работе [1] были рассмотрены задачи по формированию оптимальных портфелей инвестиций, для решения которых требуется знание ковариационных матриц вектора эффективностей эмитентов, образующих портфель. Для формирования ковариационных матриц эффективностей на практике, в том числе зарубежной [2-5], обычно используют однофакторную модель, согласно которой связь между эффективностями эмитентов осуществляется только через единый фактор - эффективность рынка в целом. Однако опыт применения такого подхода показывает, что однофакторная модель не позволяет учитывать всю гамму взаимодействий эффективностей, в частности, не учитывает взаимодействие через отрасли и, что особенно важно в условиях Российской Федерации, взаимодействие через регионы.

Следует подчеркнуть, что предлагаемая в настоящей работе многофакторная модель включает в себя как частный случай широко используемую однофакторную модель единого рынка и тем самым является обобщением однофакторной модели, существенно уточняя ее.

Обозначим через $R_i(t)$ $i=1, \dots, n$ эффективность i -го эмитента в момент времени t . Напомним, что R_i является случайной величиной, а $R_i(t)$ - случайная реализация R_i в момент t [1].

Предположим, что все эмитенты классифицированы по отраслям и регионам. Обозначим через $R^{(k)}(t)$, $R^{(l)}(t)$ эффективности k -й отрасли и l -го региона $k=1, K$, $l=1, \dots, L$, которые вычисляются как средневзвешенные эффективностей эмитентов, образующих k -ю отрасль и l -й регион соответственно:

$$R^{(k)}(t) = \sum_{\forall_i} g_i \cdot R_i(t), \quad g_i = K_i / \sum K_i,$$

$$R^{[l]}(t) = \sum_{\forall_{i'}} g_{i'} \cdot R_{i'}(t), \quad g_{i'} = K_{i'} / \sum K_{i'},$$

где K_i - уставной капитал i -го эмитента, а суммирование производится по всем эмитентам, образующим k -ю отрасль и l -й регион соответственно.

В целях упрощения дальнейшего изложения предположим, что каждый эмитент принадлежит только одной отрасли и одному региону. Подчеркнем, что более общий случай, когда эмитент может принадлежать нескольким отраслям и нескольким регионам (например, эмитент состоит из нескольких предприятий, принадлежащих разным отраслям и регионам), рассматривается по схеме, аналогично нижеприведенной, но аналоги полученных ниже формул для этого случая становятся более громоздкими.

Рассмотрим i -й эмитент, принадлежащий k -й отрасли и l -му региону. Исходная математическая модель зависимостей эффективностей имеет вид:

$$\begin{cases} R_i = a_i + b_i^{(k)} \cdot R^{(k)} + b_i^{[l]} \cdot R^{[l]} + b_{i,M} \cdot R_M + E_i, \\ R^{(k)} = a^{(k)} + b_M^{(k)} \cdot R_M + E^{(k)}, \\ R^{[l]} = a^{[l]} + b_M^{[l]} \cdot R_M + E^{[l]}, \end{cases} \quad (1)$$

где R_M - эффективность рынка в целом, равная:

$$R_M(t) = \sum_{i=1}^n W_i \cdot R_i(t), \quad W_i = K_i / \sum_{i=1}^n K_i,$$

$ME_i = ME^{(k)} = ME^{[l]} = 0$, ME_i - математическое ожидание E_i .

Таким образом, согласно многофакторной двухступенчатой модели (1) зависимость R_i от рынка осуществляется не только непосредственно, но и через зависимость от эффективностей отрасли и региона, к которым принадлежит рассматриваемый эмитент.

Ниже будет показано, что математическая модель (1) позволяет естественным образом выделять составляющие коэффициентов α , β , R^2 и рисков для рассматриваемого эмитента, отнесенные к отрасли, к региону и непосредственно к рынку. Тем самым математическая модель (1) дает возможность рассчитывать вклад отрасли, региона и непосредственно рынка в каждый из экономических показателей α , β , R^2 и риск для любого эмитента.

Обозначим через $R_{i0} = R_i - MR_i$, $R_0^{(k)} = R^{(k)} - MR^{(k)}$, $R_0^{[l]} = R^{[l]} - MR^{[l]}$, $R_{M0} = R_M - MR_M$ центрированные эффективности. Тогда уравнения системы (1) можно записать в виде:

$$\begin{cases} R_{i0} = b_i^{(k)} R_0^{(k)} + b_i^{[l]} R_0^{[l]} + b_{i,M} R_{M0} + E_i, \\ R_0^{(k)} = b_M^{(k)} R_{M0} + E^{(k)}, \\ R_0^{[l]} = b_M^{[l]} R_{M0} + E^{[l]}, \end{cases} \quad (2)$$

$$\begin{cases} a_i = MR_i - b_i^{(k)} \cdot MR^{(k)} - b_i^{[l]} \cdot MR^{[l]} - b_{i,M} \cdot MR_M, \\ a^{(k)} = MR^{(k)} - b_M^{(k)} \cdot MR_M, \\ a^{[l]} = MR^{[l]} - b_M^{[l]} \cdot MR_M. \end{cases} \quad (3)$$

Следовательно, МНК - оценки искомых коэффициентов даются равенствами [6-8]:

$$\vec{b} = K_R^{-1} \cdot \text{cov}(R_i), \quad (4)$$

$$\hat{b}_M^{(k)} = \text{cov}(R^{(k)}, R_M) / \sigma^2(R_M) \quad (5)$$

$$\hat{b}_M^{[l]} = \text{cov}(R^{[l]}, R_M) / \sigma^2(R_M), \quad (6)$$

→
где $b = (b_i^{(k)}, b_i^{[l]}, b_{i,M})^T$,

$$K_R = \begin{vmatrix} \sigma^2(R^{(k)}) & \text{cov}(R^{(k)}, R^{[l]}) & \text{cov}(R^{(k)}, R_M) \\ \text{cov}(R^{(k)}, R^{[l]}) & \sigma^2(R^{[l]}) & \text{cov}(R^{[l]}, R_M) \\ \text{cov}(R^{(k)}, R_M) & \text{cov}(R^{[l]}, R_M) & \sigma^2(R_M) \end{vmatrix}$$

K_R^{-1} - обратная к симметричной, положительно определенной ковариационной матрице K_R ,

→
 $\text{cov}(R_i) = (\text{cov}(R_i, R^{(k)}), \text{cov}(R_i, R^{[l]}), \text{cov}(R_i, R_M))^T$.

Подставляя полученные по формулам (4)-(6) оценки

→
коэффициентов b , $b_M^{(k)}$, $b_M^{[l]}$ в формулы (3), получаем МНК - оценки коэффициентов a_i , $a^{(k)}$, $a^{[l]}$.

Из формул (3)-(6) следует, что для получения оценок искомых коэффициентов необходимо предварительно подсчитать прямые оценки математических ожиданий MR_i , $MR^{(k)}$, $MR^{[l]}$, MR_M и моментов второго порядка $\sigma^2(R^{(k)})$, $\sigma^2(R^{[l]})$, $\sigma^2(R_M)$, $\text{cov}(R_i, R^{(k)})$, $\text{cov}(R_i, R^{[l]})$, $\text{cov}(R_i, R_M)$, $\text{cov}(R^{(k)}, R^{[l]})$, $\text{cov}(R^{(k)}, R_M)$, $\text{cov}(R^{[l]}, R_M)$.

Например, для MR_i , $\sigma^2(R^{(k)})$, $\text{cov}(R_i, R_M)$, используем прямые оценки:

$$\begin{cases} MR_i = 1/T \sum_{t=1}^T R_i(t), \\ \sigma^2(R^{(k)}) = 1/(T-1) \sum_{t=1}^T (R^{(k)}(t) - MR^{(k)})^2, \\ \text{cov}(R_i, R_M) = 1/(T-1) \sum_{t=1}^T (R_i(t) - MR_i)(R_i(t) - MR_M). \end{cases} \quad (7)$$

Для получения прямых оценок других математических ожиданий и моментов второго порядка из вышеприведенного списка используем формулы, подобные формулам (7).

Согласно исходной модели (1) получаем равенство

$$R_i = \alpha_i + \beta_i \cdot R_M + E_i, \quad (8)$$

где

$$\begin{cases} \alpha_i = \alpha_i^0 + \alpha_i^{(k)} + \alpha_i^{[l]}, \\ \beta_i = \beta_i^0 + \beta_i^{(k)} + \beta_i^{[l]}, \\ E_i = E_i^0 + E_i^{(k)} + E_i^{[l]}, \end{cases} \quad (9)$$

$$\begin{cases} \alpha_i^0 = a_i, \quad \alpha_i^{(k)} = b_i^{(k)} \cdot a^{(k)}, \quad \alpha_i^{[l]} = b_i^{[l]} \cdot a^{[l]}, \\ \beta_i^0 = b_{i,M}, \quad \beta_i^{(k)} = b_i^{(k)} \cdot b_M^{(k)}, \quad \beta_i^{[l]} = b_i^{[l]} \cdot b_M^{[l]}, \\ E_i^0 = E_i, \quad E_i^{(k)} = E_i^{(k)} \cdot b_i^{(k)}, \quad E_i^{[l]} = E_i^{[l]} \cdot b_i^{[l]}. \end{cases} \quad (10)$$

Следовательно величины, входящие в (9), (10), имеют следующие значения:

$\hat{\alpha}_i$ - суммарный α - коэффициент i -го эмитента, $\hat{\alpha}_i^0$ - вклад в α - коэффициент за счет прямой связи i -го эмитента с

рынком; $\hat{\alpha}_i^{(k)}$ - вклад в α - коэффициент за счет связи i -го эмитента с рынком через отрасль, к которой

принадлежит эмитент; $\hat{\alpha}_i^{[l]}$ - вклад в α - коэффициент за счет связи i -го эмитента с рынком через регион, к которому относится эмитент.

Аналогичные значения имеют составляющие β -коэффициента.

Из формул (8)-(10) следует представление для дисперсии (риска) i -го эмитента

$$\sigma^2(R_i) = \sigma_i^2 + \sigma_i^{(k)2} + \sigma_i^{[l]2} + \sigma_{i,M}^2, \quad (11)$$

где

$\sigma_i^2 = \sigma^2(E_i)$ - составляющая риска из-за собственных независимых флуктуаций эффективности эмитента;

$\sigma_i^{(k)2} = b_i^{(k)2} \cdot \sigma^2(E^{(k)})$ - составляющая риска из-за собственных флуктуаций эффективности отрасли, к которой относится эмитент;

$\sigma_i^{[l]2} = b_i^{[l]2} \cdot \sigma^2(E^{[l]})$ - составляющая риска из-за собственных флуктуаций эффективности региона, к которому принадлежит эмитент;

$\sigma_{i,M}^2 = \hat{\beta}_i^2 \cdot \sigma^2(R_M)$ - составляющая риска из-за флуктуаций эффективности рынка в целом.

Представление полного риска i -го эмитента (11) позволяет ввести 4 коэффициента детерминации, аналогичные известному коэффициенту R - квадрат;

$\gamma_i^0 = \sigma_i^2 / \sigma^2(R_i)$ - доля риска эмитента, вносимого собственными независимыми флуктуациями эффективности эмитента;

$\gamma_i^{(k)} = \sigma_i^{(k)2} / \sigma^2(R_i)$ - доля риска эмитента, вносимого собственными флуктуациями эффективности отрасли, к которой принадлежит эмитент;

$\gamma_i^{[l]} = \sigma_i^{[l]2} / \sigma^2(R_i)$ - доля риска эмитента, вносимого собственными флуктуациями эффективности региона, к которому относится эмитент;

$\gamma_{i,M} = \sigma_{i,M}^2 / \sigma^2(R_i)$ - доля риска эмитента, вносимого флуктуациями эффективности рынка в целом.

Можно ввести также коэффициент $\gamma_i = \gamma_i^0 + \gamma_i^{(k)} + \gamma_i^{[l]}$ - доля риска эмитента из-за функций эффективностей, не зависящих от рынка в целом.

Очевидно справедливы равенства

$$\gamma_i + \gamma_{i,M} = 1,$$

$$\gamma_i^0 + \gamma_i^{(k)} + \gamma_i^{[l]} + \gamma_{i,M} = 1.$$

Полученные оценки коэффициентов модели (1) позволяют оценить ковариации между различными отраслями и регионами, что дает возможность проводить корреляционный анализ для отраслей и регионов.

Действительно, согласно модели (1) получаем искомые формулы

$$\text{cov}(R^{(k)}, R^{(k')}) = b_M^{(k)} \cdot b_M^{(k')} \cdot \sigma^2(R_M),$$

$$\text{Krr}(R^{(k)}, R^{(k')}) = \text{Sign}(b_M^{(k)} \cdot b_M^{(k')}) \cdot \sigma^2(R_M) \cdot ((\sigma^2(R_M) + \sigma^2(E^{(k)}))(\sigma^2(R_M) + \sigma^2(E^{(k')})))^{-0.5},$$

$$\text{cov}(R^{[l]}, R^{[l']}) = b_M^{[l]} \cdot b_M^{[l']} \cdot \sigma^2(R_M),$$

$$\text{K}_r(R^{[l]}, R^{[l']}) = \text{Sign}(b_M^{[l]} \cdot b_M^{[l']}) \cdot \sigma^2(R_M) \times \\ \times ((\sigma^2(R_M) + \sigma^2(E^{[l]}))(\sigma^2(R_M) + \sigma^2(E^{[l']})))^{-0.5},$$

$$\text{cov}(R^{(k)}, R^{[l]}) = b_M^{(k)} \cdot b_M^{[l]} \cdot \sigma^2(R_M), \\ \text{K}_r(R^{(k)}, R^{[l]}) = \text{Sign}(b_M^{(k)} \cdot b_M^{[l]}) \cdot \sigma^2(R_M) \times \\ \times ((\sigma^2(R_M) + \sigma^2(E^{(k)}))(\sigma^2(R_M) + \sigma^2(E^{[l]})))^{-0.5},$$

где

$$\text{Sign}(L) = \begin{cases} 1, & L \geq 0 \\ -1, & L < 0, \quad k \neq k', \quad l \neq l', \end{cases}$$

$$\text{K}_r(R^{(k)}, R^{(k')}), \quad \text{K}_r(R^{[l]}, R^{[l']}), \quad \text{K}_r(R^{(k)}, R^{[l]})$$

- коэффициенты корреляции между отраслями K и K', между регионами l и l', между k-й отраслью и l-м регионом соответственно.

Заметим, что представленная двухступенчатая модель (1) позволяет более точно восстанавливать ковариационные матрицы эмитентов, входящих в оптимизационные задачи математической теории инвестиций [5].

Список литературы

1. Крянев А. В., Чёрный А. И. Численные решения оптимизационных задач математической теории инвестиций. М.: Препринт/МИФИ 022-95, 1995.
2. Duffie D. Security Markets: Stochastic models. Stanf. Univ. Press, 1988.
3. King B. Market and Industry Faktory Faktors in Stock Price Behavior. // Jour. of Business, 1966, v. 39, № 1, pp. 139-140.
4. Elton E. T., Gruber M. T. Portfolio Theory and Investment Analysis. N. -Y., 1981.
5. Крянев А. В., Чёрный А. И. Численные методы решения некорректно поставленных задач математической теории инвестиций. // Сборник тезисов докладов конференции "Обратные и некорректно поставленные задачи." М., 1995, с. 30.
6. Джонсон, Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. Методы обработки данных. М.: Мир, 1980.
7. Себер Дж. Линейный регрессионный анализ. М.: Мир, 1980.
8. Крянев А. В. Применение современных методов математической статистики при восстановлении регрессионных зависимостей на ЭВМ. М.: из-во МИФИ, 1988.

Александр Витальевич Крянев
Александр Иванович Чёрный

Математические модели взаимодействия эффективностей
инвестиций.

Рукопись поступила в издательский отдел *29.02.96г.*
Редактор Н. В. Шумакова.
Ответственный за выпуск А. В. Крянев

Лицензия ЛР № 020676 от 09.12.92г.

Подписано в печать 20.03.96. Формат 60×84/16
Печ.л. 0.75 Уч.-изд. л. 0.75 Тираж 100 экз. Изд. № 009-96 Заказ *286*

Московский государственный инженерно-физический
институт (технический университет). Типография МИФИ.
115409, Москва, Каширское шоссе, 31