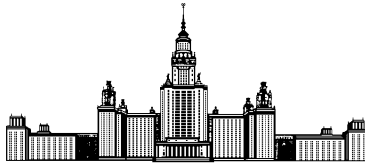


Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова



Факультет вычислительной математики и кибернетики

Кафедра математических методов прогнозирования

Бабичев Дмитрий Олегович

**Регуляризация регрессионной модели доходности
инвестиционного портфеля для учета априорной
информации о его структуре**

ВЫПУСКНАЯ КВАЛИФИКАЦИОННАЯ РАБОТА

Научный руководитель:

академик РАН

Журавлев Юрий Иванович

Научные консультанты:

д.т.н. *Моттль В.В.*,

к.ф.-м.н. *Красоткина О.В.*

Москва, 2018

Содержание

1	Введение	2
1.1	Доходность инвестиционного портфеля	2
1.2	Factor search	3
2	Априорные предположения о составе анализируемого портфеля	4
3	Регуляризация для отбора регрессоров	6
3.1	Центральная регуляризация	6
3.2	Смещенная регуляризация	6
4	Вычислительные эксперименты	7
4.1	Исходные данные и условия экспериментов	7
4.2	Поиск факторов без регуляризации	8
4.3	После введения регуляризации	9
5	Заключение	10
5.1	Актуальные вопросы	11
	Список литературы	12

1 Введение

1.1 Доходность инвестиционного портфеля

Цель инвестиционной компании – вложить имеющийся капитал в активы таким образом, чтобы максимизировать прибыль и при этом минимизировать риск разорения. Пусть имеется n биржевых активов, β_i – доля капитала, вложенная в i -ый актив. Вектор коэффициентов долевого распределения капитала по выбранному множеству активов, которые принято называть бета-коэффициентами $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_n)$, полностью определяет состав инвестиционного портфеля компании. Естественными ограничениями для портфеля являются неотрицательность бета коэффициентов $\beta_i \geq 0$ и суммирование их в единицу $\sum_{i=1}^n \beta_i = 1$. Ограничения вида $\beta_i \geq 0$ связаны с тем фактом, что активы могут быть приобретены только с использованием внутреннего капитала без заимствования денег или активов из внешних источников. Большинству инвестиционных фондов заимствования запрещены. Инвестиционные компании, занимающие отрицательные позиции $\beta_i < 0$, называются хедж-фондами. В этой работе мы не рассматриваем хедж-фонды.

Как правило, структура инвестиционного портфеля скрывается от общественности. Такая информация, будучи восстановленной, представляла бы большой интерес для тех, кто следит за портфелем. Проблема восстановления скрытого распределения капитала в портфеле из общедоступных данных была сформулирована Уильямом Шарпом, лауреатом Нобелевской премии по экономике 1990 года [7]. Его метод предполагает анализ временных рядов периодической доходности портфеля, о которых компания обязана отчитываться, совместно с синхронными временными рядами доходности на фондовом рынке активов, предполагаемых к формированию портфеля.

Поскольку фактический портфель может содержать сотни и даже тысячи биржевых инструментов, Шарп предложил приближать итоговую доходность портфеля небольшим числом рыночных индексов [8], представляющих определенные классы активов и инвестиционные стили. Этот подход известен под названием анализа стиля инвестиций компании на основе сравнения временных рядов доходностей (returns) ее

портфеля с временными рядами некоторой совокупности биржевых индексов (Return Based Style Analysis, RBSA).

Периодическая доходность – это процент прибыли от инвестиций в финансовый инструмент за определенный период времени. Пусть $z_{\text{beg},i}$ и $z_{\text{end},i}$ – стоимости актива i в начале периода владения и в конце. Отношение $x_i = \frac{z_{\text{end},i} - z_{\text{beg},i}}{z_{\text{beg},i}}$ характеризует относительный прирост стоимости (доходность) актива. Аналогично, отношение $y = \frac{z_{\text{end},p} - z_{\text{beg},p}}{z_{\text{beg},p}}$ выражает относительный прирост стоимости (доходность) портфеля за данный период владения.

Последовательность доходностей за различные периоды владения образуют временные ряды y_t и $x_{t,i}$, $i = 1, \dots, n$. Эти последовательности считаются известными, потому что компании обязаны периодически публиковать свои доходности, а стоимости активов публикуются онлайн или в печатных финансовых СМИ.

В модели Шарпа периодическая доходность портфеля равна линейной комбинации периодических доходностей активов или классов активов с коэффициентами, имеющими значение долей капитала, вложенных в каждый из них в начале каждого периода владения, при условии, что весь бюджет полностью потрачен на инвестиции:

$$\sum_{t=1}^T \left(y_t - \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t,i} \right)^2 \rightarrow \min, \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 1, \quad \beta_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

Задача (1) относится к классу квадратичных задач с линейными ограничениями.

1.2 Factor search

Множество всевозможных активов $\mathbf{I} = \{1, \dots, n\}$ обычно достаточно велико, поэтому несмотря на ограничения, почти всегда существует портфель β , обеспечивающий нулевой остаток в критерии (1), но не отражающий реальный состав анализируемого портфеля. Поэтому обычно рассматривают более простую задачу – поиск активного подмножества $\hat{\mathbf{I}} \subset \mathbf{I}$, такого, что $\beta_i > 0 \forall i \in \hat{\mathbf{I}}$, $\beta_i = 0 \forall i \notin \hat{\mathbf{I}}$. Такая формулировка подразумевает своего рода регуляризацию, существенно уменьшающую степень свободы переменных. Однако встает вопрос: как находить это активное подмножество? В данной работе предлагается учесть, помимо естественных ограничений, дополнительные априорные предположения о рациональности портфеля с точки зрения его полезности как финансового инструмента.

2 Априорные предположения о составе анализируемого портфеля

Будем исходить из того, что портфель $(y_t, t = 1, \dots, T)$ был составлен командой менеджеров с целью получения наибольшей доходности при приемлемом уровне риска.

Будем рассматривать временные ряды доходностей активов $\mathbf{x}_t = (x_{t,1}, \dots, x_{t,n})$, $t = 1, \dots, T$, как реализации векторной случайной величины с математическим ожиданием $\bar{\mathbf{x}} = \mathbb{E}(\mathbf{x}) \in \mathbb{R}^n$ и ковариационной матрицей $\Sigma = \mathbb{E}[(\mathbf{x} - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x} - \bar{\mathbf{x}})^T] (n \times n)$. Опуская вопрос о независимости значений последовательности \mathbf{x}_t во времени, будем считать, что она стационарна. Тогда доходность портфеля $y_t = \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_t$ может рассматриваться как стационарный случайный процесс, а его сечение – как векторная случайная величина с математическим ожиданием $\bar{y} = \boldsymbol{\beta}^T \bar{\mathbf{x}}$, выражающим ожидаемую среднюю прибыль, и дисперсией $\sigma^2 = \boldsymbol{\beta}^T \Sigma \boldsymbol{\beta}$, которую обычно понимают как степень риска убытка.

С одной стороны, чем больше ожидаемая доходность, тем лучше. Но с другой стороны, повышение доходности принципиально возможно только за счет увеличения ее дисперсии, и следовательно, увеличения риска убытка. Чем больше дисперсия доходности, тем больше вероятность низкой и даже отрицательной доходности, и тем хуже портфель.

Теория построения оптимального портфеля была разработана Гарри Марковицем в 1952 году [3] и явилась составной частью мотивации присуждения ему вместе с Уильямом Шарпом Нобелевской премии по экономике в 1990 году. Согласно этой теории только тот портфель считается рациональным, который имеет минимальную дисперсию при фиксированной ожидаемой доходности ($\boldsymbol{\beta}^T \Sigma \boldsymbol{\beta} \rightarrow \min, \bar{\mathbf{x}}^T \boldsymbol{\beta} = \text{const}$), и наоборот – гарантирует максимальную ожидаемую доходность при фиксированной дисперсии ($\bar{\mathbf{x}}^T \boldsymbol{\beta} \rightarrow \max, \boldsymbol{\beta}^T \Sigma \boldsymbol{\beta} = \text{const}$). Легко показать, что оба требования покрываются условием

$$U(\boldsymbol{\beta}, \mu) = \mu \bar{\mathbf{x}}^T \boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}^T \Sigma \boldsymbol{\beta} \rightarrow \max, \boldsymbol{\beta} \geq \mathbf{0}, \mathbf{1}^T \boldsymbol{\beta} = 1. \quad (2)$$

Квадратичную функцию $U(\boldsymbol{\beta}, \mu)$ называют Portfolio Utility [6], т.е. полезностью портфеля. Параметр μ , называемый Risk Tolerance, интерпретируют как индивидуаль-

ную готовность инвестора к риску убытка в надежде получить высокий доход, а обратную величину $\frac{1}{\mu}$, называемую Risk Aversion, понимают как количественное выражение обратной позиции инвестора, его неприятие риска.

Таким образом, при фиксированном математическом ожидании $\bar{\mathbf{x}}$ и ковариационной матрице Σ доходностей активов существует однопараметрическое семейство портфелей, в котором каждый портфель не может быть улучшен сразу по двум взаимно противоречивым показателям. Оптимальность по Марковицу полностью эквивалентна оптимальности по Парето, и может рассматриваться как частный случай последней в контексте портфельной задачи.

Именно этот факт, обеспечивающий само существование равновесия на фондовом рынке в сообществе инвесторов, не склонных к риску, привел к модели ценообразования биржевых активов (Capital Asset Pricing Model, CAPM) [6]. Портфели, не отвечающие условию (2), не могут быть признаны приемлемыми с точки зрения теории Марковица, однако невозможно судить о том, какое значение толерантности к риску лучше. Это внутренняя психологическая характеристика каждого конкретного инвестора.

В настоящей работе предлагается использовать класс функций полезности (2) в качестве параметрического семейства регуляризационных функций для задачи выбора модели исследуемого инвестиционного портфеля, которую мы называем здесь Factor Search:

$$V(\boldsymbol{\beta}, \mu) = \boldsymbol{\beta}^T \Sigma \boldsymbol{\beta} - \mu \bar{\mathbf{x}}^T \boldsymbol{\beta} \rightarrow \min. \quad (3)$$

Здесь терпимость к риску μ является гиперпараметром, а статистики $\bar{\mathbf{x}}$ и Σ нужно оценивать по историческим данным как выборочное среднее и выборочную ковариационную матрицу. Однако если предполагать, что эти характеристики относительно стабильны в период, по которому мы оцениваем портфель, то не будет большой ошибкой оценивание их по данным за наблюдаемый период $1, \dots, T$:

$$\bar{\mathbf{x}} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_t, \quad \Sigma = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_t - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_t - \bar{\mathbf{x}})^T. \quad (4)$$

3 Регуляризация для отбора регрессоров

3.1 Центральная регуляризация

Как упоминалось ранее, естественных ограничений в критерии (1) может оказаться недостаточно для поиска активного подмножества активов. Основным препятствием является корреляция между отдельными регрессорами $\mathbf{x}_i = (x_{1,i}, \dots, x_{T,i}) \in \mathbb{R}^T$, $i = 1, \dots, n$, которая делает трудноразличимыми различные комбинации регрессоров $[\mathbf{x}_i, i \in \hat{\mathbf{I}} \subset \mathbf{I} = \{1, 2, \dots, n\}]$. Можно существенно ослабить влияние корреляции на отбор регрессоров, если предполагать, что для создания портфеля отбирались некоррелированные активы, что способствует снижению риска. Чем меньше корреляция между случайными величинами $(x_i, i = 1, \dots, n)$, тем меньше дисперсия их линейной комбинации $y = \sum_{i=1}^n \beta_i x_i$ с фиксированной нормой вектора коэффициентов $\sum_{i=1}^n \beta_i^2$. Таким образом, если мы хотим найти подмножество слабо коррелированных регрессоров, мы должны минимизировать квадратичную функцию $\boldsymbol{\beta}^T \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\beta} \rightarrow \min$, $\boldsymbol{\beta}^T \boldsymbol{\beta} = \text{const}$.

Это только одно из возможных априорных предположений, в общем случае любая положительно определенная матрица \mathbf{G} может выражать интуицию пользователя, она даже не обязана зависеть от данных. Учитывая все это, наша задача будет выглядеть так:

$$\begin{cases} \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{G} \boldsymbol{\beta} + c(\mathbf{y} - \mathbf{X}^T \boldsymbol{\beta})^T (\mathbf{y} - \mathbf{X}^T \boldsymbol{\beta}) \rightarrow \min_{\beta_1, \dots, \beta_n} \\ \mathbf{1}^T \boldsymbol{\beta} = 1, \boldsymbol{\beta} \geq \mathbf{0} \end{cases} \quad (5)$$

Матрица квадратичной функции регуляризации указывает на априорное предпочтительное направление в пространстве регрессоров. Точкой минимума регуляризации является нулевой вектор $\boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}$ – центр пространства. Поэтому такую регуляризацию будем называть центральной.

3.2 Смещенная регуляризация

Однако может случиться так, что априорные знания предполагают не только предпочтительное направление вектора коэффициентов, но и их конкретные значения. В частности, сама идея отбора регрессоров (Factor Search) предполагает, что

число активных регрессоров меньше их общего числа n . Это означает, что мы хотим заставить процедуру регрессионного анализа отдавать предпочтение нулевым значениям коэффициентов регрессии $\beta_i = 0$, оставляя активными, т.е. положительными $\beta_i > 0$, только те из них, которые наиболее необходимы для аппроксимации анализируемого временного ряда $y_t \cong \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t,i}$. Это может быть сделано путем выбора следующей квадратичной функции:

$$(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_0)^T \mathbf{G} (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_0) \rightarrow \min, \quad \boldsymbol{\beta}_0 < \mathbf{0}, \quad (6)$$

в которой смещение ожидаемого вектора бета-коэффициентов $\boldsymbol{\beta}_0$ в отрицательный квадрант противоречит предположению о неотрицательности его компонент $\boldsymbol{\beta} \geq \mathbf{0}$, что и приводит к обнулению "лишних" коэффициентов. Такую регуляризацию будем называть смещенной. Заметим, что если $\boldsymbol{\beta}_0 = -\mu \mathbf{I}$, то регуляризация примет вид $\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{G} \boldsymbol{\beta} + \mu \mathbf{1}^T \mathbf{G} \boldsymbol{\beta} \rightarrow \min$.

Такой вид смещенной регуляризации мы уже использовали, когда говорили о теории оптимального портфеля Г. Марковица и У. Шарпа (3).

Также легко увидеть некоторую аналогию с Elastic Net $\sum_{i=1}^n (\beta_i^2 + \mu |\beta_i|)$. Если принять $\mathbf{G} = \mathbf{I}$, то регуляризация примет вид $\boldsymbol{\beta}^T \boldsymbol{\beta} + \mu \mathbf{1}^T \boldsymbol{\beta} \rightarrow \min$, который с учетом ограничений неотрицательности $\boldsymbol{\beta} \geq \mathbf{0}$ полностью соответствуют Elastic Net.

4 Вычислительные эксперименты

4.1 Исходные данные и условия экспериментов

Целью экспериментов является изучение возможности процедуры, описанной в разделах 2 и 3, оценивать фактическую разреженность модели регрессии для большого числа числа коррелированных переменных. В качестве набора регрессоров мы использовали 650 временных рядов месячных доходностей биожевых индексов $\mathbf{x}_t = (x_{t,i}, i = 1, \dots, n) \in \mathbb{R}^n$, $n = 650$, за 20 лет, $T = 240$:

$$\mathbf{X} = (\mathbf{x} \in \mathbb{R}^n, t = 1, \dots, T)(n \times T).$$

Если упорядочить собственные значения ковариационной матрицы $\boldsymbol{\Sigma}$, то можно заметить резкое падение собственных значений: $\lambda_1 = 16369.8$, $\lambda_2 = 1435.2$, $\lambda_3 = 1076.2$, $\lambda_{20} = 134.0 < 0.01\lambda_1$, $\lambda_{50} = 32.2 < 0.002\lambda_1$, что свидетельствует об очень существенной корреляции между индексами. Идея экспериментов состоит в том, чтобы

попытаться восстановить набор бета-коэффициентов, составляющих наблюдаемый инвестиционный портфель, заведомо разумный с точки зрения теории Марковица, но с неизвестным значением рискостойкости Risk Tolerance.

Мы построили пять портфелей по критерию

$$\begin{cases} (\beta_{\mu,1}^*, \dots, \beta_{\mu,n}^*) = \arg \min (\boldsymbol{\beta}^T \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\beta} - \mu \bar{\mathbf{x}}^T \boldsymbol{\beta}), \\ \mathbf{1}^T \boldsymbol{\beta} = 1, \boldsymbol{\beta} \geq \mathbf{0}, \end{cases}$$

для разных значений Risk Tolerance μ :

$$\mu_1 = 0, \mu_2 = 10, \mu_3 = 30, \mu_4 = 200, \mu_5 = 1000.$$

Как и ожидалось, полученные портфели оказались разреженными, то есть в каждом из пяти портфелей оказалось небольшое число положительных коэффициентов по сравнению с общим числом биржевых индексов $n = 650$:

Risk Tolerance	$\mu_1 = 0$	$\mu_2 = 10$	$\mu_3 = 30$	$\mu_4 = 200$	$\mu_5 = 1000$
Number of active indexes	$m_1 = 13$	$m_2 = 11$	$m_3 = 10$	$m_4 = 7$	$m_5 = 1$

Для каждого набора коэффициентов $(\beta_{\mu,i}^*, i \in \mathbf{I}_\mu^*)$ мы вычислили временной ряд доходности

$$\mathbf{y}_\mu = (y_{\mu,t}, t = 1, \dots, T) \in \mathbb{R}^T, y_{\mu,t} = \sum_{i \in \mathbf{I}_\mu^*} \beta_{\mu,i}^* x_{t,i} + \xi_t,$$

как последовательность случайных величин с 10%-ой дисперсией шума

$$\sigma^2(\xi_t) = 0.1 \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(y_t - \sum_{i \in \mathbf{I}_\mu^*} \beta_{\mu,i}^* x_{t,i} \right)^2.$$

4.2 Поиск факторов без регуляризации

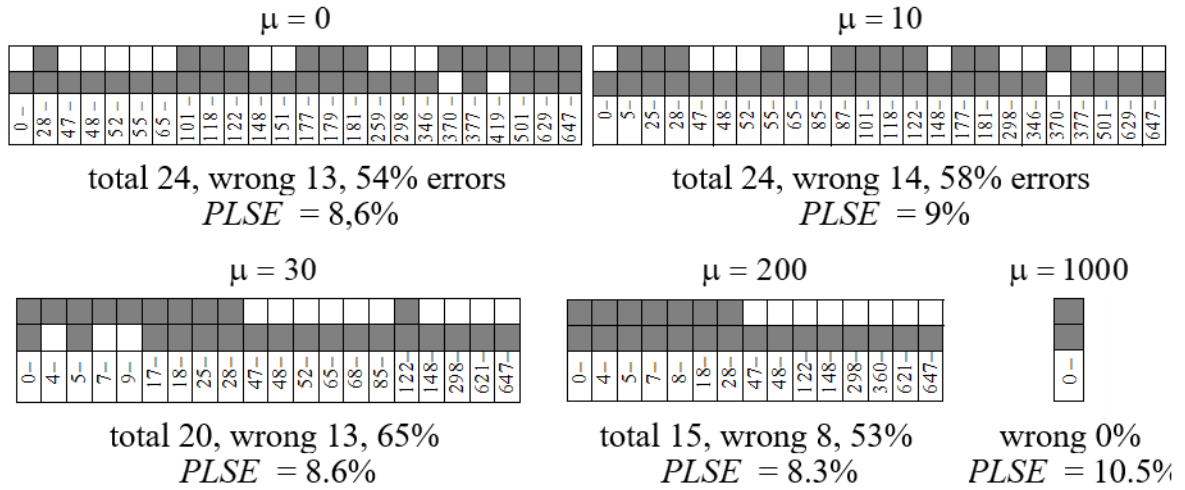
Для начала убедимся, что без регуляризации найти активное подмножество регрессоров невозможно. Находить коэффициенты будем, просто минимизируя квадрат ошибки с ограничениями:

$$\begin{cases} (\mathbf{y} - \mathbf{X}^T \boldsymbol{\beta})^T (\mathbf{y} - \mathbf{X}^T \boldsymbol{\beta}) \rightarrow \min(\boldsymbol{\beta}), \\ \mathbf{1}^T \boldsymbol{\beta} = 1, \boldsymbol{\beta} \geq \mathbf{0}. \end{cases} \quad (7)$$

После нахождения вектора коэффициентов $\hat{\beta}_\mu$, вычислим относительную ошибку на настоящем активном подмножестве Percentage Least Squares Error (PLSE):

$$\text{PLSE} = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \sum_{i \in \bar{I}_\mu} \hat{\beta}_{i,\mu} x_{t,i})^2}{\sum_{t=1}^T (\sum_{i \in \bar{I}_\mu} \hat{\beta}_{i,\mu} x_{t,i})^2} \times 100. \quad (8)$$

В следующей таблице представлены результаты оценивания состава портфеля без регуляризации по критерию (7). Белые квадраты означают отсутствие соответствующего регрессора, а серые – присутствие. В верхней строке закрашены квадраты, соответствующим настоящим регрессорам, а в нижней – оцененная.



Из рисунка видно, что за исключением тривиального случая большого значения Risk Tolerance, более 50% регрессоров ошибочно идентифицируются, ято говорит о необходимости регуляризации на основе предположении о принадлежности портфеля к классу оптимальных по Марковицу.

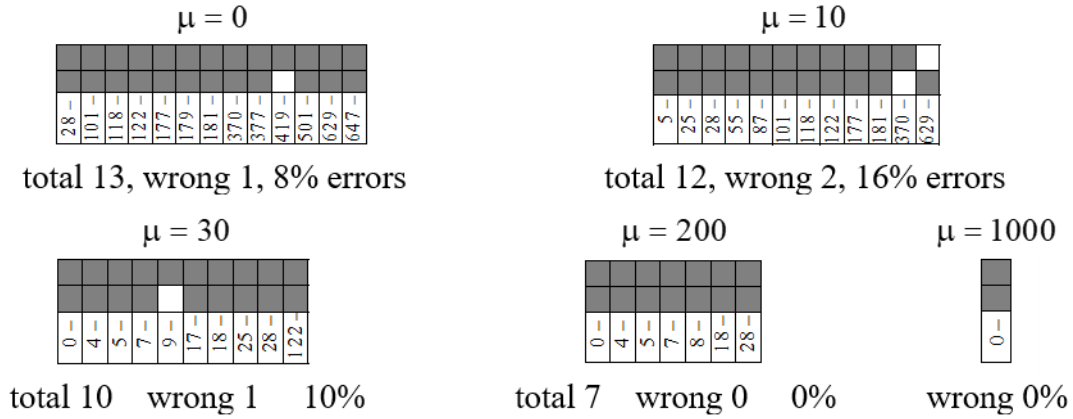
4.3 После введения регуляризации

Как показано выше, простая минимизация квадрата ошибки не позволяет оценить активное подмножество. Теперь попробуем минимизировать критерий с регуляризацией по Марковицу (3):

$$\begin{cases} \beta^T \Sigma \beta - \mu \bar{x}^T \beta + \frac{1}{T} (\mathbf{y}_\mu - \mathbf{X}^T \beta)^T (\mathbf{y}_\mu - \mathbf{X}^T \beta) \rightarrow \min(\beta) \\ \mathbf{1}^T \beta = 1, \beta \geq \mathbf{0}. \end{cases} \quad (9)$$

Параметр μ будем подбирать с помощью критерия Leave-one-out (LOO).

Результаты:



5 Заключение

В ходе работы над ВКР были изучены некоторые аспекты регрессионного анализа в больших наборах регрессоров при двух видах ограничений – неотрицательности коэффициентов регрессии и суммирование их в единицу. Дополнительное предположение состоит в том, что коэффициенты регрессии отличаются от нуля только в пределах реально существующего малого подмножества большой совокупности сильно коррелированных регрессоров. Основной целью работы был поиск факторов, а именно нахождение этого подмножества. Еще одна трудность заключается в том, что найти небольшое активное подмножество среди огромного набора коррелированных факторов весьма проблематично, если не имеется некоторой априорной информации об ожидаемой структуре портфеля. Было предложено два способа введения дополнительной регуляризации в факторном поиске: центральная регуляризация, квадратичная матрица которой должна указывать на некоторое априорно предпочтительное направление в размерном пространстве регрессоров и смещенная регуляризация через штрафование числа активных регрессоров.

5.1 Актуальные вопросы

1. В теории построения портфелей помимо теории Марковица существуют другие критерии, в частности – Risk Parity, суть которого в том, чтобы уравнивать вклады в общий риск портфеля отдельных активов. Можно ли с помощью регуляризации восстанавливать портфели такой структуры?
2. В данной работе предполагалось, что состав портфеля не менялся в течение оцениваемого периода, что может не соответствовать действительности.
3. Также, в данной работе не были затронуты вопросы вычислительной сложности. Мы ограничились всего 650 регрессорами, однако на реальных биржах количество активов может достигать десятки тысяч.

Список литературы

- [1] *Bro R., De Jong S.* A fast non-negativity-constrained least squares algorithm // *Journal of chemometrics.* — 1997. — Vol. 11, no. 5. — Pp. 393–401.
- [2] *Horel A.* Application of ridge analysis to regression problems // *Chemical Engineering Progress.* — 1962. — Vol. 58. — Pp. 54–59.
- [3] *Markowitz H.* Portfolio selection // *The journal of finance.* — 1952. — Vol. 7, no. 1. — Pp. 77–91.
- [4] *Meinshausen N. et al.* Sign-constrained least squares estimation for high-dimensional regression // *Electronic Journal of Statistics.* — 2013. — Vol. 7. — Pp. 1607–1631.
- [5] Methods of hyperparameter estimation in time-varying regression models with application to dynamic style analysis of investment portfolios / O. Krasotkina, V. Mottl, M. Markov et al. // International Conference on Machine Learning and Data Mining in Pattern Recognition / Springer. — 2017. — Pp. 431–450.
- [6] *Sharpe W. F.* Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk // *The journal of finance.* — 1964. — Vol. 19, no. 3. — Pp. 425–442.
- [7] *Sharpe W. F.* Asset allocation: Management style and performance measurement // *Journal of portfolio Management.* — 1992. — Vol. 18, no. 2. — Pp. 7–19.
- [8] *Tyson E.* Investing for Dummies. — John Wiley & Sons, 2011.