Нелинейное снижение размерности в задачах декодирования временных рядов и прогнозирования*

Мария Владимирова, Роман Исаченко

vladimirova.maria@phystech.edu, isa-ro@yandex.ru Московский физико-технический институт

В работе решается задача обнаружения зависимостей в прогнозируемой переменной. Используется набор гомогенных моделей, восстанавливающих прогноз по общему для всех переменных описанию объектов. Рассматривается линейная модель метода частный наименьших квадратов и ее предложенная нелинейная модификация. Находятся оптимальные параметрические преобразования исходных пространств объектов и ответов. Проводится вычислительный эксперимент на реальных данных объемов потребления электроэнергии и данных сигналов кортикограмм.

Ключевые слова: прогнозирование временных рядов; мультиколлинеарность; метод частных наименьших квадратов; PLS; нелинейный PLS

1. Введение

14

15

17

18

19

20

21

22

23

24

25

26

В работе рассматривается задача прогнозирования временных рядов в случае наличия мультиколлинеарности в данных. Методы решения данной задачи сравниваются на двух наборах данных, имеющих избыточную информацию.

Первый набор данных представляет собой временные ряды объема потребления электроэнергии в Варшаве. Электрическая энергия является важной движущей силой экономического развития, а точность прогнозов спроса является важным фактором, который ведет к успешному эффективному планированию. По этой причине энергетическим аналитикам необходимо руководство для лучшего выбора наиболее подходящих методов прогнозирования, чтобы обеспечить точные прогнозы тенденций потребления электроэнергии. Предполагается, что значение сигнала в данный момент времени линейно зависит от предыдущих значений этого же сигнала, поэтому данные являются мультиколлинеарными.

Второй набор данных взят из проекта Project Tycho, в котором изучалась проблема проектирования нейро-компьютерного интерфейса (BCI) для обмена информацией между мозгом и электронным устройством. Решается задача выбора функций в моделях регрессии в приложении к декодированию движения на основе электрокардиограмм (ECoG). Проблема состоит в том, чтобы предсказать траектории руки из временных рядов напряжения кортикальной активности. Описание функции каждой точки находится в пространственно-временной частотной области включает в себя сами временные ряды напряжения и их спектральные характеристики. Выбор функции имеет решающее значение для адекватного решения проблемы регрессии, поскольку электрокортикальные данные являются высокомерными и измерения коррелируют как во временной, так и в пространственной областях.

Система ВСІ улучшает умственные и физические возможности пользователя, обеспечивая прямую связь между мозгом и компьютером. ВСІ направлены на восстановление поврежденных функциональных возможностей пациентов с механическими или когнитивными нарушениями. В данной статье предлагается новый метод выбора признаков

в прогнозировании движения и его реконструкции. Первый шагом к прогнозированию предполагаемых движений — научиться реконструировать фактические перемещения из кортикальной активности. Рассматривается проблема непрерывной реконструкции траек-тории. Субдуральные сигналы ЕСоС измеряются через 32 или 64 канала, когда субъект перемещает руку. Когда сигналы ECoG трансформируются в информационные функции, проблема восстановления траектории является проблемой регрессии. Извлечение функ-ции включает в себя применение некоторого спектрально-временного преобразования к сигналам ECoG с каждого канала. Так как результирующее пространственно-временное спектральное представление сильно избыточно, используются различные методы выбора объектов и уменьшения размерности, чтобы извлечь только наиболее важные функции.

Для решения задачи прогнозирования используется авторегрессионная модель. Авторегрессионная модель является неустойчивой в случае наличия мультиколлинеарности в исторических данных. Для решения этой проблемы необходимо используются методы отбора признаков [21], в результате чего повышается устойчивость модели без существенного снижения качества прогноза.

В работе исследуются методы отбора признаков: метод частных наименьших квадратов (PLS) [11] и предложенная его нелинейная модицикация (cnlPLS). Метод частных наименьших квадратов основан на снижении размерности матрицы признаков и выделяет линейные комбинации признаков, которые оказывают наибольшее влияние на вектор ответов. Выделение признаков происходит итеративно, в порядке уменьшения их влияния на вектор ответов [11]. Рассматриваются только значимые комбинации признаков, незначительно потеряв в точности прогноза.

Методы PLS регрессии подробно описаны в работах [8,9]. Разницу между методом PLS и связанными с ним подходами, различные разновидности регрессии PLS можно найти в [17].

Нелинейное расширение метода PLS регрессии впервые введено в [6]. В литературе были разработаны различные модификации PLS. Предложены нелинейные методы PLS, основанные на различных моделях: искусственных нейронных сетей [4], функции активации радиальных оснований [5], логистическая функция активации и методы оптимизации роевых частиц [7], используют прямые нейронные сети [3], искусственую нейронную сеть Эльмана [10].

Предлагается провести модификацию алгоритма PLS: совершить криволинейное и нелинейное преобразования пространства целевой переменной для учета зависимостей между сигналами в разные моменты времени.

В работе проведено сравнение двух методов отбора признаков в задаче авторегрессионного прогнозирования сигналов (PLSR и cnlPLSR). Цель регрессии PLS [18] —предсказать \mathbf{Y} по \mathbf{X} и описать их общую структуру. Когда \mathbf{Y} — вектор, а \mathbf{X} — матрица полного ранга, эта цель может быть выполнена с использованием обычной линейной регрессии. Если число предикторов велико по сравнению с числом наблюдений, то \mathbf{X} будет сингулярной и регрессионный подход в этом случае невозможен из-за наличия мультиколлинеарности.

В качестве практической проверки данных методов в ходе вычислительного эксперимента решается задача прогнозирования на реальных данных. Результатом применения отбора признаков является снижение размерности задачи и повышение устойчивости моделей без существенной потери точности прогноза.

Постановка задачи

73

74

75

76

77

78

83

84

85

86

87

88

93

Задана выборка $\mathfrak{D} = (\mathbf{X}, \mathbf{Y})$, где $\mathbf{X} \in \mathbb{R}^{m \times n}$ — матрица объектов, $\mathbf{Y} \in \mathbb{R}^{m \times r}$ — матрица ответов. Способ построения выборки под определенную прикладную задачу описан в разделе "Вычислительный эксперимент".

Предположим, что между объектами $\mathbf{x} \in \mathbb{R}^n$ и ответами $\mathbf{y} \in \mathbb{R}^r$ существует линейная зависимость

где $\Theta \in \mathbb{R}^{n \times r}$ — матрица параметров модели, а $\varepsilon \in \mathbb{R}^r$ — вектор регрессионных остатков. Необходимо по известной выборке \mathfrak{D} восстановить Θ — матрицу параметров модели (1). Оптимальные параметры находятся минимизацией функции ошибки. Введем квадратичную функцию ошибки S на выборке \mathfrak{D} :

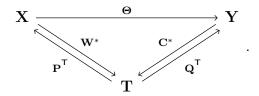
$$S(\mathbf{\Theta}|\mathfrak{D}) = \left\| \mathbf{X} \cdot \mathbf{\Theta} - \mathbf{Y} \right\|_{2}^{2} = \sum_{i=1}^{m} \|\mathbf{x}_{i} \cdot \mathbf{\Theta} - \mathbf{y}_{i}\|_{2}^{2} \to \min_{\mathbf{\Theta}}.$$
 (2)

Линейная зависимость столбцов матрицы X приводит к неустойчивому решению задачи оптимизации (2). Для устранения линейной зависимости применяются методы отбора признаков.

Метод частных наименьших квадратов (PLS)

Для устранения линейной зависимости и снижения размерности пространства применяется метод главных компонент (PCA). Основным недостатком данного метода является то, что он не учитывает взаимосвязь между объектами и ответами. Метод частных наименьших квадратов (PLS) проецирует матрицу объектов \mathbf{X} и матрицу ответов \mathbf{Y} в латентное пространство \mathbb{R}^l меньшей размерности (l < r < n) с сохранением взаимосвязи между объектами и ответами.

Схема алгоритма PLS изображена на следующей коммутативной диаграмме



Каждая стрелка соответствует линейному отображению с матрицей мараметров, указанной на диаграмме. Необходимо найти линейное отображение из пространства объектов в пространство ответов. Данное отображение соответствует модели (1). Алгоритм PLS находит в латентном пространстве матрицу $\mathbf{T} \in \mathbb{R}^{m \times l}$, наилучшим образом описывающую исходные матрицы \mathbf{X} и \mathbf{Y} .

Матрица объектов X и матрица ответов Y проецируются на латентное пространство следующим образом:

$$\mathbf{X}_{m \times n} = \mathbf{T} \cdot \mathbf{P}^{\mathsf{T}} + \mathbf{F}_{m \times n} = \sum_{k=1}^{l} \mathbf{t}_{k} \cdot \mathbf{p}_{k}^{\mathsf{T}} + \mathbf{F}_{m \times n}, \tag{3}$$

$$\mathbf{Y}_{m \times r} = \mathbf{T}_{m \times l} \cdot \mathbf{Q}^{\mathsf{T}}_{l \times r} + \mathbf{E}_{m \times r} = \sum_{k=1}^{l} \mathbf{t}_{k} \cdot \mathbf{q}_{k}^{\mathsf{T}} + \mathbf{E}_{m \times r}, \tag{4}$$

105

106

107

108

109

111

114

101 где ${\bf T}$ — матрица совместного описания объектов и ответов в латентном пространстве, 102 причём ${\bf T}^{\sf T}{\bf T}={\bf I}_l;\ {\bf P},\ {\bf Q}$ — матрицы перехода из латентного пространства в исходные 103 пространства; ${\bf F},\ {\bf E}$ — матрицы невязок.

Псевдокод метода регрессии PLS приведен в алгоритме 1. Алгоритм итеративно на каждом из l шагов вычисляет по одному столбцу \mathbf{t}_k , \mathbf{p}_k , \mathbf{q}_k матриц \mathbf{T} , \mathbf{P} , \mathbf{Q} соответственно. После вычисления следующего набора векторов из матриц \mathbf{X} , \mathbf{Y} вычитаются очередные одноранговые аппроксимации.

Алгоритм 1 Алгоритм PLSR

```
\mathbf{B}ход: \mathbf{X}, \mathbf{Y}, l;
Выход: T, P, Q;
   1: нормировать матрицы X и Y по столбцам
   2: инициализировать \mathbf{u}_0 (первый столбец матрицы \mathbf{Y})
   3: X_1 = X; Y_1 = Y
   4: для k = 1, \ldots, l
                повторять
                      \mathbf{w}_k := \mathbf{X}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{u}_{k-1} / (\mathbf{u}_{k-1}^{\mathsf{T}} \mathbf{u}_{k-1}); \quad \mathbf{w}_k := \frac{\mathbf{w}_k}{\|\mathbf{w}_k\|}
   6:
                     \mathbf{t}_k := \mathbf{X}_k \mathbf{w}_k
   7:
                     \mathbf{c}_k := \mathbf{Y}_k^{^{\mathsf{T}}} \mathbf{t}_k / (\mathbf{t}_k^{^{\mathsf{T}}} \mathbf{t}_k); \quad \mathbf{c}_k := rac{\mathbf{c}_k}{\|\mathbf{c}_k\|}
   8:
                     \mathbf{u}_k := \mathbf{Y}_k \mathbf{c}_k
   9:
               пока \mathbf{t}_k не стабилизируется
10:
               \mathbf{p}_k := \mathbf{X}_k^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}} \mathbf{t}_k / (\mathbf{t}_k^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}} \mathbf{t}_k), \ \mathbf{q}_k := \mathbf{Y}_k^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}} \mathbf{t}_k / (\mathbf{t}_k^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}} \mathbf{t}_k)
11:
               \mathbf{X}_{k+1} := \mathbf{X}_k - \mathbf{t}_k \mathbf{p}_k^\mathsf{T}
12:
               \mathbf{Y}_{k+1} := \mathbf{Y}_k - \mathbf{t}_k \mathbf{q}_k^{\mathsf{T}}
13:
```

Вектора \mathbf{t}_k и \mathbf{u}_k из внутреннего цикла алгоритма 1 содержат информацию о матрице объектов \mathbf{X} и матрице ответов \mathbf{Y} соответственно. Использование вектора \mathbf{t}_k при вычислении вектора \mathbf{u}_k и наоборот позволяет извлечь взаимосвязь.

Теоретическое обоснование алгоритма PLS следует из утверждений ниже.

112 **Утверждение 1.** Наилучшее описание матриц X и Y с учётом их взаимосвязи дости-113 гается при максимизации ковариации между векторами \mathbf{t}_k и \mathbf{u}_k .

Утверждение следует из равенства

$$\operatorname{cov}(\mathbf{t}_k, \mathbf{u}_k) = \operatorname{corr}(\mathbf{t}_k, \mathbf{u}_k) \cdot \sqrt{\operatorname{var}(\mathbf{t}_k)} \cdot \sqrt{\operatorname{var}(\mathbf{u}_k)}.$$

Максимизация дисперсий векторов \mathbf{t}_k и \mathbf{u}_k сохраняет информацию об исходных матрицах, корреляция отвечает взаимосвязи между \mathbf{X} и \mathbf{Y} .

117 Во внутреннем цикле алгоритма вычисляются векторы \mathbf{w}_k и \mathbf{c}_k . Из данных векторов стро-118 ятся матрицы \mathbf{W} и \mathbf{C} соответственно. **Утверждение 2.** Обновление векторов по шагам (6)–(9) алгоритма 1 соответствует максимизации ковариации между векторами \mathbf{t}_k и \mathbf{u}_k

$$\begin{aligned} \max_{\mathbf{t}_{k}, \mathbf{u}_{k}} & \operatorname{cov}(\mathbf{t}_{k}, \mathbf{u}_{k})^{2} = \max_{\substack{\|\mathbf{w}_{k}\|=1 \\ \|\mathbf{c}_{k}\|=1}} \operatorname{cov}\left(\mathbf{X}_{k} \mathbf{w}_{k}, \mathbf{Y}_{k} \mathbf{c}_{k}\right)^{2} = \max_{\substack{\|\mathbf{w}_{k}\|=1 \\ \|\mathbf{c}_{k}\|=1}} \operatorname{cov}\left(\mathbf{c}_{k}^{\mathsf{T}} \mathbf{Y}_{k}^{\mathsf{T}} \mathbf{X}_{k} \mathbf{w}_{k}\right)^{2} = \\ & = \max_{\|\mathbf{w}_{k}\|=1} \operatorname{cov}\left\|\mathbf{Y}_{k}^{\mathsf{T}} \mathbf{X}_{k} \mathbf{w}_{k}\right\|^{2} = \max_{\|\mathbf{w}_{k}\|=1} \mathbf{w}_{k}^{\mathsf{T}} \mathbf{X}_{k}^{\mathsf{T}} \mathbf{Y}_{k} \mathbf{Y}_{k}^{\mathsf{T}} \mathbf{X}_{k} \mathbf{w}_{k} = \\ & = \lambda_{\max}\left(\mathbf{X}_{k}^{\mathsf{T}} \mathbf{Y}_{k} \mathbf{Y}_{k}^{\mathsf{T}} \mathbf{X}_{k}\right), \end{aligned}$$

119 где $\lambda_{ ext{max}}(\cdot)$ — максимальное собственное значение матрицы.

128

131

132

133

134

135

136

137

138

139

120 **Утверждение 3.** В результате выполнения внутреннего цикла вектора \mathbf{w}_k и \mathbf{c}_k будут 121 являться собственными векторами матриц $\mathbf{X}_k^\mathsf{T} \mathbf{Y}_k \mathbf{Y}_k^\mathsf{T} \mathbf{X}_k$ и $\mathbf{Y}_k^\mathsf{T} \mathbf{X}_k \mathbf{X}_k^\mathsf{T} \mathbf{Y}_k$, соответствующими 122 максимальным собственным значениям.

Вектора \mathbf{w}_k , \mathbf{c}_k являются собственными векторами матриц $\mathbf{X}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{Y}_k \mathbf{Y}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{X}_k$ и $\mathbf{Y}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{X}_k \mathbf{X}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{Y}_k$ соответственно

$$\mathbf{w}_k \propto \mathbf{X}_k^\mathsf{T} \mathbf{u}_k \propto \mathbf{X}_k^\mathsf{T} \mathbf{Y}_k \mathbf{c}_k \propto \mathbf{X}_k^\mathsf{T} \mathbf{Y}_k \mathbf{Y}_k^\mathsf{T} \mathbf{t}_k \propto \mathbf{X}_k^\mathsf{T} \mathbf{Y}_k \mathbf{Y}_k^\mathsf{T} \mathbf{X}_k \mathbf{w}_k,$$
$$\mathbf{c}_k \propto \mathbf{Y}_k^\mathsf{T} \mathbf{t}_k \propto \mathbf{Y}_k^\mathsf{T} \mathbf{X}_k \mathbf{w}_k \propto \mathbf{Y}_k^\mathsf{T} \mathbf{X}_k \mathbf{X}_k^\mathsf{T} \mathbf{u}_k \propto \mathbf{Y}_k^\mathsf{T} \mathbf{X}_k \mathbf{X}_k^\mathsf{T} \mathbf{Y}_k \mathbf{c}_k,$$

125 где символ \propto означает равенство с точностью до мультипликативной константы. Утвер-126 ждение следует из того факта, что правила обновления векторов \mathbf{w}_k , \mathbf{c}_k совпадают с ите-127 рацией алгоритма поиска максимального собственного значения [20].

После завершения внутреннего цикла вычисляются вектора \mathbf{p}_k , \mathbf{q}_k проецированием столбцов матриц \mathbf{X}_k и \mathbf{Y}_k на вектор \mathbf{t}_k . Для перехода на следующий шаг необходимо вычесть из матриц \mathbf{X}_k и \mathbf{Y}_k одноранговые аппроксимации $\mathbf{t}_k\mathbf{p}_k^\mathsf{T}$ и $\mathbf{t}_k\mathbf{q}_k^\mathsf{T}$

$$\mathbf{X}_{k+1} = \mathbf{X}_{k-1} - \mathbf{t}_k \mathbf{p}_k^{\mathsf{T}} = \mathbf{X} - \sum_k \mathbf{t}_k \mathbf{p}_k^{\mathsf{T}},$$

$$\mathbf{Y}_{k+1} = \mathbf{Y}_{k-1} - \mathbf{t}_k \mathbf{q}_k^{\mathsf{T}} = \mathbf{Y} - \sum_k \mathbf{t}_k \mathbf{q}_k^{\mathsf{T}},$$

Утверждение 4. Каждый следующий вектор \mathbf{t}_k ортогонален всем векторам $\mathbf{t}_i,\ i=1$

На Рис. 1 продемонстрирован результат работы алгоритма PLS для случая, когда размерности пространств объектов, ответов и латентного пространства равны 2 (n=r=l=2). Синими и зелёными точками изображены строки матриц **X** и **Y**. Точки были сгенерированы из нормального распределения с нулевым матожиданием. Красным контуром показаны линии уровня матриц ковариаций распределений. Черным проведены единичные окружности. Красные стрелки соответствуют главным компонентам. Черные стрелки соответствуют векторам матриц **W** и **C** алгоритма PLS. Вектора \mathbf{t}_k и \mathbf{u}_k равны проекциям строк матриц \mathbf{X}_k и \mathbf{Y}_k на вектора \mathbf{w}_k и \mathbf{c}_k соответственно.

Домножим справа формулу (6) на матрицу \mathbf{W} . Строки матрицы невязок \mathbf{F} ортогональны столбцам матрицы \mathbf{W} , поэтому

$$\mathbf{X}\mathbf{W} = \mathbf{TP}^{\mathsf{T}}\mathbf{W}$$

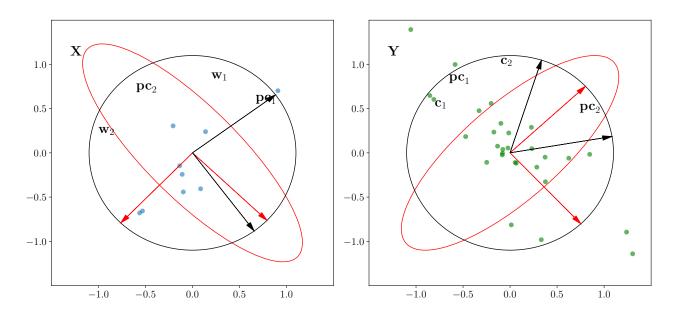


Рис. 1. Иллюстрация алгоритма PLS

Линейное преобразование между объектами в исходном и латентном пространстве имеет
 вид

$$T = XW^*, (5)$$

143 где $\mathbf{W}^* = \mathbf{W}(\mathbf{P}^\mathsf{T}\mathbf{W})^{-1}$. Аналогичным образом может быть получена матрица перехода из пространства ответов в латентное пространство $\mathbf{C}^* = \mathbf{C}(\mathbf{Q}^\mathsf{T}\mathbf{C})^{-1}$.

Матрица параметров модели 1 находится из уравнений (7), (5)

$$\mathbf{Y} = \mathbf{T}\mathbf{Q}^{^\mathsf{T}} + \mathbf{E} = \mathbf{X}\mathbf{W}^*\mathbf{Q}^{^\mathsf{T}} + \mathbf{E} = \mathbf{X}\boldsymbol{\Theta} + \mathbf{E}.$$

Таким образом,

$$\boldsymbol{\Theta} = \mathbf{W}(\mathbf{P}^{\mathsf{T}}\mathbf{W})^{-1}\mathbf{Q}^{\mathsf{T}}.$$

Модификация метода частных наименьших квадратов (cnIPLS)

Предлагается модифицировать алгоритм PLS: применить нелинейные параметрические преобразования пространства объектов и ответов для выявления сложных зависимостей.

$$\tilde{\mathbf{X}} = F_x(\mathbf{X}, \mathbf{v}_x) = \mathbf{T} \cdot \mathbf{P}^\mathsf{T} + \mathbf{F} \tag{6}$$

$$\tilde{\mathbf{Y}} = F_y(\mathbf{Y}, \mathbf{v}_y) = \mathbf{T} \cdot \mathbf{Q}^\mathsf{T} + \mathbf{E},$$
 (7)

Нелинейные преобразования

Рассматриваются нелинейное параметрическое преобразование пространства зависимой переменной \mathbf{Y} и независимой переменной \mathbf{X} (примеры преобразований представлены в табл. 1). Преобразование и вектор параметров, относящиеся к зависимой переменной и независимой переменной, обозначим соответственно $F_y(\mathbf{Y}, \mathbf{v}_y)$ и $F_x(\mathbf{X}, \mathbf{v}_y)$ и введем переменные для преобразованных пространств

$$\tilde{\mathbf{Y}} = F_u(\mathbf{Y}, \mathbf{v}_u), \quad \tilde{\mathbf{X}} = F_x(\mathbf{X}, \mathbf{v}_x).$$
 (8)

Функции для криволинейных преобразований удовлетворяют следующим условиям:

145

146

147

148

149

150

151

152

153

154

156 — $F: \mathbb{R} \to \mathbb{R},$ 157 — F(0) = 0,158 — F дифференцируется по параметрам $\mathbf{v}_y,$ 159 — существует $F^{-1}.$

№	Функция	Параметры
1	$F(x) = \operatorname{sign}(x) \exp(a)(\exp(b x) - 1)$	a, b > 0
2	$F(x) = \operatorname{sign}(x) \exp(a)(\exp(b\ln(1+ x) - 1)$	a, b > 0
3	$F(x) = sign(x) \exp(a)(\exp(b x ^{1/2}) - 1)$	a, b > 0
4	$F(x) = sign(x) \exp(a)(\exp(b x ^{1/3}) - 1)$	a, b > 0
5	$F(x) = sign(x) \exp(a)(\exp(b x ^{1/4}) - 1)$	a, b > 0
6	$F(x) = \operatorname{sign}(x) \exp(a)(\exp(b x ^2) - 1)$	a, b > 0

Таблица 1. Нелинейные преобразования

Для обучения параметров \mathbf{v}_y используется градиентный метод. Предлагается подход для обновления весов \mathbf{v}_y , основаный на линеаризации функции преобразования. Разложим (8) в ряд Тейлора до второго порядка:

$$\mathbf{u} \approx \mathbf{u}_0 + \frac{\partial \mathbf{u}}{\partial \mathbf{v}_y} \Delta \mathbf{v}_y.$$

Для вычисления $\Delta \mathbf{v}_y$ предложены следующие шаги. Рассматривается разница $\mathbf{u} - \mathbf{u}_0 = \frac{\partial \mathbf{u}}{\partial \mathbf{v}_y} \Delta \mathbf{v}_y$. Определется рассогласование

$$\mathbf{u} - \mathbf{u}_0 \approx \frac{\partial \mathbf{u}}{\partial \mathbf{v}_y} \Delta \mathbf{v}_y = \mathbf{J}_u \Delta \mathbf{v}_y,$$

160 где матрица ${\bf J}_u$ состоит из частных производных $\left\{\frac{\partial {\bf u}}{\partial {\bf v}_y}\right\}$, вычисленных при известном зна-161 чении переменной ${\bf u}$:

$$\mathbf{J}_{u} = \frac{\partial \mathbf{u}}{\partial \mathbf{v}_{y}} = \frac{\partial}{\partial \mathbf{v}_{y}} (\tilde{\mathbf{Y}} \mathbf{c}) = \frac{1}{(\mathbf{t}^{\mathsf{T}} \mathbf{t})} \frac{\partial}{\partial \mathbf{v}_{y}} \left(\tilde{\mathbf{Y}} \tilde{\mathbf{Y}}^{\mathsf{T}} \mathbf{t} \right) = \frac{1}{(\mathbf{t}^{\mathsf{T}} \mathbf{t})} \left(\frac{\partial \tilde{\mathbf{Y}}}{\partial \mathbf{v}_{y}} \cdot \tilde{\mathbf{Y}}^{\mathsf{T}} + \tilde{\mathbf{Y}} \cdot \frac{\partial \tilde{\mathbf{Y}}^{\mathsf{T}}}{\partial \mathbf{v}_{y}} \right) \mathbf{t}.$$

Правило обновления для вектора $\Delta {f v}$ является решением задачи регрессии рассогласования

$$\Delta \mathbf{v}_{y} = (\mathbf{J}_{u}^{\mathsf{T}} \mathbf{J}_{u})^{-1} \mathbf{J}_{u}^{\mathsf{T}} (\mathbf{u} - \mathbf{u}_{0}). \tag{9}$$

Аналогично преобразованию зависимой переменной сводим задачу обновления вектора параметров \mathbf{v}_x к задаче линейной регрессии:

$$\mathbf{t} - \mathbf{t}_0 \approx \frac{\partial \mathbf{t}}{\partial \mathbf{v}_x} \Delta \mathbf{v}_x = \mathbf{J}_t \Delta \mathbf{v}_x$$
$$\Delta \mathbf{v}_x = (\mathbf{J}_t^{\mathsf{T}} \mathbf{J}_t)^{-1} \mathbf{J}_t^{\mathsf{T}} (\mathbf{t} - \mathbf{t}_0).$$

Алгоритм cnIPLSR

166

167

168

160

170

171

В данном разделе представлен модифицированный метод PLSR, содержащий шаги преобразования целевой переменной. Аналогично методу PLSR (алгоритм $\ref{eq:constraint}$), алгоритм $\ref{eq:constraint}$? начинается с инициализации вектора \mathbf{u} , а обновления весов преобразования считается с помощью рассогласования \mathbf{e} для вектора \mathbf{u} , вычисленного в цикле и на предыдущей итерации.

173

174

175

177

178

179

180

181

182

183

184

185

186

187

188

Алгоритм 2 Алгоритм cnlPLSR с преобразованием пространства объектов 2

```
\mathbf{B}ход: \mathbf{X}, \mathbf{Y}, l;
Выход: \mathbf{T}, \mathbf{P}, \mathbf{Q}, \mathbf{v}_x, \mathbf{v}_y;
   1: инициализировать \mathbf{v}_x и \mathbf{v}_y
   2: нормировать матрицы X, Y
   3: X_1 = X; Y_1 = Y
   4: для k = 1, \ldots, l
                инициализировать \mathbf{t}_0 (первый столбец матрицы \mathbf{X})
   5:
                инициализировать \mathbf{u}_0 (первый столбец матрицы \mathbf{Y})
   6:
                повторять
   7:
                      \tilde{\mathbf{X}}_k := F_x(\mathbf{X}_k, \mathbf{v}_x); \quad \tilde{\mathbf{Y}}_k = F_y(\mathbf{Y}_k, \mathbf{v}_y)
   8:
                      \mathbf{w}_k := \tilde{\mathbf{X}}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{u}_{k-1} / (\mathbf{u}_{k-1}^{\mathsf{T}} \mathbf{u}_{k-1}); \quad \mathbf{w}_k := \frac{\mathbf{w}_k}{\|\mathbf{w}_k\|}
   9:
                      \mathbf{t}_{\iota} := \tilde{\mathbf{X}}_{\iota} \mathbf{w}_{\iota}
10:
                      \Delta \mathbf{v}_x = (\mathbf{J}_t^\mathsf{T} \mathbf{J}_t)^{-1} \mathbf{J}_t^\mathsf{T} (\mathbf{t}_k - \mathbf{t}_{k-1}), где \mathbf{J}_t := \frac{\partial \mathbf{t}_k}{\partial \mathbf{v}_{t-1}}
11:
                     \mathbf{v}_x := \mathbf{v}_x + \Delta \mathbf{v}_x
12:
                     13:
                      \mathbf{u}_k := \tilde{\mathbf{Y}}_k \mathbf{c}_k
14:
                      \Delta \mathbf{v}_y = (\mathbf{J}_u^\mathsf{T} \mathbf{J}_u)^{-1} \mathbf{J}_u^\mathsf{T} (\mathbf{u}_k - \mathbf{u}_{k-1}), где \mathbf{J}_u := \frac{\partial \mathbf{u}_k}{\partial \mathbf{v}_u}
15:
                      \mathbf{v}_{u} := \mathbf{v}_{u} + \Delta \mathbf{v}_{u}
16:
                пока \mathbf{t}_k не стабилизируется
17:
               \mathbf{p}_k := \tilde{\mathbf{X}}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{t}_k / (\mathbf{t}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{t}_k), \ \mathbf{q}_k := \tilde{\mathbf{Y}}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{t}_k / (\mathbf{t}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{t}_k)
18:
               	ilde{\mathbf{X}}_k := 	ilde{\mathbf{X}}_k - \mathbf{t}_k \mathbf{p}_k^{\mathsf{T}}
19:
                \tilde{\mathbf{Y}}_k := \tilde{\mathbf{Y}}_k - \mathbf{t}_k \mathbf{q}_k
20:
               \mathbf{X}_k = F_x^{-1}(\tilde{\mathbf{X}}_k, \mathbf{v}_x); \, \mathbf{Y}_k = F_y^{-1}(\tilde{\mathbf{Y}}_k, \mathbf{v}_y)
21:
```

Вычислительный эксперимент

В случае данных электроэнергии i-ая строка матрицы \mathbf{X} — локальная история сигнала (n значений сигнала, начиная с момента i), а i-ая строка матрицы \mathbf{Y} — локальный прогноз, то есть r значений сигнала, начиная с момента n+1. В случае данных ЕСоG матрица \mathbf{X} состоит из пространственно-временного спектрального представления временных рядов напряжения, а матрица \mathbf{Y} содержит информацию о положении руки. Процесс генерации матрицы \mathbf{X} из значений напряжения описан в (ссылка на Мотренко).

В рамках вычислительного эксперимента строится прогноз временных рядов. В ходе эксперимента сравниваются методы PLSR, нелинейных автоэнкодеров и cnlPLS. Сравнение проводится на реальных данных объемов потребления электроэнергии в Польше.

Вычислительный эксперимент, продемонстрированный в этом разделе, основан на данных электроэнергии. Данные состоят из временного ряда польских электрических нагрузок и временных рядов погоды в Варшаве (долгота: 21,25, широта: 52,30, высота над уровнем моря: 94). Временные ряды энергии состоят из почасовых записей (всего 52512 наблюдений), а погодные измерения проводились раз в день и содержат 2188 наблюдений. Многомасштабные временные ряды соответствуют периоду 1999-2004 годов. Результаты, полученные с этим набором данных, являются иллюстрацией предлагаемых методов, по-

Алгоритм	N=3	N=5	N=10	N=20
PLS	0,00404	0,00337	0,00151	0,00135
cnlPLS g(x) = sign(x) exp(a)(exp(b x) - 1)	0.00529	0.00514	0.00536	0.00506
cnlPLS $g(x) = sign(x) exp(a)(exp(b ln(1 + x) - 1)$	0.00362	0.00386	0.00326	0.00317
cnlPLS $g(x) = \operatorname{sign}(x) \exp(a)(\exp(b x ^{1/2}) - 1)$	0.00272	0.00236	0.00287	0.00128
cnlPLS $g(x) = \operatorname{sign}(x) \exp(a)(\exp(b x ^{1/3}) - 1)$	0.00241	0.00233	0.00221	0.00173
cnlPLS $g(x) = sign(x) \exp(a)(\exp(b x ^{1/4}) - 1)$	0.00796	0.00768	0.00737	0.00803
cnlPLS $g(x) = sign(x) \exp(a)(\exp(b x ^2) - 1)$	0.00816	0.00798	0.00796	0.00775

Таблица 2. Значения ошибки MSE для разных чисел компонент и разных функций

скольку данные содержат многомасштабне временные ряды, имеющие различный характер.

Примеры работы алгоритма приведены на рис. ??. Метод успешно делает краткосрочный прогноз (до 10 дней). С увеличением горизонта прогнозирования предсказание смещается.

Результаты вычислительного эксперимента для предложенного модифицированного алгоритма cnlPLS представлены на рис. \ref{puc} . На графиках изображены сглаженные зависимости ошибки MSE от числа компонент в алгоритме для разных функций. Из графиков видно, что для функций (a)-(e) ошибка при увеличении числа компонент падает, затем колеблется, слабо меняясь. Ошибка алгоритма с функцией (f) увеличивается при увеличении числа компонент. Это означает, что преобразование, выполненное в пространстве целевой переменной с помощью функции (f), плохо описывает зависимость. Меньшую ошибку имеют функции, растущие медленнее, а именно (d) и (e).

В табл. 2 продемонстрировано увеличение точности прогнозивания при использовании криволинейного преобразования в пространстве зависимой переменной, но увеличение точности в пределах погрешности алгоритма (0.0005-0.0010). Функции с быстрым ростом не позволяют описать зависимость.

Заключение

В данной работе предложен новый подход к обнаружению зависимостей в пространстве зависимой переменной задачи прогнозирования временных рядов. Сравнивались результаты прогнозирования временных рядов, полученных с помощью метода частных наименьших квадратов и предложенной модификации. Проведен вычислительный эксперимент на реальных данных потребления электроэнергии в Варшаве. Построенная прогностическая модель показала высокое качество предсказания электрической нагрузки.

Литература

- [1] Thrun, Sebastian and Pratt, Lorien Learning to learn // Springer Science & Business Media, 2012.
- [2] Chong, Il Gyo and Jun, Chi Hyuck Performance of some variable selection methods when
 multicollinearity is present // Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, 2005. Vol. 78.
 No. 1. P. 103–112.
- 218 [3] Xuefeng, Yan Hybrid artificial neural network based on BP-PLSR and its application in development of soft sensors // Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, 2010. Vol. 103. No. 2. P. 152–159.
- ²²¹ [4] Mcavovt, J. and Process, Chemical Title // Journal name, 2005. Vol. 16. No. 4. P. 379–391.
- [5] Yan, Xuefeng F. and Chen, Dezhao Z. and Hu, Shangxu X. Chaos-genetic algorithms for optimizing the operating conditions based on RBF-PLS model // Computers and Chemical Engineering, 2003. Vol. 27. No. 10. P. 1393–1404.
- ²²⁵ [6] Frank, Ildiko E. A nonlinear PLS model // Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, 1990. Vol. 8. No. 2. P. 109–119.
- Zhou, Yan Ping and Jiang, Jian Hui and Lin, Wei Qi and Xu, Lu and Wu, Hai Long and Shen,
 Guo Li and Yu, Ru Qin Artificial neural network-based transformation for nonlinear partial least-square regression with application to QSAR studies // Talanta, 2007. Vol. 71. No. 2. P. 848–853.
- [8] Chong, Il Gyo and Jun, Chi Hyuck Notes on the history and nature of partial least squares (PLS)
 modelling // Journal of Chemometrics, 1988. Vol. 2. No. January. P. 231–246.
- [9] Höskuldsson, Agnar PLS regression // Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, 1987.
 Vol. 2. No. August. P. 581–591.
- 234 [10] Bulut, Elif and Egrioglu, Erol A New Partial Least Square Method Based on Elman Neural Network // Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, 2005. Vol. 4. No. 4. P. 154–158.
- [11] Ng, Kee Siong A Simple Explanation of Partial Least Squares // Journal title, 2013. Vol. volume.
 No. number. P. 1–10.
- Rosipal, Roman Nonlinear partial least squares: An overview // Chemoinformatics and Advanced
 Machine Learning Perspectives: Complex Computational Methods and Collaborative Techniques,
 2011. Vol. number. No. number. P. 169–189.
- [13] Wold, Svante and Kettaneh-Wold, Nouna and Skagerberg, Bert Nonlinear PLS modeling //
 Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, 1989. Vol. 7. No. 1-2. P. 53–65.
- ²⁴³ [14] Rosipal, Roman and Kramer, Nicole Overview and Recent Advances in Partial Least Squares // ?????? C. Saunders et al. (Eds.): SLSFS 2005, LNCS 3940, 2006. Vol. ?. No. ?. P. 34–51.
- Lu, Wen-Cong and Chen, Nian-Yi and Li, Guo-Zheng and Yang, Jie Multitask Learning Using
 Partial Least Squares Method // Proceedings of the Seventh International Conference on
 Information Fusion; International Society of Information Fusion, 2004. Vol. 1. P. 79–84.
- Varnek, Alexandre and Baskin, Igor Machine learning methods for property prediction in chemoinformatics: Quo Vadis? // Journal of Chemical Information and Modeling, 2012. Vol. 52.
 No. 6. P. 1413–1437.
- Lehky, Sidney R. and Kiani, Roozbeh and Esteky, Hossein and Tanaka, Keiji Dimensionality of object representations in monkey inferotemporal cortex // Neural computation, 2014. Vol. 1872.
 No. 10. P. 1840–1872.
- ²⁵⁴ [18] Abdi, Hervé Partial Least Squares (PLS) Regression // Encyclopedia for research methods for the social sciences, 2003. P. 792–795.
- ²⁵⁶ [19] Caruana, Rich and de Sa, Virginia R. Benefitting from the Variables that Variable Selection Discards // Journal of Machine Learning Research, 2003. Vol. 3. No. 7-8. P. 1245–1264.

- [20] Mises R. V., Pollaczek-Geiringer H. Praktische Verfahren der Gleichungsauflösung // ZAMM Journal of Applied Mathematics and Mechanics/Zeitschrift für Angewandte Mathematik und
 Mechanik, 1929. Vol. 9. No. 1. P. 58–77.
- ²⁶¹ [21] Li J. et al. Feature selection: A data perspective // arXiv preprint arXiv:1601.07996, 2016.