1	Министерство образования и науки Российской Федерации
2	МОСКОВСКИЙ ФИЗИКО-ТЕХНИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ (государственный университет)
3	Факультет управления и прикладной математики
4	Кафедра «Интеллектуальные системы»
5	при Вычислительном центре им. А. А. Дородницына РАН

Владимирова Мария Руслановна

Снижение размерности пространства зависимой переменной

010900 — Прикладные математика и физика

Выпускная квалификационная работа бакалавра

Научный руководитель:

д.ф.-м.н. Стрижов Вадим Викторович

12 Москва

13 2017 г.

6

10

11

14 Содержание

15	1	Введение	4
16	2	Обзор литературы	6
17	3	Постановка задачи прогнозирования	7
18	4	Метод частных наименьших квадратов (PLS)	9
19	5	Модификация метода частных наименьших квадратов (cnlPLS)	11
20		5.1 Преобразование зависимой переменной	11
21		5.2 Преобразование независимой переменной	13
22		5.3 Алгоритм cnlPLSR	13
23	6	Вычислительный эксперимент	15
24	7	Заключение	17

25 Аннотация

Решается задача обнаружения способов зависимостей в прогнозируемой переменной. Используется набор гомогенных моделей, восстанавливающих прогноз по общему для всех переменных описанию объектов. Анализируется различие в пространстве параметров моделей. По результатам анализа выбирается оптимальная структура каждой модели. Проводится эксперимент на реальных данных объемов потребления электроэнергии для сравнения предложенных методов.

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

₅ 1 Введение

В работе решается задача прогнозирования потребления электроэнегрии на ос-36 нове исторических данных. Электрическая энергия является важной движущей си-37 лой экономического развития, а точность прогнозов спроса является важным фак-38 тором, который ведет к успешному эффективному планированию. По этой причине энергетическим аналитикам необходимо руководство для лучшего выбора наиболее 40 подходящих методов прогнозирования, чтобы обеспечить точные прогнозы тенден-41 ций потребления электроэнергии. Для решения этой задачи используется авторе-42 грессионная модель, то есть предполагается, что значение сигнала в данный момент 43 времени линейно зависит от предыдущих значений этого же сигнала. Авторегрессионная модель является неустойчивой из-за наличия мультиколлинеарности в ис-45 торических данных. Для решения этой проблемы необходимо использовать методы 46 отбора признаков [1], в результате чего повышается устойчивость модели без существенного снижения качества прогноза.

В работе исследуются методы отбора признаков: метод частных наименьших 49 квадратов (PLS) [2] и предложенная его модицикация (cnlPLS). Метод частных наименьших квадратов основан на снижении размерности матрицы признаков и выде-51 ляет линейные комбинации признаков, которые оказывают наибольшее влияние на вектор ответов. Выделение признаков происходит итеративно, в порядке уменьше-53 ния их влияния на вектор ответов [2]. Поэтому можно рассматривать только самые 54 значимые комбинации, незначительно потеряв в точности прогноза. Предлагается 55 провести модификацию алгоритма PLS: совершить криволинейное и нелинейное преобразования пространства целевой переменной для учета зависимостей между сиг-57 налами в разные моменты времени. 58

В работе проведено сравнение двух методов отбора признаков в задаче авторегрессионного прогнозирования сигналов (PLSR и cnlPLSR). Цель регрессии PLS
[3] —предсказать **Y** по **X** и описать их общую структуру. Когда **Y** — вектор, а **X** —
матрица полного ранга, эта цель может быть выполнена с использованием обычной
линейной регрессии. Если число предикторов велико по сравнению с числом наблюдений, то **X** будет сингулярным 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, содержащих объ-

- емы потребления электроэнергии в Варшаве. Результатом применения отбора при-
- 69 знаков является снижение размерности задачи и повышение устойчивости модели
- 70 без существенной потери точности прогноза.
- 71 Текст про кортиграмму

2 Обзор литературы

73 Методы PLS и PLS регрессия описаны в работах [4, 5].

Разницу между методом PLS и связанными с ним подходами, различные разновидности регрессии PLS можно найти в [6]. Нелинейное расширение метода PLSR
впервые введено в [7]. В литературе были разработаны различные модификации
РLS. Например, функции активации искусственных нейронных сетей используются
в методе PLS [8]. Поскольку функции активации обеспечивают нелинейные преобразования, решается проблема мультиколлинеарности. Предложены нелинейные методы PLS, основанные на различных моделях: искусственных нейронных сетей [9],
функции активации радиальных оснований[10], логистическая функция активации
и методы оптимизации роевых частиц [11], используют прямые нейронные сети [12],
искусственую нейронную сеть Эльмана [13].

3 Постановка задачи прогнозирования

Рассмотривается сигнал $\mathbf{x} = [x_t], t = 1, \dots, n, x_t \in \mathbb{R}$. Необходимо спрогнозировать следующие r значений сигнала: $\mathbf{y} = [y_t], t = 1, \dots, r, y_t \in \mathbb{R}$. Предполагается, что r < n. Постановка задачи прогнозирования представлена на рис. ??.

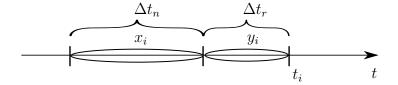


Рис. 1: Задача прогнозирования

- в Предполагается, что сигнал обладает следующими свойствами:
- значения сигнала получены через одинаковые промежутки времени,
- в сигнале нет пропущенных значений,
- сигнал имеет период $\tau > r$.

92 Для решения задачи прогнозирования сигнала предлагается использовать авторе-93 грессионную модель. В авторегрессионной модели признаками являются предыду-94 щие значения прогнозируемого сигнала. Предполагается, что значение сигнала в 95 данный момент времени линейно зависит от предыдущих значений этого же сиг-96 нала.

Пусть $\mathbf{X} = \{\mathbf{x}_i\}_{i=1}^m \in \mathbb{R}^{m \times n}$ — матрица плана, $\mathbf{Y} = \{\mathbf{y}_i\}_{i=1}^m \in \mathbb{R}^{m \times r}$ — матрица ответов. Каждая строка \mathbf{x}_i матрицы \mathbf{X} — локальная история сигнала (n значений сигнала, начиная с момента i). Каждая строка \mathbf{y}_i матрицы \mathbf{Y} — локальный прогноз сигнала (r значений сигнала, начиная с момента n+1).

$$[\mathbf{X} \mid \mathbf{Y}] = \begin{bmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_n & y_1 & y_2 & \dots & y_r \\ x_2 & x_3 & \dots & x_{n+1} & y_2 & y_3 & \dots & y_{r+1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_m & x_{m+1} & \dots & x_{m+n-1} & y_m & y_{m+1} & \dots & y_{r+m-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{x}_1 & \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{x}_2 & \mathbf{y}_2 \\ \vdots & \vdots \\ \mathbf{x}_m & \mathbf{y}_m \end{bmatrix}.$$

В авторегрессионной модели матрица ответов представляется в виде

$$\mathbf{Y} = f(\mathbf{X}, \mathbf{\Theta}) + \epsilon(\mathbf{X}),$$

97 где $f(\mathbf{X}, \mathbf{\Theta}) = \mathbf{X}\mathbf{\Theta}$ – модель, $\mathbf{\Theta} \in \mathbb{R}^{n \times r}$ – матрица параметров модели, а $\epsilon(\mathbf{X}) \in \mathbb{R}^{n \times r}$ – 98 вектор регрессионных остатков.

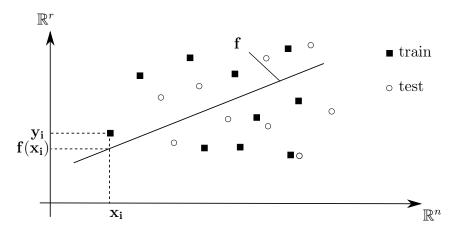


Рис. 2: Задача линейной регрессии временных рядов

Пусть \mathfrak{D} — выборка. Введем функцию ошибки S на выборке:

$$S(\boldsymbol{\Theta}|\mathfrak{D}) = \|f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\Theta}) - \mathbf{Y}\|_{2}^{2} = \|\mathbf{X}\boldsymbol{\Theta} - \mathbf{Y}\|_{2}^{2}.$$

100 Пусть $\mathcal{I} = \{1, \dots, m\}$ — множество индексов элементов выборки. Разобъем выборку $\mathfrak{D} = (\mathbf{X}, \mathbf{Y})$ на обучающую $\mathfrak{D}_{\mathcal{L}}$ и контрольную $\mathfrak{D}_{\mathcal{C}}$, где $\mathcal{L}, \mathcal{C} \in \mathcal{I}$ ($\mathcal{I} = \mathcal{L} \sqcup \mathcal{C}$). На рис. ?? ПОЧЕМУ-ТО НЕ ССЫЛКА проиллюстрировано решение задачи линейной регрессии, где в качестве объектов выступают временные ряды, а в качестве ответов — вектора предсказаний. Необходимо найти линейную функцию, отображающую пространство объектов в пространство ответов с минимальной ошибкой.

Прогноз сигнала на r следующих значений ряда — это ответ модели при найденных оптимальных параметрах задачи авторегрессии: $\mathbf{y} = \mathbf{x} \mathbf{\Theta}^*$, где

$$\mathbf{\Theta}^* = \operatorname*{arg\,min}_{\mathbf{\Theta} \in \mathbb{R}^{n \times r}} S(\mathbf{\Theta} | \mathfrak{D}_{\mathcal{L}}).$$

Значения объема потребления электроэнергии в соседние моменты времени яв106 ляются зависимыми. Таким образом, наблюдается мультиколлинеарность между
107 признаками авторегрессионной модели прогнозирования сигнала. Для решения про108 блемы мультиколлинеарности применяются методы отбора признаков. Оптимальные
109 параметры задачи регрессии находятся на обучающей выборке $\mathfrak{D}_{\mathcal{L}}$. Отбор признаков
110 происходит на контрольной выборке $\mathfrak{D}_{\mathcal{C}}$.ОБСУДИТЬ В следующем разделе описан
111 базовый используемый метод отбора признаков.

4 Метод частных наименьших квадратов (PLS)

ТЕКСТ НЕМНОГО ПЕРЕДЕЛАН

113

Идея метода частных наименьших квадратов состоит в том, чтобы перейти в пространство меньшей размерности с сохранением ковариации между признаками и ответами. Матрица плана \mathbf{X} и матрица ответов \mathbf{Y} проецируются на пространство меньшей размерности $m \times l$ следующим образом:

$$\mathbf{X} = \mathbf{TP}^{\mathsf{T}} + \mathbf{E}, \qquad \qquad \mathbf{Y} = \mathbf{UQ}^{\mathsf{T}} + \mathbf{F} \tag{4.1}$$

114 где $\mathbf{T} \in \mathbb{R}^{m \times l}$, $\mathbf{U} \in \mathbb{R}^{m \times l}$ — значения признаков и ответов в спроектированном про115 странстве; $\mathbf{P} \in \mathbb{R}^{n \times l}$, $\mathbf{Q} \in \mathbb{R}^{r \times l}$ — матрицы перехода из нового пространства в старое;
116 $\mathbf{E} \in \mathbb{R}^{m \times n}$, $\mathbf{F} \in \mathbb{R}^{m \times n}$ — матрицы невязок.

Псевдокод метода регрессии PLS приведен в алгоритме 4.1. На каждом из l шагов сохраняются вектора \mathbf{t} , \mathbf{u} , \mathbf{p} , \mathbf{q} , из которых формируются матрицы \mathbf{T} , \mathbf{U} , \mathbf{P} , \mathbf{Q} соответственно.

B [?] CHOBA X3 показано, что вектора **w** и **c** во внутреннем цикле максимизируют ковариацию между новыми признаками и матрицей ответов:

$$[\operatorname{cov}(\mathbf{t},\mathbf{u})]^2 = [\operatorname{cov}(\mathbf{X}\mathbf{w},\mathbf{Y}\mathbf{c})]^2 = \max_{\|\mathbf{s}\|=1,\|\mathbf{r}\|=1} [\operatorname{cov}(\mathbf{X}\mathbf{s},\mathbf{Y}\mathbf{r})]^2,$$

122 где $\operatorname{cov}(\mathbf{t},\mathbf{u}) = \mathbf{t}^{^\mathsf{\mathsf{T}}}\mathbf{u}/n$ означает выборочную ковариацию.

Если ковариация между новыми признаками и ответами максимальна, то можно строить регрессионную модель в пространстве меньшей размерности с сохранением уровня точности прогноза. Параметр метода частных наименьших квадратов $l \in \mathbb{N}$ определяет размерность нового пространства. Отбор признаков осуществляется в виде замены исходных признаков на l новых признаков — линейные комбинации исходных признаков.

Чтобы получить модель регрессии, связывающую \mathbf{Y} и \mathbf{X} , на каждом шаге алгоритма 4.1 находятся коэффициенты β такие, что $\mathbf{u} = \mathbf{t}\beta$. Найденные коэффициенты образуют вектор параметров $\boldsymbol{\beta}$ размерности l. Подставляя вектор параметров в модель (4.1), получаем

$$\mathbf{Y} = \mathbf{UQ}^{\mathsf{T}} = \mathbf{T}\mathrm{diag}(\boldsymbol{\beta})\mathbf{Q}^{\mathsf{T}} = \mathbf{X}\boldsymbol{\Theta}.$$

129 ДАЛЬШЕ НЕКРАСИВЫЙ РИСУНОК Размеры векторов в алгоритме можно 130 изобразить следующим образом:

Алгоритм 4.1 Алгоритм PLSR

\mathbf{B} ход: $\mathbf{X}, \mathbf{Y}, l;$

Выход: T, U, P, Q;

- 1: инициализировать ${\bf u}:={\bf y}_1$ (вектор матрицы ${\bf Y})$
- 2: для $i=1,\dots,l$
- 3: повторять
- 4: $\mathbf{w} := \mathbf{X}^{\mathsf{T}} \mathbf{u} / (\mathbf{u}^{\mathsf{T}} \mathbf{u})$
- 5: нормировать **w**: $\|\mathbf{w}\| = 1$
- 6: $\mathbf{t} := \mathbf{X}\mathbf{w}$
- 7: $\mathbf{c} := \mathbf{Y}^{\mathsf{T}} \mathbf{t} / (\mathbf{t}^{\mathsf{T}} \mathbf{t})$
- 8: нормировать \mathbf{c} : $\|\mathbf{c}\| = 1$
- 9: $\mathbf{u} := \mathbf{Y}\mathbf{c}$
- 10: пока ${f t}$ не перестанет меняться
- 11: сохранить \mathbf{t} , \mathbf{u} , \mathbf{c}
- 12: $\mathbf{p} := \mathbf{X}^{\mathsf{T}} \mathbf{t} / (\mathbf{t}^{\mathsf{T}} \mathbf{t}), \ \mathbf{q} := \mathbf{Y}^{\mathsf{T}} \mathbf{u} / (\mathbf{u}^{\mathsf{T}} \mathbf{u})$
- 13: регрессия (\mathbf{u} на \mathbf{t}): $\beta := \mathbf{u}^{\mathsf{T}} \mathbf{t}/(\mathbf{t}^{\mathsf{T}} \mathbf{t})$
- 14: $\mathbf{X} := \mathbf{X} \mathbf{t} \mathbf{t}^{\mathsf{T}} \mathbf{X} / (\mathbf{t}^{\mathsf{T}} \mathbf{t})$
- 15: $\mathbf{Y} := \mathbf{Y} \beta \mathbf{tc}^{\mathsf{T}}$

131

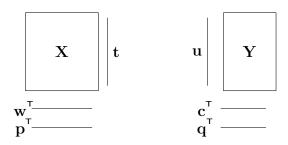


Рис. 3: Размерности векторов в алгоритме PLS

132 5 Модификация метода частных наименьших квад-133 ратов (cnIPLS)

Предлагается провести модификацию алгоритма PLS: совершить криволинейное и нелинейное преобразования пространства целевой переменной и независимой переменной для учета мультиколлинеарности между сигналами в разные моменты времени. Схема модифицированного алгоритма представлена на рис. 4.

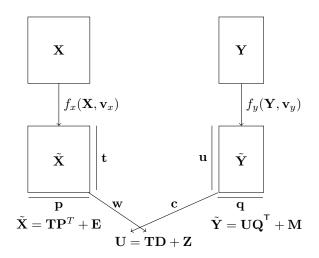


Рис. 4: Схема модифицированного метода частных наименьших квадратов

🛾 5.1 Преобразование зависимой переменной

Рассматриваются следующие преобразования пространства зависимой переменной \mathbf{Y} :

ullet криволинейное с вектором параметров ${f v}$ (примеры преобразований представлены в таб. 1)

$$\check{\mathbf{Y}} = g(\mathbf{Y}, \mathbf{v}),\tag{5.1}$$

• нелинейное непараметрическое преобразование

$$\hat{\mathbf{Y}} = h(\mathbf{Y}),$$

ullet суперпозиция преобразований $\mathbf{Y} \xrightarrow{g(\mathbf{Y}, \mathbf{v})} reve{\mathbf{Y}} \xrightarrow{h(reve{\mathbf{Y}})} reve{\mathbf{Y}}$ $\tilde{\mathbf{Y}}$ $\tilde{\mathbf{Y}}$ $h(reve{\mathbf{Y}}) = h(g(\mathbf{Y}, \mathbf{v})) = f(\mathbf{Y}, \mathbf{v}).$

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

Таблица 1: Криволинейные преобразования

141 Криволинейные преобразования выбирались таким образом, чтобы функции 142 преобразования удовлетворяли следующим условиям:

- отображает множество действительных чисел во множество действительных чисел $g: \mathbb{R} \to \mathbb{R},$
- принимает нулевое значение в нуле g(0) = 0,
- дифференцируется по параметрам,
 - является обратимой, то есть существует g^{-1} .

Предлагается подход для обновления весов \mathbf{v} , основаный на линеаризации функции преобразования. Разложим (5.3) в ряд Тейлора до второго порядка:

$$\ddot{\mathbf{y}} \approx \ddot{\mathbf{y}}_0 + \frac{\partial g}{\partial \mathbf{v}} \Big|_0 \Delta \mathbf{v},$$

где $\check{\mathbf{y}}_0$ — это значение функции g при известном значении переменной \mathbf{y} . Для вычисления $\Delta \mathbf{v}$ предложены следующие шаги. Рассматривается разница $\check{\mathbf{y}} - \check{\mathbf{y}}_0 = \frac{\partial g_y}{\partial \mathbf{v}_y} \Big|_0 \Delta \mathbf{v}$. Определется рассогласование \mathbf{e}

$$\mathbf{e} = \breve{\mathbf{y}} - \breve{\mathbf{y}}_0 = \frac{\partial g}{\partial \mathbf{v}} \Big|_0 \Delta \mathbf{v} = \mathbf{J}_y \Delta \mathbf{v},$$

где матрица \mathbf{J}_y состоит из частных производных $\left\{\frac{\partial g}{\partial v_i}\Big|_0\right\}_{i=1}^N$, вычисленных при известном значении переменной \mathbf{y} . Далее $\Delta \mathbf{v}$ вычисляется решением задачи регрессии рассогласования \mathbf{e} так, что

$$\Delta \mathbf{v} = (\mathbf{J}_{u}^{\mathsf{T}} \mathbf{J}_{y})^{-1} \mathbf{J}_{u}^{\mathsf{T}} \mathbf{e}. \tag{5.2}$$

5.2 Преобразование независимой переменной

Аналогично преобразованию целевой переменной \mathbf{Y} , совершается преобразова-150 ние зависимой переменной \mathbf{X} для учета мультиколлинеарности в признаковом про-151 странстве.

Рассмотрим преобразования Х

152

• криволинейное с вектором параметров **v** (таб. 1)

$$\check{\mathbf{X}} = g(\mathbf{X}, \mathbf{v}),\tag{5.3}$$

• нелинейное непараметрическое преобразование

$$\hat{\mathbf{X}} = h(\mathbf{X}),$$

• суперпозиция преобразований

$$\tilde{\mathbf{X}} = h(\breve{\mathbf{X}}) = h(g(\mathbf{X}, \mathbf{v})) = f(\mathbf{X}, \mathbf{v}).$$

153 Б.3 Алгоритм cnIPLSR

В данном разделе представлен модифицированный метод PLSR, содержащий шаги преобразования целевой переменной. Аналогично методу PLSR (алгоритм 4.1), алгоритм 5.1 начинается с инициализации вектора **u**, а обновления весов преобразования считается с помощью рассогласования **e** для вектора **u**, вычисленного в цикле и на предыдущей итерации.

Алгоритм 5.1 Алгоритм cnlPLSR

\mathbf{B} ход: $\mathbf{X}, \mathbf{Y}, l;$

Выход: T, U, P, Q;

- 1: инициализировать **v**
- 2: определить \mathbf{u}_0 как вектор преобразования $f(\mathbf{Y}, \mathbf{v})$
- 3: для $i=1,\ldots,l$
- 4: повторять

5:
$$\mathbf{w} := \mathbf{X}^{\mathsf{T}} \mathbf{u}_0 / (\mathbf{u}_0^{\mathsf{T}} \mathbf{u}_0)$$

- 6: нормировать \mathbf{w} : $\|\mathbf{w}\| = 1$
- 7: $\mathbf{t} := \mathbf{X}\mathbf{w}$
- 8: $\tilde{\mathbf{Y}} = f(\mathbf{Y}, \mathbf{v})$
- 9: $\mathbf{c} := \tilde{\mathbf{Y}}^{\mathsf{T}} \mathbf{t} / (\mathbf{t}^{\mathsf{T}} \mathbf{t})$
- 10: нормировать \mathbf{c} : $\|\mathbf{c}\| = 1$
- 11: $\mathbf{u} := \tilde{\mathbf{Y}}\mathbf{c}$
- 12: $e := u u_0$
- 13: $\mathbf{J} := \partial \mathbf{u} / \partial \mathbf{v}$
- 14: $\Delta \mathbf{v} = (\mathbf{J}^{\mathsf{T}} \mathbf{J})^{-1} \mathbf{J}^{\mathsf{T}} \mathbf{e}$
- 15: $\mathbf{v} := \mathbf{v} + \Delta \mathbf{v}, \|\mathbf{v}\| = 1$
- 16: $\mathbf{u}_0 := \mathbf{u}$
- 17: **пока t** не перестанет меняться
- 18: сохранить \mathbf{t} , \mathbf{u} , \mathbf{c}
- 19: вычислить $\tilde{\mathbf{Y}}$
- 20: $\mathbf{p} := \mathbf{X}^\mathsf{T} \mathbf{t}/(\mathbf{t}^\mathsf{T} \mathbf{t}), \ \mathbf{q} := \tilde{\mathbf{Y}}^\mathsf{T} \mathbf{u}/(\mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{u})$
- 21: регрессия (\mathbf{u} на \mathbf{t}): $\beta := \mathbf{u}^{\mathsf{T}} \mathbf{t}/(\mathbf{t}^{\mathsf{T}} \mathbf{t})$
- 22: $\mathbf{X} := \mathbf{X} \mathbf{t} \mathbf{t}^{\mathsf{T}} \mathbf{X} / (\mathbf{t}^{\mathsf{T}} \mathbf{t})$
- 23: $\tilde{\mathbf{Y}} := \tilde{\mathbf{Y}} \beta \mathbf{tc}^{\mathsf{T}}$
- 24: вычислить ${\bf Y}$ с помощью обратного преобразования $f^{-1}(\tilde{{\bf Y}},{\bf v})$

6 Вычислительный эксперимент

160

161

162

163

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 164 на данных электроэнергии. Данные состоят из временного ряда польских электриче-165 ских нагрузок и временных рядов погоды в Варшаве (долгота: 21,25, широта: 52,30, 166 высота над уровнем моря: 94). Временные ряды энергии состоят из почасовых за-167 писей (всего 52512 наблюдений), а погодные измерения проводились раз в день и 168 содержат 2188 наблюдений. Многомасштабные временные ряды соответствуют пе-169 риоду 1999-2004 годов. Результаты, полученные с этим набором данных, являются 170 иллюстрацией предлагаемых методов, поскольку данные содержат многомасштабне 171 временные ряды, имеющие различный характер. 172

Примеры работы алгоритма приведены на рис. 5. Метод успешно делает краткосрочный прогноз (до 10 дней). С увеличением горизонта прогнозирования предсказание смещается.

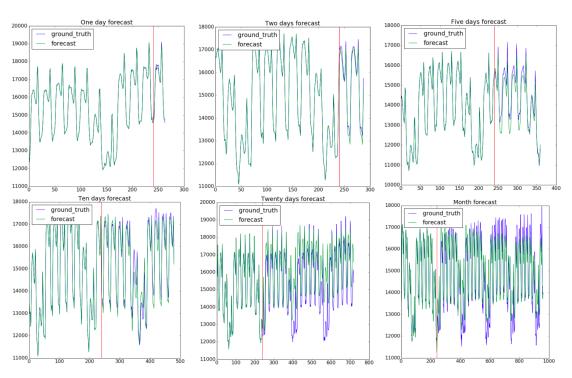


Рис. 5: Прогнозирование базового алгоритма на 1, 2, 5, 10, 20, 30 дней

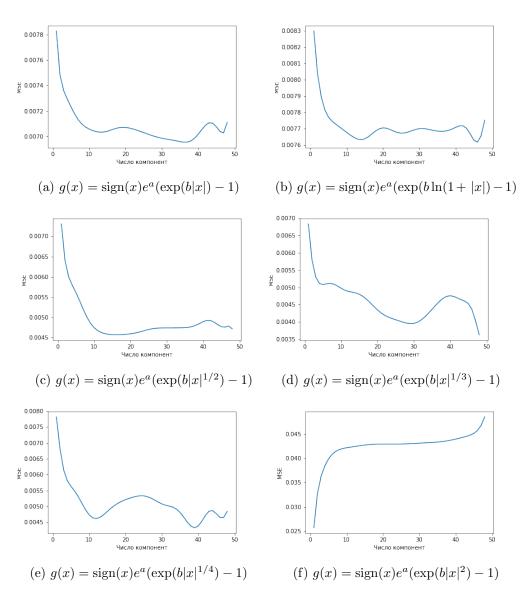


Рис. 6: Зависимость ошибки от числа компонент в алгоритме cnlPLS для разных функций

Результаты вычислительного эксперимента для предложенного модифицированного алгоритма cnlPLS представлены на рис. 6. 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).

Алгоритм	N=3	N=5	N=10	N=20
PLS	0,00404	0,00337	0,00151	0,00135
cnlPLS	0.00529	0.00514	0.00536	0.00506
$g(x) = \operatorname{sign}(x) \exp(a)(\exp(b x) - 1)$	0.00525	0.00314	0.00550	0.00500
cnlPLS	0.00362	0.00386	0.00326	0.00317
$g(x) = \operatorname{sign}(x) \exp(a)(\exp(b\ln(1+ x) - 1)$	0.00302	0.00300	0.00320	0.00317
cnlPLS	0.00272	0.00236	0.00287	0.00128
$g(x) = sign(x) exp(a)(exp(b x ^{1/2}) - 1)$	0.00212	0.00250	0.00201	0.00120
cnlPLS	0.00241	0.00233	0.00221	0.00173
$g(x) = sign(x) exp(a)(exp(b x ^{1/3}) - 1)$	0.00241	0.00200	0.00221	0.00110
cnlPLS	0.00796	0.00768	0.00737	0.00803
$g(x) = sign(x) exp(a)(exp(b x ^{1/4}) - 1)$	0.00150	0.00700	0.00101	0.00000
cnlPLS	0.00816	0.00798	0.00796	0.00775
$g(x) = \operatorname{sign}(x) \exp(a)(\exp(b x ^2) - 1)$	0.00010	0.00190	0.00790	0.00779

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

зовании 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.

189 7 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.

₉₇ Список литературы

- [1] Karen E Adolph. Learning to learn.
- [2] Kee Siong Ng. A Simple Explanation of Partial Least Squares. pages 1–10, 2013.
- [3] Hervé Abdi. Partial Least Squares (PLS) Regression. Encyclopedia for research methods for the social sciences, pages 792–795, 2003.
- ²⁰² [4] Paul Geladi. Notes on the history and nature of partial least squares (PLS) modelling.

 Journal of Chemometrics, 2(January):231–246, 1988.
- [5] Agnar Höskuldsson. PLS regression. Journal of Chemometrics, 2(August 1987):581–
 591, 1988.
- [6] Sidney R. Lehky, Roozbeh Kiani, Hossein Esteky, and Keiji Tanaka. Dimensionality
 of object representations in monkey inferotemporal cortex. Neural computation,
 1872(10):1840–1872, 2014.
- ²⁰⁹ [7] Ildiko E. Frank. A nonlinear PLS model. *Chemometrics and Intelligent Laboratory*²¹⁰ Systems, 8(2):109–119, 1990.
- [8] E.C. Malthouse, A.C. Tamhane, and R.S.H. Mah. Nonlinear partial least squares.

 **Computers & Chemical Engineering, 21(8):875–890, 1997.
- [9] J Mcavovt and Chemical Process. USING. 16(4):379–391, 1992.
- ²¹⁴ [10] Xuefeng F. Yan, Dezhao Z. Chen, and Shangxu X. Hu. Chaos-genetic algorithms for optimizing the operating conditions based on RBF-PLS model. *Computers and Chemical Engineering*, 27(10):1393–1404, 2003.
- ²¹⁷ [11] Yan Ping Zhou, Jian Hui Jiang, Wei Qi Lin, Lu Xu, Hai Long Wu, Guo Li Shen, ²¹⁸ and Ru Qin Yu. Artificial neural network-based transformation for nonlinear partial ²¹⁹ least-square regression with application to QSAR studies. *Talanta*, 71(2):848–853, ²²⁰ 2007.
- ²²¹ [12] Yan Xuefeng. Hybrid artificial neural network based on BP-PLSR and its application in development of soft sensors. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, 103(2):152–159, 2010.

- [13] Elif Bulut and Erol Egrioglu. A New Partial Least Square Method Based on Elman
 Neural Network. 4(4):154–158, 2014.
- ²²⁶ [14] Il Gyo Chong and Chi Hyuck Jun. Performance of some variable selection methods when multicollinearity is present. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, ²²⁸ 78(1):103–112, 2005.
- 229 [15] Выбор признаков в задаче авторегрессионного прогнозирования биомедицин-230 ских сигналов *. pages 1–10, 2017.
- [16] Roman Rosipal. Nonlinear partial least squares: An overview. Chemoinformatics
 and Advanced Machine Learning Perspectives: Complex Computational Methods and
 Collaborative Techniques, pages 169–189, 2011.
- ²³⁴ [17] Svante Wold, Nouna Kettaneh-Wold, and Bert Skagerberg. Nonlinear PLS modeling.

 Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, 7(1-2):53–65, 1989.
- ²³⁶ [18] Roman Rosipal and Nicole Kramer. Overview and Recent Advances in Partial Least Squares. C. Saunders et al. (Eds.): SLSFS 2005, LNCS 3940, pages 34–51, 2006.
- [19] Wen-Cong Lu, Nian-Yi Chen, Guo-Zheng Li, and Jie Yang. Multitask Learning Using
 Partial Least Squares Method. Proceedings of the Seventh International Conference
 on Information Fusion; International Society of Information Fusion, 1:79–84, 2004.
- ²⁴¹ [20] Rich Caruana and Virginia R. de Sa. Benefitting from the Variables that Variable Selection Discards. *Journal of Machine Learning Research*, 3(7-8):1245–1264, 2003.
- ²⁴³ [21] Alexandre Varnek and Igor Baskin. Machine learning methods for property prediction in chemoinformatics: Quo Vadis? *Journal of Chemical Information and Modeling*, ²⁴⁵ 52(6):1413–1437, 2012.