Снижение размерности в задачах декодирования временных рядов и прогнозирования*

Р. В. Исаченко¹, М. Р. Владимирова², В. В. Стрижов³

Аннотация: Решается задача обнаружения зависимостей в прогнозируемой переменной. Вместо построения прогноза одного момента времени предлагается прогнозировать многомерный вектор прогноза. Рассматривается линейная модель метода частных наименьших квадратов. Описан метод нахождения матрицы совместного описания для исходных матриц объектов и ответов. Найденное описание является низкоразмерным, что позволяет построить устойчивую, простую модель. Проводится вычислительный эксперимент на реальных данных объемов потребления электроэнергии и данных сигналов кортикограмм.

Ключевые слова: декодирование временных рядов; метод частных наименьших квадратов; PLS; снижение размерности

1 1. Введение

- В работе рассматривается задача восстановление зависимости между независимой и
- з прогнозируемой переменными. Предлагаемая модель позволяет восстанавливать за-
- 4 висимость в случае многомерной прогнозируемой переменной. В случае задачи про-
- ь гнозирования пространства объектов и ответов имеют одну и ту же природу. Для
- 6 построения модели по исходному временному ряду строятся авторегрегрессионные
- 7 матрицы объектов и ответов. Объектом является локальная история сигнала, отве-
- том значение сигнала в следующие моменты времени. Авторегрессионная модель
- предполагает, что значение сигнала в данный момент времени линейно зависит от
- 10 предыдущих значений этого же сигнала.
- В случае, если пространства объектов и ответом имеют разную природу, ответом является отклик системы на входной сигнал. Авторегрессионная матрица объектов

^{*}Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (проект 16-07-01155).

¹Московский физико-технический институт, isa-ro@yandex.ru

²Московский физико-технический институт, vladimirova.maria@phystech.edu

³Вычислительный центр им. А. А. Дородницына ФИЦ ИУ РАН, strijov@ccas.ru

содержит локальную историю входного сигнала, а авторегрессионная матрица ответов
 содержит локальную историю отклика.

Исходное признаковое пространство оказывается многомерным. Избыточная размерность признакового пространства приводит к неустойчивости модели. Для решения этой проблемы используются методы отбора признаков [1].

15

16

17

18

19

21

22

23

25

26

30

31

32

33

34

35

36

52

В работе исследуется метод частных наименьших квадратов (PLS) [2–4]. Метод частных наименьших квадратов снижает 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. Рассматриваются только значимые комбинации признаков, незначительно потеряв в точности прогноза. Методы PLS регрессии подробно описаны в работах [5,6]. Разницу между методом PLS и связанными с ним подходами, различные разновидности регрессии PLS можно найти в [7].

Нелинейное расширение метода PLS регрессии впервые введено в [8]. В литературе были разработаны различные модификации PLS. Предложены нелинейные методы PLS, основанные на различных моделях: сглаживающих сплайнах ?? нейронных сетях [9], базисных радиальных функциях [10], генетическом алгоритме ??. Обзор нелинейных методов PLS можно найти в ??.

Результатом применения отбора признаков является снижение размерности задачи и повышение устойчивости моделей без существенной потери точности прогноза. Методы решения данной задачи сравниваются на двух наборах данных, имеющих избыточную информацию. Первый набор данных — почасовые временные ряды объёмов потребления электроэнергии (долгота: 21,25, широта: 52,30, высота над уровнем моря: 94). Временные ряды соответствуют периоду 1999-2004 годов.

Второй набор данных взят из проекта NeuroTycho [11], в котором проектируется 37 нейрокомпьютерный интерфейс (ВСІ) для обмена информацией между мозгом и электронным устройством. Система BCI повышает умственные и физические способно-39 сти пользователя, обеспечивая прямую связь между мозгом и компьютером [12]. ВСІ 40 восстановливает поврежденную функциональность пациентов с нарушениями двига-41 тельного или когнитивного развития. Цель анализа моторных изображений заклю-42 чается в распознавании предполагаемых движений по записанной активности мозга. 43 Существуют различные методы измерения кортикальных данных для ВСІ описанные в [13, 14]. В работе рассматриваются сигналы электрокортикографии (ЕСоG) [15]. 45 ECoG, как и другие инвазивные методы, обеспечивает более стабильную запись и лучшее разрешение в временных и пространственных областях, чем ее неинвазивные аналоги. Данные ECoG являются высокомерными и измерения коррелируют как во 48 временной, так и в пространственной областях. Задача состоит в предсказании траектории движения руки по временным рядам напряжения кортикальной активности. Сигналы ЕСоС измеряются через 32 канала, в то время как субъект перемещает руку. 51

Предлагаемый метод позволил существенно снизить размерность признакового пространства.

54 2 Постановка задачи

3адана 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

$$\mathbf{y} = \mathbf{x} \cdot \mathbf{\Theta} + \boldsymbol{\epsilon}, \\ \underset{1 \times r}{\mathbf{e}} \underset{n \times r}{\mathbf{e}} \underset{1 \times r}{\mathbf{e}},$$
 (1)

60 где Θ — матрица параметров модели, а ϵ — вектор регрессионных остатков.

Необходимо по известной выборке \mathfrak{D} восстановить матрицу параметров модели (1). Оптимальные параметры находятся минимизацией функции ошибки. Введем квадратичную функцию ошибки S на выборке \mathfrak{D} :

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

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

я 3 Метод частных наименьших квадратов (PLS)

⁶⁸ Для устранения линейной зависимости и снижения размерности пространства при-⁶⁹ меняется метод главных компонент (PCA). Основным недостатком данного метода ⁷⁰ является то, что он не учитывает взаимосвязь между объектами и ответами. Метод ⁷¹ частных наименьших квадратов (PLS) проецирует матрицу объектов \mathbf{X} и матрицу ⁷² ответов \mathbf{Y} в латентное пространство \mathbb{R}^l меньшей размерности (l < r < n). Алгоритм ⁷³ PLS находит в латентном пространстве матрицу $\mathbf{T} \in \mathbb{R}^{m \times l}$, наилучшим образом опи-⁷⁴ сывающую исходные матрицы \mathbf{X} и \mathbf{Y} .

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

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

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

77 где ${f T}-$ матрица совместного описания объектов и ответов в латентном пространстве, причём столбцы матрицы ${f T}$ ортогональны; ${f P},\ {f Q}-$ матрицы перехода из латентного пространства в исходные пространства; ${f E},\ {f F}-$ 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} соответ- ственно. После вычисления следующего набора векторов из матриц \mathbf{X} , \mathbf{Y} вычитаются очередные одноранговые аппроксимации. Первым шагом необходимо произвести нормировку столбцов исходных матриц (вычесть среднее и разделить на стандартное отклонение).

Algorithm 1 Алгоритм PLSR

```
Require: X, Y, l;
Ensure: 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: for k = 1, ..., l do
              repeat
  5:
                    \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\|}
                   \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\|}
                    \mathbf{u}_k := \mathbf{Y}_k \mathbf{c}_k
  9:
              \mathbf{until} \ \mathbf{t}_k не стабилизируется
 10:
              \mathbf{p}_k := \mathbf{X}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{t}_k / (\mathbf{t}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{t}_k), \,\, \mathbf{q}_k := \mathbf{Y}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{t}_k / (\mathbf{t}_k^{\mathsf{T}} \mathbf{t}_k)
              \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 матри-14 це объектов \mathbf{X} и матрице ответов \mathbf{Y} соответственно. Влоки из шагов (6)-(7) и шагов (8)-(9) — аналоги алгоритма РСА для матриц \mathbf{X} и \mathbf{Y} (ссылка). Последовательное выполнение блоков позволяет учесть взаимную связь между матрицами \mathbf{X} и \mathbf{Y} .

Теоретическое обоснование алгоритма PLS следует из следующих утверждений.

Утверждение 1 Наилучшее описание матриц ${f X}$ и ${f Y}$ с учётом их взаимосвязи достигается при максимизации ковариации между векторами ${f t}_k$ и ${f u}_k$.

Утверждение следует из равенства

90

93

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

⁹⁴ Максимизация дисперсий векторов \mathbf{t}_k и \mathbf{u}_k отвечает за сохранение информации об ⁹⁵ исходных матрицах, корреляция между векторами отвечает взаимосвязи между ⁹⁶ $\mathbf{X}\ u\ \mathbf{Y}$.

⁹⁷ Во внутреннем цикле алгоритма вычисляются нормированные вектора весов \mathbf{w}_k и \mathbf{c}_k .
⁹⁸ Из данных векторов строятся матрицы весов \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 .

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

99 г $\partial e \; \lambda_{ ext{max}}(\mathbf{A}) \; - \;$ максимальное собственное значение матрицы $\mathbf{A}.$

100 **Утверждение 3** В результате выполнения внутреннего цикла вектора \mathbf{w}_k и \mathbf{c}_k бу101 дут собственными векторами матриц $\mathbf{X}_k^\mathsf{T} \mathbf{Y}_k \mathbf{Y}_k^\mathsf{T} \mathbf{X}_k$ и $\mathbf{Y}_k^\mathsf{T} \mathbf{X}_k \mathbf{X}_k^\mathsf{T} \mathbf{Y}_k$, соответствую102 щими максимальным собственным значениям.

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

Утверждение следует из того факта, что правила обновления векторов \mathbf{w}_k , \mathbf{c}_k совпадают с итерацией алгоритма поиска максимального собственного значения [16].

После завершения внутреннего цикла на шаге (11) 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 $\mathbf{t}_k \mathbf{q}_k^\mathsf{T}$

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

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

106 Тогда каждый следующий вектор \mathbf{t}_k оказывается ортогонален всем векторам $\mathbf{t}_i,\ i=1$ 07 $1,\ldots,k$.

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

и \mathbf{Y} отклоняет вектора \mathbf{w}_k и \mathbf{c}_k от направления главных компонент. Вектора \mathbf{w}_k отклоняет незначительно. На первой итерации \mathbf{c}_1 близок к pc_1 , но вектора \mathbf{c}_k , найденные на следующих итерациях могут оказаться сильно коррелированными. Это происходит в следствие того, что из матрицы \mathbf{Y} на каждом шаге вычитается одноранговая аппроксимация, найденная в пространстве матрицы \mathbf{X}_k .

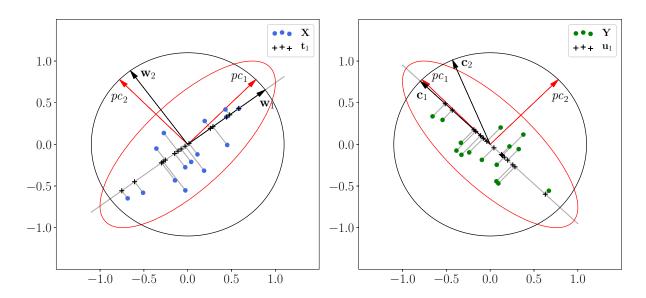


Рис. 1: Иллюстрация алгоритма PLS

Домножим справа формулу (3) на матрицу \mathbf{W} . Строки матрицы невязок \mathbf{E} ортогональны столбцам матрицы \mathbf{W} , поэтому

$$XW = TP^TW$$
.

124 Линейное преобразование между объектами в исходном и латентном пространстве 125 имеет вид

$$\mathbf{T} = \mathbf{X}\mathbf{W}^*,\tag{5}$$

126 где $\mathbf{W}^* = \mathbf{W}(\mathbf{P}^\mathsf{T}\mathbf{W})^{-1}$.

121

122

123

129

Матрица параметров модели 1 находится из уравнений (4), (5)

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

Таким образом, параметры модели (1) равны

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

127 После нахождения параметров модели на этапе тестирования для нахождения пред-128 сказания модели необходимо

• нормировать тестовые данные;

- вычислить предсказание модели с помощью линейного преобразования с матрицей Θ ;
- провести обратную нормировку.

130

131

132

141

143

144

145

146

147

148

149

152

157

159

161

162

Вычислительный эксперимент 4 133

Временные ряды энергии состоят из почасовых записей (всего 52512 наблюдений), 134 а погодные измерения проводились раз в день и содержат 2188 наблюдений. Строка матрицы X — локальная история сигнала за одну неделю $n=24\times 7$. Строка матрицы 136 ${f Y}-$ локальный прогноз потребления электроэнергии в следующие 24 часа r=24. В 137 этом случае матрицы X и Y являются авторегрессионными матрицами(можно ссыл-138 ку). 139

В случае данных ЕСоС матрица Х состоит из пространственно-временного спектрального представления временных рядов напряжения, а матрица Y содержит информацию о положении руки. Процесс генерации матрицы X из значений напряжения описан в (ссылка на Мотренко). Пространственно-временное описание в каждый момент времени имеет размерность 864, положение руки описывается координатами по трём осям. Один объект состоит из пространственно-временного описания в несколько отсчётов времени. Ответом является положение руки в несколько следующих моментов времени.

Для оценивания качества аппроксимации вычисляется значение нормированной среднеквадратичной ошибки

$$NMSE = \frac{MSE(\mathbf{Y}, \hat{\mathbf{Y}})}{MSE(\mathbf{Y}, \bar{\mathbf{Y}})},$$
(6)

где $\hat{\mathbf{Y}}$ — прогноз модели, $\bar{\mathbf{Y}}$ — константный прогноз средним значением по столбцам матрицы.

Данные потребления электроэнергии 4.1

Для нахождения оптимальной размерности l латентного пространства все данные 153 потребления электроэнергии были разбиты на обучающую и валидационную части. Обучающая выборка состоит из 700 объектов, валидационная из 370. Зависимость 155 нормированной квадратичной ошибки (6) от размерности l датентного пространства 156 представлена на Рис. 2. Сначала ошибка резко падает при увеличении размерности скрытого пространства, а затем меняется незначительно. 158

Минимальная ошибка наблюдается при l=14. Построим прогноз потребления электроэнергии при данном l. Результат аппроксимации изображен на Рис. 3. Алгоритм PLS восстановил авторегрессионную зависимость и обнаружил дневную сезонность.

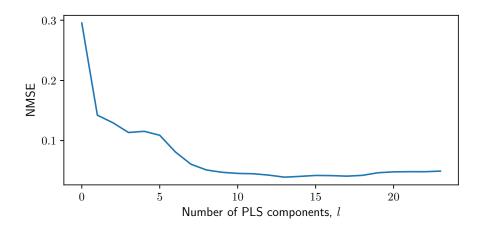


Рис. 2: Прогноз потребления электроэнергии алгоритмом PLS при размерности латентного пространства $l{=}14$

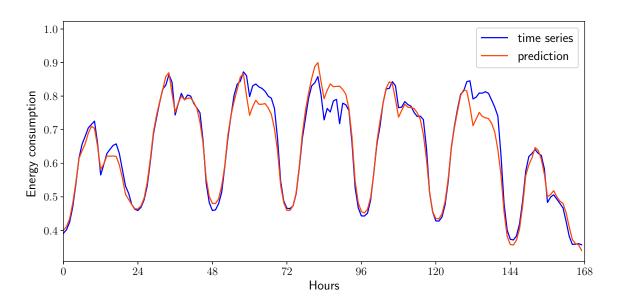


Рис. 3: Зависимость ошибки от размерности латентного пространства для данных потребления электроэнергии

4.2 Данные электрокортикограммы

На Рис. 4 представлена зависимость нормированной квадратичной опибки (6) от размерности латентного пространства. Ошибка апроксимации меняется незначительно при l>5. Таким образом совместное описание пространственно-временного спектрального представления объектов и пространственного положения руки может быть представлено вектором размерности $l\ll n$. Зафиксируем l=5. Пример аппроксимации положения руки изображен на Рис. 5. Сплошными линиями изображены истин-

ные координаты руки по всем осям, пунктирными линиями показана аппроксимация
 методом PLS.

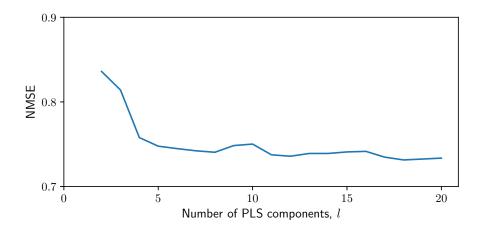


Рис. 4: Прогноз движения руки данных ECoG алгоритмом PLS при размерности латентного пространства l=5

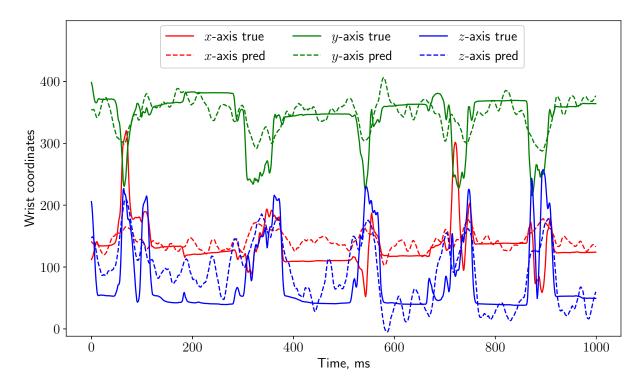


Рис. 5: Зависимость ошибки от размерности латентного пространства для данных ${\rm ECoG}$

₁₇₂ **5** 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.

180 Список литературы

- [1] Jundong Li, Kewei Cheng, Suhang Wang, Fred Morstatter, Robert P Trevino,
 Jiliang Tang, and Huan Liu. Feature selection: A data perspective. arXiv preprint
 arXiv:1601.07996, 2016.
- [2] Jacob A Wegelin et al. A survey of partial least squares (pls) methods, with emphasis
 on the two-block case. University of Washington, Department of Statistics, Tech. Rep,
 2000.
- [3] Hervé Abdi. Partial Least Squares (PLS) Regression. Encyclopedia for research methods for the social sciences, pages 792–795, 2003.
- [4] Paul Geladi and Bruce R Kowalski. Partial least-squares regression: a tutorial.

 Analytica chimica acta, 185:1–17, 1986.
- [5] Paul Geladi. Notes on the history and nature of partial least squares (PLS) modelling.
 Journal of Chemometrics, 2(January):231–246, 1988.
- [6] Agnar Höskuldsson. PLS regression. Journal of Chemometrics, 2(August 1987):581–
 591, 1988.
- [7] 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.
- [8] Svante Wold, Nouna Kettaneh-Wold, and Bert Skagerberg. Nonlinear pls modeling.

 *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, 7(1-2):53-65, 1989.
- [9] S Joe Qin and Thomas J McAvoy. Nonlinear pls modeling using neural networks. Computers & Chemical Engineering, 16(4):379–391, 1992.
- ²⁰¹ [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.
- 204 [11] Project tycho http://neurotycho.org/food-tracking-task.

- [12] José del R Millán, Frédéric Renkens, Josep Mouriño, and Wulfram Gerstner. Brain actuated interaction. Artificial Intelligence, 159(1-2):241-259, 2004.
- ²⁰⁷ [13] Luis Fernando Nicolas-Alonso and Jaime Gomez-Gil. Brain computer interfaces, a review. *Sensors*, 12(2):1211–1279, 2012.
- ²⁰⁹ [14] Setare Amiri, Reza Fazel-Rezai, and Vahid Asadpour. A review of hybrid braincomputer interface systems. *Advances in Human-Computer Interaction*, 2013:1, 2013.
- 211 [15] Andrey Eliseyev and Tetiana Aksenova. Penalized multi-way partial least squares for smooth trajectory decoding from electrocorticographic (ecog) recording. *PloS one*, 11(5):e0154878, 2016.
- [16] RV Pollaczek-Geiringer. Praktische verfahren Mises and Hilda der 214 Mathematicsgleichungsauflösung. ZAMM-Journal of Applied and 215 Mechanics/Zeitschrift für Angewandte Mathematik und Mechanik, 9(1):58–77, 216 1929. 217