РЕФЕРАТ

Регрессионный анализ. Парная регрессия.

**I. Построение регрессионных моделей**

1. Смысл регрессионного анализа – построение функциональных зависимостей между двумя группами переменных величин Х1, Х2, … Хр и Y. При этом речь идет о влиянии переменных Х (это будут аргументы функций) на значения переменной Y (значение функции). Переменные Х мы будем называть факторами, а Y – откликом.

Сегодня мы разберем наиболее простой случай – установление зависимости одного отклика y от одного фактора х. Такой случай называется парной (простой) регрессией.

**2. Построение модели**

Этап 1. Исходные данные: заранее известные (экспериментальные, наблюденные) значения фактора хi – экзогенная переменная и соответствующие им значения отклика yi, (i = 1,…,n) - эндогенная переменная;

Активный и пассивный эксперимент.

Выборочные характеристики – позволяют кратко охарактеризовать выборку, т. е., получить ее модель, хотя и очень грубую:

а) среднее арифметическое:

Среднее арифметическое – это «центр», вокруг которого колеблются значения случайной величины.

Пример: средняя продолжительность жизни в России и США

б) дисперсия:

Отклонение от среднего: - характеризует лишь «разброс» конкретной, отдельно взятой величины хi. Если мы захотим получить более полную информацию, нам придется выписать такие отклонения для всех х, т. е., получить такой же ряд чисел, как и исходная выборка.

Можно попытаться усреднить все отклонения, но «среднее арифметическое отклонений от среднего арифметического» имеет особенность:

Эта величина обнуляется из-за того, что отрицательные значения отклонений и положительные взаимно погашаются.

Чтобы избежать этого, возведем их в квадрат, получив так называемую выборочную дисперсию:

Выборочная дисперсия характеризует разброс (вариацию) элементов выборки вокруг их среднего арифметического. Важно иметь в виду, что сами элементы выборки и их дисперсия имеют разные порядок: если элементы выборки измеряются в метрах, то дисперсия – в квадратных метрах.

Стандартное отклонение:

Полезное свойство дисперсии:

Т. о.

Характеристики генеральной совокупности:

математическое ожидание М(Х)

дисперсия D(X)

Несмещенная оценка дисперсии:

Для простоты, мы будем использовать смещенную оценку – выборочную дисперсию – при достаточно больших n они практически равны.

Этап 2. Постановка задачи: предположим, что значение каждого отклика yi как бы состоит из двух частей:

- во-первых, закономерный результат того, что фактор х принял конкретное значение хi;

- во-вторых, некоторая случайная компонента εi, которая никак не зависит от значения хi.

Таким образом, для любого i = 1,…,n

yi = f(xi) + εi

Смысл случайной величины (ошибки) ε:

а) внутренне присущая отклику у изменчивость;

б) влияние прочих, не учитываемых в модели факторов;

в) ошибка в измерениях

Этап 3. Предположения о характере регрессионной функции

Возможный вид функции f(xi)

- линейная:

- полиномиальная

- степенная:

- экспоненциальная:

- логистическая:

Методы подбора вида функции:

- графический

- аналитический

Этап 4. Оценка параметров линейной регрессионной модели

1. Имея два набора значений: x1, x2, …, xn и y1, y2, …, yn, предполагаем, что между ними существует взаимосвязь вида:

yi = α + βxi + εi

т. н. функция регрессии

Истинные значения параметров функции регрессии мы не знаем, и узнать не можем.

Задача: построить линейную функцию:

ŷi = a + bxi

так, чтобы вычисленные значения ŷi(xi) были максимально близки к экспериментальным уi (иначе говоря, чтобы остатки (ŷi - yi) были минимальны).

Экономическая интерпретация коэффициентов:

a – «постоянная составляющая» отклика, независимая от фактора

b – степень влияния фактора на отклик (случаи отрицательного)

2. Метод наименьших квадратов (МНК):

подставим в задачу формулу (2.2):



В данном случае у нас a и b – переменные, а х и у – параметры. Для нахождения экстремума функции, возьмем частные производные по a и b и приравняем их к нулю.

Получили систему из двух линейных уравнений. Разделим оба на 2n:

Из первого уравнения выразим неизвестную а:

и подставим это выражение во второе уравнение:

Построив оценки a и b коэффициентов α и β, мы можем рассчитать т. н. «предсказанные», или «смоделированные» значения ŷi = a + bxi и их вероятностные характеристики – среднее арифметическое и дисперсию.

Несложно заметить, что оказалось. Так должно быть всегда:

Кроме того, вычислим т. н. случайные остатки и рассчитаем их вероятностные характеристики.

Оказалось, . Это также закономерно:

Таким образом, дисперсия случайных остатков будет равна:

Мы произвели вычисления, и построили регрессионное уравнение, позволяющее нам построить некую оценку переменной у (эту оценку мы обозначили ŷ). Однако, если бы мы взяли другие данные, по другим областям (или за другой период времени), то исходные, экспериментальные значения х и у у нас были бы другими и, соответственно, а и b, скорее всего, получились бы иными.

Вопрос: насколько хороши оценки, полученные МНК, иначе говоря, насколько они близки к «истинным» значениям α и β?

Этап 5. Исследование регрессионной модели

1. Теснота связи между фактором и откликом

Мерой тесноты связи служит линейный коэффициент корреляции:

 (2.13)

-1 ≤ rxy ≤ 1 (2.14)

Отрицательное значение КК означает, что увеличение фактора приводит к уменьшению отклика и наоборот:

2. Доля вариации отклика у, объясненная полученным уравнением регрессии характеризуется коэффициентом детерминации R2. Путем математических преобразований можно выразить:

где – оценка дисперсии случайных остатков в модели,

Таким образом, R2 – это доля дисперсии у, объясненной с помощью регрессионного уравнения в дисперсии фактически наблюденного у.

Очевидно:

0 ≤ R2 ≤ 1

**3. Проверка статистической значимости уравнения регрессии**

Мы получили МНК-оценки коэффициентов уравнения регрессии и рассчитали коэффициент детерминации. Однако, осталось неясным, достаточно ли он велик, чтобы говорить о существовании значимой связи между величинами х и у. Иначе говоря, достаточно ли сильна эта связь, чтобы на основании построенной нами модели можно было бы делать выводы?

Для ответа на этот вопрос можно провести т. н. F-тест.

Формулируется гипотеза Н0: предположим, что yi ≠ α + βxi + εi

Обратить внимание: выписаны не а, а α, т. е., не оценки коэффициентов регрессии, а их истинные значения.

Альтернатива – гипотеза Н1: yi = α + βxi + εi

Мы не можем однозначно подтвердить или опровергнуть гипотезу Н0, мы можем лишь принять или отвергнуть ее с определенной вероятностью.

Выберем некоторый уровень значимости γ, такой что 0 ≤ γ ≤ 1 – вероятность того, что мы сделаем неправильный вывод, приняв или отклонив гипотезу Н0.

Соответственно, величина Р = 1 - γ - доверительная вероятность – вероятность того, что мы в итоге сделаем правильный вывод.

Для проверки истинности гипотезы Н0, с заданным уровнем значимости γ, рассчитывается F-статистика:

Значение F-статистики в случае парной регресии подчиняется т. н.

F-распределению Фишера с 1 степенью свободы числителя и (n - 2) степенями свободы знаменателя.

Для проверки Н0 величина F-статистики сравнивается с табличным значением Fγ(1, n-2).

Если F > Fγ(1, n-2) – гипотеза Н0 отвергается, т. е. мы считаем, что с вероятностью 1-γ можно утверждать, что регрессия имеет место и:

yi = α + βxi + εi

В противном случае гипотеза Н0 не отвергается, принимаем:

yi ≠ α + βxi + εi

Вопрос: почему бы нам не взять γ поменьше? Чем меньше γ, тем больше соответствующее табличное значение F-статистики, т. е., тем меньше шансов, что появятся основания отвергнуть гипотезу Н0.

#### Ошибки первого и второго рода

Ошибка первого рода: отвергается Н0, которая на самом деле верна.

Ошибка второго рода: принимается H0, которая на самом деле не верна.

Очевидно, чем меньше γ, тем меньше наши шансы отвергнуть гипотезу Н0, т. е., совершить ошибку первого рода. Соответственно, шансы совершить ошибку второго рода увеличиваются.

**4. Характеристика оценок коэффициентов уравнения регрессии**

1) математическое ожидание

Теорема: М(а) = α, M(b) = β - несмещенность оценок

Это означает, что при увеличении количества наблюдений значения МНК-оценок a и b будут приближаться к истинным значениям α и β;

2) дисперсия

Теорема:

;

Благодаря этой теореме, мы можем получить представление о том, как далеко, в среднем, наши оценки a и b находятся от истинных значений α и β.

Необходимо иметь в виду, что дисперсии характеризуют не отклонения, а «отклонения в квадрате». Чтобы перейти к сопоставимым значениям, рассчитаем стандартные отклонения a и b:

;

Будем называть эти величины стандартными ошибками a и b соответственно.

5. Построение доверительных интервалов

Пусть мы имеем оценку а. Реальное значение коэффициента уравнения регрессии α лежит где-то рядом, но где точно, мы узнать не можем. Однако, мы можем построить интервал, в который это реальное значение попадет с некоторой вероятностью. Доказано, что:

с вероятностью Р = 1 - γ

где tγ/2(n-1) - γ/2-процентная точка распределения Стьюдента с (n-1) степенями свободы – определяется из специальных таблиц.

При этом уровень значимостиγ устанавливается произвольно.

Неравенство можно преобразовать следующим образом:

,

или, что то же самое:

Аналогично, с вероятностью Р = 1 - γ:

откуда следует:

,

или:

Уровень значимости γ - это вероятность того, что на самом деле истинные значения α и β лежат за пределами построенных доверительных интервалов. Чем меньше его значение, тем больше величина tγ/2(n-1), соответственно, тем шире будет доверительный интервал.

6. Проверка статистической значимости коэффициентов регрессии

Мы получили МНК-оценки коэффициентов, рассчитали для них доверительные интервалы. Однако мы не можем судить, не слишком ли широки эти интервалы, можно ли вообще говорить о значимости коэффициентов регрессии.

Гипотеза Н0: предположим, что α=0, т. е. на самом деле независимой постоянной составляющей в отклике нет (альтернатива – гипотеза Н1: α ≠ 0).

Для проверки этой гипотезы, с заданным уровнем значимости γ, рассчитывается t-статистика, для парной регрессии:

Значение t-статистики сравнивается с табличным значением tγ/2(n-1) - γ/2-процентной точка распределения Стьюдента с (n-1) степенями свободы.

Если |t| < tγ/2(n-1) – гипотеза Н0 не отвергается (обратить внимание: не «верна», а «не отвергается»), т. е. мы считаем, что с вероятностью 1-γ можно утверждать, что α = 0.

В противном случае гипотеза Н0 отвергается, принимается гипотеза Н1.

Аналогично для коэффициента b формулируем гипотезу Н0: β = 0, т. е. переменная, выбранная нами в качестве фактора, на самом деле никакого влияния на отклик не оказывае.

Для проверки этой гипотезы, с заданным уровнем значимости γ, рассчитывается t-статистика:

и сравнивается с табличным значением tγ/2(n-1).

Если |t| < tγ/2(n-1) – гипотеза Н0 не отвергается, т. е. мы считаем, что с вероятностью 1-γ можно утверждать, что β = 0.

В противном случае гипотеза Н0 отвергается, принимается гипотеза Н1.

7. Автокорреляция остатков.

1. Примеры автокорреляции.

Возможные причины:

1) неверно выбрана функция регрессии;

2) имеется неучтенная объясняющая переменная (переменные)

2. Статистика Дарбина-Уотсона

Очевидно:

0 ≤ DW ≤ 4

Если DW близко к нулю, это позволяет предполагать наличие положительной автокорреляции, если близко к 4 – отрицательной.

Распределение DW зависит от наблюденных значений, поэтому получить однозначный критерий, при выполнении которого DW считается «хорошим», а при невыполнении - «плохим», нельзя. Однако, для различных величин n и γ найдены верхние и нижние границы, DWL и DWU, которые в ряде случаев позволяют с уверенностью судить о наличии (отсутствии) автокорреляции в модели. Правило:

1) При DW < 2:

а) если DW < DWL – делаем вывод о наличии положительной автокорреляции (с вероятностью 1-γ);

б) если DW > DWU – делаем вывод об отсутствии автокорреляции (с вероятностью 1-γ);

в) если DWL ≤ DW ≤ DWU – нельзя сделать никакого вывода;

2) При DW > 2:

а) если (4 – DW) < DWL – делаем вывод о наличии отрицательной автокорреляции (с вероятностью 1-γ);

б) если (4 – DW) > DWU – делаем вывод об отсутствии автокорреляции (с вероятностью 1-γ);

в) если DWL ≤ (4 – DW) ≤ DWU – нельзя сделать никакого вывода;

8. Гетероскедастичность остатков.

Возможные причины:

- ошибки в исходных данных;

- наличие закономерностей;

Обнаружение – возможны различные тесты. Наиболее простой:

(упрощенный тест Голдфелда – Куандта)

1) упорядочиваем выборку по возрастанию одной из объясняющих переменных;

2) формулируем гипотезу Н0: остатки гомоскедастичны

3) делим выборку приблизительно на три части, выделяя k остатков, соответствующих «маленьким» х и k остатков, соответствующих «большим» х (k≈n/3);

4) строим модели парной линейной регрессии отдельно для «меньшей» и «большей» частей

5) оцениваем дисперсии остатков в «меньшей» (s21) и «большей» (s21) частях;

6) рассчитываем дисперсионное соотношение:

7) определяем табличное значение F-статистики Фишера с (k–m–1) степенями свободы числителя и (k - m - 1) степенями свободы знаменателя при заданном уровне значимости γ

8) если дисперсионное соотношение не превышает табличное значение F-статистики (т. е., оно подчиняется F-распределению Фишера с (k–m–1) степенями свободы числителя и (k - m - 1) степенями свободы знаменателя), то гипотеза Н0 не отвергается - делаем вывод о гомоскедастичности остатков. Иначе – предполагаем их гетероскедатичность.

Метод устранения: взвешенный МНК.

Идея: если значения х оказывают какое-то воздействие на величину остатков, то можно ввести в модель некие «весовые коэффициенты», чтобы свести это влияние к нулю.

Например, если предположить, что величина остатка εi пропорциональна значению xi (т. е., дисперсия остатков пропорциональна xi2), то можно перестроить модель следующим образом:

т. е. перейдем к модели наблюдений

где

Таким образом, задача оценки параметров уравнения регрессии методом наименьших квадратов сводится к минимизации функции:

или

где - весовой коэффициент.

