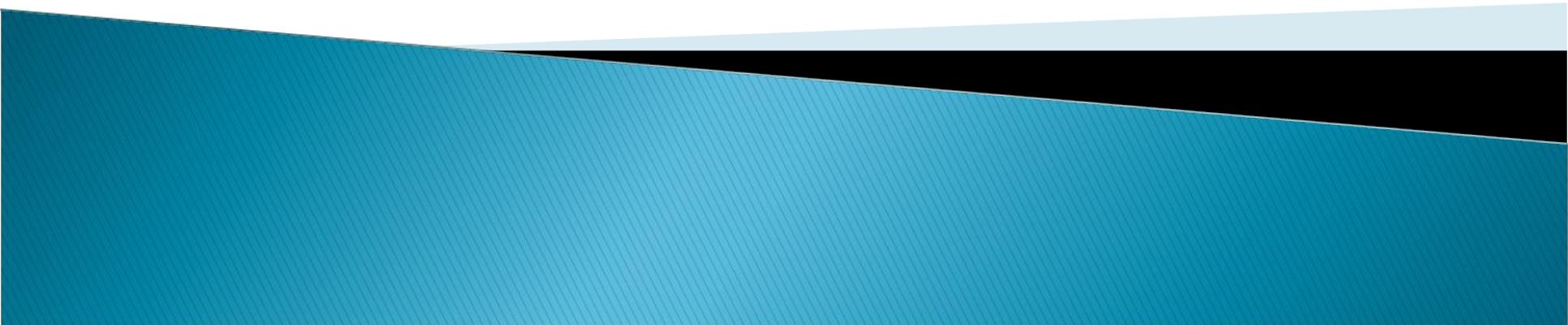


Эконометрика

Обратная и пропорциональная модель парной
линейной регрессии.

Фиктивная линейная зависимость.



«ОБРАТНАЯ» МОДЕЛЬ ПАРНОЙ ЛИНЕЙНОЙ СВЯЗИ

Задача состоит в оценивании модели прямолинейной связи между некоторыми переменными x и y на основе наблюдений n пар значений этих переменных. Вопрос об оценивании параметров модели наблюдений уже рассмотрен ранее. Встает вопрос о том, что изменится, если исходить из «обратной» модели:

Пусть $\hat{\alpha}$ и $\hat{\beta}$ – оценки параметров α и β в модели наблюдений $y = \alpha x + \beta$, а $\hat{\alpha}^*$ и $\hat{\beta}^*$ – оценки параметров в модели наблюдений $x = \alpha^* y + \beta^*$. Тогда:

т.е.

или

Наилучшая прямая

По первой модели наблюдений мы получаем наилучшую прямую
а по второй – прямую

Первую прямую мы можем записать в виде

Сравнивая коэффициенты при x в двух последних уравнениях,
находим, что эти коэффициенты равны в том и только в том
случае, когда выполнено соотношение

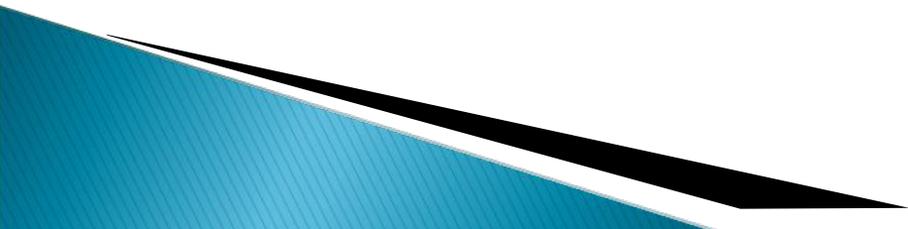
т. е. или, с учетом предыдущего, когда .

Что касается отрезков на осях, то они будут совпадать тогда и
только тогда, когда

или

Но

так что

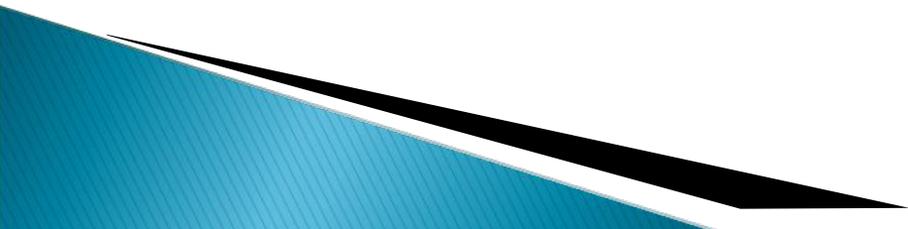


Наилучшая прямая

При $\beta_1 = \beta_2$ получаем $\beta_1 = \beta_2 = \beta$. В то же время,

При $\beta_1 = \beta_2 = \beta$ совпадают и отрезки на осях, т. е. наилучшая прямая одна для обеих моделей, это прямая, на которой расположены все наблюдаемые точки

Наилучшие прямые, построенные по двум альтернативным моделям, совпадают в том и только в том случае, когда все точки , расположены на одной прямой (так что $\beta_1 = \beta_2$); при этом, $\beta_1 = \beta_2 = \beta$. В противном случае $\beta_1 \neq \beta_2$, и подобранные «наилучшие» прямые имеют разные угловые коэффициенты.



ПРОПОРЦИОНАЛЬНАЯ СВЯЗЬ МЕЖДУ ПЕРЕМЕННЫМИ

Пусть получены наблюдения (x_i, y_i) , такие, что гипотетическая линейная связь между переменными x и y имеет вид $y = \beta x$ (**пропорциональная связь между переменными**), и ей соответствует модель наблюдений:

Применение метода наименьших квадратов в этой ситуации сводится к минимизации суммы квадратов

по всем возможным значениям β . Последняя сумма квадратов является функцией единственной переменной β (при известных значениях x_i, y_i), и точка минимума этой функции легко находится. Для этого мы приравниваем нулю производную по β :

(нормальное уравнение)

Отсюда получаем,

Оценка единственного параметра пропорциональной модели
будет:

И, следовательно, $\hat{\beta}$ а точка (x_0, y_0) не лежит на

полученной прямой $y = \hat{\beta}x$. Более того, в такой ситуации

где

Коэффициент детерминации

выражение

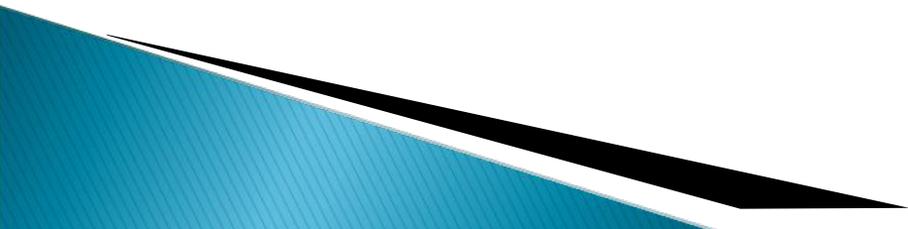
не имеет смысла. И можно

воспользоваться формулой

. Однако, такой

подход к определению коэффициента детерминации не решает проблемы, поскольку, в принципе, при оценивании модели без постоянной составляющей **возможны ситуации, при которых возникают отрицательные значения** .

Преодолеть возникающие затруднения можно, если определить в модели наблюдений без постоянной составляющей формулой:



Здесь используется

сумма квадратов, не центрированных значений переменной y (отклонений значений переменной y от «нулевого уровня»).

При таком определении, неотрицательность коэффициента гарантируется соотношением:

которое отражает геометрическую сущность метода наименьших квадратов (аналог знаменитой теоремы Пифагора для многомерного пространства) и выполняется как для модели без постоянной составляющей, так и для модели с наличием постоянной составляющей в правой части модели наблюдений. Деля обе части последнего

равенства на

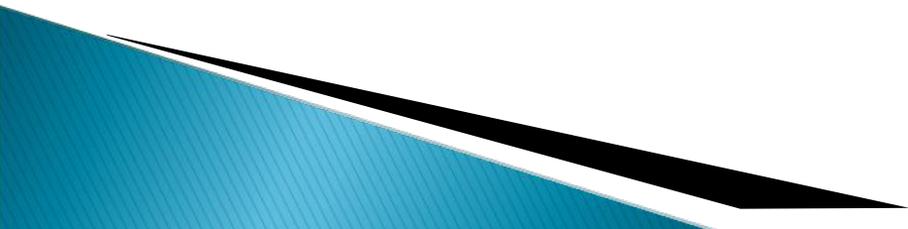
приходим к соотношению:

Следовательно,

Доказать заявленное равенство не сложно. Действительно,

Но,

что и приводит к искомому результату.



ФИКТИВНАЯ ЛИНЕЙНАЯ СВЯЗЬ

На практике часто встречаются ситуации, при которых существует заметный тренд (убывание или возрастание) в динамике изменений различных показателей. Однако, объективной связи между этими показателями не существует. В этом случае принято говорить о **фиктивной** (ложной, паразитной) линейной связи между показателями.

Для объяснения этого явления необходимо обратиться к уже полученному ранее равенству $R^2 = \beta^2$. Из него вытекает, что близкие к единице значения коэффициента детерминации соответствуют близким по абсолютной величине к единице значениям коэффициента корреляции между переменными x и y . Но коэффициент корреляции

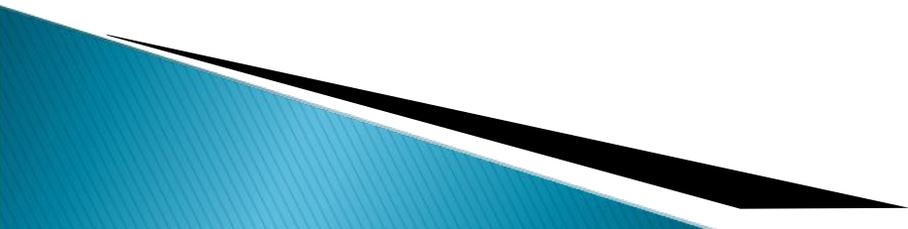
Равен

где

При фиксированных значениях

и r , значение r будет тем ближе к 1, чем большим будет значение r . Последнее же обеспечивается совпадением знаков разностей Δx и Δy для максимально возможной доли наблюдений переменных x и y , что как раз и имеет место, когда в процессе наблюдения обе переменные возрастают или обе переменные убывают по величине.

При этом превышение одной из переменных своего среднего значения сопровождается, как правило, и превышением второй переменной от своего среднего значения. Если же одна из переменных принимает значение, меньшее среднего значения этой переменной, то и вторая переменная, как правило, принимает значение, меньшее своего среднего.



Аналогичным образом,

значение β будет тем ближе к -1 , чем меньшим будет значение β . Последнее же обеспечивается несовпадением знаков разностей Δx и Δy для максимально возможной доли наблюдений переменных x и y , что имеет место, когда в процессе наблюдения одна из переменных возрастает, а вторая убывает. В этом случае, если одна из переменных принимает значение, меньшее среднего значения этой переменной, то вторая переменная, как правило, принимает значение, большее своего среднего.

Из этого следует, что **близость к единице наблюдаемого значения коэффициента детерминации не обязательно означает наличие причинной связи между двумя рассматриваемыми переменными, а может являться лишь следствием тренда значений обеих переменных.**

Последнее обстоятельство часто наблюдается при анализе различных экономических показателей, вычисленных без поправки на инфляцию (**недефлированные данные**).

Эконометрика

Свойства МНК-оценок параметров регрессии.
Показатели качества регрессии

Свойства МНК–оценок параметров регрессии

- Способ оценивания дает **состоятельные оценки**, если при бесконечно большом объеме выборки значение статистической оценки стремится к искомому значению параметра (характеристики) генеральной совокупности.
- Способ оценивания дает **несмещенные оценки**, если математическое ожидание оценки при данном способе оценивания тождественно искомому параметру генеральной совокупности (при любом объеме выборки).
- Оценка называется **эффективной**, если ее дисперсия минимальна (при заданном объеме выборки n).

Оценки по методу наименьших квадратов являются наилучшими, то есть несмещенными, состоятельными и эффективными!!!

Докажем это:

Докажем, что $\hat{\beta}$ является *несмещенной оценкой* β . Если выполнены предпосылки нормальной линейной модели регрессии, то x – неслучайная величина, а β является известной константой, а математическое ожидание $E(\text{Cov}(x, \varepsilon))=0$. Тогда

Что и требовалось доказать. Аналогично доказывается несмещенность $\hat{\alpha}$.

Эффективность МНК-оценок параметров доказывается с помощью теоремы Гаусса–Маркова, которая гласит, что МНК дает оценки, имеющие наименьшую дисперсию в классе всех линейных несмещенных оценок, если выполняются предпосылки нормальной линейной модели.

Состоятельность МНК-оценок параметров является следствием закона больших чисел теории вероятностей.

Оценка дисперсии случайной составляющей

Дисперсии МНК-оценок параметров регрессии будут

где σ^2 – дисперсия случайной составляющей, σ_x^2 – дисперсия фактора x . А так как σ^2 неизвестна, то пользуются оценкой s^2 .

Оценка дисперсии случайной составляющей применяется в эконометрических задачах для анализа качества полученной модели регрессии. В случае парной линейной регрессии несмещенная оценка дисперсии случайной составляющей будет:

где e_i – остаток, равный разности между фактическим и рассчитанным по уравнению регрессии значениям y .

Качество модели регрессии

связывают с адекватностью модели по наблюдаемым (эмпирическим) данным. Проверка адекватности (или соответствия) модели регрессии наблюдаемым данным проводится на основе анализа остатков – e_i .

Если значения остатков для всех наблюдений $e_i=0$, то фактическое значение значимой (результатирующей)

переменной совпадает с расчетным: $y_i = \hat{y}_i$, но на практике это, зачастую, не верно.

При анализе качества модели используется **теорема о разложении дисперсии**, согласно которой общая дисперсия результативного признака может быть разложена на две составляющие – объясненную и необъясненную уравнением регрессии.

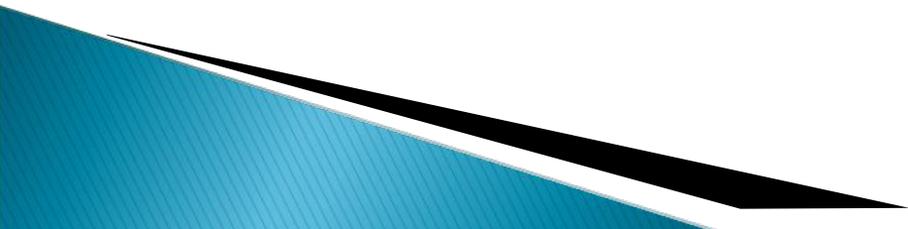
Теорема о разложении общей дисперсии

где $\sigma^2_{\text{регр}}$ – объясненная уравнением регрессии

дисперсия результирующего признака, а

– необъясненная уравнением регрессии дисперсия результирующего признака. На основе этой теоремы рассчитываются показатели качества модели регрессии.

Общая дисперсия при этом будет:



Показатели качества модели регрессии

1. Теоретический коэффициент детерминации (индекс для нелинейных форм связей)

. Этот коэффициент характеризует долю

вариации (дисперсии) результирующего признака,

объясняемую регрессией в общей дисперсии и, соответственно, $1 -$ характеризует долю вариации необъясненную уравнением регрессии, вызванную влиянием прочих неучтенных в модели факторов. В случае парной регрессии: . Коэффициент детерминации изменяется на промежутке $[0; 1]$, близость его к 0 означает отсутствие линейной связи, а близость к 1 наличие тесной линейной зависимости.

Показатели качества модели регрессии

2. **Коэффициент (индекс) множественной корреляции** рассчитывается как корень квадратный из коэффициента

детерминации

Он тоже изменяется на промежутке $[0; 1]$. Для случая парной регрессии

3. **Средняя квадратическая ошибка уравнения регрессии**

где h – число параметров модели. Величину S_e можно сравнить с дисперсией результирующего признака

. Если $S_e < \dots$, то

использование данной модели регрессии является **целесообразным.**

Показатели качества модели регрессии

4. Средняя ошибка аппроксимации

Чем меньше рассеяние эмпирических точек вокруг теоретической линии регрессии, тем меньше средняя ошибка аппроксимации. Ошибка аппроксимации менее 7% свидетельствует о хорошем качестве модели.

Эконометрика

ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ О ЗНАЧИМОСТИ
ПАРАМЕТРОВ РЕГРЕССИИ, КОЭФФИЦИЕНТА
КОРРЕЛЯЦИИ И УРАВНЕНИЯ РЕГРЕССИИ В
ЦЕЛОМ

ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ О ЗНАЧИМОСТИ ПАРАМЕТРОВ РЕГРЕССИИ

- С помощью метода наименьших квадратов можно получить лишь оценки параметров модели, чтобы проверить, значимы ли они (значимо ли отличаются от нуля) в «истинном» уравнении (в генеральной совокупности), значим ли коэффициент корреляции, требуется обратиться к проверке гипотез.
- В качестве основной гипотезы (H_0) выдвигают гипотезу о незначительном отличии от нуля «истинного» параметра или коэффициента корреляции. Альтернативной гипотезой (H_1) является обратная – о неравенстве нулю «истинного» параметра или коэффициента.

ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ О ЗНАЧИМОСТИ ПАРАМЕТРОВ РЕГРЕССИИ

- Для проверки гипотез используют t -статистику распределения Стьюдента, критическое значение которой определяется по таблице (или с помощью функции СТЬЮДРАСПОБР пакета Excel) в зависимости от уровня значимости α и числа степеней свободы равного $(n-h)$, где n – число наблюдений, а h – число параметров модели.

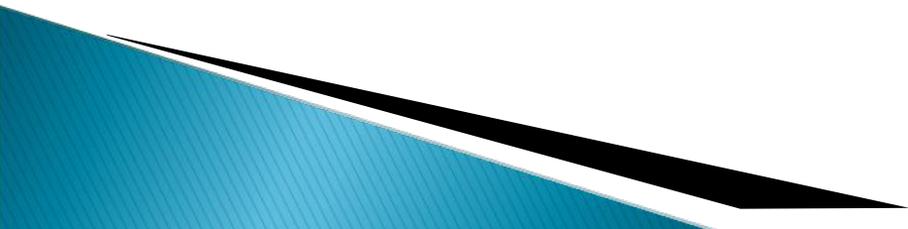
- Если **фактическое значение t -статистики (по модулю) меньше критического, то нет оснований отвергать основную гипотезу**, то есть «истинный» параметр регрессии (либо коэффициент корреляции) незначительно отличается от нуля при заданном уровне значимости.

ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ О ЗНАЧИМОСТИ ПАРАМЕТРОВ РЕГРЕССИИ

Для проверки гипотезы: $\beta=0$ статистика критерия будет

где $\hat{\beta}$ – оценка параметра β , полученная по наблюдаемым данным, а $\sigma_{\hat{\beta}}$ – стандартная ошибка оценки коэффициента регрессии.

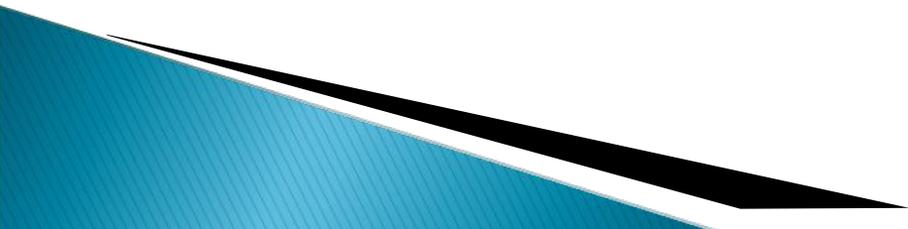
Для линейной парной регрессии:



ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ О ЗНАЧИМОСТИ ПАРАМЕТРОВ РЕГРЕССИИ

Для проверки гипотезы: $\alpha=0$ статистика критерия будет

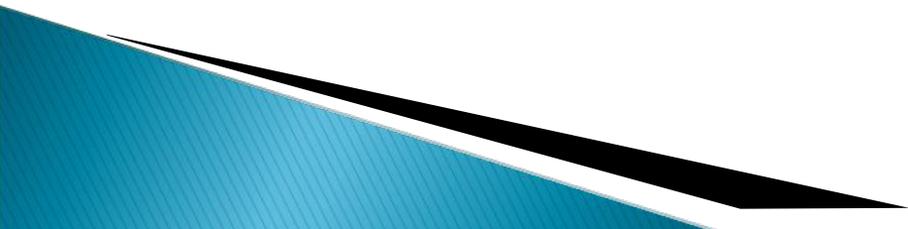
В случае парной линейной регрессии:



ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ О ЗНАЧИМОСТИ КОЭФФИЦИЕНТА КОРРЕЛЯЦИИ

Для проверки гипотез о незначительном отклонении от нуля «истинного» коэффициента линейной парной корреляции используют статистику

при этом:



В случае парной линейной регрессии

Существует взаимосвязь

Рассмотренная формула статистики критерия проверки гипотез применима, если:

1. Оценки делаются по большому числу наблюдений n .
2. Величина r не близка к единице.

В случае парной линейной регрессии

Если же величина выборочного коэффициента корреляции близка к 1, то распределение его оценок отличается от распределения Стьюдента. В данном случае используют статистику Фишера. Вводится вспомогательная величина

при этом можно пользоваться готовыми таблицами преобразований. Эта величина изменяется на промежутке $(-\infty; +\infty)$, что соответствует нормальному распределению. Для проверки гипотезы о незначительном отклонении от нуля «истинного» значения коэффициента парной линейной корреляции используется статистика

где $t_{\alpha/2, n-2}$ Критическое значение находят по таблице стандартного нормального распределения с доверительной вероятностью $(1-\alpha)$. Основную гипотезу отвергают, если

ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ О ЗНАЧИМОСТИ УРАВНЕНИЯ РЕГРЕССИИ В ЦЕЛОМ

Оценка значимости уравнения регрессии производится для того, чтобы узнать, пригодно ли уравнение для практического применения. Основная гипотеза утверждает, что уравнение регрессии незначительно в целом, что формально сводится к равенству нулю параметров модели или коэффициента детерминации. Для ее проверки используют F -статистику:

Данная статистика имеет распределение Фишера-Снедекора, критическое значение которой можно найти в таблицах этого распределения для $\alpha=0,05$ и двух степеней свободы $k_1=h-1$ и $k_2=n-h$. **В случае парной линейной регрессии существует взаимосвязь :**

Эконометрика

ПРОГНОЗ ОЖИДАЕМОГО ЗНАЧЕНИЯ
РЕЗУЛЬТИРУЮЩЕГО ПРИЗНАКА.

ПРОГНОЗ ОЖИДАЕМОГО ЗНАЧЕНИЯ РЕЗУЛЬТИРУЮЩЕГО ПРИЗНАКА

Предположим, необходимо определить для заданного значения фактора x^p с доверительной вероятностью $(1-\alpha)$ прогнозируемое значение результирующего признака. Тогда, прогнозируемое значение результата должно принадлежать интервалу $(y^p - t \cdot \mu_p; y^p + t \cdot \mu_p)$, где y^p – точечный прогноз, t – коэффициент доверия (определяется по таблицам распределения Стьюдента в зависимости от уровня значимости α и числа степеней свободы $(n-2)$), а μ_p – средняя ошибка прогноза.

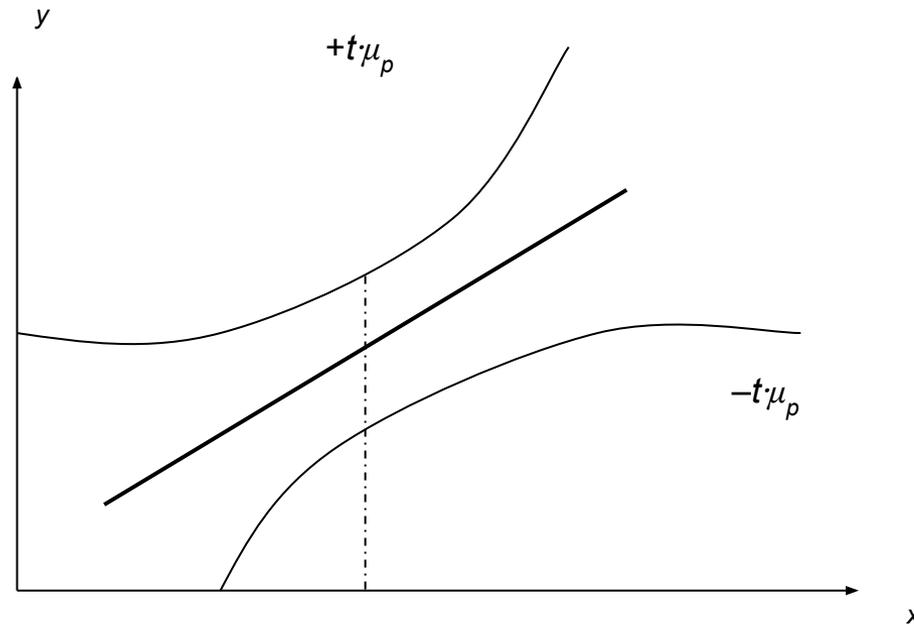
Точечный прогноз рассчитывается по линейному уравнению регрессии:

$$y^p = \alpha + \beta \cdot x^p,$$

а средняя ошибка прогноза будет:

Доверительный интервал

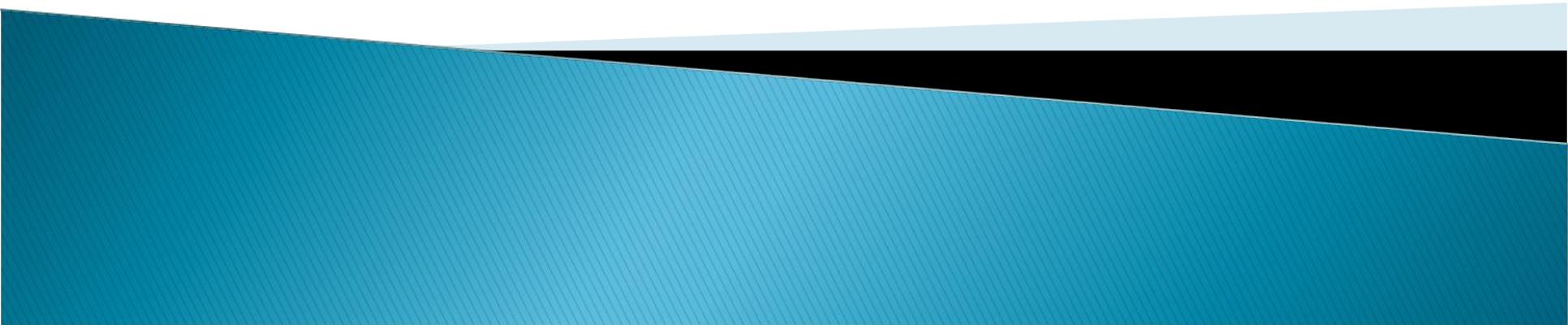
Вокруг линии регрессии образуется **доверительный интервал** («коридор», в который попадет прогнозируемое значение результирующего признака):



Точечная и интегральная оценка прогноза

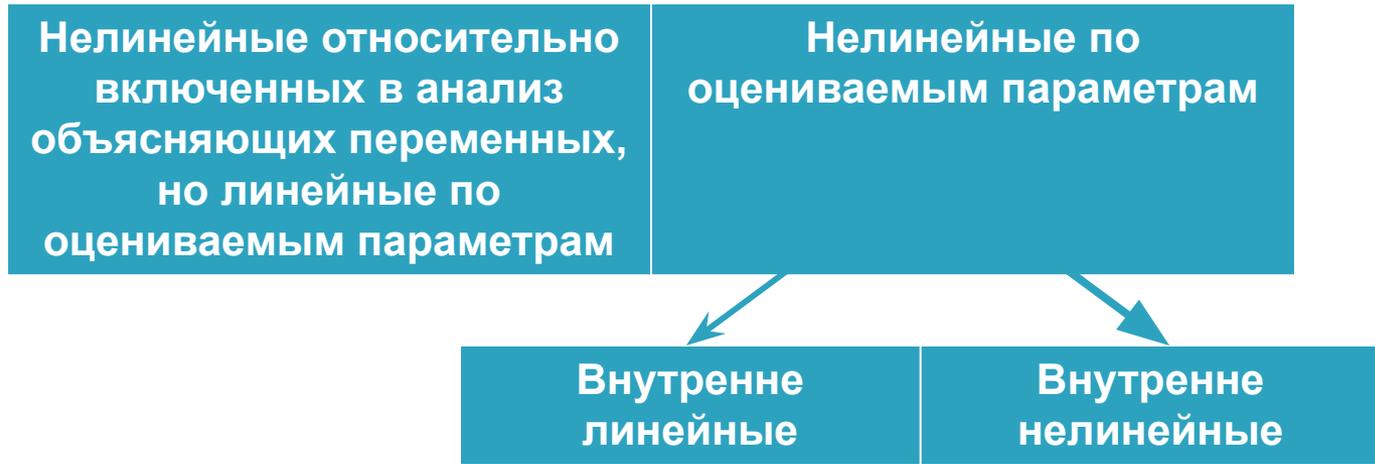
Эконометрика

НЕЛИНЕЙНАЯ РЕГРЕССИЯ



НЕЛИНЕЙНАЯ РЕГРЕССИЯ

Большинство экономических ситуаций характеризуются нелинейной зависимостью между результирующим и факторными признаками.

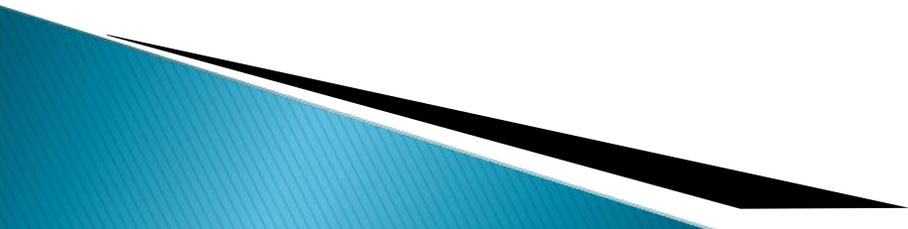


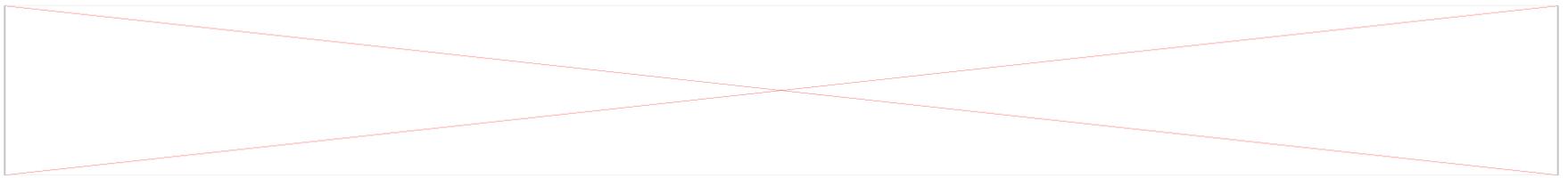
Примеры нелинейных регрессий относительно включенных в анализ объясняющих переменных, но линейных по оцениваемым параметрам

- Полиномы различных степеней –

$$y_i = a_0 + a_1 \cdot x_i + \dots + a_m \cdot x_i^m + \varepsilon_i.$$

- Равносторонняя гиперболола –





□ Степенная функция –

;

□ Показательная функция –

;

□ Экспоненциальная функция –

.



Модель описывается уравнением:

y – спрашиваемое количество товара, x – цена, ε_i – случайная составляющая.

Преобразуем данную модель к линейному виду. Так как данная модель нелинейна относительно оцениваемых параметров, то необходимо произвести преобразование переменных. Логарифмическое преобразование приведет данное уравнение к линейному виду:

Введя новые переменные и введя новое обозначение для параметра a и ошибки, получим линейную регрессию.

