

Эконометрика -2015, Демо-Вариант

Часть 1. (отметьте все правильные ответы в каждой задаче)

1. (1 б.) Квартальные данные о ВВП России за 10 лет - это

1) Временной ряд 2) Перекрестная выборка 3) Панельные данные

2. (2 б.) Не превышает 1

1) Математическое ожидание случайной величины 2) Функция плотности случайной величины 3) Функция распределения случайной величины 4) Коэффициент корреляции двух случайных величин

3. (2 б.) При оценивании множественной регрессии исследователь получил R^2 равный 0.283. В этом случае в отношении R^2_{adj} можно однозначно утверждать, что:

1) $R^2_{adj} < R^2$ 2) $R^2 < R^2_{adj} < 1$ 3) $-R^2 < R^2_{adj} < 0$ 4) $R^2_{adj} > 1$ 5) $0 < R^2_{adj} < R^2$

4. (2 б.) Сумма оцененных с помощью МНК остатков регрессии без константы может быть равна

1) только отрицательному числу 2) только положительному числу 3) только 0
4) любому числу

5. (2 б.) По данным для 570 индивидуумов оценили зависимость почасовой оплаты в долларах EARN от длительности обучения индивидуума S, от способностей индивидуума, описываемых обобщенной переменной ASVABC и пола индивидуума, описываемого с помощью фиктивной переменной MALE (равной 1 только для мужчин):

$$LN \hat{EARN} = 0.904 + 0.056S + 0.0157 ASVABC + 0.27 MALE$$

(0.124) (0.01) (0.002) (0.1)

Почасовая оплата труда мужчин

1) не отличается от оплаты труда женщин 2) больше на 0.27\$ 3) больше на 27 \$
4) больше на 27 % 5) больше на 0.27% 6) все предыдущие ответы неверны

6. (2 б.) Зависимость спроса на некоторый вид услуг Y от его цены P имеет вид:

$\ln \hat{Y} = 30 - 0.03P$ (все коэффициенты регрессии значимы). Спрос на эту услугу снизится на 3% при увеличении цены на

1) 100 единиц 2) 10 единиц 3) 1 единицу 4) 1% 5) 10% 6) все предыдущие ответы неверны

7. (3 б.) По данным для 500 индивидуумов оценили зависимость веса индивидуума Y, измеряемого в фунтах (1 фунт ≈ 0.5 кг) от его роста X, измеряемого в футах (1 фут ≈ 30 см) с помощью линейной в логарифмах модели $\ln \hat{Y} = -4.4 + 2.4 \ln X$. Если рост индивидуума будет измерен в метрах, а вес в килограммах и использована та же модель, то коэффициент перед $\ln X$ будет равен

1) 2.4 2) 8 3) 1.2 4) 4.8 5) все предыдущие ответы неверны

8. (3 б.) По 32 наблюдениям были найдены оценки регрессии

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \dots + \hat{\beta}_k X_k$$

Затем была оценена регрессия $|e| = \alpha + \beta \frac{1}{X_2} + u$, причем $\hat{\beta} = 4$, $s.e(\hat{\beta}) = 1.5$.

При 5% уровне значимости гипотеза об отсутствии гетероскедастичности согласно тесту
1) Глейзера отвергается 2) Глейзера не отвергается 3) Бройша – Пагана отвергается 4) Бройша – Пагана не отвергается 5) Голдфелда – Квандта отвергается 6) Голдфелда – Квандта не отвергается

9.(3 б.) Если оценивается модель $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + u$, а истинной является модель $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + u$, то оценка МНК параметра β_2 будет

- 1) всегда смещенной
- 2) всегда несмещенной
- 3) несмещенной, если $\beta_3 = 0$
- 4) несмещенной, если $\text{cov}(X_2, X_3) = 0$
- 5) эффективной;

10. (2 б.) Пробит – модель

- 1) оценивается с помощью метода максимального правдоподобия
- 2) оценивается с помощью МНК
- 3) линейно зависит от объясняющих факторов
- 4) используется, если одна из независимых переменных является dummy

11. (3 б.) Оценки метода наименьших квадратов коэффициентов регрессии :

$Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + u$ останутся несмещенными при нарушении условий теоремы Гаусса – Маркова

- 1) $D(u_i) = \sigma^2$ при всех i
- 2) состоящих во включении в модель лишнего объясняющего фактора Z ,
- 3) состоящих в невключении в модель необходимого фактора

12. (2 б.) Если $VIF(X_2) = 100$, то

- 1) Следует удалить фактор X_2 модели
- 2) в модели присутствует проблема мультиколлинеарности данных
- 3) для модели существует проблема гетероскедастичности возмущений
- 4) все предыдущие утверждения неверны

13. (2 б.) Если в регрессии обнаружена автокорреляция типа AR(1), то статистика Дарбина-Уотсона и оценка коэффициента автокорреляции ρ соотносятся между собой следующим образом:

- 1) $\rho \approx 2(1 - DW)$;
- 2) $DW \approx 2(1 - \rho)$;
- 3) $DW \approx \rho/2$;
- 4) $\rho \approx DW/2$;
- 5) $\rho \approx DW$.

14. (2 б.) Статистика Дарбина-Уотсона, используемая для диагностики автокорреляции, может принимать значения:

- 1) от $-\infty$ до $+\infty$;
- 2) от 0 до $+\infty$;
- 3) от $-\infty$ до 0;
- 4) от 0 до 4;
- 5) от $-\infty$ до 0 и от 4 до $+\infty$.

15. (2б.) Если основная гипотеза в тесте Дики и Фуллера отвергается, то временной ряд является

- 1) стационарным
- 2) нестационарным
- 3) стационарным в первых разностях

16. (2 б.) Недостатком модели с фиксированными эффектами является

1. ее оценки всегда смещенные
2. ее оценки всегда неэффективные
3. ее оценки смещенные, если среди объясняющих переменных есть фиктивные
4. ни один из перечисленных ответов не верен

17. (2 б.) В тесте Хаусмана альтернативная гипотеза состоит в том, что

1. следует оценивать сквозную регрессию
2. следует оценивать модель со случайным эффектом
3. следует оценивать модель с фиксированным эффектом
4. ни один из перечисленных ответов не верен

Часть 2.

18. (5 б.) Изучая зависимость длительности обучения индивида S от его способностей $ASVABC$, характеризующихся результатами трех тестов (см. п.в), длительности обучения матери индивида SM , длительности обучения отца индивида SF , исследователь получил следующие регрессии:

$$\hat{S} = 5 + 0.115 ASVABC + 0.12 SM + 0.1 SF, \text{RSS} = 2100.646, R^2 = 0.336$$

(0.52) (0.0099) (0.039) (0.029)

$$\hat{S} = 6.5 + 0.14 ASVABC, \text{RSS} = 2267.587$$

(0.48) (0.009)

Исходя из полученных результатов, можно ли считать, что длительность обучения индивида зависит только от его способностей?

19. (5 б.) С помощью теста Бокса-Кокса оценили зависимость веса индивида от его роста:

$$W^{(\lambda)} = \beta_1 + \beta_2 H^{(\theta)} + \varepsilon$$

Исходя из результатов оценки, какую спецификацию модели (линейную, линейную в логарифмах, полулогарифмическую) Вы предпочтете и почему.

Log likelihood = -2659.5656

| | | |
|---------------|---|--------|
| Number of obs | = | 540 |
| LR chi2(2) | = | 230.68 |
| Prob > chi2 | = | 0.000 |

| w | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|---------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| /lambda | 1.055498 | 1.892654 | 0.56 | 0.577 | -2.654035 4.76503 |
| /theta | -.0263371 | .1471576 | -0.18 | 0.858 | -.3147607 .2620865 |

Estimates of scale-variant parameters

| | Coef. |
|------------------|----------|
| Notrans _cons | 2.936809 |
| Trans H | .0237224 |
| /sigma | .1660251 |

| Test H0: | Restricted log likelihood | chi2 | Prob > chi2 |
|-------------------|------------------------------|-------|-------------|
| theta=lambda = -1 | -2680.8693 | 42.61 | 0.000 |
| theta=lambda = 0 | -2659.7618 | 0.39 | 0.531 |
| theta=lambda = 1 | -2685.5201 | 51.91 | 0.000 |

20. (4 б.) По данным для 23 демократических стран оценили зависимость индекса Джини (меры неравенства, 0 – полное равенство, по мере роста этого показателя степень неравенства увеличивается) от ВНР на душу населения с учетом ППС (паритета покупательной способности) и провели тест Рамсея. Результаты оценивания указаны в таблице. Прокомментируйте результаты теста Рамсея.

```
. reg gini gdp if democ==1
```

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|----|------------|------------------------|--|--|
| Model | 506.853501 | 1 | 506.853501 | Number of obs = 23 | | |
| Residual | 815.572523 | 21 | 38.8367868 | F(1, 21) = 13.05 | | |
| | | | | Prob > F = 0.0016 | | |
| | | | | R-squared = 0.3833 | | |
| | | | | Adj R-squared = 0.3539 | | |
| | | | | Root MSE = 6.2319 | | |
| Total | 1322.42602 | 22 | 60.1102738 | | | |

| | gini | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--|-------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| | gdp | -.0006307 | .0001746 | -3.61 | 0.002 | -.0009937 -.0002676 |
| | _cons | 44.30983 | 3.572733 | 12.40 | 0.000 | 36.87993 51.73974 |

```
. ovtest
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of gini
Ho: model has no omitted variables
F(3, 18) = 5.16
Prob > F = 0.0095
```

21.(4 б.) По данным о продажах одежды в 400 голландских магазинах мужской одежды оценили зависимость продаж в расчете на квадратный метр (sales) с помощью трех моделей (ssize – размер магазина в м², nfull – количество полностью занятых работников):

```
. reg sales ssize nfull
```

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|-----|------------|------------------------|--|--|
| Model | 1.2160e+09 | 2 | 607985348 | Number of obs = 400 | | |
| Residual | 4.3631e+09 | 397 | 10990234.2 | F(2, 397) = 55.32 | | |
| | | | | Prob > F = 0.0000 | | |
| | | | | R-squared = 0.2180 | | |
| | | | | Adj R-squared = 0.2140 | | |
| | | | | Root MSE = 3315.2 | | |
| Total | 5.5791e+09 | 399 | 13982691 | | | |

| | sales | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--|-------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| | ssize | -14.26647 | 1.574675 | -9.06 | 0.000 | -17.36222 -11.17073 |
| | nfull | 1425.883 | 174.4274 | 8.17 | 0.000 | 1082.966 1768.8 |
| | _cons | 5539.002 | 392.8081 | 14.10 | 0.000 | 4766.758 6311.246 |

```
. reg sales ssize
```

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|-----|-----------|------------------------|--|--|
| Model | 481549075 | 1 | 481549075 | Number of obs = 400 | | |
| Residual | 5.0975e+09 | 398 | 12807901 | F(1, 398) = 37.60 | | |
| | | | | Prob > F = 0.0000 | | |
| | | | | R-squared = 0.0863 | | |
| | | | | Adj R-squared = 0.0840 | | |
| | | | | Root MSE = 3578.8 | | |
| Total | 5.5791e+09 | 399 | 13982691 | | | |

| | sales | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--|-------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| | ssize | -9.765355 | 1.5926 | -6.13 | 0.000 | -12.89632 -6.634395 |
| | _cons | 7809.808 | 299.8165 | 26.05 | 0.000 | 7220.386 8399.23 |

```
. reg sales nfull
```

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|-----|------------|------------------------|--|--|
| Model | 313862706 | 1 | 313862706 | Number of obs = 400 | | |
| Residual | 5.2652e+09 | 398 | 13229223.6 | F(1, 398) = 23.72 | | |
| | | | | Prob > F = 0.0000 | | |
| | | | | R-squared = 0.0563 | | |
| | | | | Adj R-squared = 0.0539 | | |
| | | | | Root MSE = 3637.2 | | |
| Total | 5.5791e+09 | 399 | 13982691 | | | |

| | sales | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--|-------|----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| | nfull | 873.296 | 179.2911 | 4.87 | 0.000 | 520.82 1225.772 |
| | _cons | 4527.566 | 413.1956 | 10.96 | 0.000 | 3715.248 5339.885 |

Какую модель Вы предпочтете и почему? Объясните изменения в оценках коэффициентов в других моделях.

22. (4 б.) По данным о продажах мороженого с 18.03.1951 по 11.07.1953 была оценена модель с зависимой переменной CONSUMPTION – потребление мороженого в расчете на одного покупателя в пинтах, независимыми переменными INCOME – средний доход семьи за неделю в долларах США, PRICE – цена одной пинты мороженого, TEMP – средняя температура в градусах Фаренгейта, результаты оценки которой приведены ниже, как и результаты теста Уайта о гомоскедастичности возмущений. Дайте интерпретацию результатам оценки и теста Уайта.

```
. reg consumption price income temp
```

| Source | SS | df | MS | | |
|----------|------------|----|------------|-----------------|--------|
| Model | .090250523 | 3 | .030083508 | Number of obs = | 30 |
| Residual | .035272835 | 26 | .001356647 | F(3, 26) = | 22.17 |
| Total | .125523358 | 29 | .004328392 | Prob > F = | 0.0000 |
| | | | | R-squared = | 0.7190 |
| | | | | Adj R-squared = | 0.6866 |
| | | | | Root MSE = | .03683 |

| | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| consumption | | | | | | |
| price | -1.044413 | .834357 | -1.25 | 0.222 | -2.759458 | .6706322 |
| income | .0033078 | .0011714 | 2.82 | 0.009 | .0008999 | .0057156 |
| temp | .0034584 | .0004455 | 7.76 | 0.000 | .0025426 | .0043743 |
| _cons | .1973149 | .2702161 | 0.73 | 0.472 | -.3581223 | .752752 |

```
. estat imtest, white
```

White's test for H₀: homoskedasticity
against H_a: unrestricted heteroskedasticity

```
chi2(9) = 12.83
Prob > chi2 = 0.1706
```

23. (4 б.) Для выявления влияния различных факторов на карьерные траектории россиян, была оценена логит-модель по данным для 5808 индивидов (subordinates = 1 для имеющих подчиненных и 0 в противном случае, age – возраст индивида, experience – опыт работы индивида, heduc = 1 для имеющих высшее образование и 0 в противном случае, male = 1 для мужчин и 0 для женщин) и рассчитаны предельные эффекты. Дайте интерпретацию полученным результатам.

```
. logit subordinates age experience heduc male
```

```
Iteration 0: log likelihood = -3007.8529
Iteration 1: log likelihood = -2841.3405
Iteration 2: log likelihood = -2833.4104
Iteration 3: log likelihood = -2833.4078
Iteration 4: log likelihood = -2833.4078
```

```
Logistic regression               Number of obs = 5808
LR chi2(4) = 348.89
Prob > chi2 = 0.0000
Pseudo R2 = 0.0580
Log likelihood = -2833.4078
```

| subordinates | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|--------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| age | -.0154585 | .0100332 | -1.54 | 0.123 | -.0351232 | .0042063 |
| experience | .0333335 | .0096053 | 3.47 | 0.001 | .0145074 | .0521596 |
| heduc | 1.317942 | .0734249 | 17.95 | 0.000 | 1.174032 | 1.461852 |
| male | .1951603 | .0673123 | 2.90 | 0.004 | .0632306 | .3270901 |
| _cons | -1.741769 | .2362539 | -7.37 | 0.000 | -2.204818 | -1.27872 |

```
. mfx
```

```
Marginal effects after logit
y = Pr(subordinates) (predict)
= .19867884
```

| variable | dy/dx | Std. Err. | z | P> z | [95% C.I.] | | x |
|------------|-----------|-----------|-------|-------|--------------|---------|---------|
| age | -.0024611 | .0016 | -1.54 | 0.123 | -.00559 | .000668 | 37.7603 |
| experience | .0053069 | .00153 | 3.48 | 0.001 | .002316 | .008297 | 16.7443 |
| heduc* | .253983 | .0156 | 16.28 | 0.000 | .223406 | .28456 | .212293 |
| male* | .0311589 | .01076 | 2.89 | 0.004 | .01006 | .052257 | .476412 |

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

```
.
```

24. (8 б.)

По панели для 545 мужчин за 1980-1987 оценивалась зависимость логарифма заработной платы от выбранных Вами объясняющих переменных
SCHOOL EXPER EXPER2 UNION MAR BLACK HISP PUB
Результаты оценивания приведены ниже.
Сквозная регрессия:

```
. reg WAGE SCHOOL EXPER EXPER2 UNION MAR BLACK HISP PUB
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs = | 4360 |
|----------|------------|------|------------|-----------------|--------|
| Model | 230.721836 | 8 | 28.8402295 | F(8, 4351) = | 124.76 |
| Residual | 1005.80781 | 4351 | .231167043 | Prob > F = | 0.0000 |
| Total | 1236.52964 | 4359 | .283672779 | R-squared = | 0.1866 |
| | | | | Adj R-squared = | 0.1851 |
| | | | | Root MSE = | .4808 |

| WAGE | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| SCHOOL | .0993678 | .0046829 | 21.22 | 0.000 | .090187 .1085487 |
| EXPER | .089138 | .0101215 | 8.81 | 0.000 | .0692948 .1089813 |
| EXPER2 | -.0028468 | .0007077 | -4.02 | 0.000 | -.0042343 -.0014594 |
| UNION | .1799043 | .0172146 | 10.45 | 0.000 | .1461549 .2136537 |
| MAR | .1076212 | .0157053 | 6.85 | 0.000 | .0768308 .1384115 |
| BLACK | -.1438227 | .023563 | -6.10 | 0.000 | -.1900182 -.0976271 |
| HISP | .0156503 | .0208197 | 0.75 | 0.452 | -.0251668 .0564674 |
| PUB | .0035461 | .037474 | 0.09 | 0.925 | -.0699219 .0770142 |
| _cons | -.0343724 | .0646723 | -0.53 | 0.595 | -.1611631 .0924182 |

Регрессия с фиксированными эффектами:

```
. xtreg WAGE SCHOOL EXPER EXPER2 UNION MAR BLACK HISP PUB, fe
note: SCHOOL omitted because of collinearity
note: BLACK omitted because of collinearity
note: HISP omitted because of collinearity
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: NR

Number of obs = 4360
Number of groups = 545

R-sq: within = 0.1782
between = 0.0006
overall = 0.0642

Obs per group: min = 8
avg = 8.0
max = 8

F(5,3810) = 165.26
Prob > F = 0.0000

corr(u_i, Xb) = -0.1130

| WAGE | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|---------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|----------------------|
| SCHOOL | (omitted) | | | | |
| EXPER | .116457 | .0084309 | 13.81 | 0.000 | .0999275 .1329865 |
| EXPER2 | -.0042886 | .0006054 | -7.08 | 0.000 | -.0054756 -.0031015 |
| UNION | .081203 | .0193159 | 4.20 | 0.000 | .0433325 .1190736 |
| MAR | .0451061 | .0183114 | 2.46 | 0.014 | .009205 .0810072 |
| BLACK | (omitted) | | | | |
| HISP | (omitted) | | | | |
| PUB | .0349267 | .0386082 | 0.90 | 0.366 | -.040768 .1106214 |
| _cons | 1.065698 | .0266766 | 39.95 | 0.000 | 1.013396 1.118 |
| sigma_u | .39989822 | | | | |
| sigma_e | .35126372 | | | | |
| rho | .56447541 | (fraction of variance due to u_i) | | | |

F test that all u_i=0: F(544, 3810) = 7.98 Prob > F = 0.0000

Регрессия со случайными эффектами:

```
. xtreg WAGE SCHOOL EXPER EXPER2 UNION MAR BLACK HISP PUB, re
```

Random-effects GLS regression
Group variable: NR

Number of obs = 4360
Number of groups = 545

R-sq: within = 0.1776
between = 0.1835
overall = 0.1808

Obs per group: min = 8
avg = 8.0
max = 8

Random effects u_i ~ Gaussian
corr(u_i, X) = 0 (assumed)

wald chi2(8) = 944.56
Prob > chi2 = 0.0000

| WAGE | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|---------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|----------------------|
| SCHOOL | .1010237 | .0089219 | 11.32 | 0.000 | .0835372 .1185103 |
| EXPER | .1117851 | .0082709 | 13.52 | 0.000 | .0955744 .1279959 |
| EXPER2 | -.0040575 | .000592 | -6.85 | 0.000 | -.0052177 -.0028972 |
| UNION | .1064134 | .0178669 | 5.96 | 0.000 | .0713949 .1414319 |
| MAR | .0625465 | .0167762 | 3.73 | 0.000 | .0296658 .0954272 |
| BLACK | -.1440026 | .0476439 | -3.02 | 0.003 | -.237383 -.0506223 |
| HISP | .0197269 | .0426303 | 0.46 | 0.644 | -.0638269 .1032807 |
| PUB | .0301555 | .0364671 | 0.83 | 0.408 | -.0413187 .1016296 |
| _cons | -.1043113 | .110834 | -0.94 | 0.347 | -.3215421 .1129194 |
| sigma_u | .32482045 | | | | |
| sigma_e | .35126372 | | | | |
| rho | .46094736 | (fraction of variance due to u_i) | | | |

Были также проведены тест Бройша-Пагана

```
. xttest0
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

WAGE[NR,t] = Xb + u[NR] + e[NR,t]

Estimated results:
      Var      sd = sqrt(Var)
-----
WAGE   .2836728   .5326094
e       .1233862   .3512637
u       .1055083   .3248205

Test:  Var(u) = 0
      chi2(1) = 3217.14
      Prob > chi2 = 0.0000
```

И тест Хаусмана

```
. hausman fixed

      Coefficients
      (b)      (B)      (b-B)      sqrt(diag(V_b-V_B))
      fixed      .      Difference      S.E.
-----
EXPER   .116457   .1117851   .0046718   .0016345
EXPER2 -.0042886 -.0040575  -.0002311   .0001269
UNION   .081203   .1064134   -.0252104   .0073402
MAR     .0451061   .0625465   -.0174403   .0073395
PUB     .0349267   .0301555   .0047713   .0126785

      b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
      B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test:  Ho: difference in coefficients not systematic

      chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
      = 31.75
      Prob>chi2 = 0.0000
```

Согласно проведенным тестам, какая из оценок является наиболее адекватной данным?
 Ответ обоснуйте.