

Byl vyvinut nový druh insulinu a zkoumá se závislost snížení hladiny cukru v krvi pacienta na množství nového insulinu určitou dobu před měřením.

Náhodně vybraným 8 pacientům byla naočkována různá množství insulinu a po určité době bylo témto pacientům změřeno snížení cukru v krvi. Výsledky měření:

**Tabulka** Kritické hodnoty korelačního koeficientu pro dvoustranný test nulové volnosti je  $n-2$ . Nulovou hypotézu zamítám, pokud absolutní hodnota výběrového kritickou hodnotu.

df	3	4	5	6	7	10	15	...
$\alpha = 0.05$	0.8783	0.8114	0.7545	0.7067	0.6664	0.5760	0.4821	0.4000
$\alpha = 0.01$	0.9587	0.9172	0.8745	0.8343	0.7977	0.7079	0.6055	0.5000

**prokážte silnou korelací a otestujte významnost úseku regresní přímky.**

množství insulinu (ug)  
snížení hladiny cukru (%)

150	200	250	300	350	400
8	12	30	20	55	58

hypotézy  $\rho = 0$ . Počet stupňů  
o korelačního koeficientu překročí

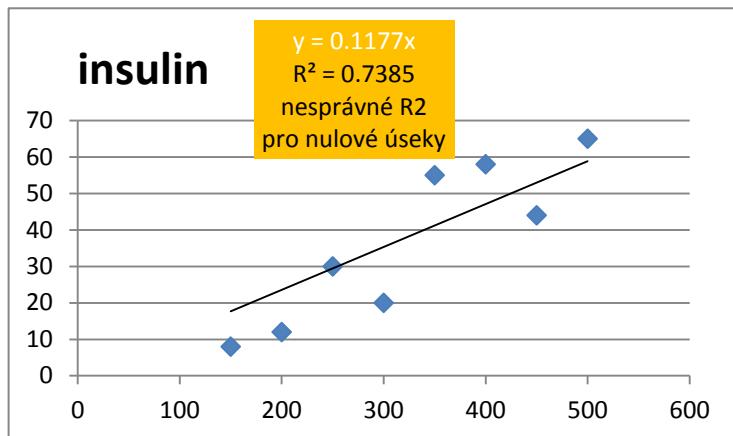
	20	30	50	100
4227	0.3494	0.2732	0.1946	
5368	0.4487	0.3541	0.2540	

	450	500
	44	65

Byl vyvinut nový druh insulinu a zkoumá se závislost snížení hladiny cukru v krvi pacienta na množství nového insulinu určitou dobu před měřením.

Náhodně vybraným 8 pacientům byla naočkována různá množství insulinu a po určité době bylo těmto pacientům změřeno snížení cukru v krvi.

Výsledky měření:



**Y**

prokážte silnou korelací a otestujte významnost úseku regresní přímky.

množství insulinu (ug)  
 snížení hladiny cukru (%)

150	200	250	300	350	400
8	12	30	20	55	58

#### Analýza dat: regrese

množství insulinu (ug)	snížení hladiny cukru (%)
150	8
200	12
250	30
300	20
350	55
400	58
450	44
500	65

#### VÝSLEDEK

##### Regresní statistika

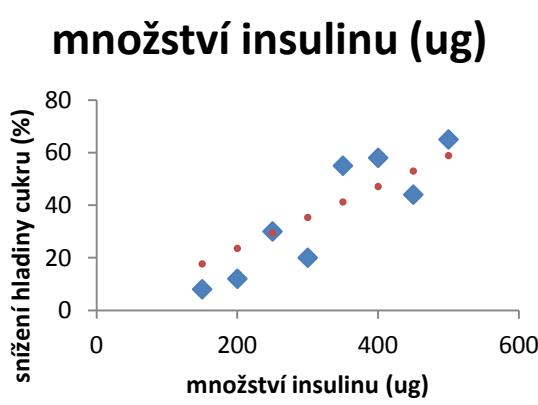
Násobné R	0.96786	=R
Hodnota spolehlivosti R	0.936752	=R2
Nastavená hodnota spolel	0.793895	
Chyba stř. hodnoty	11.27028	=s(xy)
Pozorování	8	=N

##### ANOVA

	Rozdíl	SS
Regresce	1	13169
Rezidua	7	889.13
Celkem	8	14058

##### Koeficienty a stř. hodnoty

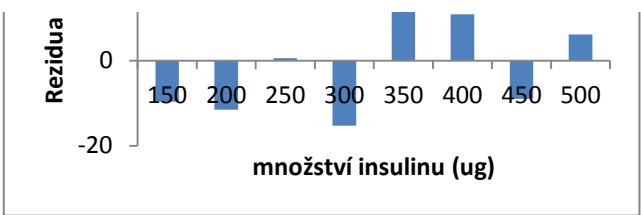
Hranice	0	#N/A
množství insulinu (ug)	0.117737	0.0116



#### REZIDUA

Pozorování	nížení hladiny cukru (%)	Rezidua
1	17.66053	-9.661
2	23.54737	-11.55
3	29.43421	0.5658
4	35.32105	-15.32
5	41.20789	13.792
6	47.09474	10.905



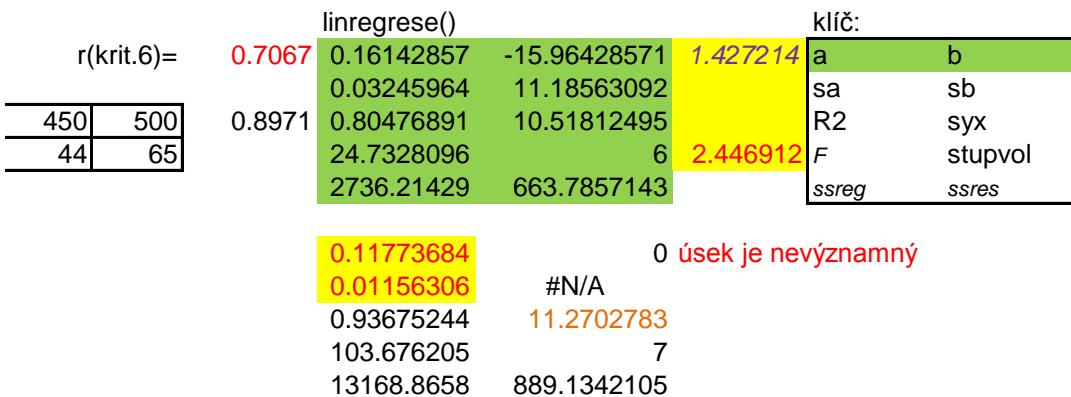


7	52.98158	-8.982
8	58.86842	6.1316

$$= aX + b$$

**Tabulka** Kritické hodnoty korelačního koeficientu pro dvě volnosti je  $n-2$ . Nulovou hypotézu zamítám, pokud absolutní hodnota kritickou hodnotu.

df	3	4	5	6	7	8
$\alpha = 0.05$	0.8783	0.8114	0.7545	0.7067	0.6664	0.6313
$\alpha = 0.01$	0.9587	0.9172	0.8745	0.8343	0.7977	0.7647



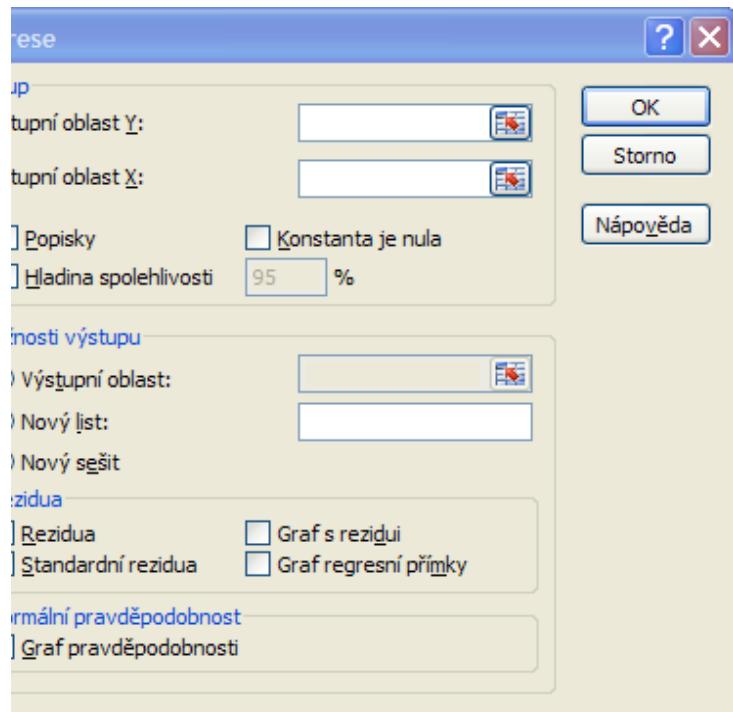
MS	F	úznamnost F
13169	103.7	5.22E-05
127		

t Stat	odnota	Dolní 95%	Horní 95%	Dolní 95.0%	Horní 95.0%
#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
10.18	2E-05	0.090395	0.14507914	0.090394546	0.145079



oboustranný test nulové hypotézy  $\rho = 0$ . Počet stupňů  
ní hodnota výběrového korelačního koeficientu překročí

10	15	20	30	50	100
0.5760	0.4821	0.4227	0.3494	0.2732	0.1946
0.7079	0.6055	0.5368	0.4487	0.3541	0.2540



hodnotami  
př. testovat,  
zda vlastně  
tu a pomocí  
é hodnoty  $t$

(3.2.12)

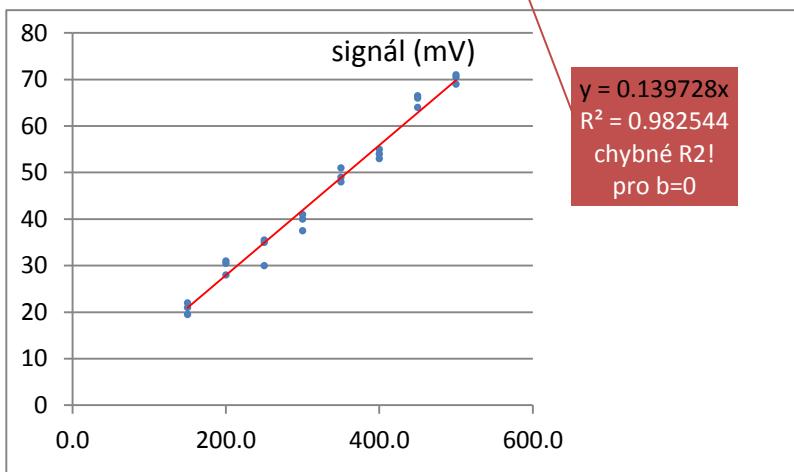
ou hledáme  
ostí a zjistí-

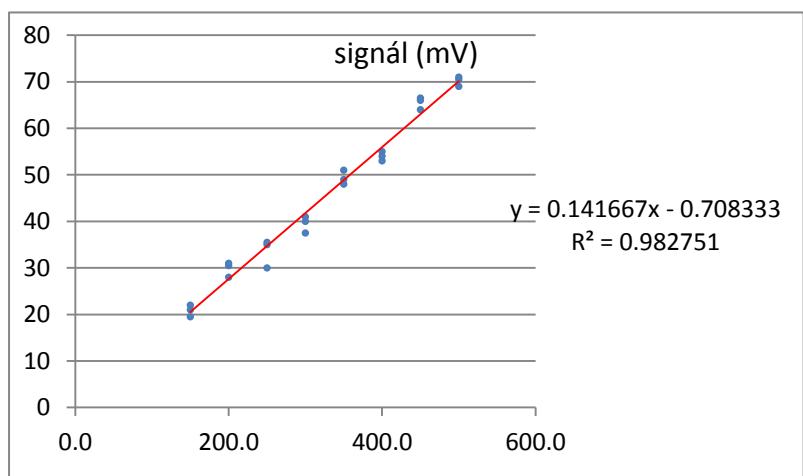
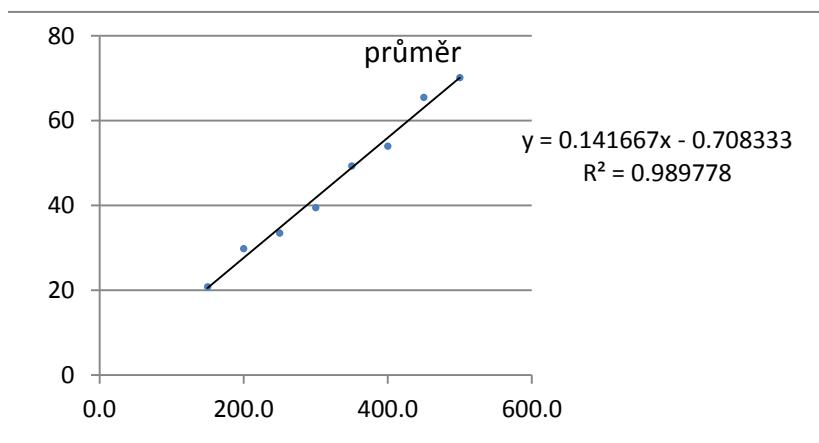
(3.2.13)

c(mg/L)	signál (mV)		
150.0	22.0	21.0	19.5
200.0	30.5	31.0	28.0
250.0	35.0	35.5	30.0
300.0	40.0	41.0	37.5
350.0	51.0	49.0	48.0
400.0	55.0	53.0	54.0
450.0	64.0	66.5	66.0
500.0	70.5	71.0	69.0

počet bodů je důležitý

c(mg/L)	signál (mV)			průměr	počet bodů je důležitý
150.0	22.0	21.0	19.5	20.8	0.141667 -0.70833
200.0	30.5	31.0	28.0	29.8	0.005878 2.025419
250.0	35.0	35.5	30.0	33.5	0.989778 1.904551
300.0	40.0	41.0	37.5	39.5	580.9509 6
350.0	51.0	49.0	48.0	49.3	2107.292 21.76389
400.0	55.0	53.0	54.0	54.0	
450.0	64.0	66.5	66.0	65.5	
500.0	70.5	71.0	69.0	70.2	
150.0	21.0				
200.0	31.0				
250.0	35.5				
300.0	41.0				
350.0	49.0				
400.0	53.0				
450.0	66.5				
500.0	71.0				
150.0	19.5				
200.0	28.0				
250.0	30.0				
300.0	37.5	0.139728	0	0.141667 -0.70833	0.513698
350.0	48.0	0.001309	#N/A	0.004001 1.378892	
400.0	54.0	0.997986	2.209557	0.982751 2.245787	
450.0	66.0	11397.3	23	1253.455 22	1.717144
500.0	69.0	55643.21	112.2893	6321.875 110.9583	





### **Example 1**

The following data was obtained in the analysis of copper using flame atomic absorption sř

Následující data byla získána při analýze mědi pomocí atomové absorpční spektrofotometrie.

Pomocí lineární regrese najděte kalibrační funkci (uveďte a, b, R na čtyři desetinná místa).

Vypočítejte koncentraci mědi pro neznámý vzorek s transmitancí 35.6%.

conc, ppm	% transmittance
5.1	78.1
17	43.2
25.5	31.4
34	18.8
42.5	14.5
51	8.7

### **Example 2**

In the potentiometric determination of  $\text{Pb}^{2+}$  in solution, the following calibration data was cc

$\text{Pb}^{2+}$ , ppm	$E_{\text{meas}}$ , mV
15	-338.5
35	-329.8
89	-316.5
150	-312.2
230	-303.7
400	-296.4
500	-295.5
650	-292.5



pectroscopy.

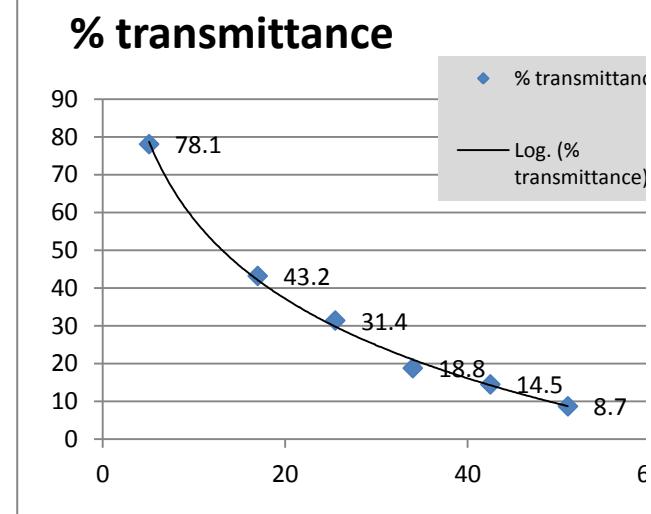
collected.

**Example 1**

<https:// facultystaff.richmond.edu/~cstevens/301/Calibration3.html>

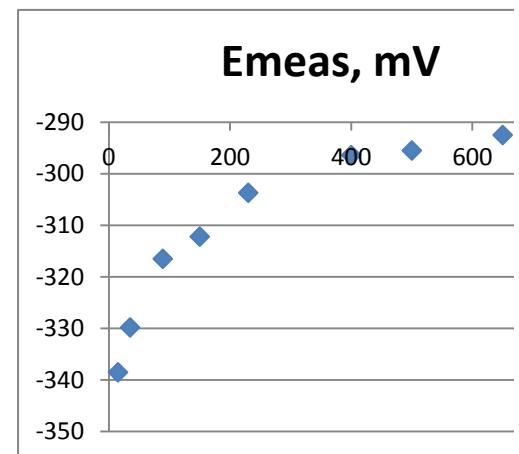
The following data were obtained in the analysis of copper using flame atomic absorption spectroscopy.

conc, ppm	% transmittance	A
5.1	78.1	0.107349
17	43.2	0.364516
25.5	31.4	0.50307
34	18.8	0.725842
42.5	14.5	0.838632
51	8.7	1.060481

**Example 2**

In the potentiometric determination of  $\text{Pb}^{2+}$  in solution, the following calibration data were collected.

$\text{Pb}^{2+}$ , ppm	$E_{\text{meas}}$ , mV	$\log c$
15	-338.5	1.1761
35	-329.8	1.5441
89	-316.5	1.9494
150	-312.2	2.1761
230	-303.7	2.3617
400	-296.4	2.6021
500	-295.5	2.6990
650	-292.5	2.8129



opy.

úsek je nevýznamný

0.020388	0.004988	0.217734
0.000694	0.022907	
0.995381	0.026155	
861.9527	4	2.776445
0.589641	0.002736	

0.020522	0
0.000291	#N/A
0.998994	0.023532
4965.226	5
2.749477	0.002769

35.6 =T(x)

21.9 =c(x)

0.9995 =R

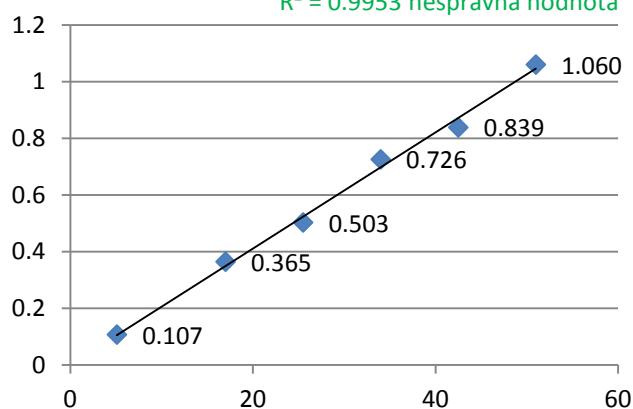
In

-4.35799  
-3.76584  
-3.44681  
-2.93386  
-2.67415  
-2.16332

A

$$y = 0.0205x$$

$R^2 = 0.9953$  nesprávná hodnota

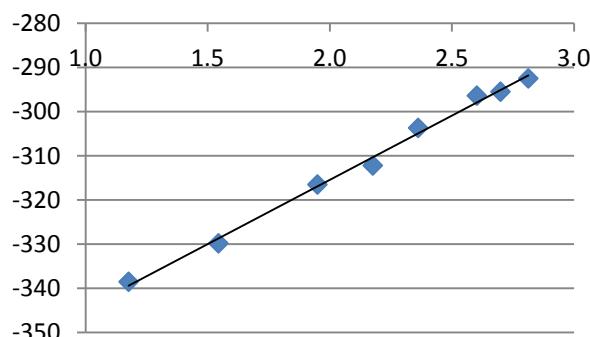


800

log c

$$y = 29.052x - 373.54$$

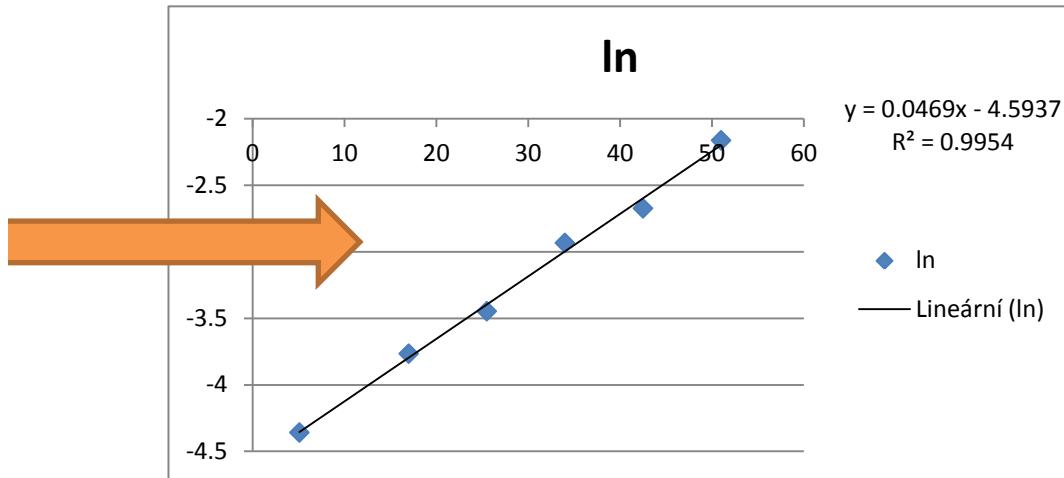
$$R^2 = 0.9949$$



When a blank measurement is obtained during calibration, as in the previous example, there are two possibilities: either include the blank measurement in the regression, or subtract it from all the calibration and sample measurements. Either way gives the same result.

toto řešení je jen ln-transformace bez znalosti Lambert Beerova zákona:

35.6	=T(x)
0.046945	-4.59369
0.001599	0.052745
0.995381	0.060224
861.9527	4
3.126215	0.014508



loglinregrese		-log	2-log
0.954139	98.85813	0.020388	0.004988
0.001599	0.052745		
0.995381	0.060224		
861.9527	4		
3.126215	0.014508		

For example, there are some blank values in the table above. These are treated as missing values.

**PŘÍKLADY:**

- Objemy spotřeby titračního činidla při titraci 10 ml přibližně 0,01 mol/l HCl na tit jsou v ml: 1,10; 1,08; 1,09; 1,08; 1,10; 1,08; 1,10; 1,09; 1,11; 1,08. Správná hodnota 1,09 ml. Zjistěte, zda titrátor pracuje správně.

trátoru RTS 622  
a byla určena na

alpha=0.05		
n	one-tailed	double-tailed
6	2	0
7	3	2
8	5	3
9	8	5
10	10	8
11	13	10
12	17	13
13	21	17
14	25	21
15	30	25
16	35	30
17	41	35
18	47	40
19	53	46
20	60	52
21	67	59
22	75	66
23	83	73
24	91	81
25	100	89

## PŘÍKLADY:

1. Objemy spotřeby titračního činidla při titraci 10 ml přibližně 0,01 mol/l HCl na titrá jsou v ml: 1,10; 1,08; 1,09; 1,08; 1,10; 1,08; 1,10; 1,09; 1,11; 1,08. Správná hodnota je 1,09 ml. Zjistěte, zda titrator pracuje správně.

správná h.=	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09
naměřené h.=	1.10	1.08	1.09	1.08	1.10	1.08	1.10	1.09	1.11	1.08
	0.01	-0.01	0.00	-0.01	0.01	-0.01	0.01	0.00	0.02	-0.01
abs	0.01	0.01		0.01	0.01	0.01	0.01		0.02	0.01
rank	1	1	#N/A	1	1	1	1	#N/A	8	1
pořadí	4			4		4			8	
		4		4		4				4

příklad na vylučování nulových rozdílů:

<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>7</b>
Subj.	X <sub>A</sub>	X <sub>B</sub>	original X <sub>A</sub> -X <sub>B</sub>	absolute X <sub>A</sub> -X <sub>B</sub>	rank of absolute X <sub>A</sub> -X <sub>B</sub>	signed rank
1	78	78	0	0	---	---
2	24	24	0	0	---	---
3	64	62	+2	2	1	+1
4	45	48	-3	3	2	-2
5	64	68	-4	4	3.5	-3.5
6	52	56	-4	4	3.5	-3.5
7	30	25	+5	5	5	+5
8	50	44	+6	6	6	+6
9	64	56	+8	8	7	+7
10	50	40	+10	10	8.5	+8.5
11	78	68	+10	10	8.5	+8.5
12	22	36	-14	14	10	-10
13	84	68	+16	16	11	+11
14	40	20	+20	20	12	+12
15	90	58	+32	32	13	+13
16	72	32	+40	40	14	+14

itoru RTS 622  
byla určena na

N= 10

N= 8

20
16 > 3

alpha=0.05		
n	one-tailed	double-tailed
6	2	0
7	3	2
8	5	3
9	8	5
10	10	8
11	13	10
12	17	13
13	21	17
14	25	21
15	30	25
16	35	30
17	41	35
18	47	40
19	53	46
20	60	52
21	67	59
22	75	66
23	83	73
24	91	81
25	100	89

2. Bylo vybráno 10 polí stejné kvality. Na 4 polích byl aplikován nový růstový s byla ponechána bez aplikace. Poté byla oseta pšenice a sledoval se hektarová s aplikací stimulátoru byly získány hektarové výnosy 51, 67, 56, 63 a na polích be 48, 44, 53, 50 q/ha. Zjistěte, zda aplikace stimulátoru zvýší výnosy.

stimulátor, ostatní výnos. Na polích z aplikace 45, 54,

$n_1 \setminus n_2$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Critical values of $U$ for $\alpha$ equal to 5%															
1															
2							0	0	0	0	1	1	1	1	1
3			0	1	1	2	2	3	3	4	4	5	5	6	
4		0	1	2	3	4	4	5	6	7	8	9	10	11	
5	0	1	2	3	5	6	7	8	9	11	12	13	14	15	
6	1	2	3	5	6	8	10	11	13	14	16	17	19	21	
7	1	3	5	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	
8	0	2	4	6	8	10	13	15	17	19	22	24	26	29	31
9	0	2	4	7	10	12	15	17	20	23	26	28	31	34	37
10	0	3	5	8	11	14	17	20	23	26	29	33	36	39	42
11	0	3	6	9	13	16	19	23	26	30	33	37	40	44	47
12	1	4	7	11	14	18	22	26	29	33	37	41	45	49	53
13	1	4	8	12	16	20	24	28	33	37	41	45	50	54	59
14	1	5	9	13	17	22	26	31	36	40	45	50	55	59	64
15	1	5	10	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64	70
16	1	6	11	15	21	26	31	37	42	47	53	59	64	70	75
17	2	6	11	17	22	28	34	39	45	51	57	63	67	75	81
18	2	7	12	18	24	30	36	42	48	55	61	67	74	80	86
19	2	7	13	19	25	32	38	45	52	58	65	72	78	85	92
20	2	8	13	20	27	34	41	48	55	62	69	76	83	90	98

---

17 18 19 20

---

2	2	2	2
6	7	7	8
11	12	13	13
17	18	19	20
22	24	25	27
28	30	32	34
34	36	38	41
39	42	45	48
45	48	52	55
51	55	58	62
57	61	65	69
63	67	72	76
67	74	78	83
75	80	85	90
81	86	92	98
87	93	99	105
93	99	106	112
99	106	113	119
105	112	119	127

2. Bylo vybráno 10 polí stejně kvality. Na 4 polích byl aplikován nový růstový stimulátor bez aplikace. Poté byla oseta pšenice a sledoval se hektarová výnosy. s aplikací stimulátoru byly získány hektarové výnosy 51, 67, 56, 63 a na polích bez aplikace 48, 44, 53, 50 q/ha. Zjistěte, zda aplikace stimulátoru zvýší výnosy.

	pořadí	<i>R</i>	<i>N</i>	<i>U</i>
stimulátor	51	6		
	67	1		
	56	3		
	63	2	12	4
bez	45	9		22
	54	4		
	48	8		
	44	10		
	53	5		
	50	7	43	6
			2	= 2

stimulátor, ostatní výnos. Na polích z aplikace 45, 54,

### Mann-Whitney U-test

$$U = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - R_1$$

$n_1 \setminus n_2$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
Critical values of $U$ for $\alpha$ equal to 5%																
1																
2																
3				0	1	1	2	2	3	3	4	4	4	5	5	6
4			0	1	2	3	4	4	5	6	7	8	9	10	11	11
5		0	1	2	3	5	6	7	8	9	11	12	13	14	15	17
6		1	2	3	5	6	8	10	11	13	14	16	17	19	21	22
7		1	3	5	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28
8	0	2	4	6	8	10	13	15	17	19	22	24	26	29	31	34
9	0	2	4	7	10	12	15	17	20	23	26	28	31	34	37	39
10	0	3	5	8	11	14	17	20	23	26	29	33	36	39	42	45
11	0	3	6	9	13	16	19	23	26	30	33	37	40	44	47	51
12	1	4	7	11	14	18	22	26	29	33	37	41	45	49	53	57
13	1	4	8	12	16	20	24	28	33	37	41	45	50	54	59	63
14	1	5	9	13	17	22	26	31	36	40	45	50	55	59	64	67
15	1	5	10	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64	70	75
16	1	6	11	15	21	26	31	37	42	47	53	59	64	70	75	81
17	2	6	11	17	22	28	34	39	45	51	57	63	67	75	81	87
18	2	7	12	18	24	30	36	42	48	55	61	67	74	80	86	93
19	2	7	13	19	25	32	38	45	52	58	65	72	78	85	92	99
20	2	8	13	20	27	34	41	48	55	62	69	76	83	90	98	105

---

18 19 20

---

2 2 2  
7 7 8  
12 13 13  
18 19 20  
24 25 27  
30 32 34  
36 38 41  
42 45 48  
48 52 55  
55 58 62  
61 65 69  
67 72 76  
74 78 83  
80 85 90  
86 92 98  
93 99 105  
106 106 112  
106 113 119  
112 119 127

3. Paralelními analýzami vzorku Cu v osmi slitinách byla získána data nové meto metody podle normy. Testujte, zda obě metody určují vždy stejný obsah. Použijte neparametrický test. Data: 11,68 11,23; 23,91 23,77; 32,27 33,04; 38,29 38,4. 51,34 50,96; 68,23 67,85; 79,24 78,55.

dy a standardní  
parametrický i  
3; 47,04 46,79;

$$t = \frac{|\bar{x}_A - \bar{x}_B| \sqrt{(n-1)}}{\sqrt{(s_A^2 + s_B^2)}}$$

$t \geq t_\alpha$  [  $v = 2(n-1) = 2n-2$  ],  $t \geq t_\alpha \rightarrow$  rozdíl je statisticky významný na  $\alpha$

hlině významnosti  $\alpha$

3. Paralelními analýzami vzorku Cu v osmi slitinách byla získána data nové metody a standardní metody podle normy. Testujte, zda obě metody určují vždy stejný obsah. Použijte parametrický i neparametrický test. Data: 11,68 11,23; 23,91 23,77; 32,27 33,04; 38,29 38,43; 47,04 46,79; 51,34 50,96; 68,23 67,85; 79,24 78,55.

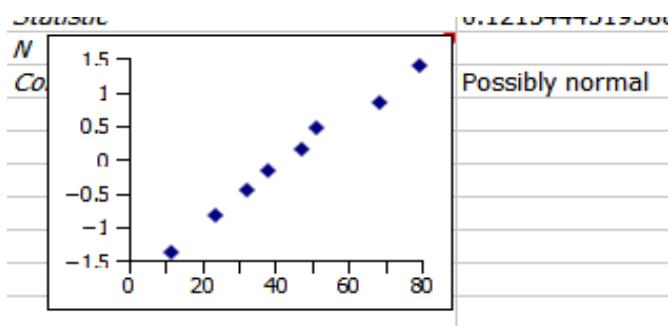
metoda1	metoda2	rozdíly	abs()	pořadí
11.68	11.23	<b>0.45</b>	0.45	6
23.91	23.77	<b>0.14</b>	0.14	1.5
32.27	33.04	<b>-0.77</b>	0.77	8
38.29	38.43	<b>-0.14</b>	0.14	1.5
47.04	46.79	<b>0.25</b>	0.25	3
51.34	50.96	<b>0.38</b>	0.38	4
68.23	67.85	<b>0.38</b>	0.38	5
79.24	78.55	<b>0.69</b>	0.69	7

prům.=	44.00	43.83	26.5	<b>9.5</b>	>	<b>3</b>
s=	22.39405	22.20934				
s2=	501.4936	493.255				

**0.01447 2.144787**



ověření normality v Gnumeric

párový t-test  
Wilcoxonův párový test

$$t = \frac{|\bar{x}_A - \bar{x}_B| \sqrt{(n-1)}}{\sqrt{(s_A^2 + s_B^2)}}$$

$t_\alpha$  [ $v = 2(n-1) = 2n-2$ ],  $t \geq t_\alpha \rightarrow$  rozdíl je statisticky významný na hladině významnosti  $\alpha$

alpha=0.05	one-tailed	double-tailed
6	2	0
7	3	2
8	5	3
9	8	5
10	10	8
11	13	10
12	17	13
13	21	17
14	25	21
15	30	25
16	35	30
17	41	35
18	47	40
19	53	46
20	60	52
21	67	59
22	75	66
23	83	73
24	91	81
25	100	89

4. Ve 3 vzorcích ropy byl metodou AAS stanovován obsah Ni s následujícími výsledky Kruskal-Wallisova testu rozhodněte, zda se obsah Ni ve vzorcích významně liší.

Vzorek			Ni (ppm)		
1	14,2	16,8	19,1	15,5	16,0
2	14,5	20,0	18,0	15,4	16,1
3	18,3	20,1	17,7	17,9	19,3
					16,9

v. Pomocí

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1)$$

6	4	3	5.610
6	4	4	5.681
6	5	1	4.990
6	5	2	5.338
6	5	3	5.602
6	5	4	5.661
6	5	5	5.729
6	6	1	4.945
6	6	2	5.410
6	6	3	5.625
6	6	4	5.725
6	6	5	5.765
6	6	6	5.801
7	7	7	5.819
8	8	8	5.805

4. Ve 3 vzorcích ropy byl metodou AAS stanovován obsah Ni s následujícími v Kruskal-Wallisova testu rozhodněte, zda se obsah Ni ve vzorcích významně liší.

Vzorek			Ni	(ppm)		
1	14,2	16,8	19,1	15,5	16,0	15,9
2	14,5	20,0	18,0	15,4	16,1	17,7
3	18,3	20,1	17,7	17,9	19,3	16,9

vzorek č.

1	14.2	16.8	19.1	15.5	16	15.9
2	15.4	20	18	15.4	16.1	17.7
3	18.3	20.1	17.7	17.9	19.3	16.9

	rank	pořadí				
14.2	18	18				
16.8	11	11				
19.1	4	4				
15.5	15	15				
16	13	13				
15.9	14	14	75	937.5		
15.4	16	<b>16.5</b>				
20	2	2				
18	6	6				
15.4	16	<b>16.5</b>				
16.1	12	12				
17.7	8	<b>8.5</b>	61.5	630.375		
18.3	5	5				
20.1	1	1				
17.7	8	<b>8.5</b>				
17.9	7	7				
19.3	3	3				
16.9	10	10	34.5	198.375		

N= 18

$$H = 4.974 < 5.801$$

ýsledky. Pomocí

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1)$$

6	4	3	5.610
6	4	4	5.681
6	5	1	4.990
6	5	2	5.338
6	5	3	5.602
6	5	4	5.661
6	5	5	5.729
6	6	1	4.945
6	6	2	5.410
6	6	3	5.625
6	6	4	5.725
6	6	5	5.765
6	6	6	5.801
7	7	7	5.819
8	8	8	5.805

příklad massart

Wilcoxon, str. 344, Tabulka 12.2

Dvěma analytickými metodami byly získány údaje o množství pesticidu v 1 l vody (ug)

metoda1	metoda2	d(i)	znaménko	abs(di)	pořadí	znam.pořadí
114	116	-2	-1	2	1	-1
49	42	7	+	7	7.5	7.5
100	95	5	+	5	4	4
20	10	10	+	10	9.5	9.5
90	94	-4	-	4	2.5	-2.5
106	100	6	+	6	5.5	5.5
100	96	4	+	4	2.5	2.5
95	102	-7	-	7	7.5	-7.5
160	150	10	+	10	9.5	9.5
110	104	6	+	6	5.5	5.5

$$\text{krit.}(>25) = -1.264911064$$

44

11 >8

alpha	Z( $\alpha$ )
	=NORMINV( $\alpha;0;1$ )
0.1	-1.282
0.05	-1.645
0.01	-2.326
0.001	-3.090

H0 platí  
stejně jako massart

$$p= 0.344 \\ >0.05$$

## PŘÍKLADY:

- Objemy spotřeby titračního roztoku jsou v ml: 1,10; 1,08; 1,09; 1,08; 1,09 ml. Zjistěte, zda titrátor praví správně.
- Bylo vybráno 10 polí stejné velikosti a byla ponechána bez aplikace. Po aplikaci stimulátoru byly získány hodnoty: 48, 44, 53, 50 q/ha. Zjistěte, zda je rozdíl mezi hodnotami statisticky významný.
- Paralelními analýzami byly získány hodnoty podle normy. Testujte neparametrický test. Data: 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25.
- Ve 3 vzorcích ropy byl mezi nimi proveden Kruskal-Wallisova test. Výsledky jsou uvedeny v tabulce.

n	one-tailed	double-tailed
6	2	0
7	3	2
8	5	3
9	8	5
10	10	8
11	13	10
12	17	13
13	21	17
14	25	21
15	30	25
16	35	30
17	41	35
18	47	40
19	53	46
20	60	52
21	67	59
22	75	66
23	83	73
24	91	81
25	100	89

Vzorek
1
2
3

činidla při titraci 10 ml přibližně 0,01 mol/l HCl na titrátoru RTS 622 18; 1;10; 1,08; 1,10; 1,09; 1,11; 1,08. Správná hodnota byla určena na základě správné.

Na 4 polích byl aplikován nový růstový stimulátor, ostatní

Poté byla oseta pšenici a sledoval se hektarová výnos. Na polích s aplikací hektarové výnosy 51, 67, 56, 63 a na polích bez aplikace 45, 54, 55 a aplikace stimulátoru zvýší výnosy.

ku Cu v osmi slitinách byla získána data nové metody a standardní, zda obě metody určují vždy stejný obsah. Použijte parametrický i

1,68 11,23; 23,91 23,77; 32,27 33,04; 38,29 38,43; 47,04 46,79;

24 78,55.

zjistou AAS stanovován obsah Ni s následujícími výsledky. Pomocí

parametrického testu určete, zda se obsah Ni ve vzorcích významně liší.

		Ni (ppm)			
	14,2	16,8	19,1	15,5	16,0
	14,5	20,0	18,0	15,4	16,1
	18,3	20,1	17,7	17,9	19,3

Table 12.4., p.346

alpha=0.05

n	one-tailed	double-tailed
6	2	0
7	3	2
8	5	3
9	8	5
10	10	8
11	13	10
12	17	13
13	21	17
14	25	21
15	30	25
16	35	30
17	41	35
18	47	40
19	53	46
20	60	52
21	67	59
22	75	66
23	83	73
24	91	81
25	100	89

TABLE 12.3

p.345

The sign test. The table gives the probability that out of  $n$  positive and negative signs, the smaller number of like signs is equal to or smaller than  $r$ . The values are for a one-sided test. They should be doubled for a two-sided test.

n/r	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
4	0.063	0.313	0.688							
5	0.031	0.188	0.5							
6	0.016	0.109	0.344	0.656						
7	0.008	0.062	0.227	0.5						
8	0.004	0.035	0.145	0.363	0.637					
9	0.002	0.02	0.09	0.254	0.5					
10	0.001	0.011	0.055	0.172	0.377	0.623				
11		0.006	0.033	0.113	0.274	0.5				
12		0.003	0.019	0.073	0.194	0.387	0.613			
13		0.002	0.011	0.046	0.133	0.291	0.5			
14		0.001	0.006	0.029	0.09	0.212	0.395	0.605		
15			0.004	0.018	0.059	0.151	0.304	0.5		
16			0.002	0.011	0.038	0.105	0.227	0.402	0.598	
17			0.001	0.006	0.025	0.072	0.166	0.315	0.5	
18			0.001	0.004	0.015	0.048	0.119	0.24	0.407	0.593
19				0.002	0.01	0.032	0.084	0.18	0.324	0.5
20				0.001	0.006	0.021	0.058	0.132	0.252	0.412

## two-sided

n/r	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
4	0.126	0.626	1.376							
5	0.062	0.376	1.000							
6	0.032	0.218	0.688	1.312						
7	0.016	0.124	0.454	1.000						
8	0.008	0.070	0.290	0.726	1.274					
9	0.004	0.040	0.180	0.508	1.000					
10	0.002	0.022	0.110	0.344	0.754	1.246				
11		0.012	0.066	0.226	0.548	1.000				
12		0.006	0.038	0.146	0.388	0.774	1.226			
13		0.004	0.022	0.092	0.266	0.582	1.000			
14		0.002	0.012	0.058	0.180	0.424	0.790	1.210		
15			0.008	0.036	0.118	0.302	0.608	1.000		
16			0.004	0.022	0.076	0.210	0.454	0.804	1.196	
17			0.002	0.012	0.050	0.144	0.332	0.630	1.000	
18			0.002	0.008	0.030	0.096	0.238	0.480	0.814	1.186
19				0.004	0.020	0.064	0.168	0.360	0.648	1.000
20				0.002	0.012	0.042	0.116	0.264	0.504	0.824

10

0.588

10

1.176

testování úseku

c	mAU
0.12	133.5
0.23	254.6
0.36	404.4
0.51	560.7
0.62	689.1

### testování úseku

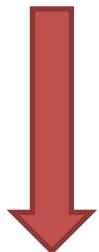
c	mAU
0.12	133.5
0.23	254.6
0.36	404.4
0.51	560.7
0.62	689.1

### linregrese

1106.614	1.225931
10.24266	4.201739
0.999743	4.151501
11672.58	3
201176.5	51.70488

0.291768 h0 platí, úsek je 0

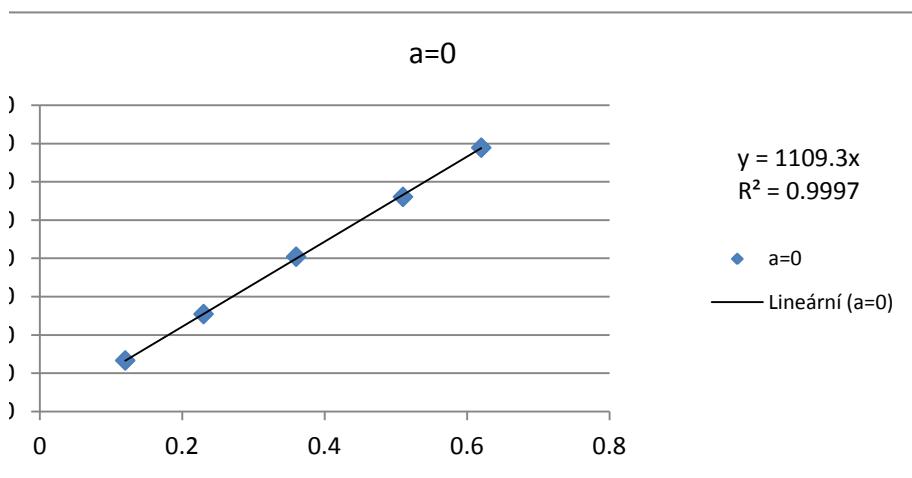
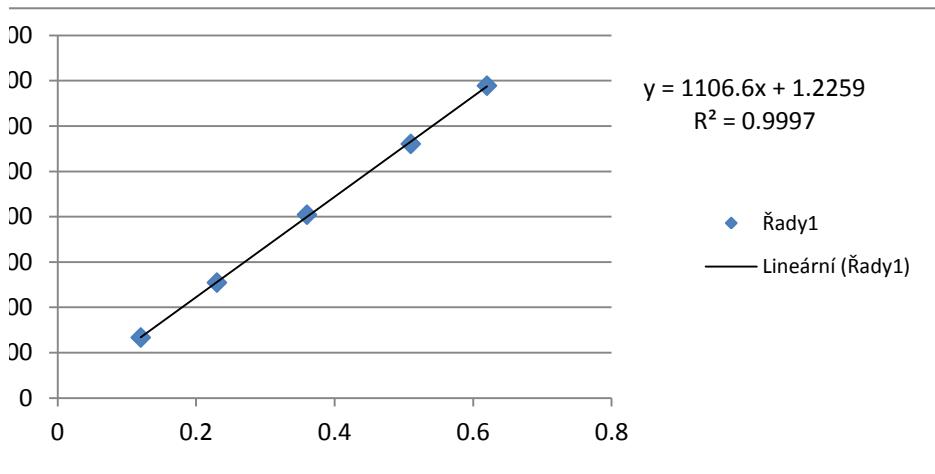
3.182446



1109.295	0
3.974756	#N/A
0.999949	3.645959
77888.48	4
1035373	53.17207

80  
70  
60  
50  
40  
30  
20  
10

800  
700  
600  
500  
400  
300  
200  
100  
0



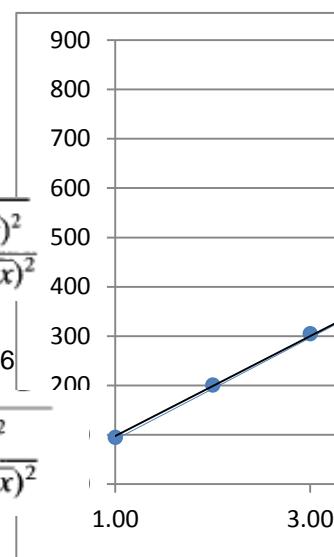
## Calibration data

Concentration of the standards	Instrument readings	i.s.(x)	pás	dx
1.00	95	97.3	0.1555	90.10
2.00	201	198.6	0.1474	193.47
3.00	305	299.9	0.1418	296.83
4.00	399	401.2	0.1389	400.19
5.00	495	502.5	0.1389	501.51
6.00	610	603.9	0.1418	600.79
7.00	700	705.2	0.1474	700.07
8.00	810	806.5	0.1555	799.35
4.50	451.88			42.00

101.3214 -4.0714  
 0.8346 4.2146  
 0.9996 5.4089  
 14737.9697 6.0000  
 431173.3393 175.5357

$$\hat{y}_0 \pm t_{0.025;n-2} s_e \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2}}$$

$$\hat{x}_s \pm t_{0.025;n-2} s_{\hat{x}_s} \quad s_{\hat{x}_s} = \frac{s_e}{b_1} \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n} + \frac{(\bar{y}_s - \bar{y})^2}{b_1^2 \sum (x_i - \bar{x})^2}}$$



## Analytical calibration using a simple linear regression

### Calibration data

#### Calibration data

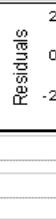
Concentration of the standards	Instrument readings
0	0
2.5	5.23
5	10.31
7.5	15.04
10	19.55

Instructions	Concentration of standards	Instrument readings
1. Enter the concentrations of the standards and their instrument readings into the blue table.	0	0
(To delete a value, click on the cell and press the space bar).	2.5	5.23
5	10.31	
7.5	15.04	
10	19.55	
2. Enter the Instrument readings of the unknowns into the yellow column.		
3. The concentrations of the unknowns are calculated in the last column (far right).		

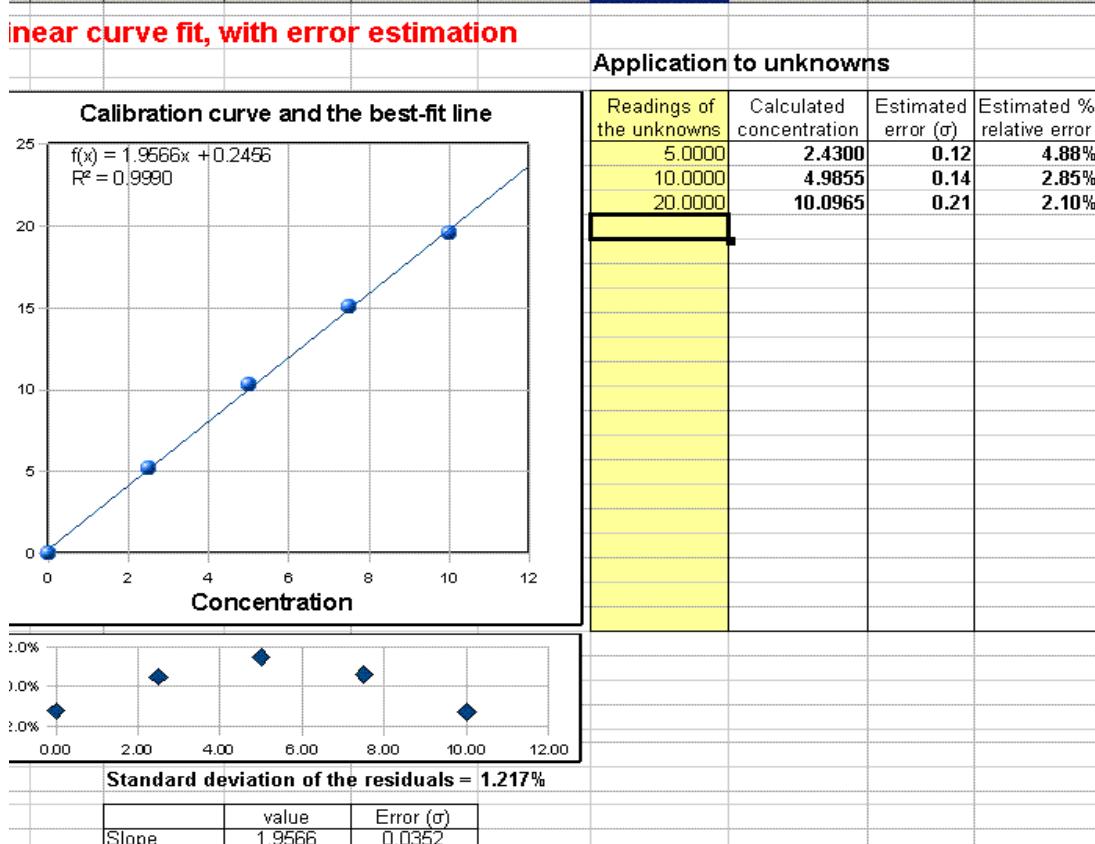
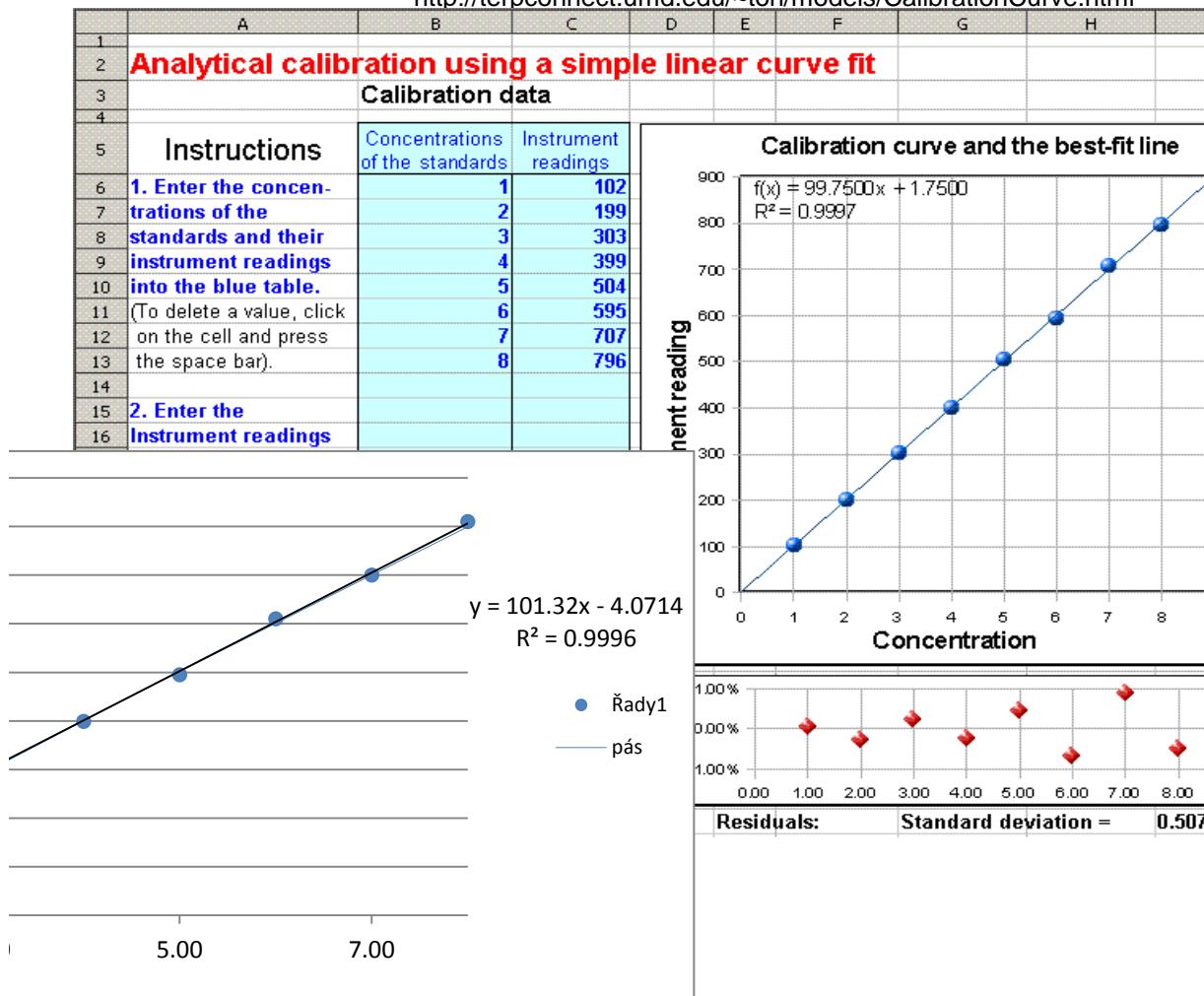
#### Detailed Instructions:

- Enter the concentrations of the standards and their instrument readings into the blue table on the left. Leave the rest of the table blank. You must have at least two points on the calibration curve, including the blank (zero concentration standard). This sheet takes up to 20 data points.

Instrument reading







Intercept	0.2456	0.2156					
-----------	--------	--------	--	--	--	--	--

I	J	K	L

### Application to unknowns

	Readings of the unknowns	Calculated concentrations
1	222.0000	<b>2.2080</b>
2	333.0000	<b>3.3208</b>

9

9.00

9.00

výpočet intervalu spolehlivosti

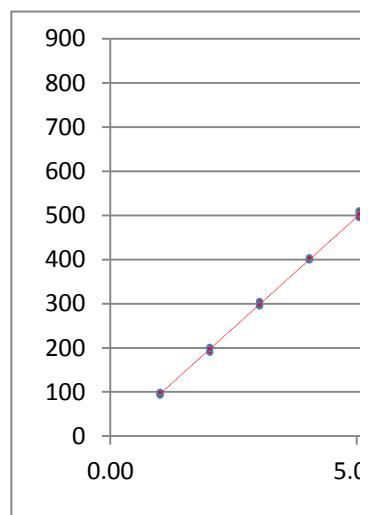
1.01	95	93	99
2.02	201	190	198
3.03	305	295	297
4.04	399	400	404
5.05	495	510	503
6.06	610	605	600
7.07	700	695	698
8.08	810	803	808
<b>6.601</b>	<b>650</b>	<b>666</b>	<b>654</b> <b>656.6667</b> =vzorek

Concentration  
of the  
standards

Instrument  
readings

		<i>dx</i>	i.s.(x)
1.01	95	96.1	-3.54 0.1063
2.02	201	197.4	-2.53 0.1041
3.03	305	298.7	-1.52 0.1026
4.04	399	399.9	-0.51 0.1018
5.05	495	501.2	0.51 0.1018
6.06	610	602.4	1.52 0.1026
7.07	700	703.7	2.53 0.1041
8.08	810	804.9	3.54 0.1063
1.01	93	96.1	-3.54 0.1063
2.02	190	197.4	-2.53 0.1041
3.03	295	298.7	-1.52 0.1026
4.04	400	399.9	-0.51 0.1018
5.05	510	501.2	0.51 0.1018
6.06	605	602.4	1.52 0.1026
7.07	695	703.7	2.53 0.1041
8.08	803	804.9	3.54 0.1063
1.01	99	96.1	-3.54 0.1063
2.02	198	197.4	-2.53 0.1041
3.03	297	298.7	-1.52 0.1026
4.04	404	399.9	-0.51 0.1018
5.05	503	501.2	0.51 0.1018
6.06	600	602.4	1.52 0.1026
7.07	698	703.7	2.53 0.1041
8.08	808	804.9	3.54 0.1063
<b>4.55</b>	<b>450.54</b>	<b>128.53</b>	
		<b>6.601</b>	<b>0.0636</b>

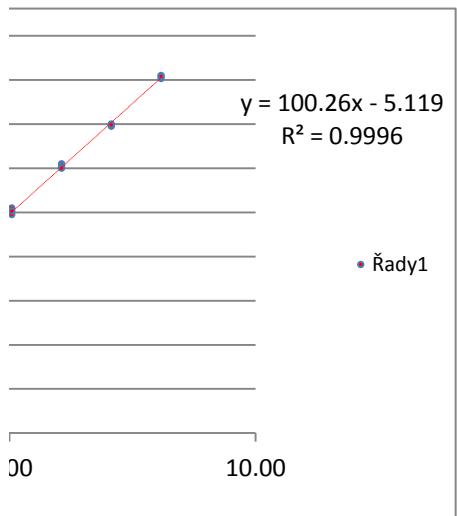
$$t(\alpha, st.vol.) * \frac{s_e}{b} \sqrt{\frac{1}{m}}$$



dolní hrani

100.2554	-5.1190	2.362032 h0 se zamítá, úsek je významný
0.4249	2.1672	
0.9996	4.8175	
55666.2	22	2.073873
1291899.4	510.58	

$$\frac{1}{n} + \frac{(y_m - \bar{y})^2}{b^2 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$



ice i.s.= 6.5      horní hranice i.s.= 6.7  
6.6      +/- 0.1

example 2, p.185

0	0
1	0.98
1	0.90
2	2.10
2	2.20
3	3.16
3	3.22
4	3.68
4	3.72
5	4.15
5	4.27
0	0
1	0.98
2	2.10
3	3.16
4	3.68
5	4.15

VÝSLEDEK

Regresní statistika	
Násobné R	0.98348645
Hodnota spole	0.96724561
Nastavená hod	0.96360623
Chyba stř. hod	0.27638968
Pozorování	11

ANOVA

Rozdíl	
Regrese	1
Rezidua	9
Celkem	10
Koeficienty	
Hranice	0.26516129
Soubor X 1	0.84877419

example 1, p.175

$$s_{\hat{x}_i} = \frac{s_e}{b_1} \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n} + \frac{(\bar{y}_s - \bar{y})^2}{b_1^2 \sum (x_i - \bar{x})^2}}$$

x (ng/ml)	0	40
y (a.u.)	4	78

x (ng/ml)	y (a.u.)	lin.reg.	dx	i.s.
0	4	2.92	-25.00	5.17
10	21.2	22.74	-15.00	4.77
20	44.6	42.56	-5.00	4.55
30	61.8	62.38	5.00	4.55
40	78	82.19	15.00	4.77
50	105.2	102.01	25.00	5.17
25.00	52.47	102.01	1750.00	
<b>43.9</b>		<b>90.0</b>		<b>4.9</b>

VÝSLEDEK

Regresní statistika	
Násobné R	0.99740643
Hodnota spole	0.99481959
Nastavená hod	0.99352449
Chyba stř. hod	2.99116158
Pozorování	6

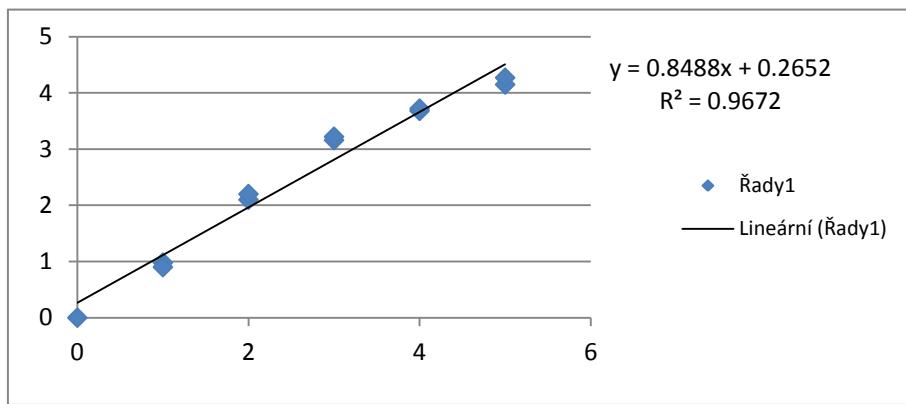
1.981714	2.9238095
0.071502	2.1648438
0.99482	2.9911616
768.14	8.947048
6872.585	4

**2.776445**

ANOVA

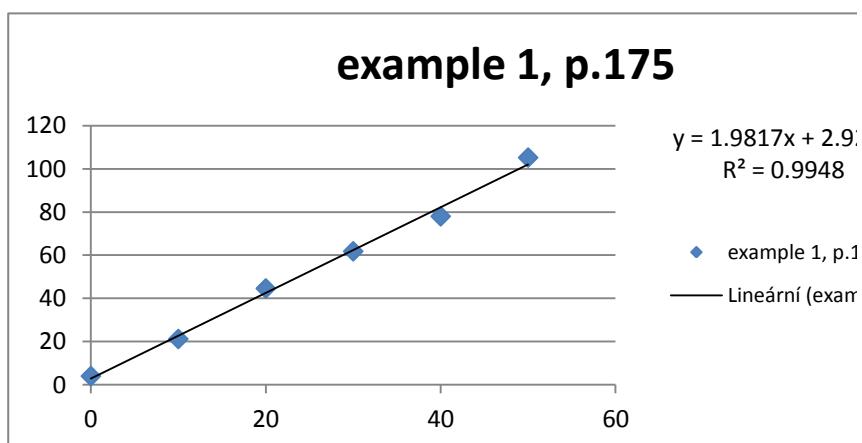
Rozdíl	
Regrese	1
Rezidua	4
Celkem	5

Koeficienty	
Hranice	2.92380952
x (ng/ml)	1.98171429



SS	MS	F	Významost F
20.30	20.30	265.7723	5.46255E-08
0.688	0.08		
20.99			

Chyba stř. hodnot	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%	Dolní 95.0%	Horní 95.0%
0.164640743	1.610545	0.141739	-0.107281944	0.637604525	-0.107281944	0.637604525
0.052063974	16.30252	5.46E-08	0.730997301	0.966551086	0.730997301	0.966551086



SS	MS	F	Významost F
6872.585143	6872.585	768.14	1.00812E-05
35.78819048	8.947048		
6908.373333			

Chyba stř. hodnot	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%	Dolní 95.0%	Horní 95.0%
2.164843817	1.350587	0.248179	-3.086760496	8.934379543	-3.086760496	8.934379543
0.071502438	27.71534	1.01E-05	1.783191692	2.18023688	1.783191692	2.18023688

238

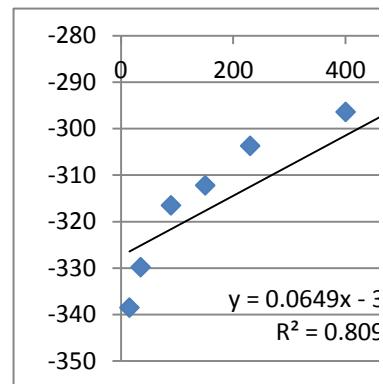
175

ample 1, p.175)

In the potentiometric determination of  $\text{Pb}^{2+}$  in solution, the following calibration data was collected:

$\text{Pb}^{2+}$ , ppm	$E_{\text{meas}}$ , mV
15	-338.5
35	-329.8
89	-316.5
150	-312.2
230	-303.7
400	-296.4
500	-295.5
650	-292.5

0.064902	-327.423
0.012864	4.355858
0.809253	7.952461
25.45521	6
1609.829	379.4498

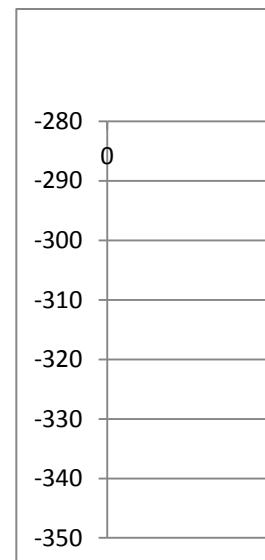


Another solution, whose concentration of  $\text{Pb}^{2+}$  was not known, yielded a measured potential of  $-300.8 \text{ mV}$ . Report the concentration of lead in the solution in the form of a confidence interval.

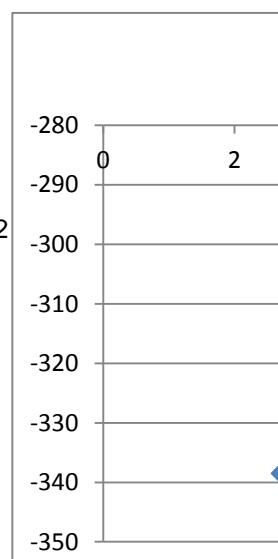
	log(x)	y	dx	b	a	
	1.176091	-338.5	-0.99			
	1.544068	-329.8	-0.62			
	1.94939	-316.5	-0.22	b	a	
	2.176091	-312.2	0.01	<b>29.05248</b>	-373.541	
	2.361728	-303.7	0.20	0.851622	1.900668	
	2.60206	-296.4	0.44	0.994871	<b>1.304051</b>	
	2.69897	-295.5	0.53	1163.786	6	2.446912
	2.812913	-292.5	0.65	1979.075	10.2033	
pro i.s.=	2.17	-310.64	2.34			
	<b>2.503775</b>	<b>-300.8</b>	<b>319.0</b>			

i.s. = 0.116513

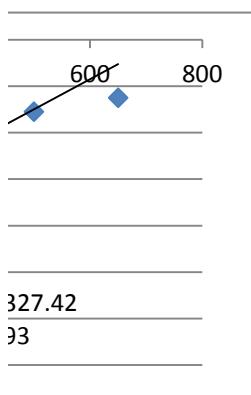
L1      2.4      **244** 251.189  
L2      2.6      **417** 398.107



	ln(x)	y	dx	b	a	
	2.70805	-338.5	-2.28			
	3.555348	-329.8	-1.43			
	4.488636	-316.5	-0.50	b	a	
	5.010635	-312.2	0.03	<b>12.61733</b>	-373.541	
	5.438079	-303.7	0.45	0.369855	1.900668	
	5.991465	-296.4	1.01	0.994871	<b>1.304051</b>	
	6.214608	-295.5	1.23	1163.786	6	2.446912
	6.476972	-292.5	1.49	1979.075	10.2033	
pro i.s.=	4.99	-310.64	12.43			
	<b>5.765156</b>	<b>-300.8</b>	<b>319.0</b>			



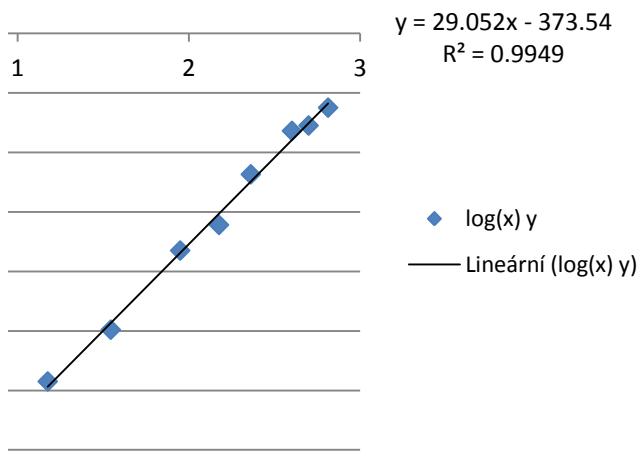
ected.



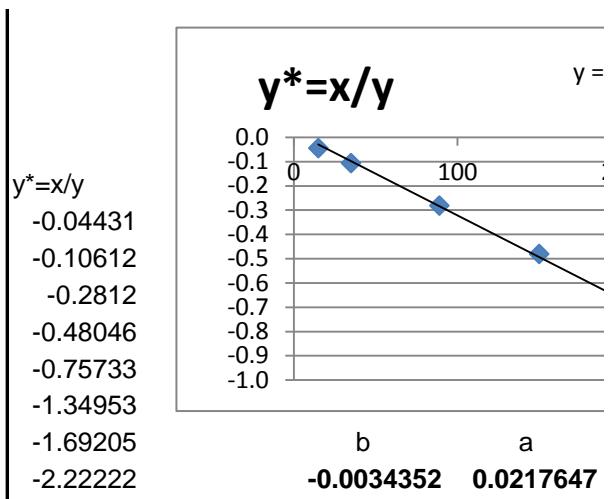
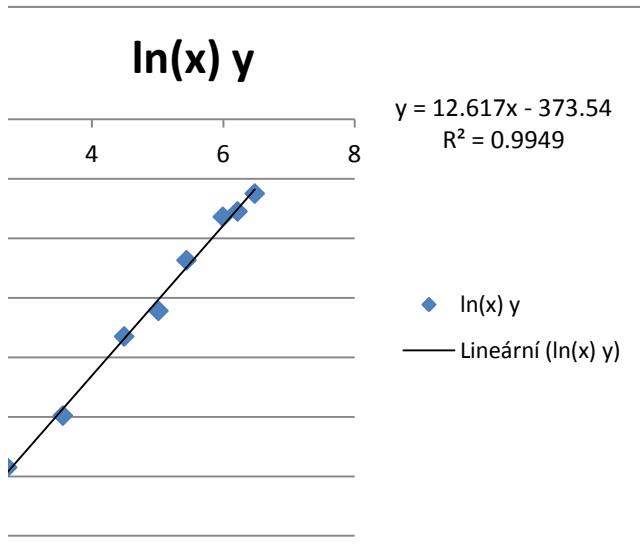
of -300.8 mV

$$t(\alpha, st. vol.) * \frac{s_e}{b} \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n} + \frac{(y_m - \bar{y})^2}{b^2 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}$$

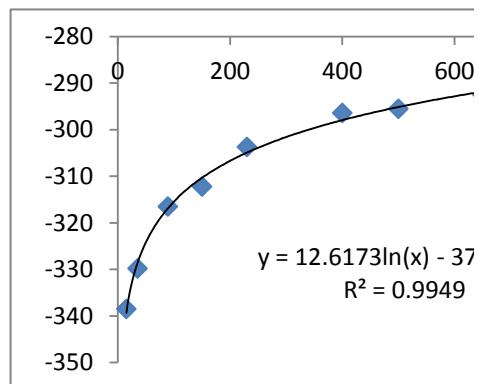
### log(x) y



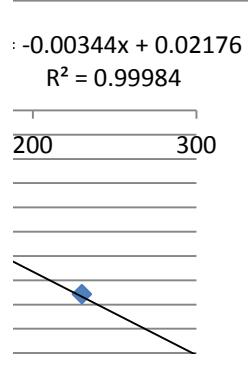
### ln(x) y



$y^* = x/300.8$  -0.6536849  
x= 196.63 mg/l



319.0



3.640032

2.446912

-1.06047

