- **Sezónní složka (S_t)**
- **Analýza cyklické složky (C_t)**
- **Analýza náhodné složky (ε_t)**

5. Analýza ostatních složek časové řady

Cíl kapitoly

Vedle trendu časové řady je pro praktické účely významná také informace o její sezónnosti. Následující kapitola naznačuje jak v dané časové řadě nalézt a následně kvantifikovat vlivy sezónních výkyvů a jak tyto vlivy z časové řady vyloučit. V další části se dozvíte, jaké přístupy je možno zvolit při studiu zbylých dvou složek klasického modelu časové řady – cyklické a náhodné složky. V příloze kapitoly naleznete popis využití výpočetní techniky pro analýzu časových řad.

Časová zátěž

6 hodin (4. týden v březnu)

5.1 Sezónní složka (S_t)

Sezónní složka časové řady je tou její částí, která tvoří pravidelně se opakující odchylku od trendové složky. Jak je patrno z jejího názvu, odrážejí se v ní vlivy sezóny, tedy vlivy způsobené pravidelnými ročními klimatickými cykly. O sezónní složce lze tedy hovořit v případě časových řad krátkodobých (kratších jednoho roku).

Zkoumání sezónní složky časové řady se obvykle rozpadá na dva samostatné úkoly. Prvním z nich je danou složku v časové řadě **identifikovat** a ověřit její existenci. Pro ověření se obvykle se používá standardních statistických nástrojů (například testů). Ačkoli je v některých případech možno sezónní složku odhadnout intuitivně, v řadě případů je její statistická významnost (nenulovost) zřejmá teprve z výsledků těchto testů.

Sezónní očištění

Je-li zřejmé, že v časové řadě je přítomna pravidelná sezónní odchylka, je možno ji kvantifikovat. K tomuto účelu se využívá celé řady, většinou složitějších, statistických metod. Kvantifikovanou sezónní složku je poté obvykle nutno vyloučit z časové řady. Tato druhá část analýzy sezónnosti je nazývána **sezónní očišťování**.

Popis (kvantifikace) sezónní složky představuje poměrně obtížnou statistickou úlohu. Je zde využíváno metod, které jsme uváděli již v úvodu kapitoly jako zvláštního přístupu k modelování časových řad. Jelikož sezónní složka je jev periodický, je využíváno především tzv. Fourierovy harmonické analýzy složek. Odvození obvykle bývá součástí všech standardních statistických učebnic. Můžete jej nalézt například v učebnici Seger, Hindls Statistické metody v tržním hospodářství na stranách 392–397 pod označením „Model skrytých period“.

Pro samotné sezónní očišťování je používáno celé řady statistických metod, které variují od nejjednodušších až po poměrně složité. Většina metod vychází z různých typů klouzavých průměrů. Klouzavý průměr eliminuje ty pozorování z časové řady, které nepřesahují periodu, za kterou je průměr počítán. Princip výpočtu klouzavého průměru tak má za následek zdůraznění trendové a náhodné složky časové řady.

Model proporcionální sezónnosti

Vycházíme z předpokladu, že v daném dílčím období (sezóně) $j = 1, 2, 3, \ldots,$ r se sezónní výkyvy mění přímo úměrně dosažené úrovni trendové složky, takže sezónní složka je přímo úměrná (proporcionální) složce trendové. Platí tedy

$$S_{ij} = c_{ij} T_{ij},$$

kde $i = 1, 2, \ldots, m$ je příslušný rok pozorování, $j = 1, 2, 3, \ldots, r$ je pořadí dílčího období a c_j pro příslušné sezóny j jsou sezónní parametry. Na základě klasického modelu časové řady předpokládáme, že lze teoretickou hodnotu časové řady Y_{ij} představit jako součet hodnot složek sezónní a trendové, neboli

$$Y_{ij} = T_{ij} + S_{ij}$$

Při předpokladu výše uvedené proporcionální sezónní složky platí

$$Y_{ij} = (1 + c_{ij}) T_{ij}$$

Veličinu $(1 + c_{ij})$ nazýváme sezónní index v j-té sezóně a platí pro něj

$$(1 + c_{ij}) = Y_{ij} / T_{ij}.$$

Sezónní indexy jsou bezrozměrná čísla. Je-li v j-té sezóně $c_j > 0$ (a tedy výraz $(1 + c_{ij}) > 1$) pak hovoříme o sezónním vzestupu, je-li v j-té sezóně $c_j < 0$ (a tedy výraz $(1 + c_{ij}) < 1$) hovoříme o sezónním poklesu.

Samotné sezónní indexy obvykle získáme jako pouze jako odhady $(1 + \hat{c}_j)$. Základní metodou je jejich konstrukce jako nejlepších nezkreslených odhadů pomocí metody nejmenších čtverců, tedy řešením soustavy rovnic

$$\sum_{i=1}^{m} y_{ij} T_{ij} = (1 + \hat{c}_j) \sum_{i=1}^{m} T_{ij}^2.$$

Odhady tedy získáme jako

$$(1 + \hat{c}_j) = \frac{\sum\limits_{i=1}^{m} y_{ij} T_{ij}}{\sum\limits_{i=1}^{m} T_{ij}^2}.$$

Na jednotlivé odhady sezónních indexů máme požadavek, aby v rámci období interpolace uvedený model umožňoval kompenzaci sezónní složky, tedy aby platilo

$$\sum_{j=1}^{r} (1 + \hat{c}_j) = r$$

(tedy součet sezónních složek dává počet sezón).

V praktických aplikacích se často setkáváme s metodou tzv. **empirických sezónních indexů**, která, i když její statistické vlastnosti nejsou příliš dobré, je numericky snazší. Princip této metody je následující. Ze známých hodnot trendové složky T_{ij} můžeme empirické sezónní indexy vypočítat jako

$$\frac{y_{ij}}{T_{ij}} = (1 + \hat{c}_j) + \varepsilon^*_{ij},$$

kde veličiny $\varepsilon^*_{ij} = \frac{\varepsilon_{ij}}{\hat{T}_{ij}}$ můžeme považovat za nové náhodné chyby. V pojetí tohoto modelu řada empirických sezónních indexů v daném dílčím období $j = 1, 2, 3, \ldots, r$ uspořádaná v jednotlivých letech náhodně kolísá okolo hodnoty hledaného sezónního indexu $(1+\hat{c}_j)$. Sečteme-li prvky této posloupnosti empirických sezónních indexů, budou mít chyby ε^*_{ij} tendenci se kompenzovat a proto bude platit vztah

$$m(1 + \hat{c}_j) = \frac{\sum\limits_{i=1}^{m} y_{ij}}{\sum\limits_{i=1}^{m} T^2_{ij}}.$$

Prakticky tento postup nejprve vede k určení tzv. **sezónních faktorů**, jejichž výpočet vychází z podílu empirické a vyrovnané hodnoty časové řady (trendové složky). V roli vyrovnané hodnoty může vystupovat hodnoty vypočítaná na základě trendové funkce, případně hodnoty vypočítaná na základě klouzavého průměru. Tyto podíly, nazývané sezónní indexy, je nutno vypočítat pro každé pozorování. Hodnota sezónních indexů pro stejná období v roce (například pro odpovídající čtvrtletí) pak obvykle kolísá okolo stejné hodnoty. Tato hodnota potom tvoří sezónní faktor pro dané období (čtvrtletí). Takto určené sezónní faktory je nutno dále standardizovat (normovat). Tak, aby platilo, že jejich součet je roven počtu období v roce (v případě čtvrtletí čtyřem).

Vypočítané sezónní faktory udávají míru v jaké se v daném období odchylují hodnoty sledované proměnné od trendu vlivem např. klimatických podmínek. Princip výpočtu ilustruje následující příklad.

Příklad 5.1

Pro hodnoty čtvrtletního hrubého domácího produktu v České republice v letech 1997–2000 vypočítejte příslušné sezónní faktory. Použijte centrovaných čtyřčlenných průměrů. Na základě těchto faktorů očistěte časovou řadu HDP za toto období.

Centrované klouzavé průměry počítáme jako průměr dvou klouzavých průměrů. První takový průměr lze vypočítat pro 3. čtvrtletí roku 1996:

$$K_4(\mathrm{III.96}) = 0{,}5\left(\frac{346842 + 392106 + 416569 + 411451}{4} + \right.$$
$$\left. + \frac{392106 + 416569 + 411451 + 375304}{4}\right) = 395300$$

	HDP b.c
I.96	346 842
II.96	392 106
III.96	416 569
IV.96	411 451
I.97	375 304
II.97	427 470
III.97	435 517

	HDP b.c
IV.97	441 630
I.98	417 096
II.98	464 627
III.98	478 850
IV.98	476 487
I.99	432 037
II.99	477 352

	HDP b.c
III.99	485 067
IV.99	492 869
I.00	441 373
II.00	490 264
III.00	505 797
IV.00	522 151

Tabulka 5.1: Čtvrtletní HDP v ČR 1996–2000

pro 4. čtvrtletí 1996

$$K_4(\mathrm{IV.96}) = 0{,}5 \left(\frac{392106 + 416569 + 411451 + 375304}{4} + \right.$$
$$\left. + \frac{416569 + 411451 + 375304 + 427470}{4} \right) = 403278$$

Sezónní index vypočítáme jako poměr takto vyrovnaných hodnot a původních hodnot HDP. Pro 3. čtvrtletí roku 1996 dostáváme:

$$I_{\mathrm{III.96}} = \frac{416569}{395300} = 1{,}054$$

pro 4. čtvrtletí

$$I_{\mathrm{IV.96}} = \frac{411451}{403278} = 1{,}020$$

Kompletní výsledky jsou uvádeny v tabulce 5.2.

Z takto vypočítaných indexů vypočítáme jejich průměrnou hodnotu jako odhad sezónního faktoru pro jednotlivá čtvrtletí. Je tedy nutno průměrovat vždy všechny indexy připadající na první čtvrtletí (údaje I.1997–I.2000), druhé (II.1997–II.2000), třetí (III.1996–III.1999) a čtvrté (IV.1996–IV.1999).

Výsledkem jsou průměrné sezónní indexy, které udávají průměrnou odchylku HDP pro příslušné čtvrtletí od jeho trendové hodnoty (počítané pomocí klouzavého průměru). Tyto indexy je nutno ještě normovat tak, aby jejich součet byl roven počtu období – tedy čtyřem. Výsledky uvádí tabulka 5.3.

Z výsledných sezónních faktorů je tedy zřejmé, že v prvním čtvrtletí roku pravidelně dochází k výraznému poklesu HDP pod jeho trendovou (tedy „normální“) hodnotu. Tento pokles je poměrně výrazný (více než 7,5%) proto jsou hodnoty HDP ve zbývajících třech čtvrtletích již nad trendem. Nejvyšších hodnot dosahuje HDP vždy ve druhé polovině roku, přičemž dominuje třetí čtvrtletí s hodnotami přibližně o 3,5% vyššími než je „normální úroveň“.

	HDP b.c	**Centrované kl. průměry**	**Sezónní indexy**
I.96	346 842	x	x
II.96	392 106	x	x
III.96	416 569	395 300	1,054
IV.96	411 451	403 278	1,020
I.97	375 304	410 067	0,915
II.97	427 470	416 208	1,027
III.97	435 517	425 204	1,024
IV.97	441 630	435 073	1,015
I.98	417 096	445 134	0,937
II.98	464 627	454 908	1,021
III.98	478 850	461 133	1,038
IV.98	476 487	464 591	1,026
I.99	432 037	466 959	0,925
II.99	477 352	469 784	1,016
III.99	485 067	472 998	1,026
IV.99	492 869	475 779	1,036
I.00	441 373	479 985	0,920
II.00	490 264	486 236	1,008
III.00	505 797		
IV.00	522 151		

Tabulka 5.2: Vypočítané klouzavé průměry a sezónní faktory

Čtvrtletí	**Průměrné sezónní indexy**	**Sezónní faktory**
I.	0,9243	0,9238
II.	1,0182	1,0178
III	1,0355	1,0349
IV	1,0242	1,02374
Součet	**4,0022**	**4,0000**

Tabulka 5.3: Průměrné sezónní indexy a sezónní faktory

5.2 Analýza cyklické složky (C_t)

Cyklická složka vyjadřuje kolísání kolem trendu časové řady v důsledku dlouhodobého vývoje sledovaného jevu, ke kterému dochází s periodou delší než je jeden rok. Pojem cyklu je v ekonomii zaveden pro hospodářské kolísání ekonomiky kolem jejího potenciálního produktu spojeného s fázemi expanze a poklesu. Cyklická složka časové řady však neodkazuje pouze na tento typ cyklů, neboť dlouhodobé výkyvy ve sledovaných jevech mohou nastávat také z jiných důvodů. Velmi často se v ekonomických časových řadách projevují například inovační cykly, spojené s nástupem nových technologií, případně demografické cykly spojené s kolísám počtu a především struktury obyvatel.

Cyklická složka je svým charakterem velmi podobná sezónní složce. Proto se i metody jejího popisu velmi podobají již uvedeným metodám používaným pro sezónní složku. Analýzy jsou opět zaměřeny na identifikaci cyklické složky v časové řadě, její kvantifikaci a následnému vyloučení z časové řady.

Narozdíl od sezónní složky, která označovala pravidelné výchylky sledovaných jevů během kalendářního roku, jsou cyklické výkyvy nepravidelné. Je proto výrazně obtížnější použití jednoduchých metod, jako například očištění pomocí sezónních (cyklických) faktorů uvedených v předchozí části kapitoly. Pro očištění časové řady od sezónní vlivů se zpravidla využívá Fourierovy analýzy harmonických složek, kdy se snažíme složku popsat soustavou funkcí sinus a cosinus s různou frekvencí a amplitudou.

Jednu z méně obtížných metod kvantifikace cyklické složky, označovanou jako metodu zbytku, naleznete v učebnici Seger, Hindls Statistické metody v tržním hospodářství na stranách 418–420.

5.3 Analýza náhodné složky (ε_t)

Po očištění časové řady od sezónních a cyklických vlivů jsou všechny odchylky od jejího trendu zahrnovány do náhodné složky. Jedná se tedy o důsledky méně významných vlivů působících na sledovanou proměnnou, které je možno velmi obtížně analyticky podchytit. Náhodná složka proto tvoří tu část časové řady, kterou nelze popsat žádnou funkcí času.

Obvykle se předpokládá, že náhodná složka splňuje dvě základní vlastnosti – nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl. Jsou-li tyto požadavky splněny, je náhodná složka nazývána **bílý šum**.

Pokud je předpoklad konstantního rozptylu (homoskedasticity) příliš silný je tento požadavek oslaben a nahrazen jinými (alternativními) podmínkami. Konkrétní podobu těchto podmínek a možnosti jejich ověření naleznete v učebnici Seger, Hindls: *Statistické metody v tržním hospodářství* na stranách 421.

Dalším požadavkem, obvykle kladeným na náhodnou složku časové řady, je předpoklad o **autoregresi** náhodných poruch. Zajímáme se, zda je možno předpokládat, že každý člen náhodné složky pro určité období lze vyjádřit jako přírůstek náhodné složky pro předchozí období.

Durbin-Watsonův test

K ověření autoregrese náhodné složky je používán například Durbin-Watsonův test autokorelace. Nulovou hypotézou v tomto testu je předpoklad nezávislosti náhodných složek časové řady. K testování je užíváno kritérium ve tvaru:

$$d = \frac{\sum\limits_{i=1}^{n} (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum\limits_{i=1}^{n} \varepsilon_t^2}$$

Hodnoty ε_t a ε_{t-1} jsou náhodné složky v období t, resp. $t-1$, n je počet pozorování.

Hodnoty testového kritéria se pohybují v intervalu od nuly do čtyř. Ve prospěch zamítnutí hypotézy o nezávislosti náhodných složek hovoří hodnoty testového kritéria blízké nule (přímá závislost) či čtyřem (nepřímá závislost. V případě, že obdržíme hodnotu testového kritéria blízkou dvěma, nelze zamítnout hypotézu o nezávislosti jednotlivých členů náhodné složky.

V praktických úlohách se obvykle nepoužívá přímého statistického testu na autokorelaci náhodné složky. Pro většinu úloh je postačující výše uvedené orientační kritérium.

Příklad 5.2

Posuďte, zda náhodná složka časové řady čtvrtletního HDP v ČR vyrovnané pomocí čtyřčlenného centrovaného klouzavého průměru (uvedená v předchozím případě) splňuje předpoklad nezávislosti (nulové autokorelace). Ověření proveďte pro období 1998–2000. Vyjdeme z výsledků předchozího příkladu

	I.98	II.98	III.98	IV.98	I.99	II.99
ε_t	-28 038	9 719	17 717	11 896	-34 922	7 569
	III.99	IV.99	I.00	II.00	III.00	IV.00
ε_t	12 069	17 090	-38 612	4 028	7 814	12 129

$$\sum_{i=1}^{12} (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2 = (9717 - (-28038))^2 + (17717 - 9719)^2 + \cdots + \\ + (12129 - 7814)^2 = 10519950852$$

$$\sum_{i=1}^{12} \varepsilon_t^2 = (-28038)^2 + 9717^2 + \cdots + 12129^2 = 4765766082$$

dosazením do vztahu pro Durbin-Watsonův koeficient dostaneme

$$d = \frac{\sum\limits_{i=1}^{12} (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum\limits_{i=1}^{12} \varepsilon_t^2} = \frac{10519950852}{4765766082} = 2{,}207$$

Jelikož hodnota koeficientu d je poměrně blízká dvěma, nelze zamítnout hypotézu o nulové autokorelaci náhodné složky časové řady. Je tedy možno předpokládat, že časová řada vyrovnaná pomocí klouzavého průměru již mimo trend obsahuje pouze určité množství náhodných vlivů, které nejsou vzájemně provázané. Lze se tedy domnívat (s velkou mírou zjednodušení), že při vyrovnání řady nebyl opomenut některý z faktorů, který by mohl vystupovat v roli vysvětlující proměnné.

Shrnutí kapitoly

Sezónní složka časové řady v sobě zahrnuje všechny vlivy, které jsou spojeny s pravidelnými odchylkami ve vývoji zkoumaného ukazatele během kalendářního roku. Jedná se o vlivy spojené zejména s klimatickými podmínkami.

Uvedené vlivy je obvykle nutno z časové řady vyloučit. K tomuto účelu je využíváno technik, jež jsou nazývány sezónní očišťování. Jednou z nejjednodušších metod je využití sezónních indexů a faktorů, které kvantifikují, v jaké míře se v daném období (čtvrtletí, měsíci) odchyluje zkoumaný ukazatel od průměrného vývoje (trendu).

K analýze zbylých dvou složek časové řady – cyklické a náhodné – je využíváno metod poměrně složitějších. Z těchto důvodů jsou v kapitole pouze naznačeny.

Otázky k zamyšlení

1. Co je to sezónní složka časové řady? Nalezněte některé příklady sezónně zatížených časových řad v ekonomické realitě České republiky.
2. Uveďte jednotlivé fáze hospodářského cyklu.
3. Na základě výsledků příkladu ze cvičení uvedeném v kapitole 4 se pokuste nalézt sezónní faktory pro počet nezaměstnaných osob v ČR.

POT 2

Součástí studia předmětu je i vypracování a odevzdání dvou krátkých samostatných prací, které jsou označovány jako POT. Obě samostatné práce mají formu příkladu, který by Vám měl dát možnost otestovat vědomosti nabyté v předchozí části studijní opory. Výsledky obou POTů odevzdáte ve stanovených termínech tutorovi v elektronické podobě (soubor v MS EXCEL + případný doprovodný text).

Termíny odevzdání jednotlivých úkolů jsou následující:
POT 1 2. týden v březnu
POT 2 2. týden v dubnu

Odevzdání POTů a jejich správné řešení je podmínkou připuštění ke zkoušce z předmětu.

Zadání POT 2

Následující tabulka přináší vývoj počtu nezaměstnaných osob v České republice v letech 1999–2001.

měsíc	počet osob
I-99	416 940
II-99	427 994
III-99	433 340
IV-99	423 884
V-99	421 574
VI-99	435 005
VII-99	456 716
VIII-99	465 454
IX-99	469 840
X-99	464 064
XI-99	465 965
XII-99	487 623

měsíc	počet osob
I-00	508 451
II-00	506 111
III-00	493 442
IV-00	471 200
V-00	453 843
VI-00	451 396
VII-00	469 728
VIII-00	467 264
IX-00	458 272
X-00	445 174
XI-00	442 232
XII-00	457 369

měsíc	počet osob
I-01	474 077
II-01	466 120
III-01	451 516
IV-01	433 325
V-01	420 578
VI-01	420 267
VII-01	439 759
VIII-01	443 637
IX-01	440 472
X-01	437 299
XI-01	439 164
XII-01	461 923

a) Na základě níže uvedené tabulky očistěte údaje o vývoji počtu nezaměstnaných osob v roce 2000 od vlivu kalendářních variací.
b) Vypočítejte pro tyto údaje diference prvního a druhého řádu, tempo růstu v jednotlivých měsících roku a průměrné tempo růstu za rok 2000.
c) Vypočítejte trend uvedené časové řady pomocí klouzavého průměru. Srovnejte výsledky pro sedmičlenný a pětičlenný klouzavý průměr.
d) Proložte uvedenými hodnotami lineární trend a posuďte jeho kvalitu. Srovnejte s trendem pomocí klouzavého průměru.
e) Očistěte časovou řadu o počtu nezaměstnaných osob od vlivu sezónních variací a určete příslušné sezónní faktory.
f) Vypočítejte náhodnou složku této časové řady. Pro tuto složku posuďte míru její autokorelace pomocí Durbin-Watsonova koeficientu. Výsledek interpretujte.

Příloha kapitoly 5

Analýza časových řad v prostředí MS EXCEL

Program EXCEL je možno v oblasti analýzy časových řad využít zejména k popisu tzv. trendové složky klasického modelu časové řady. Analýza ostatních složek (zejména sezónní očišťování) je v prostředí tohoto programu velmi obtížná. Je možno pouze provést tzv. kalendářní očištění, případně proložit daty klouzavý průměr.

K proložení trendu časovou řadu lze užít několika postupů:

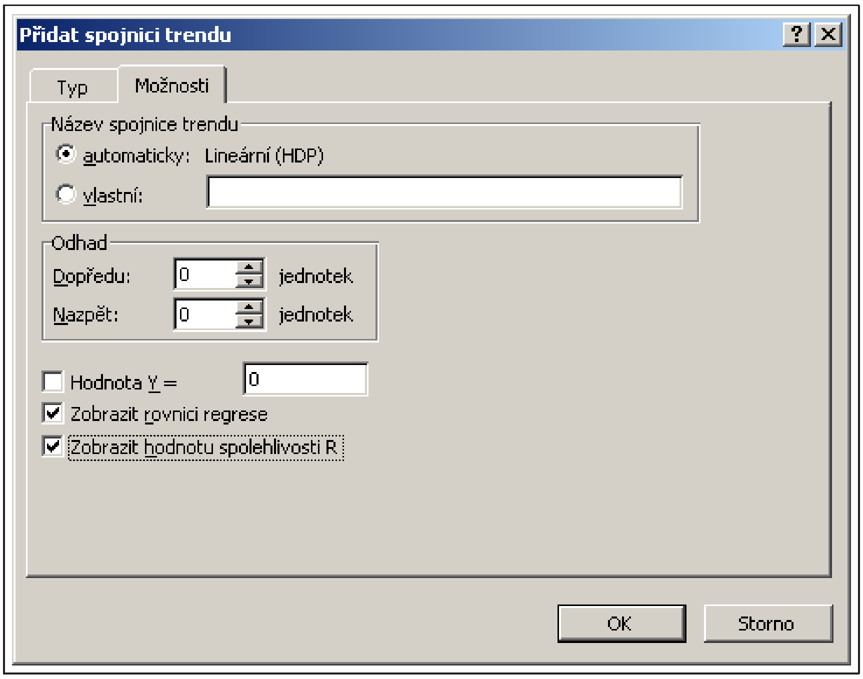
1. Grafická metoda
2. Využití regresního počtu
3. Funkce LINTREND

1. Grafická metoda

Pro grafické proložení trendu vytvoříme graf ze zadaných hodnot. Typ grafu zvolíme **xy bodový**. Pro větší přehlednost je vhodné graf umístit na **Nový list**.

Trend můžeme do grafu přidat dvěma způsoby:

- Z nabídky Graf/Přidat spojnici trendu
- Pomocí pravého tlačítka myši (nutno poklepat přímo na datovou řadu v grafu) a stejné položky nabídky Přidat spojnici trendu



Obrázek 5.1: Spojnice trendu

Z nabídky dále vyberme typ trendové funkce (obvykle lineární) a v záložce Možnosti můžeme doplnit další volby. Pro následnou kontrolu výpočtu je vhodné zatrhnout možnost Zobrazit rovnici regrese a Zobrazit hodnotu spolehlivosti R (což je ve skutečnosti index determinace R^2).

2. Využití regresního počtu

Pro výpočet konkrétní trendové funkce je možno provést regresi, kde nezávisle proměnnou je čas a závisle proměnnou jsou potom hodnoty obsažené v časové řadě.

V EXCELu je proto možno využít stejných funkcí či procedur jako tomu je u regresního počtu (fce LINREGRESE, případně Analytický nástroj Regrese).

3. Funkce LINTREND

Pro proložení trendu v EXCELu je možno dále použít speciální funkce LINTREND, která vypočítá přímo hodnoty, které odpovídají trendu. Oproti předchozí možnosti (Regrese) tato funkce nevypočítá (neuvede) rovnici trendové funkce. Dostáváme pouze vyrovnané hodnoty.

Funkce také umožňuje přímo spočítat odhady do budoucna či do minulosti (extrapolace) na základě trendu. Výpočet dalších hodnot se v EXCELu označí jako nová x (viz příklad).

Příklad 5.3

Na základě údajů o vývoji HDP v běžných cenách v ČR v letech 1990–2000 proložte časovou řadou trend a odhadněte hodnotu HDP v roce 2001.

Čili vytvoříme trend časové řady HDP v čase (období 1990–2000) a na jeho základě provedeme extrapolační odhad pro rok 2001.

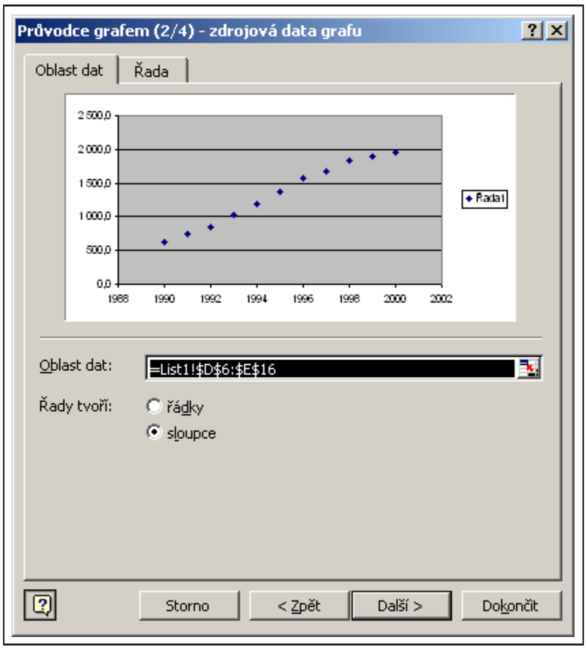
rok	HDP
1990	626,2
1991	753,8
1992	842,6
1993	1 020,3
1994	1 182,8
1995	1 381,0
1996	1 567,0
1997	1 679,9
1998	1 829,4
1999	1 887,3
2000	1 959,5

Tabulka 5.4: Vývoj HDP v letech 1990–2000

Tyto hodnoty vložíme do EXCELu (např. buňky D5 až E17).

1. Graficky

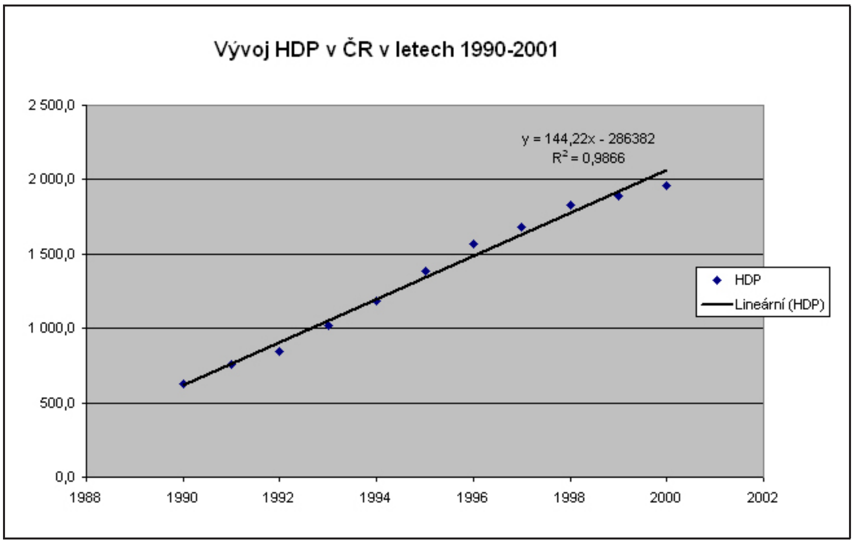
Vytvoříme bodový xy graf z výše uvedených hodnot. Označíme oba sloupce s hodnotami a např. z nabídky Vložit/Graf vytvoříme graf.



Obrázek 5.2: Zobrazení časové řady

Dokončíme další kroky průvodce a vložíme graf na nový List. Dle výše uvedených možností vložíme do grafu trend a necháme zobrazit i jeho rovnici a index determinace.

Výsledný graf vypadá následovně:



Obrázek 5.3: Graf vývoje HDP a jeho vyrovnané hodnoty

2. Použití regresního počtu

Tak jak je uvedeno v části věnovaná regresnímu počtu vytvoříme matematickou regresní funkci popisující závislost y (HDP) na x (čas–roky).

Dostáváme:

b_1	b_0
144,22	-286381,64

Výsledná rovnice pak má tvar

$$\mathbf{HDP = -286381{,}6 + 144{,}22}\boldsymbol{t},$$

kde t je časový okamžik (příslušný rok).

Na základě těchto hodnot můžeme nadefinovat trendovou funkci (např. do následujícího sloupce F6:F16) a provést odhad vyrovnaných hodnot pro jednotlivé roky 1990-2000 (tzv. interpolační odhady) a předpověď pro rok 2001 (buňka F17, extrapolační odhad). Výsledky jsou v následující tabulce:

rok	**HDP**	**HDP regr**
1990	626,2	618,0
1991	753,8	762,2
1992	842,6	906,4
1993	1 020,3	1 050,6
1994	1 182,8	1 194,9
1995	1 381,0	1 339,1
1996	1 567,0	1 483,3
1997	1 679,9	1 627,5
1998	1 829,4	1 771,7
1999	1 887,3	1 916,0
2000	1 959,5	2 060,2
2001		2 204,4

3. Použití funkce LINTREND

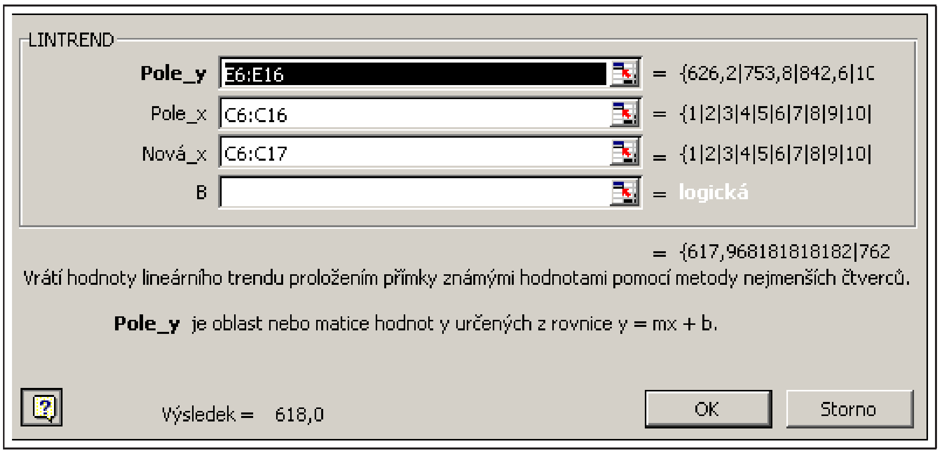
Pro výpočet vyrovnaných hodnot a zároveň i odhadu je v EXCELu možno využít i funkci LINTREND.

Postup jejího použití:
Označíme buňky KAM chceme vyrovnané hodnoty spočítat. Mohou to být buď pouze buňky v dalším sloupci vedle vyrovnávaných hodnot, nebo lze přidat i další údaje, pro které chceme vytvořit odhad. (V našem případě to budou buňky odpovídající rokům 1990–2000 a navíc i buňka odpovídající roku 2001 – tedy G16–G17.

Vložíme funkci LINTREND, kde

- **Pole y** – hodnoty vyrovnávané proměnné (HDP 1990–2000)
- **Pole x** – příslušná časová období, odpovídající vyrovnávaným hodnotám (buňky označující roky 1990-2000)

- **Nová x** – časová období, pro něž chceme provést vyrovnání (v našem případě je to období 1990–2001 – čili označíme buňky s příslušnými roky)
- **B** necháváme obvykle prázdné (vyplníme jako 1 pouze v případě, že nechceme aby v trendové funkci byla zahrnuta konstanta)



Obrázek 5.4: Funkce LINTREND

Po vložení této fce je nutno (jelikož opět počítáme více buněk naráz) postupovat jako u funkce LINREGRESE: Najet kurzorem do řádku vzorců a vložit CTRL+SHIFT+ENTER – objeví se složené závorky a vyplní se všechny buňky ve sloupci).

Pokud jsme postupovali správně, **musí být výsledky** ve sloupci F (použití regresního počtu) a sloupci G (fce LINTREND) **stejné**.

Z těchto vyrovnaných hodnot je možno udělat graf, který se bude shodovat s trendem vloženým grafickou metodou. Analýza časové řady, resp. vytvoření jejího trendu by opět měla být doplněna o test spolehlivosti vytvořené funkce (postupujeme stejně jako tomu bylo u regresního počtu).

Dostáváme následující výsledky:

Index determinace 0,986604
F-stat 662,8309
Významnost F 9,7E-10

Koeficienty		**směrodatná odchylka koeficientu**	***t* stat**	***p*-hodnota**	**Interval spolehlivosti**	
					Dolní 95%	**Horní 95%**
b_0	-286382	11175,59	-25,6256	1,01E-09	-311663	-261101
b_1	144,2209	5,60179	25,7455	9,7E-10	131,5488	156,893