

FOLIA

FACULTATIS SCIENTIARUM NATURALIUM UNIVERSITATIS PURKYNIANAE BRUNENSIS
TOMUS XVII **GEOGRAPHIA 10** **OPUS 12**

1976

VYUŽITÍ STATISTICKÝCH METOD PŘI PROGNÓZÁCH HLADIN PODzemní VODY

RADOMÍR MUZIKÁŘ

Geotest, n. p., Brno, tř. kpt. Jaroše 28,
ČSSR

Содержание

ПРИМЕНЕНИЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ ПРИ ПРОГНОЗАХ УРОВНЕЙ ПОДЗЕМНЫХ ВОД

Радомир Музикарж

Множественными корреляциями можно определить связь экстремальных уровней подземных вод и режимообразующих факторов (атмосферические осадки, температура воздуха и т. д.). Применение множественных корреляций требует хотя 10-летний ряд наблюдений. Показан пример вычисления осеннего минимального уровня подземных вод.

Summary

UTILIZATION OF THE STATISTICAL METHODS FOR PREDICTING OF GROUND WATER LEVELS

Multiple correlations serve for determining the relation of the extreme ground water levels and of the factors influencing the ground water regime (precipitation, air temperature, etc.). Using the method of the multiple correlation requires at least 10-year series of the observation. An example of a minimum autumn ground water levels prediction is given.

1. Úvod a problematika

Efektivní využívání podzemních vod, na jejichž množství vzrůstají s progresivním rozvojem našeho národního hospodárství stále větší požadavky, vyžaduje prognózu hladin podzemní vody. Bez prognóz hladin podzemní vody se neobejdeme při řešení některých technických problémů jako je projekce vodohospodářských staveb, návrhy důlních děl, odvodňování stavebních výkopů, zemědělství a v poslední době úkoly související s ochranou podzemních vod. Zaměřujeme se především na stanovení ročních extrémních hladin respektive vydatnosti pramenů.

K prognózám hladin podzemní vody se používají metody hydrodynamické,

bilanční a statistické. Složitost vytváření režimu podzemních vod mohou nejlépe vystihnout metody statistické. Mohou podchytit vliv faktorů, které ovlivňují režim podzemních vod, jako jsou na příklad prvky kilmatické a rovněž i vliv hladin, případně vydatnosti, které se vyskytly v předcházejícím období. Ze statistických metod se budeme zabývat metodou mnohonásobných korelací, jejichž využití nám umožnil program na samočinném počítači EMR 6070 (Advance).

2. Využití mnohonásobných korelací při prognázách extrémních hladin

2.1 Předpoklady pro použití metody

Hlavním předpokladem pro použití mnohonásobných korelací jsou několikaleté chronologické čáry kolísání hladin podzemní vody. Z chronologických čar určíme období, v němž se vyskytují hladiny, které chceme předpovídat. Podle našich zkušeností je vhodnější předpovídat extrémní průměrné měsíční hladiny než extrémní absolutní hladiny. Po stanovení období, v nichž se vyskytují extrémní hladiny, sestavíme soubor skutečných (naměřených) závisle proměnných Y_s , tj. hladin, které chceme předpovídat. Potom vybereme nezávisle proměnné X_i (faktory, které ovlivňují režim podzemních vod). Výběr souborů nezávisle proměnných vysoko ovlivňuje kvalitu prognózy. Před sestavením vstupních údajů pro výpočet zjistíme, zda jsou splněny následující podmínky, které jsou podle A. A. KONOPLJANCEVA (1967) a E. A. ZALCBERGA (1973) předpokladem pro úspěšné prognózy hladin podzemní vody:

- mezi souborem závisle proměnné a každým souborem nezávisle proměnné musí být prokázány korelační souvislosti
- soubory nezávisle proměnných nesmí být mezi sebou v korelační souvislosti
- čáry rozdělení četnosti všech souborů (závisle proměnná i nezávisle proměnné) musí mít normální rozdělení
- počet nezávisle proměnných musí být podstatně menší než počet členů souboru závisle proměnné (pro soubory do 15 členů nejvíce 3 nezávisle proměnné)
- počet členů souboru musí být alespoň 10.

Čím je větší počet členů souboru (počet roků měření), tím se dosáhne přesnějších předpovědí. S růstem počtu nezávisle proměnných je třeba dosáhnout vyššího koeficientu mnohonásobné korelace. Dobré výsledky získáme, jestliže velikost členů jednotlivých souborů příliš nekolísá od víceletého průměru.

Regresní rovnice lineární mnohonásobné korelace má tvar:

$$Y_p = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_t X_t \quad (1)$$

kde je Y_p — závisle proměnná (hladina, kterou chceme předpovídat)

X_i — nezávisle proměnné (faktory, které ovlivňují režim podzemních vod)

a, b — parametry regresní rovnice

2.2 Volba nezávisle proměnných

Výběr nezávisle proměnných tj. faktorů, které ovlivňují režim podzemních vod, je ovlivněn celkovým trendem kolísání hladiny v průběhu roku. Připomeneme si, že se v našich podmínkách vyskytují roční minimální hladiny na podzim nebo koncem léta. Budeme je nazývat podzimní minimum. Po výskytu podzimních minimálních hladin prevládá mírně vzestupný trend hladiny, který vrcholí v březnu nebo v dubnu

prudším vzestupem hladiny, jehož konečným výsledkem je výskyt jarní maximální hladiny. V další části roku převládá sestupný trend hladiny až do výskytu podzimních minimálních hladin.

Při prognóze jarních maximálních hladin vyhovují v našich podmírkách nejlépe tyto nezávisle proměnné:

- podzimní minimum před zimním vzestupem hladiny
- úhrn srážek v období vzestupu hladiny (na příklad v měsících XI—III)
- teplota vzduchu v období vzestupu hladiny
- vlhkost zemin v zóně aerace
- deficit vlhkosti vzduchu v době tání.

Úhrn srážek je vhodné rozdělit na srážky kapalné a srážky tuhé. Pokud byla měřena vodní hodnota sněhu, dosáhneme přesnějších výsledků, jestliže místo úhrnu tuhých srážek použijeme úhrn vodních hodnot sněhu. V případě, že jsme rozdělili srážky na tuhé a kapalné, zavedeme do vstupních údajů i teploty vzduchu ze stejných období, z nichž jsme brali srážky. Teploty vzduchu vyjadřujeme nejčastěji jako průměrné teploty z období, které bereme v úvahu. Vliv tání můžeme vyjádřit také jako počet dní s kladnými teplotami v zimním období nebo jako součet kladných teplot vzduchu. Vlhkost zemin v zóně aerace nemíváme vždy k dispozici.

Stanovenou regresní rovnici můžeme použít k prognózám jarních maximálních hladin. Poněvadž srážky a teploty vzduchu míváme k dispozici v podstatně delších řadách měření než hladiny podzemní vody, můžeme regresní rovnici využít pro dopočítávání jarních maximálních hladin v období před zahájením měření hladin podzemní vody (na příklad v charakteristickém období 1931—1960). Příklad prognózy jarních maximálních hladin uvádí J. BOGÁRDI (1954) a R. MUZIKÁŘ (1973).

Při prognóze podzimních minimálních hladin vyhovují v našich podmírkách nejlépe tyto nezávisle proměnné:

- jarní maximální hladiny
- úhrn srážek z období od jara do počátku léta
- průměrná teplota vzduchu z období, z něhož byly vzaty srážky
- deficit vlhkosti vzduchu z období, z něhož byly vzaty srážky.

2.3 Posouzení těsnosti vztahu a hodnocení prognózy

Těsnost vztahu posuzujeme podle velikosti koeficientu mnohonásobné korelace. Jeho těsnost musí být co největší. Poněvadž těsnost, posuzovaná pouze podle velikosti koeficientu korelace nemusí existovat, prokazujeme významnost koeficientu korelace disperzní analýzou (F-testem), podrobněji popsanou H. A. PANOFSKYM (1972), M. NOSKEM (1972) a R. MUZIKÁŘEM (1973). Disperzní analýzou jsme stanovili, že pro 10letou řadu měření musí být velikost koeficientu mnohonásobné korelace R pro dvě nezávisle proměnné $R > 0,84$, pro tři $R > 0,87$ a pro čtyři $R > 0,90$.

Každý prognózní výpočet ukončíme hodnocením prognózy. K tomu stanovujeme směrodatnou odchylku skutečných hladin σ_s

$$\sigma_s = \sqrt{\frac{\sum (Y_s - \bar{Y}_s)^2}{N - 1}} \quad (2)$$

kde je Y_s — skutečná hladina podzemní vody

\bar{Y}_s — aritmetický průměr souboru skutečných hladin

N — počet členů souboru (počet let měření)

Hodnocení prognózy uskutečníme buď podle největší přípustné chyby prognózy δ_p nebo pomocí tzv. efektivnosti prognózy, případně můžeme použít obou kritérií. Největší přípustná chyba prognózy δ_p se stanoví ze vztahu (3)

$$\delta_p = 0,674 \sigma_s \quad (3)$$

Podle J. HLADNÉHO a J. MARTINCE (in O. DUB 1968) je použitelná taková prognóza, při níž nejméně 80 % hodnot Y_p vypočítaných z regresní rovnice (1) má menší odchylku od skutečných hladin Y_s než je největší přípustná chyba prognózy δ_p . Pro stanovení efektivnosti prognózy stanovujeme směrodatnou odchylku prognózy σ_p

$$\sigma_p = \sqrt{\frac{\sum (Y_p - Y_s)^2}{N - 1}} \quad (4)$$

Efektivnost prognózy je poměr $\frac{\sigma_p}{\sigma_s}$. Je-li poměr menší než 0,4 jedná se o prognózu dobrou, je-li poměr větší než 0,8, je prognóza uspokojivá (O. DUB 1968).

3. Příklad prognózy podzimních minimálních hladin

Aplikaci mnohonásobných korelací pro prognózu podzimních minimálních hladin si ukážeme na vrtu HV 344 v Selmicích v okrese Pardubice. Vrt byl situován v nízké terase. Hladina podzemní vody kolísala v letech 1966—1974 mělce pod terénem (0,13—1,27 m, průměrně 0,83 m pod terénem). Roční rozkyvy hladin dosáhly většinou velikosti 0,6—0,8 m. Na konci léta nebo začátkem podzimu (IX—XI) se vyskytuje většinou roční minimální hladiny. Po jejich dosažení má hladina vzestupný trend, jehož vyvrcholením je výskyt roční maximální hladiny (III, IV). Potom převládá sestupný trend hladiny, který bývá někdy přerušen mírným, krátce trvajícím vzestupem hladiny po bohatých srážkách v období květen—srpen. Po krátkém vzestupu hladiny, způsobeném srážkami, velmi rychle převládne sestupný trend hladiny, jehož vyvrcholením je výskyt ročních minimálních hladin.

Tab. 1. Hodnocení výsledků výpočtů

Název	Číselné vyjádření	Hodnocení
Koefficient mnohonásobné korelace Disperzní analýza	$R = 0,93164 \pm 0,06603$ $F = 19,72 > F_{krit} = 8,02$	R je dostatečně vysoký. Jeho význam je prokázán disperzní analýzou
Směrodatná odchylka skutečně naměřených hladin σ_s (2) Největší přípustná chyba prognózy δ_p (3)	$\sigma_s = 0,16 \text{ m}$ $\delta_p = 0,11 \text{ m}$	Rozdíl mezi naměřenými a vypočítanými hladinami nepřekročil δ_p (max. rozdíl byl 0,09 m) — proto je regresní rovnice použitelná
Směrodatná odchylka prognózy σ_p (4) Efektivnost prognózy	$\sigma_p = 0,06 \text{ m}$ $\frac{\sigma_p}{\sigma_s} = 0,36 \text{ m}$	Podle efektivnosti prognózy je prognóza klasifikována jako dobrá

Pro výpočet jsme zvolili následující soubory:
 Y_s — podzimní minimální průměrná měsíční hladina (m n. m.)
 X_1 — průměrná teplota vzduchu v měsících IV—VIII ($^{\circ}\text{C}$)
 X_2 — úhrn srážek v měsících IV—VIII (mm).

Všechny předpoklady pro úspěšné sestavení vstupních údajů byly splněny (normální rozdělení souborů, korelační souvislost mezi závisle proměnnou a nezávisle proměnnými atd.). Parametry regresu rovnice byly vypočítány počítačem EMR 6070 (Advance). Po jejich dosazení do vztahu (1) jsme obdrželi následující regresní rovnici:

$$Y_p = 203,81422 - 0,03767 X_1 + 0,00222 X_2$$

Výsledky výpočtu jsme zhodnotili v tabulce 1.
Z tabulky 1 vyplývá, že všechna hodnocení výpočtů odpovídají předepsaným kritériím a proto lze regresní rovnici použít k prognozám i k dopočítávání chybějících hodnot.

4. Závěr

Mnohonásobnými korelacemi je možno při dostatečně dlouhé řadě měření (alespoň 10 let) úspěšně stanovit vztah mezi jarními maximálními hladinami případně podzimními minimálními hladinami a klimatickými prvky. Stanovené regresní rovnice můžeme použít pro prognózy těchto hladin, případně i pro zpětné dopočítání extremních sezonních hladin v letech, kdy byly měřeny pouze klimatické prvky.

LITERATURA

- BOGÁRD I. (1954): Methodical problems of examining variations of groundwater level in low-land areas. Acta Technika Academicae Scientiarum Hungaricae, tomus VIII, s. 257—275.
- DUB O. a kol. (1969): Hydrologie, SNTL, Technický průvodce svazek 34, Praha 380 s.
- KONOPLAJANCEV A. A. (1967): Priměněnie metodov matematičeskoj statistiki dlja analiza i prognoza režima urovňa podzemnyx vod (metodičeskije ukazanija). Vsegingeo, Rotaprint-naja serija 79, Moskva. 107 s.
- MUZIKÁŘ R. (1973): Prognóza jarních maximálních hladin podzemní vody s využitím mnohonásobných korelací. Ročenka geologické sekce 1973, n. p. Geotest Brno s. 87—100.
- NOSEK M. (1972): Metody v klimatologii. Academia, Praha. 434 s.
- PANOFSKY H. A., BRIER G. W. (1972): Some applications of statistics to meteorology (ruský překlad: Statistické metody v meteorologii). Gidrometeoizdat, Leningrad, 209 s.
- ZALCBERG E. A. (1972): Zakonomérnosti jestěstvennogo režima urovňa gruntovych vod i metody jeho prognoza (na primere Leningradskoj oblasti). Vsegingeo, Avtoreferat dissertaci na soiskaniye učenoj střepeni kandidata geologo-mineralogičeskikh nauk, Moskva, 22 s.
- ZALCBERG E. A. (1973): Primeněnie množestvennoj korrelacijci dlja prognozov minimalnych urovnej gruntovych vod. Trudy GGI, „Primeněnie statistickich metodov v hidrologii“, Vyp. 196, Gidrometeoizdat Leningrad, s. 209—214.

