

studentka doktorského studia
oboru Soudní inženýrství, ÚSI VUT v Brně

KVĚTEN 2002 (ČÍSLO 5/2002)**Z obsahu vybíráme:**

VS/BVS – IHK Berlín: Den znalců 2002 v pátek 24. května 2002

V návaznosti na úspěšný první „Den znalců 2000“ uspořádala IHK Berlín (Průmyslová a obchodní komora) ve spolupráci s IHK Brandenburg druhý „Den znalců 2002“. Na více než 30 místech byly široké veřejnosti prezentovány následující oblasti činností včetně nabídky bezplatného poradenství resp. ohodnocení:

- stavebnictví / elektrotechnika / elektromagnetická nezávadnost pro životní prostředí,
- hodnocení nemovitostí a nájemného,
- stavbám škodlivé látky / zátěže z minulosti (týkající se životního prostředí) / životní prostředí,
- motorová vozidla / využití starých automobilů (recyklace),
- starožitnosti / zařízení domácností / šperky / poštovní známky / mince a vyznamenání / orientální koberce,
- kriminalistika: vyšetřování příčin požárů a havárií, zkoumání písma.

Rozmanitý a zajímavý přednáškový program doprovodily i další akce, jejichž výčet v článku následuje.

Znalectví v právu – Jaeger, R., Funkce stížnosti na porušování ústavy ve svobodné demokracii

Přednáška na 9. německém znaleckém sněmu konaném 22. března 2002 v Berlíně

„Stížnost na porušování ústavy je pozdě narozené dítě ústavy, tak říkajíc pohrobek; ale je to dítě, které neobvykle dobře prospívá a svými výsledky mnoho svých sourozenců překonalo.“ Tolik úvodní slova soudkyně spolkového ústavního soudu Renate Jaeger. Spolkový ústavní soud, který v září loňského roku oslavil 50. narozeniny, rozhodl o úplné pravomoci pro kontrolu všech tří státních mocí pomocí ústavy. Jak z historického, tak i z práva porovnávacího pohledu je vybavena jedinečným množstvím kompetencí, což však nedává jednotný, díky generální klausuli, otevřený právní postup. Soud je pouze na základě výslovného právního určení odpovědnosti v ústavě a v zákoně o Spolkovém ústavním soudu kompetentní rozlišit pro jednotlivé druhy soudního řízení předpoklady a kontrolní rozsah. Stížnost na porušování ústavy je jedním z nich.

Soud rozhoduje spor mezi ústavními orgány a jejich právy a povinnostmi z ústavy, tzv. spory orgánů. Stranami ve sporu mohou být spolkový sněm, spolková rada a spolková vláda jakož i poslanec, ale také politické strany. Při tzv. federativních sporech před

Spolkovým ústavním soudem, které se řeší mezi federální vládou a zeměmi nebo mezi jednotlivými zeměmi, vzplane hádka mezi vládou a jinými ústavními orgány. Tím je jejich vztah k ústavě přístupný přímé soudní kontrole; současně se zaručí, že zemské právo odpovídá stále spolkovému právu a také spolkové ústavě. Pro tyto rozepře je v podstatě kompetentní druhý senát. Stejně tak je ale třetí státní moc, tedy veškerá soudní pravomoc, pod ústavněprávní kontrolou, která je v celku podstatně podněcována stížnostmi na porušování ústavy. Měřítkem jsou základní práva. Stížnosti na porušování ústavy jsou soustředovány v prvním senátu, v senátu, který především prověřuje lidská práva.

Dále se autorka věnuje historii stížnosti na porušování ústavy, její případné přebytečnosti a závěrem uvádí charakteristické příklady z praxe, které mohou mít dle jejího názoru pro znalce zvláštní význam.

Znalectví v právu – Bleutge, P., Otázky ručení znalce podle nového závazkového práva a podle chystaného § 839 a občanského zákoníku

Palčivá diskuse v oblasti ručení znalce se vztahuje především na od 1. 1. 2002 platné nové závazkové právo občanského zákoníku a na spolkovou vládou plánované zostření ručení znalce při soudním zadání. Z nedostatku času a protože již všechny smluvní a mimosmluvní požadavky na odškodnění ztráty byly popsány, se autor článku zaměřil na oba jmenované hlavní problémy. Podstatné je dle něj pouze rozlišování práva ručení pro znalce: Pokud je znalec pověřen soudem, nepřipadají v úvahu žádné smluvní nároky, nýbrž pouze nároky z nedovoleného konání (§§ 823 a 826 občanského zákoníku). Vyřídil-li znalec objednávku znaleckého posudku v mimosoudní oblasti, podrobuje se nárokům na odškodnění ztráty ze smluvního vztahu; vedle toho mohou být také platné nároky z nedovoleného konání. Dále se autor zabývá možnostmi smluvního ustanovení, které odpovědnost osoby omezuje nebo vylučuje podle nového závazkového práva a na výše zmíněný plánovaný § 839 a občanského zákoníku – zostření ručení pro soudem pověřené znalce.

Stanovování hodnoty – Nolte, A., Vliv zátěže z minulosti (týkající se životního prostředí) na stanovování hodnoty

Díky spolkovému zákonu na ochranu půdy (v orig. *BBodSchG*) ze dne 17. 3. 1998 a spolkové vyhlášce na ochranu půdy a vyhlášce ohledně zátěže z minulosti (v orig. *BBodSchV*) ze dne 12. 7. 1999 jsou ve spolkových zemích pevně stanovena platná měřítka pro zacházení s podezřelými územími, škodlivými změnami půdy, oblastmi s podezřením na znečištění jedovatými odpady a zátěžemi z minulosti; jejich realizace je konkretizována jednotlivými

Zkušební hodnoty podle přílohy 2 BBodSchV pro přímé zaznamenání škodlivin (mg/kg)				
Látka	Území pro dětské hry	Obytné útvary	Plochy pro volný čas a parky	Průmyslové pozemky
arzén	25	50	125	140
olovo	200	400	1 000	2 000
kadmium	10 ¹⁾	20 ¹⁾	50	60
kyanid	50	50	50	100
chrom	200	400	1 000	1 000
nikl	70	140	350	900
rtuť	10	20	50	80
aldrin	2	4	10	–
benzopyren	2	4	10	12
DDT	40	80	200	–
hexachlorbenzol	4	8	20	200

1) V obytných zahradách a zahrádkách v koloniích, které jsou využívány jak pro pobyt dětí tak také pro pěstování rostlin určených ke konzumaci, je pro kadmium používána hodnota ve výši 2,0 mg/kg .

spolkovými zeměmi, např. pomocí zemského zákona na ochranu půdy (v orig. *LbodSchG*) Severního Porýní – Vestfálska.

V souladu s § 5 odst. 5 vyhlášky o zásadách pro stanovování tržní hodnoty nemovitostí (v orig. *WertV*) je stanoven charakter a skutečné vlastnosti pozemků především na základě bonity půdy, která může být ovlivňována zatížením životního prostředí spolu s nánosy.

Tento vliv může být tak značný, že náklady na sanaci od škodlivých změn půd překročí hodnotu příslušející pozemku. Přesto mnohé znalecké posudky na stanovení tržní hodnoty podezřelých území neobsahují žádné nebo pouze nedostatečné upozornění na možné hodnotu snižující faktory způsobené škodlivými změnami půdy, což vedle důsledků pro vlastníky pozemku, investory, úvěrové instituce atd., může mít v daném případě za následek také právní potíže ohledně ručení pro stanovitele hodnoty.

Pomocí odstupňovaného přístupu při zacházení s podezřelými územími stejně jako s pomocí využití přiměřených formulací ve znaleckém posudku může být minimalizováno riziko nedostatečně podrobného stanovení hodnoty a tím možných škod z pojištění zákonné odpovědnosti pro znalce na oceňování nemovitostí.

Dále se autor článku zabývá podrobněji právem na ochranu půdy, významem vybraných pojmů, způsobem postupu nařízeným podle § 18 BBodSchG, atd. Mimo jiné uvádí rovněž v příloze 2 BBodSchV obsažené zkušební a preventivní hodnoty pro vyjmenované působení (viz tabulka).

Dopisy čtenářů – Oberhofer, W., *Stanovení výnosové hodnoty na statistickém základu: replika (volný překlad celého článku)*

V sešitě 1–2/2002 byl uveřejněn článek dvou autorů Dipl.-Ing. (FH), Dipl.-Wirt.-Ing. (FH) Thomas Harborth a Prof. Dr.-Ing. Michael Müller z Fakulty stavební Vysoké školy Magdeburg-Stendal (FH) s názvem „Stanovení výnosové hodnoty na statistickém základu“. Ve statistickém způsobu vyjadřování jde v příspěvku o to, že se pro výnosovou hodnotu E stanoví interval spolehlivosti a sice v závislosti na náhodných proměnných – hrubý

roční výnos M , náklady na správu K , úroková míra pro oceňování nemovitostí q a hodnota pozemku B . Zbytková životnost n bude pevně dána předem.

Pro nezávislé proměnné M , K , q a B bude vždy předpokládáno normální rozdělení s danou pravděpodobnou hodnotou a daným rozptylem.

Autory předpokládaný funkční vztah zní

$$E = (M - K - B(q - 1)) \left(\frac{q^n - 1}{q^n(q - 1)} \right) + B$$

Pokud by byly tyto lineární a statistické nezávislosti mezi nezávislými proměnnými předloženy, tak vyplývá pro E normální rozdělení s pravděpodobnou hodnotou, z které s pomocí lineárního vztahu vyplývá nezávislá proměnná a rozptyl jako suma rozptylů nezávislých proměnných. V důsledku toho se dá konstruovat za využití tabulky normálního rozdělení žádoucí interval spolehlivosti. Například vyplývá pro 90% interval: pravděpodobná hodnota $\pm 1,645$ odmocnina z rozptylu nebo pro 95% interval: – nekonečno až pravděpodobná hodnota + 1,645 odmocnina z rozptylu. S touto statistickou vírou člověk může počítat, že neznámá (a náhodná) výnosová hodnota leží ve stanoveném intervalu.

Při existenci nelineárního vztahu (jako v uvažovaném případě) není bohužel zaručeno, že pro E vyplyne z výpočtů normální rozdělení a ještě k tomu neexistuje žádný vzorec, pomocí něhož by se mohl explicitně stanovit interval spolehlivosti.

Protože se autoři pokusili problém dostat pod kontrolu, tím že nelineární vztah linearizovali, tak potom postupovali jako v lineárním případě. Tento způsob počínání je problematický, protože linearizace platí pouze v dostatečně malém okolí pevného bodu za správné aproximace a problém je závislý na tom, jak malé musí být toto okolí.

Výsledky obou autorů jsou ve smyslu striktně teoretického výzkumu bezcenné, v případě že nebude řečeno v jaké oblasti

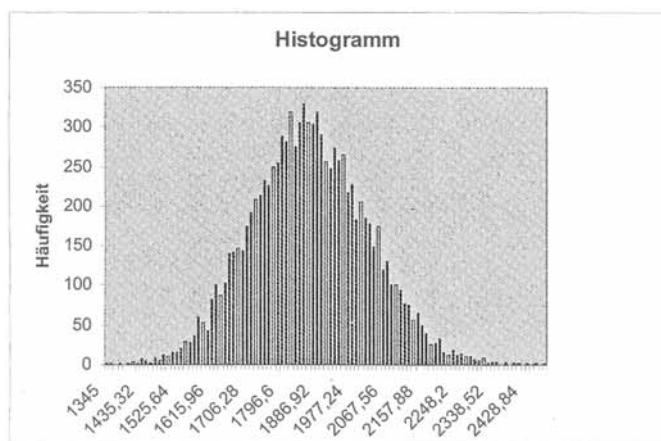
mohou variovat nezávislé proměnné, takže při linearizaci jsou přijatelné malé chyby.

Člověk se ale nemusí při kritice této práce odvolávat na takové vědecko teoretické hledisko, nýbrž může konkrétně ukázat, že výsledky jsou chybné.

Aby se předložený problém určení intervalu spolehlivosti (s konkrétně daným normálním rozdělením čtyř nezávislých veličin M, K, B a q) mohl vyřešit, je vhodné provést náčrt metody Monte-Carlo.

Přitom bude sestavena řada N opakování vždy pro čtyři nezávislé veličiny pseudonáhodného čísla z odpovídajícího rozdělení a bude pro každou odpovídající výnosovou hodnotu pomocí správného (nelinearizovaného) vzorce propočteno. Generátor náhodných čísel není zpravidla použitelný jen pro statistický software.

Tím vyplývá N náhodných hodnot pro výnos a může se stanovit empirické rozdělení. V grafu 1 je s pomocí v příkladu zadaných dat od obou autorů zobrazeno výsledné rozdělení, přičemž bylo zvoleno $N = 10\ 000$.



Grafik 1: Häufigkeitsverteilung des Ertragswertes (Monte-Carlo-Studie)

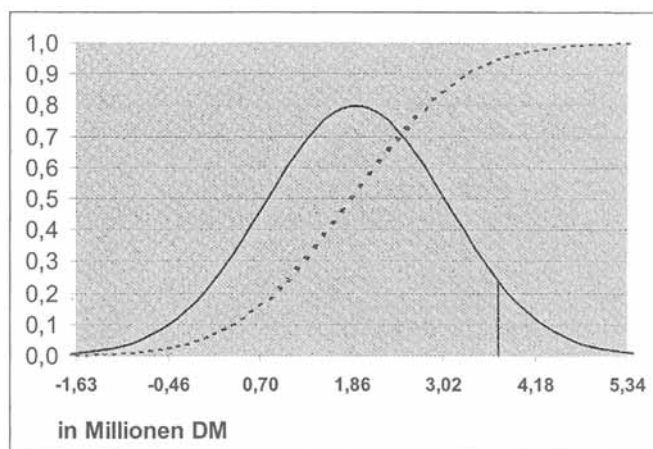
To vyplývá skutečně za správné aproximace normálního rozdělení, pomocí odhadnuté očekávané hodnoty ve výši 1 861 290 DM a statistického rozptylu 147 962 (viz Graf 1). Tento statistický rozptyl odpovídá přibližně 8% střední výnosové hodnoty a je pochopitelný, když se vezme na vědomí, že při čtyřech nezávislých veličinách tvoří statistický rozptyl 5% střední hodnoty. Pro 90% vyplývá z výpočtů oblast v rozmezí [1 617 893, 2 104 687].

Rozptyl výnosové hodnoty, stanovený oběma autory pomocí lineárního vztahu, činí 62% střední hodnoty! V důsledku toho obdrží následující interval spolehlivosti [-52 378, 3 770 340], který v praxi nemůže nabývat záporných hodnot. Pro jistotu uvádějí jen kladnou horní hranici. Nejpozději v tuto chvíli by si museli všimnout, že výpočty jsou za těchto okolností chybné (srovnej Graf 1).

Kromě chybných výpočtů nemohou ale také výroky obou autorů zůstat bez kritiky.

Závěr: „Hodnota 3 770 340 DM tedy odpovídá výnosové hodnotě při statistické vstupní pravděpodobnosti ve výši 95%“ je nesmyslný. Naivní čtenář by mohl kvůli této formulaci nabýt dojmu, že při předpokládaném rozdělení nezávislých veličin s pravděpodobností ve výši 95% by mohla být jako výsledek výpočtu výnosové hodnoty očekávána hodnota ve výši 3 770 340 DM. Pravděpodobnost pro

jednotlivou diskrétní hodnotu je prakticky vždy téměř nula. Může být uvedena pravděpodobnost stále jen pro to, že výnosová hodnota leží v určitém rozpětí. To bude jednoznačné z Grafu 2.



Grafik 2: Häufigkeitsverteilung des Ertragswertes nach Harborth u. Müller

Kolmá přímkou ve správné části Gaussovy křivky leží v 95% kvantilu křivky kumulativní pravděpodobnosti při střední hodnotě $+ 1,645 \cdot$ střední kvadratická odchylka = cca. 3,77 mil. DM a vymezuje levou část plochy 95% pod Gaussovou křivkou. Toto říká, že náhodně rozptýlené vstupní veličiny stanovené konkrétní výnosové hodnoty s pravděpodobností ve výši 95% leží v oblasti mínus nekonečno až cca plus 3,77 mil. Na základě jednoduché úvahy o Gaussově křivce bude rovněž jasné, že je výnosová hodnota ze střední hodnoty $- 1,645 \cdot$ střední kvadratická odchylka = cca. mínus 52 378 DM při stejné pravděpodobnosti (nebo dříve nepravděpodobnosti), jako výnosová hodnota 3,77 mil. DM. Z pozorování Gaussovy křivky bude také jasné, že výsledek v blízkosti střední hodnoty 1,86 mil. DM má více než třikrát větší pravděpodobnost, než výsledek v blízkosti hodnoty 3,77 mil. DM.

Závěrem musí být uvedeno, že oba autoři pomocí nevhodné metody dospěli k úplně nesprávnému výsledku a výsledek nezávisel jen na tom, zda je metoda správná nebo špatná, ale také ještě na „statistické“ interpretaci, která byla rovněž chybná.