

Věci se mají trochu jinak aneb Jak vytvořit téma bez závěrů

Things are somewhat different than they appear,
or How to create a topic without a solution

Miroslav Šmíd – Petr Limburský

Poznání vývoje moravského pravěku ve fázi přechodu z časného do starého eneolitu naráží na řadu problémů, zejména však na omezený počet spolehlivých nálezových celků. Typo-chronologie není, stejně jako radiokarbonová data a genetika, samospasitelná. Je jen jednou z mnoha součástí komplexního pohledu, nicméně součástí, bez níž se v archeologii neobejdeme. Avšak řešení založená na nesprávné práci s radiokarbonovými daty posouvají diskusi mimo mantinely důvěryhodných formulací představ o minulosti. Tento článek diskutuje oba aspekty a na příkladech odhalujících chyby F. Trampoty a P. Květiny v postupu zpracování ¹⁴C dat a v interpretaci modelovaných dat ukazuje, že některé jejich závěry nelze považovat za podložené.

starý eneolit – nálevkovité poháry – relativní chronologie – absolutní chronologie – radiokarbonové datování

Gaining an understanding of the history of Moravian prehistory in the phase of the transition from the proto-Eneolithic to the Early Eneolithic runs headlong into a range of problems, not least of which is the limited number of reliable find units. Like radiocarbon dating and genetics, typo-chronology is no end-all in this situation, merely one of many parts of a complex view, albeit one that is critical to archaeology. An interpretation based on incorrect work with radiocarbon dates pushes the discussion beyond the threshold of credible picture of the past. This article discusses both aspects and, based on examples exposing errors made by F. Trampota and P. Květina in the course of processing ¹⁴C dates and interpreting modelled data, demonstrates that some of their conclusions cannot be regarded as sufficiently supported.

Early Eneolithic – Funnel Beaker culture – relative chronology – absolute chronology – radiocarbon dating

Na úvod musíme konstatovat, že nás těší zájem o článek věnovaný pohřbům v natažené poloze, převážně bez výbavy, v moravské skupině kultury nálevkovitých pohárů (dále KNP), publikovaný v AR 73 (Šmíd et al. 2021). Jeho hlavním cílem bylo upozornit na málo známou formu pohřbívání v průběhu baalberského stupně uvedené kultury na Moravě. V tomto kontextu bylo k modelaci chronologických předělů využito, a to zcela záměrně, pouze několika klíčových radiokarbonových dat. Důvodem „úsporného“ řešení je paralelně připravovaná studie P. Kalábkové, J. Pešky a M. Šmída, věnovaná sledovanému úseku pravěkých dějin Moravy a operující se všemi dostupnými radiokarbonovými daty moravského eneolitu. Upozornění na skutečnost, že „typologické skupiny keramických nádob nemusí nutně být pouze chronologickým indikátorem vývoje, ale mohou mít též vazby na jiné proměnné, např. geografické či sociální“, nám připadají v daných souvislostech irelevantní. Typo-chronologie je velmi důležitou orientační pomůckou, ale současně pouze jedním z mnoha faktorů, které je nutné brát v potaz při komplexním posuzování zkoumaného jevu. Domníváme se, že problém je dostatečně rozveden na jiném místě (Šmíd 2017, 177–184; Šmíd – Kos – Přichystal 2021, 146–148) a není třeba ho ventilovat v každé dílčí

studii. Z tohoto důvodu se nám v diskusním textu *F. Trampoty a P. Květiny (2022)* jeví citace pouze některých prací a neuvedení dalších, které se právě tímto problémem obírají (viz výše), jako účelová.

Řešení vývoje na území Moravy na přelomu 5. a 4. tisíciletí př. n. l. se potýká s velmi omezeným množstvím spolehlivých náleзовých celků a s tím souvisejícím nedostatkem radiokarbonových dat. I když ani ta nemusejí být vždy spolehlivým ukazatelem řešeného problému: i v jejich případě je míra pravděpodobnosti závislá na mnoha ukazatelích, např. na množství kolagenu ve zkoumaném vzorku, a může podstatně ovlivnit spolehlivost získaného data. Jsou pouze určitým vodítkem s předem danou mírou tolerance, která se s časem mění. Může to být právě případ baalberských skřínkových hrobů ze Slatinek. Ke spojení pohřbů v natažené poloze s KNP jsme nepotřebovali radiokarbonová data, postačila stratigrafie a cit pro realitu (Šmíd 2011, 8–14).

S vědomím složitosti vývoje na přelomu časného a starého eneolitu jsme přistoupili k problému pokud možno komplexně. Typo-chronologie není samospasitelná, je opravdu jen jednou z mnoha součástí komplexního pohledu, nicméně součástí, bez které se v archeologii neobejdeme. Důležité jsou klíčové změny v oblastech sídelní, hospodářské a sociální strategie. S tím vším souvisejí také nadstavbové jevy. Důležitým faktorem vývoje je technologie výroby, a ač se to nezdá, i ta může být, a v případě námi sledovaného časoprostoru také je, důležitým vodítkem při vymezení regionů s odchylkami materiální kultury. Jako příklad lze uvést rozdíl mezi materiální kulturou stejného časového úseku na výšinných sídlišťích a sídlišťích v otevřeném terénu. A stejně tak rozdíly mezi sídlišťi v západní a východní části Moravy. K tomu snad ještě tolik: Typo-chronologický systém třídění materiální kultury nelze zcela pomíjet.

A co se postrádané diskuse týká: autoři diskusního příspěvku nenabízejí vlastní vizi řešeného problému, tedy pohřbů v natažené poloze.

Etuda na téma co je a není kultura

Z výše konstatovaného jsme nabyli dojmu, že autoři diskusního příspěvku nám připisují neschopnost posuzovat problémy vývoje pravěkých komunit komplexně. Přítom pluralita, diverzita, hybridnost a další přirozené stavy byly, domníváme se, v dostatečné míře ventilovány v příslušných kapitolách teoreticky zaměřených prací (např. Šmíd 2017, s lit.), a nelze proto poukazovat pouze na jednu práci, která se naznačené problematice věnuje jen marginálně. Cit pro materiální kulturu získaný dlouholetou praxí nelze bagatelizovat tím spíše, že nové kategorie nebyly, na rozdíl od těch původních, všeobecně přijaty. Opravdu souhlasíme s názorem, že keramika sama o sobě je jen jedním z ukazatelů kulturní provenience. Ale v tom případě si autoři diskuse protirečí. Výskyt sledovaných pohřebišť, na základě ¹⁴C dat spadajících do baalberského stupně moravsko-rakouské skupiny KNP, navíc s ne zcela ojedinělými případy výbavy, jednoznačně odpovídající tomuto chronologickému stupni (Olomouc-Hejčín, Mrštníkovo nám.; Holubice, okr. Vyškov; Ivanovice na Hané, okr. Vyškov, obj. 518; Opava-Vávrovice, obj. 63; Žádovice okr. Hodonín, obj. 128 – Šmíd 2002, 375–391; 2017, 106–113; Rakovský 1985, 393–402), lze, dle autorů diskusního příspěvku, připsat na vrub asi mimozemšťanů. Neznalost a špatné chápání materiální kultury vede k hledání východisek a operování s kategoriemi, které jsou vlastní kulturní antropologii a stojí mimo archeologii v jejím tradičním pojetí. Autoři polemiky předvedli velmi slušnou orientaci v zahraniční literatuře, nutné je však dodat, že mnohé z uvedených

prací řeší zcela odtažitou problematiku. Pojem archeologická kultura není pro postprocesualisty chronologickou jednotkou. Diskuse na téma, co je a není kultura, se stala evergreenem posledních několika let, ale pokud nenabídne jiné, použitelné řešení, je prakticky k ničemu. Vedle ní je však stále rozvíjena tradiční archeologie – Poláci, Slováci, Maďaři i Rakušané a mnozí další se pojmu archeologická kultura nevzdávají. Je to stále uchopitelný a srozumitelný komunikační prostředek. Čas a nové přírodovědné metody nepochybně přinesou nové skutečnosti s řadou dalších otázek a společně s nimi i nové možnosti řešení problému, ale materiální kultura zůstane napařád uchopitelnou složkou práce archeologa.

Etuda na téma radiokarbonové datování

V části týkající se použití radiokarbonových dat *Trampota s Květinou* (2022, 135–136) vyjadřují kategorické soudy jak k volbě zpracovávaného ^{14}C souboru, tak k našemu zpracování těchto dat. Jako východisko pro argumentaci zde využívají především své pojetí výpovědi a interpretace ^{14}C dat, tak jak ho již v několika svých předchozích pracích použili. V závěru poté své představy o zpracování aplikují na soubor dat ^{14}C dat z období KNP a získané výsledky též svérázným způsobem interpretují. V této odpovědi chceme ukázat, že jejich pojetí nekoresponduje s charakterem informace, kterou ^{14}C data při jejich zpracování obsahují, což v důsledku vede k zavádějícím závěrům.

Co se týká volby námi (*Šmíd et al. 2021*) zpracovávaného souboru ^{14}C dat, snaží se Trampota s Květinou vyvolat dojem, že výběr ^{14}C dat prošel nějakou záměrnou selekcí. S tím nelze souhlasit. Kritizovaný článek o Dambořicích upozorňuje na určitou formu pohřebního ritu, a je tak přirozené, že pro modelování jeho vývoje jsou použita dostupná datování lidských ostatků. Archeologie vždy interpretuje nálezový kontext. Spolehlivost přenosu výsledku měření obsahu uhlíku (^{14}C data) na nálezový kontext je obecně metodický problém kritiky celé nálezové situace. V tomto ohledu, oproti běžným sídlištním situacím, jsou pro datování nejvhodnější kosti v artikulovaných kostních spojeních či z celých koster (např. *Bayliss et al. 2011*, 38–42), a tímto způsobem také bylo postupováno. Vedle toho kritizované zařazení dat z Brna-Maloměřic má odůvodnění v opakovaném měření shodného kontextu na dvou nezávislých vzorcích stejného kontextu. Vytykat redukci vstupních dat bez zohlednění spolehlivosti přenosu ^{14}C datování na nálezový kontext proto není na místě. Zpracovávaná data jsou postačujícím způsobem zprostředkována a vnímavý čtenář má možnost si vždy s prezentovanými daty provést alternativní modelace či zpracování dle svých představ. Formulace modelu a argumentace stylových změn je předmětem příspěvku a v případě provedené diskuse je bezesporu robustnější než Trampotou a Květinou formulované obecné představy na základě výběrově snesených etnografických pozorování. Účelovost jejich kritiky je patrná ze skutečnosti, že při použití shodné modelové představy po doplnění dle Trampoty a Květiny chybějících dat není výsledný model v rozporu s intervaly přechodů mezi jednotlivými stupni uvedenými v kritizované práci, pro bolerázskou skupinu pak případný počátek změn se vlivem většího počtu méně přesných starších dat posouvá k roku 3600 BC. Validita této změny je ale dána spolehlivostí výpovědi těchto ^{14}C dat s ohledem na jejich sídlištní kontext a druh materiálu (uhlíky, zvířecí kosti).

Za nevhodné lze též považovat zpochybňování práce na základě chybějící citace ve spojitost s použitím programu OxCal. Ten patří k standardním nástrojům zpracování ^{14}C dat a obdobně jako u jiných běžně používaných programů pro analýzy (Statistica, Excel atp.)

je věcí redakce, jak posoudí vhodnost odkazů. Např. při provádění statistických testů ani specializované časopisy nevyžadují odkazy na autory daných postupů zpracování. Za postačující se považuje, je-li v nápovědě daného programu obsažen popis a odkaz na primární literaturu, což program OxCal splňuje. Bylo by též vhodné upozornit, že křivka IntCal20 nepředstavuje „aktualizaci“ křivky IntCal13, nýbrž byla vytvořena s použitím jiné metodiky (Reimer et al. 2020). Popis odlišností obou křivek a případných rozdílů v důsledcích při jejich použití např. na nekriticky sestavené či nepřesné datové sady přesahuje možnosti tohoto příspěvku. Podstatné je, že při použití dle Trampoty s Květinou „aktualizované“ křivky dostáváme prakticky shodné výsledky, jako při použití křivky IntCal13. Dochází k posunům hranic uvnitř modelu do 8 let, což je nepřesnost mimo rozlišovací schopnost soudů pravěké archeologie.

Ke kritickým výtkám obou autorů, kterým je nezbytné se blíže věnovat i z metodických důvodů, patří vlastní práce s radiokarbonovými daty. Autoři kritizují tvorbu chronologií na základě apriorních představ, v našem případě na základě bayesovského modelování s předpokladem existence a proměn stylu. Oproti tomu upřednostňují zpracování ^{14}C dat na základě četnosti jejich výskytu. Jako argument proti obecně přijímané představě o proměnách zvyklostí a stylu v čase uvádějí především teoretické konstrukce možných variant, kdy styl nemusí obsahovat chronologický rozměr, ale může se jednat o lokální či sociální projev odlišností atp. Tato myšlenka není nová a v různé podobě byla vždy zohledňována při tvorbě vývojových řad založených na typologii a na zbožíznalectví archeologického materiálu (např. Zápotocká 1970; Pavlů – Zápotocká 2013; Moucha 1963). Pro tvorbu a účinné použití těchto na základě typologie vytvořených pomůcek byla nezbytná důkladná znalost archeologického materiálu a i průvodního nálezového kontextu. Autoři Trampota s Květinou svojí kritikou otázku použitelnosti tradiční archeologické terminologie (archeologická kultura, stupeň či fáze) redukuje na možnost chronologického ukotvení za pomoci ^{14}C dat. Kritizují, že nebyly zohledněny výsledky jejich předchozí práce týkající se chronologie neolitu (Trampota – Květina 2020), ve které výhradně na základě ^{14}C dat diskutují vzájemné postavení kultur, stupňů a fází. Nepovažujeme za důvodné přenášet závěry pro jedno období jako metodické východisko pro období jiné. Vedle toho však uvedená práce Trampoty a Květiny (2020) obsahuje množství chyb a nepřesností jakož i nesprávných interpretací ^{14}C dat, takže výsledky této práce založené na analýze ^{14}C dat nelze akceptovat. Její závěry jsou ve skutečnosti podloženy pouze několika zajímavými etnografickými exkursy. Je proto na místě otázka, jak zobecnitelná tato pozorování mohou být. Vzhledem k tomu, že podobné postupy prezentace, zpracování a interpretace ^{14}C dat tíž autoři použili i v dalších navazujících pracích a též při formulaci svého zpracování dat KNP (Trampota – Květina 2022), který vyvolal tento komentář, je účelné se výše vzpomenuté práci (Trampota – Květina 2020) více věnovat.

Práce nazvaná „How do they fit together? A case study of Neolithic pottery typology and radiocarbon chronology“ se snaží na základě modelace ^{14}C dat diskutovat vzájemné chronologické postavení neolitických i eneolitických kultur, jejich stupňů a fází. V práci je souhrnně vyhodnoceno 426 ^{14}C dat, které jsou při zpracování členěny do 12 skupin a ty následně ještě do dalších 36 podskupin. V rámci tohoto členění autoři srovnávají distribuce SUM a KDE_model ^{14}C dat s hranicemi modelů založených na představě uniformního a trapézového modelu průběhu distribuce ^{14}C dat v každé ze skupin a podskupin. Na základě vzájemné superpozice výsledných distribucí a modelů hranic, jejich překryvu či následnosti poté formulují své závěry o současnosti nebo následnosti kultur a skupin a fází,

v jejich terminologii keramických tradic a keramických skupin. Nejpodstatnější zjištění je právě formulace současnosti dvou různých chronologicky souvislých jevů (kultur, skupin, fází) na základě překryvu výsledných frekvenčních distribucí (*Trampota – Květina 2020*).

Věnujme se pouze části týkající se vlastního zpracování a interpretaci ^{14}C dat, které mají přímou vazbu k výsledkům. Terminologickou nepřesnost (např. model SUM místo distribuce SUM, popis indexu A_{model} , termín „kalibrační šum“ atp.) či nepřesné až zavádějící popisy jednotlivých početních postupů pominěme (*Trampota – Květina 2020*, 170–172).

Je zřejmé, že volba vstupních dat po matematickém zpracování přímo ovlivňuje výsledky. Jak již bylo uvedeno výše, archeologická interpretace vychází z interpretace kontextů, tj. propojení datovaných vzorků s archeologickým kontextem, v tomto případě se skupinou nálezu dané kultury, skupiny, resp. keramické tradice. Přitom právě vyloučení různých intruzí či různě nedůvěryhodných dat na základě poctivé kritiky nálezové situace umožňuje ztotožnit výsledky ^{14}C datování s nálezovým kontextem, potažmo s jinými artefakty. Bylo opakovaně ukázáno, že automatické ztotožnění datovaného materiálu s nálezovým kontextem, a to i ve vazbě na různé datované materiály, neposkytuje uspokojivé výsledky (např. *Bayliss et al. 2011*; *Řídký et al. 2018*, 114–118). Při volbě souborů ^{14}C dat však autoři zcela rezignovali na hodnocení kvality tohoto vztahu a všechna ^{14}C data staví, co se kvality výpovědi týká, na stejnou úroveň.

Zatímco redukce použitých dat na základě kritického zhodnocení nálezového kontextu je plně odůvodnitelná, nemalé pochyby o správném zacházení s daty vzbuzuje sdělení autorů, že ze zpracování byla vyloučena ta data, která celkově stojí mimo skupiny dat, jež lze spojit s příslušnou skupinou keramiky (*Trampota – Květina 2020*, 170). Při použití frekvenčních modelů při malých četnostech uvnitř zpracovávaných souborů (polovina z 36 datových sad je popsána méně než jedenácti daty) je tvorba skupin silně ovlivněna náhodou a skutečnou nezávislostí dat ve skupině. Nelze tak jednoznačně vyloučit, že data mimo skupinu nemohou být správná. U neparametrických souborů, jakými soubory výsledků datování jsou, vyžaduje stanovení kritérií pro vyloučení odlehlých hodnot zvláštní pozornost. Není vyloučeno, že shluk definuje jednu hranici intervalu trvání a samostatná „formálně odlehlá“ hodnota poté hranici druhou. Jak bude dále na příkladu ukázáno, v případě souborů o malém počtu dat může neodůvodněné vyloučení nebo třeba naopak bezdůvodné přiřazení jednoho data podstatně ovlivnit celkový výsledek. Autoři však diskusi parametrů pro vyloučení těchto dat nevěnují žádnou pozornost.

Nejasným způsobem je provedeno rovněž vlastní třídění dat. V úvodních tabulkách autoři korektně uvádějí odkazy na literaturu, ze které pro jednotlivé lokality využívají ^{14}C data pro zpracování. V tabulce je též uvedeno datování na úrovni kultur (dle autorů do keramických tradic: tab. 1), v tab. 2 autoři poté podávají souhrnný přehled počtu lokalit a celkový počet dat ve skupinách na úrovni kultur (průměr 3,1; medián 2,6 dat na lokalitu). Zde narážíme na první podstatný problém. Při frekvenčním zpracování (zpracování na základě četností výskytu) je jedním z předpokladů nezávislost zpracovávaných dat. Tento předpoklad je u více dat z jedné lokality závislý na délce trvání osídlení místa a výběru datovaných kontextů. Není-li těmto vlastnostem věnována pozornost (jak je tomu i v práci *Trampoty a Květiny*), lze odhadovat, že skutečně nezávislých dat vstupujících do zpracování je přibližně 2–3krát méně. U jedné lokality totiž nelze vyloučit opakované datování shodné události bez vztahu k intenzitě či délce studovaných aktivit. Z praxe lze uvést zkušenost, že množství datovaných vzorků u jednoho výzkumu se neodvíjí od potřeby

plošného pokrytí všech aktivit či od vhodnosti absolutního datování zajímavých nálezo- vých kontextů, jako spíš od finančních možností badatele. Na velkou rozdílnost a nehomogenitu a malou validitu dat poukazují sami autoři (*Trampota – Květina 2020*, 171–172). Konstatované problémy však nijak neřeší a při zpracování je opomíjejí bez snahy se s nimi nějakým způsobem vyrovnat (např. testováním vzorků či za pomoci jiných statistických postupů).

Zatímco na základě třídění dat na úrovni kultur autoři dospívají k rámcovým chrono- logickým závěrům v mantinelech současných představ, nové závěry formulují v případech detailního rozdělení prezentovaných skupin v tab. 2 do jednotlivých fází (v jejich pojetí detailní keramická skupina). O tom, jakým způsobem byla ^{14}C data do těchto fází roztrž- děna, jak jsou v těchto fázích zastoupena a jak bylo postupováno, když detailní členění v citované literatuře nebylo provedeno, však neinformují. Nelze zjistit, na základě jakých dat byly vytvořeny výsledné grafy, které slouží k formulaci klíčových závěrů. Postup vytvoření výsledků tak nelze přezkoumat. Citlivé je především, že nelze rekonstruovat, z jak velkých datových souborů byly grafy pro jednotlivé fáze vytvořeny. Pochybnosti pak vzbuzují především grafy, ve kterých se při modelaci hranic uniformním či trapézovým modelem překrývají distribuce hustoty pravděpodobnosti počátku a konce, což je patrně důsledek nevyhovujícího malého počtu ^{14}C dat či špatným zpracováním.

Rozporuplné je zjištění autorů o odlišném stáří tvorby výplní v rondelích a sídlištních jamách mladší vypíchané keramiky (*Trampota – Květina 2020*, obr. 4). Větší stáří datova- ných vzorků z výplní rondelů oproti sídlištním jamám StK je autory vysvětleno jako důsle- dek tafonomických procesů. Uvádějí, že tato skutečnost byla popsána i v jiných studiích, zásadním problémem ale zůstává, že při své práci s ^{14}C daty tuto odlišnost pouze konsta- tují (*Trampota – Květina 2020*, 171–172) a při vlastní tvorbě datových sad či formulaci výsledků ji pomíjejí. Otevřená tak zůstává otázka, co vlastně jejich zpracování dat z ob- dobí mladší StK představuje a k jakým událostem se jejich celkové závěry vztahují.

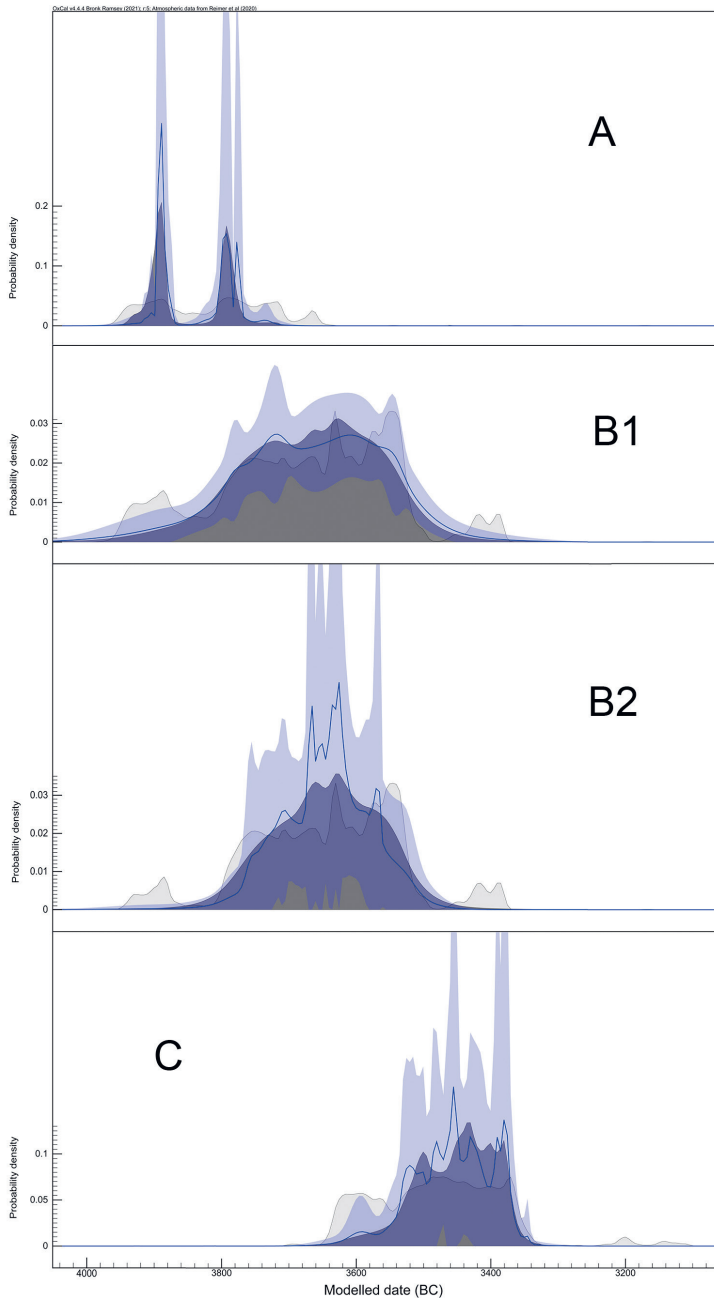
Výše uvedené výhrady se týkají nesprávné formální práce s daty a způsobu představení postupu zpracování. Celková nepřezkoumatelnost celého postupu vzbuzuje nedůvěru jak k závěrům, tak k práci samé. K pochybnostem, zda provedené zpracování opravdu chtělo být čtenáři bezrozporně představeno, přispívá i způsob prezentace výsledků. Jediným vý- sledkem zpracování sad ^{14}C dat je grafické vyjádření součtových distribucí a jejich mode- lovaných hranic a distribuce KDE_model (*Trampota – Květina 2020*, obr. 5–13). Zobrazení více grafů za účelem srovnání na jednom obrázku externí úpravou v grafickém editoru je však provedeno v odlišném měřítku, leč bez zobrazení tohoto měřítko, a v jiné časové škále. Vytváří se tak dojem srovnatelné kvality výpovědi zpracovaných datových sad. Korektní zobrazení výsledků na časové ose o stejných intervalech s vyjádřením měřítka pro osu Y by ukázalo odlišnou validitu popisů a soudů v textu.

K neodstranitelným vadám celého zpracování však patří samotná práce a interpretace distribucí získaných za použití příkazu SUM. Analogicky to platí i u distribuce KDE, která na základě volby několika parametrů upravuje průběh součtové distribuce. Oba způsoby zpracování dat (SUM a KDE) lze řadit ke klasickým (frekvenčním) statistickým postupům, založeným na vyhodnocení četností výskytu studovaného jevu v rámci nějakého souboru. Oproti bayesovskému přístupu, kde omezení představuje formulace výchozích předpo- kladů o vlastnostech souboru, u frekvenční statistiky je omezující kvalita a reprezentativ- nost dat vzhledem k vlastnostem zpracovávaného souboru. Použití součtových distribucí je v archeologii a v paleoekologii poměrně efektivně využíváno ke studiu trendů vývoje

v dlouhých časových úsecích (řádově tisíce let), které jsou rovnoměrně a co do množství reprezentativně provzorkovány (řádově se jedná o tisíce vzorků). Předpokládá se, že množství analyzovaných vzorků v určitém časovém úseku odpovídá intenzitě studovaných aktivit. Za tohoto předpokladu jsou poté ze srovnání teoretických a měřených součtových distribucí činěny závěry o poklesech či nárůstu aktivit. Součástí zpracování však musí být diskuse, jak množství vzorků ovlivňuje závěry a zda vzorky představují nezávislý a reprezentativní výběr. Pro studium trendů byly formulovány požadavky na intervaly minimálního trvání studovaného jevu ca 800 let s minimální průměrnou hustotou 5–6 ^{14}C dat/100 let pro data s nejistotou 120 let. Pro data s menší nejistotou pak nezbytné množství nezávislých datovaných vzorků narůstá (Williams 2012). Při aplikaci frekvenčních metod na omezené a kratší intervaly je ale nutné tato kritéria vždy diskutovat zvláště pro daný časový interval s ohledem na průběh kalibrační křivky a formulovat předpoklad rovnoměrného nezávislého pokrytí studovaného intervalu datovanými vzorky ve vztahu k použitým ^{14}C datům.

Součtová distribuce použitá Trapotou a Květinou (v programu OxCal příkaz SUM) představuje jednoduchý součet distribucí hustot pravděpodobnosti stáří každého ze vzorků po kalibraci. Tento součet je ještě normován. Součtová distribuce (sumace) ze své podstaty nevyjadřuje průběh hustoty pravděpodobnosti stáří zpracovávaného souboru dat, jako je tomu u vyjádření jednoho kalibrovaného data, ale vyjadřuje průběh rozmístění jednotlivých dat ze vzorků ve zpracovávaném souboru. Sumace představuje způsob odhadu rozmístění těchto dat. Na tento odlišný význam sumačních grafů oproti kalibračním grafům bylo v literatuře opakovaně ukázáno (z Trapotou a Květinou citované literatury např. Bronk Ramsey 2017, 1810; významový rozdíl též uvádí nápověda programu a explicitně na příkladu byl uveden i v nápovědě nižší verze programu OxCal (OxCal 3.1_CQL Command Listing / příkaz „sum“: <https://c14.arch.ox.ac.uk/oxcal3/comm.htm>). Z těchto vlastností poté plynou i důsledky pro interpretaci. Samotný součtový graf představuje odhad, u něhož by mělo být diskutováno splnění předpokladů jako je nestrannost, konzistentnost, eficeience a rezistence, dále např. že rozsah součtového grafu nezobrazuje rozsah stáří studovaného jevu, nebo že vymezení určitého souvislého intervalu s danou pravděpodobností neplyne z teoretického chování náhodných veličin a konvencí, jak je tomu u kalibrace jednoho ^{14}C data, ale je zvoleným parametrem, obdobně jako jeho umístění na časové ose atp.

Za problematické lze též považovat použití frekvenčních postupů pro soubory událostí, jejichž délka trvání je přibližně srovnatelná s rozsahem přípustného stáří vzorku po kalibraci. Zde totiž nelze vyloučit, že všechny vzorky nejsou datováním pouze jedné události. V těchto případech (krátkých časových úsecích) frekvenční postupy odrážejí především vlastnosti kalibrační křivky místo žádoucího vyjádření vlastností zpracovávaného souboru. Pro data s nejistotou ± 20 let v intervalu 95% pravděpodobnosti v autory zpracovaném období ca 5400–3500 BC kolísá rozsah tohoto intervalu v závislosti na tvaru kalibrační křivky od 80 po 293 let. Z vlastností součtové distribuce lze též například uvést, že součtový graf lze úspěšně využít k stanovení odhadu chronologických úseků před obdobím a po období vyznačeném součtovým grafem, ve kterých zpracovávaná data s hodnotitelnou pravděpodobností zatím nesvědčí pro datování studovaného jevu. Naopak skutečné rozmístění událostí uvnitř intervalu, který vymezuje součtový graf, je dáno vlastnostmi odhadu a má omezenou výpovědní schopnost. Z toho důvodu samotné překrytí či shoda součtových distribucí hustot pravděpodobnosti u omezených intervalů neumožňuje jednoznačné posouzení shodného stáří srovnávaných souborů. To lze názorně ukázat na jednoduchém případu.



Obr. 1. Srovnání KDE-model distribucí pro datové sady dle *Trampota – Květiny 2022*, tab. 1. Převzaté označení: A – skupina „předbaalberská“; B1 – „baalberg“; B2 – „baalberg“ bez lok. Žádovice – Dolní Újezd (Poz-116689); C – „Boleráz“.

Fig. 1. A comparison of the KDE model distributions for data sets according to *Trampota – Květiny 2022*, tab. 1. Adopted designations: A – ‘pre-Baalberge group’; B1 – ‘Baalberge’; B2 – ‘Baalberge’ without the Žádovice – Dolní Újezd site (Poz-116689); C – ‘Boleráz’.

Z vlastností kalibrační křivky plyne, že dva odlišně staré vzorky mohou mít shodný obsah ^{14}C , a tak tyto vzorky vykazují shodné radiokarbonové stáří. Jako příklad lze uvést dva krátkodobé kontexty (např. vrstva obilí v obilnici), jeden o skutečném stáří 3900 BC a druhý 3790 BC. Měření obsahu uhlíku ve vzorcích se s 95% pravděpodobností budou výsledky při přesnosti měření ± 15 let z obou kontextů pohybovat v intervalu 4990–5050 BP s maximem četnosti 5020 BP (shodné ^{14}C stáří = 5020 ± 15 BP). Vytvoříme-li dva soubory vzorků, jeden ze staršího a druhý z mladšího kontextu, pak rozdíl zastoupení výsledků měření radiokarbonového stáří v těchto souborech budou náhodné (vzniklé v důsledku způsobu měření obsahu ^{14}C). Stejně tak rozdíl v součtových distribucích budou způsobeny náhodou. Při dostatečně velkém počtu ^{14}C dat budou poté oba dva součtové grafy prakticky shodné. Při použití postupu vyhodnocení součtových grafů, jak je používají Trampota a Květina, bychom ze srovnání těchto shodných výsledných součtových distribucí měli usuzovat, že i oba měřené kontexty jsou stejně staré. Tento závěr je ale nesprávný, neboť chronologicky jsou oba analyzované kontexty od sebe vzdálené 110 let. Uvedený příklad ukazuje, že ze samotného překryvu součtových grafů nelze jednoznačně usuzovat na současnost studovaných jevů. Pro úplnost dodejme, že analogicky jako k součtovým distribucím je třeba přistupovat i k odhadům vytvořeným jádrovým odhadem hustoty (metoda KDE – Kernel density estimation), ve kterých je výsledek ovlivněn volbou parametrů. Podobné vlastnosti má i výsledek vzniklý použitím příkazu KDE_model v programu OxCal, který za pomoci bayesovského modelování vybírá nejvhodnější parametry pro distribuci KDE.

Z výše popsaných vlastností součtových grafů pak plynou chyby ve zpracování a interpretaci těchto grafů v práci Trampoty a Květiny. Autoři chybně interpretují rozsah sumačních grafů jako rozsah trvání kultury, skupiny či fáze. Případně intuitivně vymezují 68% interval na součtovém či KDE_model grafu a dále s ním pracují jako s datováním jevu s 68% pravděpodobností. Není zřejmé, proč není zvolena jiná pravděpodobnost a jak byl interval umístěn na časové ose. (Program OxCal tuto funkci u součtových grafů nenabízí z důvodu odlišného významu.) Za chybu je též nutné považovat stanovení současnosti na základě překryvu součtových grafů (*Trampota – Květina 2020*, 172–180). Samotné srovnání grafů SUM a KDE_model v nějakém intervalu s modelovanými hranicemi souborů dat nedává smysl (*Trampota – Květina 2020*, obr. 2) a numerická blízkost plyne především z toho, že při jednofázovém uniformním i trapézovém modelu je početní vyjádření fáze shodné s příkazem SUM (srov. nápověda OxCal_příkaz sum).

Další neodstranitelnou vadou celého zpracování v práci Trampoty a Květiny je účelová volba parametrů s cílem dosažení žádaných výsledků. Autoři uvádějí, že „Výsledky modelů SUM a KDE jsou vyjádřeny v intervalech s pravděpodobností 68 %. Při použití 95% pravděpodobnosti by rozsah některých výsledných intervalů byl zjevně v rozporu s externími archeologickými důkazy.“ (The results of SUM and KDE models are expressed in a range with a probability of 68 %. Using a 95% probability, the extent of some of the resulting intervals would clearly be in conflict with external archaeological evidence; *Trampota – Květina 2020*, 172). Zjištění, že zahrnutí neredukované informace podává výsledky v rozporu s archeologickými doklady, by samo o sobě mělo nasměrovat maximální úsilí k vysvětlení tohoto rozporu či k revizi použité metodiky nebo datových sad. Autoři však volí opačný postup a za účelem dosažení očekávaných výsledků upravují a redukuje vstupní data. Tento postup, označovaný jako *cherry picking*, *fishing* nebo lovení v datech, patří mezi pochybné výzkumné praktiky. I jejich byt' nezáměrné použití diskvalifikuje mnohdy zajímavé výsledky, úmyslné použití snižuje důvěryhodnost samých autorů.

Uvedené důvody, díky nimž jsme se rozboru dotyčného článku (*Trampota – Květina 2020*) věnovali, lze shrnout jako absenci kritiky zpracovávaných dat, nepřezkoumatelnost postupu zpracování, chybnou práci a interpretaci s odhady SUM a KDE a v neposlední řadě absenci diskuse parametrů a vhodnosti volby použitých postupů, tj. prokázání, že předpoklady správného použití postupů zpracování jsou splněny. Bohužel některé z těchto nesprávností můžeme dobře rozpoznat i v další práci publikované nedávno v AR, ve které Trampota a Květina vystupují jako spoluautoři (*Trampota et al. 2021*), a též v posledním příspěvku, na nějž tento text odpovídá (*Trampota – Květina 2022*). Práci týkající se eneolitického pohřbívání na Moravě (*Trampota et al. 2021*), zejména její závěrečné části týkající se radiokarbonové modelace, lze opět vytknout absenci kritiky zpracovávaných ^{14}C dat, u kterých není zřejmé, jaká byla použita a odkud pocházejí (autoři pouze uvádějí počet 38 zpracovaných ^{14}C dat). Celkově je tak zpracování nepřezkoumatelné. V práci opět chybí diskuse splnění předpokladů pro použití frekvenčních postupů zpracování. Chybí též doložení vhodnosti formulace odhadu za použití příkazu KDE_model prostřednictvím diskuse jeho parametrů. V neposlední řadě je chybná interpretace odhadů frekvence výskytu jako pravděpodobnosti stáří (*Trampota et al. 2021*, 351–353).

V příspěvku (*Trampota – Květina 2022*), na který odpovídá tento text, autoři tabelárně prezentují zpracovávaná data s odkazy na příslušnou literaturu. Třídění do skupin „předbaalberský“, baalberský a Boleráz provedli na základě literatury bez diskuse správnosti tohoto rozřazení (např. pro Žádovice – Dolní Újezd, obj. 128/1986, byly o přiřazení k baalberskému stupni vysloveny pochybnosti: *Trampota et al. 2021*, 349). Prvé dva soubory jsou reprezentovány počty 9 a 8 dat, poslední 18 daty. Výsledné odhady získané z těchto dat za pomoci příkazu KDE_model v programu OxCal ukazuje obr. 1 (grafy A, B1 a C odpovídají grafům v *Trampota – Květina 2022*, obr. 1). Pro diskusi kvality jednotlivých odhadů použijeme hodnocení chování vyhlazovacího parametru (na obrázcích znázorněno světle modře v intervalu 1σ , plná modrá čára je střední hodnota) a distribuci podmíněné pravděpodobnosti koeficientu tohoto parametru na intervalu od 0 do hodnoty stanovené za pomoci Silvermanova pravidla. Všechny grafy vykazují podobné chování. Z grafického znázornění chování vyhlazovacího parametru vidíme vysokou variabilitu v $\pm 1\sigma$ intervalu a jeho velké kolísání. Z uvedeného vyplývá, že model je velmi závislý na velikosti koeficientu vyhlazení. Zároveň jeho velikost je i větší než jeho střední hodnota, což svědčí o malé robustnosti těchto odhadů. V případě dobrých odhadů se předpokládá, že hustota podmíněné pravděpodobnosti koeficientu vyhlazovacího parametru má přibližně symetrické normální rozdělení (*Bronk Ramsey 2017*, 1830). Ve všech modelech však je toto rozdělení rostoucí s maximem blízkým 1. Lze tak dovozovat, že použití postupu KDE_model není vhodné pro odhad za použití uvedených tří datových sad (viz *Bronk Ramsey 2017*, 1814–1815, 1830–1831). Z chování 1σ intervalu je patrné, že nevhodnost tohoto postupu a jeho malá validita plyne především z malého počtu dat a krátké doby trvání jevu popisovaného daty. Zároveň otázka, jaký jev tato data skutečně reprezentativně popisují, zůstává otevřená. Malou stabilitu modelu a silnou závislost i na jednom datu ukazuje rozdíl v grafech B1 a B2 (obr. 1). Z datové sady v modelu B2 bylo odstraněno jedno výše uvedené „nejistě přiřazené“ datum z Žádovic – Dolního Újezda, obj. 128/1986. Rozdíly v chování grafu a modelace jsou jasně patrné.

Vzhledem k nesprávně zvolenému postupu zpracování není nezbytné se dále k výsledkům Trampoty a Květiny vyjadřovat, přesto si dovolíme ještě jednu poznámku k úvaze, kterou autoři argumentují při výběru „píků“ pro určení stáří (*Trampota – Květina 2022*, 137).

Krom toho, že opět odhad četností výskytu interpretují jako distribuci hustoty pravděpodobnosti stáří, tak nízký odhad četnosti výskytu mezi „přky“ navíc vysvětlují jako případný hiát. Je nutné upozornit, že odhady jsou prováděny na základě výběrových souborů a samotná absence jevu ve výběrovém souboru neumožňuje rozhodnout, zda absence je dílem náhody při výběru, či zda jev skutečně neexistuje. Pro rozhodnutí nabízí statistika odpovídající nástroje ve formě různých postupů a testů.

S představou, že širšímu použití frekvenčních metod pro řešení detailních chronologických vztahů v archeologii v současné době brání především nedostatečné množství kvalitních ^{14}C dat, lze souhlasit pouze částečně. U krátkých intervalů trvání nabývá na váze reprezentativní a rovnoměrné (tj. nezávisle provzorkované) zastoupení datovaných kontextů studovaného období. Intencionalita vzniku archeologických kontextů a proces archeologizace však do každé vzorkovací metody zanáší velkou a těžko hodnotitelnou míru nejistoty. Tyto neznámé faktory nemohou být při případném vyhodnocení přehlíženy. Pro vyhodnocení dlouhotrvajících trendů však tato metoda jistě dozná širšího uplatnění. Určitě není na místě upřednostňování či dehonestace frekvenčních analýz na úkor bayesovských postupů či naopak. Obě metody při správné aplikaci a splnění předpokladů poskytují správné a srovnatelné výsledky. U bayesovských postupů jsou limitující formulace počátečních představ, u frekvenčních modelů je to poté splnění a ověření všech předpokladů o vlastnostech dat a vzniku datových souborů.

Analýza výše uvedených prací, na nichž se podíleli F. Trampota a P. Květina, se týkala postupu zpracování a interpretací modelovaných dat. V případě, že na základě chybného postupu či zpracování byly činěny obecné závěry, nelze tyto závěry považovat za podložené. V ostatních případech má grafické zpracování ^{14}C dat především ilustrativní výpověď. Zároveň tím není devalvován potenciál stanovených hypotéz, tyto hypotézy však na základě použitých postupů zpracování ^{14}C dat není možné považovat za ověřené, a nelze jimi argumentovat.

Literatura

- Bayliss, A. – van der Plicht, J. – Bronk Ramsey, Ch. – McCormack, G. – Healy, F. – Whittle, A. 2011:* Towards generational time scales: the quantitative interpretation of archaeological chronologies. In: A. Whittle et al., *Gathering time. Dating of Early Neolithic enclosures of southern Britain and Ireland*, Oxford – Oakville: Oxbow, 17–59.
- Bronk Ramsey, C. 2017:* Methods for summarizing radiocarbon datasets. *Radiocarbon* 59, 1809–1833. DOI: <https://doi.org/10.1017/RDC.2017.108>
- Pavlu, I. – Zápotocká, M. 2013:* The prehistory of Bohemia 2. The Neolithic. Praha: Archeologický ústav AV ČR.
- Rakovský, I. 1985:* Pohřebiště kultury zvoncovitých pohárů v Holubicích. *Archeologické rozhledy* 37, 393–402.
- Reimer, P. – Austin, W. – Bard, E. – Bayliss, A. – Blackwell, P. – Bronk Ramsey, C. – Talamo, S. 2020:* The IntCal20 Northern Hemisphere Radiocarbon Age Calibration Curve (0–55 cal BP). *Radiocarbon* 62, 725–757. DOI: <https://doi.org/10.1017/RDC.2020.41>
- Řídký, J. – Květina, P. – Limburský, P. – Končelová, M. – Burgert, P. – Šumberová, R. 2018:* Big men or chiefs? Rondel builders of Neolithic Europe. Oxford – Philadelphia: Oxbow Books.
- Šmíd, M. 2002:* Příspěvek k poznání pohřebního ritu kultury nálevkovitých pohárů na Moravě. In: I. Cheben – I. Kuzma eds., *Otázky neolitu a eneolitu našich krajín 2001. Zborník referátov z 20. pracovného stretnutia bádateľov pre výskum neolitu a eneolitu Čiech, Moravy a Slovenska*, Liptovská Sielnica 9.–12. 10. 2001, Nitra: Archeologický ústav Slovenskej akadémie vied, 375–391.
- Šmíd, M. 2011:* Eneolitická pohřebiště z Prostějova-Čechůvek. *Sborník prací Filozofické fakulty brněnské univerzity* M 16, 5–27.

- Šmíd, M. 2017: Nálevkovité poháry na Moravě. *Pravěk – Supplementum* 33. Brno: Ústav archeologické památkové péče.
- Šmíd, M. – Kos, P. – Přichystal, A. 2021: Další objekt s brázděným vpichem a s doklady zpracování rohovec typu Stránská skála z Brna-Maloměřic. *Pravěk* NŘ 29, 119–153.
- Šmíd, M. – Lečbých, M. – Šmerda, J. – Kala, J. – Limburský, P. 2021: Sídliště a pohřebiště kultury nálevkovitých pohárů v Dambořicích, okr. Hodonín. Příspěvek k poznání pohřebiště s pohřby v natažené poloze. *Archeologické rozhledy* 73, 3–47. DOI: <https://doi.org/10.35686/AR.2021.1>
- Trampota, F. – Bříšková, J. – Čerevková, A. – Čižmář, I. – Drozdová, E. – Kala, J. – Kos, P. – Květina, P. – Parma, D. – Přichystal, M. – Světlík, I. – Šín, L. – Tvrdý, Z. – Vrána, J. 2021: Eneolitický kostrový pohřební ritus na Moravě ve světle radiokarbonového datování. *Archeologické rozhledy* 73, 315–358. DOI: <https://doi.org/10.35686/AR.2021.11>
- Trampota, F. – Květina, P. 2020: How do they fit together? A case study of Neolithic pottery typology and radiocarbon chronology. *Archeologické rozhledy* 72, 163–193. DOI: <https://doi.org/10.35686/AR.2020.6>
- Trampota, F. – Květina, P. 2022: Trampoty s chronologií nálevkovitých pohárů. *Archeologické rozhledy* 74, 134–140. DOI: <https://doi.org/10.35686/AR.2022.5>
- Williams, N. A. 2012: The use of summed radiocarbon probability distributions in archaeology: a review of methods. *Journal of Archaeological Science* 39, 578–589. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jas.2011.07.014>
- Zápotočká, M. 1970: Die Stichbandkeramik in Böhmen und in Mitteleuropa. In: *Die Anfänge des Neolithikums vom Orient bis Nordeuropa*. Fundamenta 3A, II, Köln – Wien: Böhlau, 1–66.