

Limburský, Petr

## Radiokarbonové datování

In: Limburský, Petr. *Pohřebišťe kultury se zvoncovitými poháry ve Vlíněvsi : k problematice a chronologii konce eneolitu a počátku doby bronzové*. Klápště, Jan (editor); Měřínský, Zdeněk (editor). Praha: Univerzita Karlova v Praze, Filozofická fakulta, 2012, pp. 88-102

ISBN 9788073083922

Stable URL (handle): <https://hdl.handle.net/11222.digilib/129726>

Access Date: 30. 11. 2024

Version: 20220831

Terms of use: Digital Library of the Faculty of Arts, Masaryk University provides access to digitized documents strictly for personal use, unless otherwise specified.

## 4. RADIOKARBONOVÉ DATOVÁNÍ

Ve vývoji metody radiokarbonového datování lze ukázat na tři výrazné milníky. Prvým z nich je bezesporu prosazení důvěryhodnosti, použitelnosti a relativní universálnosti této metody v průběhu 60. a částečně 70. let. Druhý výrazný milník představovalo odpoutání se této metody od přímých archeologických či přírodovědných problémů, které lze spatřovat především v tom, že v rámci stanovení výsledků této metody přestala být nebo nebyla potřeba diskutovat základní otázku, jakým způsobem rozdělit měřenou pravděpodobnost výsledku konvenčního datování při kalibraci mezi dva či více nesouvislých intervalů, z nichž každý může představovat samostatnou realizaci výsledku. Tento bod vývoje metody, částečně diskutovaný v 70. letech a následně poté v letech 80. v souvislosti s tvorbou počítačových programů, ve skutečnosti etabloval metodu radiokarbonového datování na samostatnou vědeckou disciplínu. Lze se též domnívat, že pravděpodobně od tohoto bodu prakticky až do dneška existuje uvnitř archeologické disciplíny latentní vnitřní pnutí, jakým způsobem s radiokarbonovými daty vlastně zacházet. Třetí výrazný milník vývoje této metody, který přesahuje a rezonuje v současnosti, je rozpracovávání a upřesňování jednotlivých vlivů, které mohou ovlivnit získané výsledky. Tato nejistota, způsobená praktickou nepřezkoumatelností většiny dosahovaných výsledků, se poté odráží ve snaze stanovit maximum možných korekcí s pokud možná nejuniverzálnější platností s ohledem na materiál, stáří, původ, způsob získání, nebo třeba geografickou polohu vzorku. Druhým pramenem nejistoty poté zůstávají vzájemná srovnání mezi laboratořemi<sup>10</sup> (např. *Tauber 1983; Mook – Streurmann 1983; Scott et al. 1990; 2003; 2007;*

*Weninger 1997; Kromer et al. 2001; Cook et al. 2001; Bárta – Štolc 2007; Olson 2009*).

Přístup k dosahovaným výsledkům měřených hodnot stáří radiokarbonovou metodou je v archeologii v podstatě dvojitý. Prvý, spíše optimistický přístup, očekává od každého nového data kvalitnější informaci, která koriguje, doplňuje nebo vyvrací méně důvěryhodná měření předešlá. Vnitřním předpokladem tohoto přístupu je důvěra, že po stanovení a najetí všech možných faktorů, které data ovlivňují, nabude tato metoda universálního použití a bude podávat výsledky, se kterými bude možné pracovat obdobně jako s událostními záznamy. Tento přístup je v archeologii v současné době zcela běžný a nikoliv neopodstatněný. Zároveň však ale nestanoví zřejmá kritéria, jakým způsobem data vzájemně mezi sebou hodnotit či selektovat, kterým datům důvěřovat a kterým již ne. Dochází tak k nevědomé či zpětně podmíněné a zacyklené selekci mnohdy bez patřičného zdůvodnění (cf. např. referovaná data pro KZP *Müller-Willigen 2001, 77–80* a např. *Włodarczak – Kowalewska-Marszałek 1998*).

Druhým, spíše pesimističtější přístupem, je respektovat pravděpodobnostní charakter radiokarbonové informace a jako takovou ji zpracovávat. Odůvodnění tento přístup nachází především v množství různých korekcí a neposlední měrou též i ve výsledcích mezilaboratorních srovnání. Tento přístup rezignuje na hledání hranice správnosti měření u jediného data a měřené informace zpracovává jako určitý záznam procesu vyjádřený radiokarbonovou chronologií. Vnitřně předpokládá správnost metody datování a zpřesňování této metody chápe jenom jako zkvalitnění vlastností dat, nikoliv obsažené informace. Zpřesnění chro-

<sup>10</sup> V současné době se hodnocení radiokarbonové metody datování soustřeďuje především na diskusi technických parametrů či na její přímou aplikaci. I přes pravidelně publikované souhrny nejaktuálnějšího stavu bádání a dosažených pokroků při rozvoji této metody, souhrnnému kritickému zhodnocení

metody a její podstaty na základě současných znalostí s ohledem na využitelnost, důvěryhodnost a provázání s jinými obory nebyla v poslední době věnována pozornost. Patrně určitý podíl na tomto stavu též může mít i komerční aspekt provozu jednotlivých radiokarbonových laboratoří.

nologické informace se předpokládá od vzájemné korekce dat při opakovaném měření studovaného jevu s představou, že měřená data za různých podmínek a různých vlivů celkově konvergují ke správné hodnotě měření. V tomto případě poté množství měřených dat hraje nezastupitelnou roli. I při nízkých četnostech však lze volit kritéria, která vzájemné srovnání či vyhodnocení umožňují. Využití tohoto přístupu je v archeologii velmi málo frekventované a omezuje se především na vyhodnocení nálezových situací, ve kterých dochází ke zjištění tzv. „zjevných nesrovnalostí“ ve výsledcích, např. z jednoho hrobu dvě měření na skeletu dávají výrazně odlišné hodnoty atp. (např. Jablines, Le Haut Château; Miškovice; Pavlov – Horní Pole, hr.6) (Furholt 2003, 226; Peška 2009, 244–246). V těchto případech je výsledek většinou intuitivně vyhodnocován s ohledem na jiná data.

V této kapitole bude řešen způsob vyhodnocení radiokarbonových dat ve smyslu druhého přístupu k informaci v radiokarbonovém datování obsažené. Bude hledán takový způsob zpracování a popisu sérií radiokarbonových dat, aby v průběhu zpracování nedocházelo k vzájemně podmíněné redukci informace, a zároveň, aby výsledek umožňoval vzájemné srovnání informační obsažnosti vstupních dat jako celku.

## 4.1 Východiska a charakter dat

### 4.1.1 Charakter radiokarbonové chronologie a archeologických informací

Jednou z vlastností radiokarbonových dat je jejich pravděpodobnostní charakter vyjádřený rozdělením hustoty pravděpodobnosti. Archeologická informace, vlastní prezentace minulých dějů či třeba popis různých procesů, je naopak sdělována, byť třeba značně vágně, i tak přeci jen kategoricky formulovaným popisem, který ve své podstatě přítomnost popisovaného buď konstatuje nebo vylučuje. Při diskusi výsledků bádání o minulosti na základě např. humanitních metod společně s výsledky radiokarbonového datování tak ve většině případů diskutujeme jednak tzv. ostrá data, tj. data, která mají definovanou hodnotu ano nebo ne, a data neostrá-radiokarbonová, tj. ta data, která jsou pro danou hodnotu definována pravděpodobností realizace této hodnoty.<sup>11</sup> (Fajkus 2005; Hendl 2004, 13–35; Půlpán 1997; 2000).

<sup>11</sup> I přes to, že výroky archeologických zjištění jsou mnohdy ve srovnání s výsledky přírodovědných oborů formulovány značně nepřesně nebo velmi obecně, argumentace je vždy opřena o sledování a případnou realizaci sledovaných jevů, které mají být pro řešený problém rozhodující a nejlépe popisující.

Pro překonání nesouladu charakteru dat se nabízejí tato řešení:

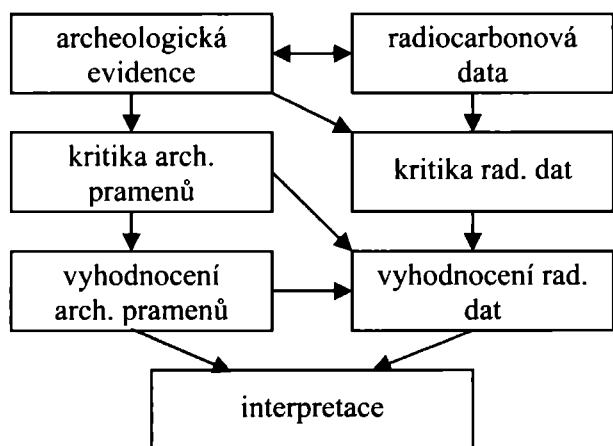
- 1.) převedením vyjádření všech dat na pravděpodobnostní vyjádření.
- 2.) odpovídajícím škálováním pravděpodobnostního vyjádření dat a zohledněním tohoto škálování při interpretaci.
- 2a.) srovnáním pravděpodobnostního vyjádření s pravděpodobnostním vyjádřením modelových hodnot za pomoci vhodně zvoleného rozhodovacího mechanismu, splnění jehož předpokladů je ve výsledku podmínkou nutnou pro interpretaci.

Z uvedených variant řešení problému je patrné, že řešení pod bodem 2a je jistou speciální variantou řešení 2 s tím rozdílem, že postup řešení 2 předpokládá platnost a univerzálnost použitého škálování pro všechny případy diskutované ve výsledné interpretaci, zatímco pod bodem 2a může být aplikované použité škálování pouze pro výběrové parametry modelové představy diskutované ve výsledku či pro nějakou hypotézu.

### 4.1.2 Hierarchie informačních zdrojů

Většina postupů zpracování radiokarbonových dat vychází z událostního vnímání chronologie jako souhrnu řazených dějů na lineární časové ose. Každé z měřených radiokarbonových dat je na základě společného nálezového kontextu vztaheno k určité skupině informací jiného charakteru nebo tato data jsou vyhodnocována ve vzájemném vztahu vytvořeném na základě teoretických předpokladů. Z důvodu možných odchylek je důvěryhodnost jednotlivých měřených dat obvykle diskutována z pohledu materiálu, roku, ve kterém bylo radiokarbonové datum měřeno, nebo též možných kontaminací atp. (pro 2–3tis. př. Kr. cf. např. Müller 1999; Furholt 2003). Jak kritika vlastních radiokarbonových dat tak i jejich vyhodnocení se dostává do podmíněné závislosti na úvahách vytvořených na základě dat jiného charakteru. (Uvedený působ závislosti graficky vyjadřuje obr. 70). Z vlastností pravděpodobnostního vyjádření radiokarbonového data však vyplývají možnosti realizace skutečného data na velice širokém intervalu. Těž

Při výběru popisného systému jsou jednotlivá kritéria téměř vždy stanovena za pomoci definic nebo analogií (např. různé typáře, modelové situace, hodnotící kategorie, škálování atp.), přičemž množství jednotlivých popisných kritérií je téměř vždy konečné a množství zpracovávaných dat bývá přiměřené. Obecná formulace výsledků do výstupů např. terénního archeologického bádání je opět vnášena až při interpretaci dosažených výsledků analýzou. Popisný systém je tak téměř vždy rozložitelný na spočetný systém podotázek s řešením ano nebo ne. Takového rozkladu u nediskrétních pravděpodobnostních veličin však bez úpravy dat dosáhnout nelze.



**Obr. 70:** Zobrazení podmíněné závislosti interpretace radiocarbonových dat na archeologické evidenci.

nelze vyloučit různé náhodné odchylky, které buď mají původ v procesu tvorby organického materiálu, jehož odchylky kalibrací nejsou odstraněny, nebo též náhodné vlivy či kontaminace v době od vzniku vzorku do jeho změření. Je-li tedy v průběhu vyhodnocování radiocarbonových dat diskutována jejich důvěryhodnost, nelze jejich výpověď považovat za nezávislou. Rozhodnout však míru závislosti s ohledem na výše uvedené též nelze. Argumentace chronologickou souvislostí určitých kontextů na základě shody radiocarbonových dat je tak málo důvěryhodná a překračuje sílu výpovědi, která přísluší samostatně vyhodnocovaným datům, kterým je tímto postupem přisuzována událostní výpovědní hodnota.

## 4.2 Diskuse možností výpovědi vybraných metodických postupů

### 4.2.1 Zapracování archeologické informace do pravděpodobnostního vyjádření /ad 1/

Pro převedení diskrétní archeologické informace při vyhodnocování pravděpodobnostního vyjádření chronologické informace zjištěné radiocarbonovým datováním lze uvést model za využití podmíněné pravděpodobnosti. Tento postup byl využit například pro zpřesnění výpovědi radiocarbonových dat získaných ze stratigrafické sekvence na neolitickém sídlišti Skara Bare, Orkney nebo na sídlišti starší doby bronzové v St. Veit-Klingbergu (Buck et al. 1991a; Buck – Litton – Shennan 1994).

Model obsahuje vstupní diskrétní informaci ve formě relativně chronologických vztahů stanovenou na základě například stratigrafických vztahů, příp. jiných relativně chronologických úvah. Vznikne tak sekvence jednotlivých kontextů  $A \rightarrow B \rightarrow C \rightarrow \dots$ , uvnitř kterých jsou stanoveny hod-

noty radiocarbonového stáří. Stanovení distribuce pravděpodobnosti realizace skutečného stáří dvou kontextů je poté určena podmínkou dodržení požadované posloupnosti těchto dat. V obecném vyjádření pak pro  $A > B$  je stanovena distribuce hustoty výsledné nenormované pravděpodobnosti kalibrovaného data  $p_A$  vztahem:

$$p_A(t) = \int_{x < t} p_a(t) \cdot p_b(x) dx \quad (A1)$$

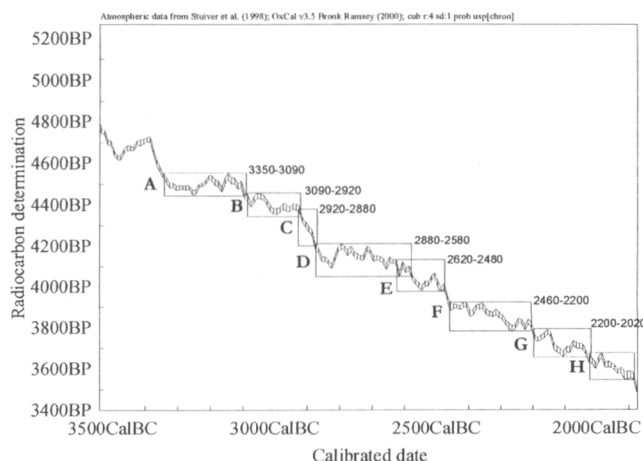
kde  $p_a$  a  $p_b$  jsou hustoty pravděpodobnosti samostatných kalibrovaných dat odpovídající kontextům A a B. Obdobným způsobem lze stanovit i distribuci pravděpodobnosti pro opačnou relaci kontextů nebo pro vzájemnou posloupnost více kontextů.

Uvedený postup umožňuje poměrně výrazné zpřesnění chronologické informace obsažené v radiocarbonovém datu. K bližšímu rozpracování této metody např. Buck – Christen 1998; Buck et al. 1991; Buck – Litton – Scott 1994; Christen – Clymo – Litton 1995; Christen – Litton 1995. Pro technické využití bylo vytvořeno několik volně přístupných počítačových programů (např. <http://bsal.shef.ac.uk/>).

Využití této metody je omezeno předpokladem znalosti posloupnosti reálných okamžiků vzniku vzorků, na kterých jsou data měřena. Tento požadavek stojí hierarchicky výš než určení radiocarbonového stáří. Chyba ve stanovení posloupnosti vzniku vzorků tak bez možnosti zpětného přezkumu ovlivní fatálním způsobem dosažené výsledky.

Je patrné, že množství takových situací, které splňují požadavek znalosti posloupnosti vzniku vzorků, se v archeologické praxi vyskytuje nemnoho. Určitou možnost představují stratigrafické situace, jejich rozeznání je však obvykle vázáno na vyhodnocení keramiky. Použitá metoda ovlivňuje výsledek pouze v těch časových okamžicích, kde pro stejné  $t$  platí  $p_a(t) > 0$  a zároveň  $p_b(t) > 0$ . Při velkých časových odstupech, které většinou zachycujeme v keramické proměně, je informační výtěžnost této metody poměrně malá. Dosud nedocenené možnosti má tato metoda při vyhodnocení pohřebišť, kde prostorové a stratigrafické uspořádání může poskytnou potřebnou oporu. Dalším možným nálezovým kontextem mohou být nálezy ze sedimentů nebo rašelinných vrstev. V české literatuře tato metoda, i přes některé vhodné příležitosti, dosud nebyla použita (cf. například nálezová situace při datování vrstev na Vladaři: Pokorný et al. 2005, 66–74).

Uvedená metoda neredukuje sílu výpovědi použitých vstupních dat. Důvěryhodnost výsledků



**Obr. 71:** Intervalová kalibrace eliminující „vlnění“ kalibrační křivky (podle *Furholt 2003*, Abb.1).

této metody je však silně závislá na důvěryhodnosti a bezchybnosti stanovení vstupní sekvence událostí – kontextů, ve kterých byly měřené vzorky získány.

#### 4.2.2 Převod pravděpodobnostního vyjádření dat do intervalového a událostního vyjádření /ad2/

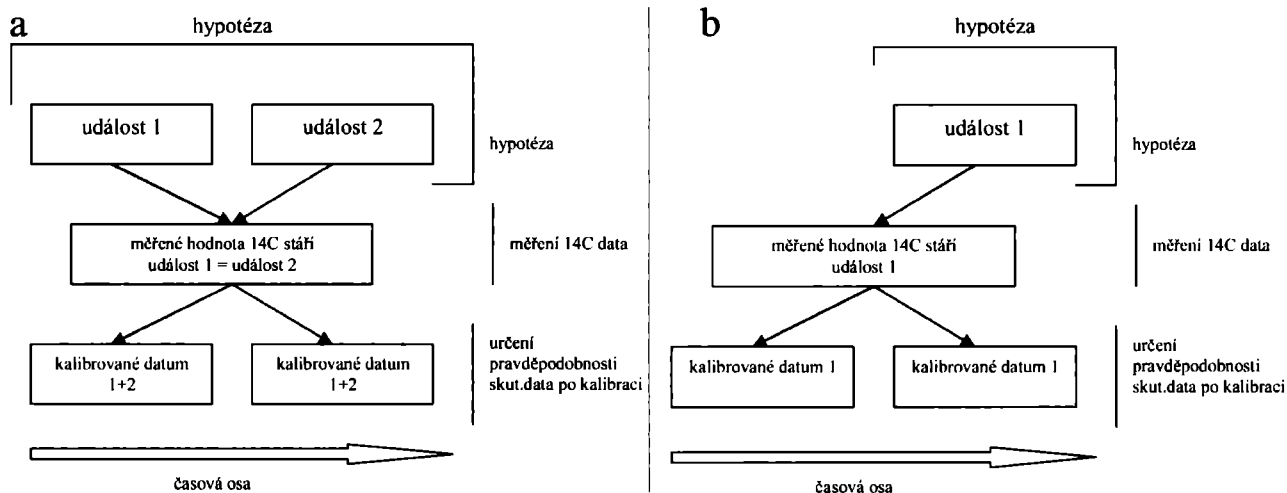
Při vyhodnocení měřených radiokarbonových dat představuje významný problém nejednoznačnost přiřazení kalibrovaného-skutečného data datu měřenému-radiokarbonovému. Obtíže vyplývají z tvaru kalibrační křivky, která pro jednu hodnotu měřeného data nabízí více hodnot skutečného stáří. Tato vlastnost neplatí pro kalibrační křivku obecně, vyskytují se i oblasti, ve kterých je přiřazení jednoznačné (cf. např. průběh kal. křivky; *Reimer et al. 2004*). Princip uvedené metody využívá skutečnost, že na kalibrační křivce existují oblasti nebo body, které zobrazují oblast měřených dat do oblasti dat skutečných jednoznačně. Metoda rozčleňuje časovou osu na úseky, u kterých vzájemné hranice představují body jednoznačného zobrazení. Měřeným radiokarbonovým datům, které spadají do takto vymezených úseků, jsou poté přiřazena skutečná data odpovídající rozpětí horní a dolní hranice (*obr. 71*). Tuto úvahu využili ve svých pracích např. z období konce eneolitu a starší doby bronzové H. Müller a M. Furholt nebo R. Wiermann (*Müller 1999; Furholt 2003; Wiermann 2004*). Nevýhodou metody je, že pro co největší přesnost chronologické informace je potřeba intervaly stanovit dle možností kalibrační křivky co nejkratší, zároveň je ale potřeba, aby odpovídající radiokarbonová data s co největší pravděpodobností byla pokud možno plně obsažena ve zvoleném intervalu. V uvedených pracích autoři používají data se směrodatnou odchylkou  $1\sigma$ ; při využití dat se směrodatnou odchylkou  $2\sigma$  by při-

řazení dat do zvolených intervalů bylo nejednoznačné a dosažený rozptyl hranic výsledku by tak byl příliš široký.

Z uvedeného popisu metody tak vyplývají i vlastnosti. Pro převod pravděpodobnostního vyjádření je využito vstupní omezení síly výpovědi radiokarbonových dat. Použitím dat o směrodatné odchylce  $1\sigma$  je tak pravděpodobnost výsledné informace při kalibraci s 94% nejvýš 63%, při kalibraci s 68% je výsledek přiřazení k intervalu 46%. Celková informační výtěžnost je však ještě menší, protože takto stanovené pravděpodobnosti ukazují pouze redukci informací, které vyjadřuje a koriguje kalibrační křivka a pravděpodobnostní vyjádření výsledku měření. Ostatní vlivy tak v uvedené informační výtěžnosti obsaženy nejsou a lze jen odhadovat, že skutečná informační výtěžnost je menší. Další nevýhodou této metody je intervalové stanovení výsledků, přičemž tyto intervaly vyplývají z tvaru kalibrační křivky, hranice jsou tak pevně dány a délka těchto časových intervalů je nestejná. Uvedená metoda není závislá na dalších zdrojích informací. Diskuse důvěryhodnosti výsledků metody na základě původu materiálu vzorku, tj. zda se jedná o materiál krátké doby vzniku nebo déle vznikající materiál vzorku, je vzhledem k informační výtěžnosti této metody sice frekventovaná, nicméně poměrně okrajová (cf. například *Müller 1999; Furholt 2003*).

#### 4.2.3 Srovnání pravděpodobnostních vyjádření mírou shody /ad 2a/

Metoda je založená na úvaze, že pravděpodobnost naměření určitého poměru radioaktivního uhlíku ve vzorku je závislá nejen na stáří tohoto vzorku, ale i na průběhu a tvaru kalibrační křivky v okolí měřených hodnot. V praxi to znamená, že v případě měření vzorků, jejichž stáří bude rovnoměrně rozloženo na časové ose, měřené hodnoty radiokarbonového stáří nebudou rovnoměrně rozloženy na ose radiokarbonového stáří, ale budou nabývat nestejných hodnot. Pravděpodobnost naměření určitých hodnot radiokarbonového stáří tak bude výrazně odlišná od ostatních. Jev je důsledkem skutečnosti, že díky tvaru kalibrační křivky se do některých bodů osy radiokarbonového stáří zobrazují dva i více odlišných bodů na ose skutečného stáří. V případě inverzního zobrazení se opět jeden bod osy radiokarbonového stáří zobrazuje na více bodů stáří reálného. Ve stejném poměru, v jakém je navyšována pravděpodobnost naměření data radiokarbonového stáří, je při inverzním zobrazení tato pravděpodobnost dělena mezi body realizace možného skutečného stáří.



**Obr. 72:** Rozdíly ve velikosti pravděpodobnosti naměření radiocarbonového stáří u dvou časově různých událostí vykazujících shodné radiocarbonové stáří. a – předpoklad shodného výskytu v jednom časovém intervalu; b – v předpokládaném časovém intervalu se vyskytuje pouze jedna uvažovaná událost a druhá leží vně intervalu.

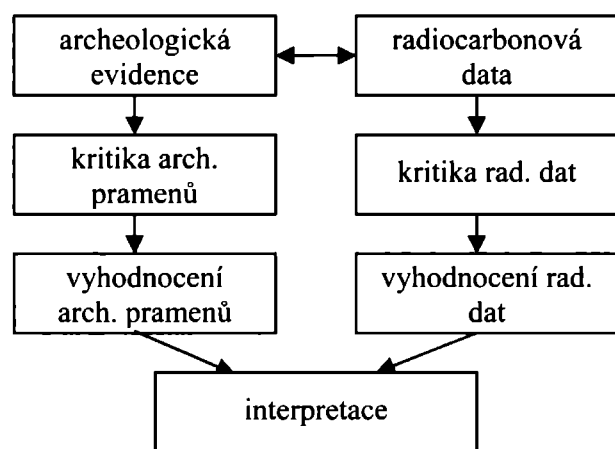
Uvedené vlastnosti kalibrační křivky a rozdílné pravděpodobnosti naměření radiocarbonových dat lze s výhodou využít při zpracování. V případě, že data skutečného stáří pochází z omezeného spojitého intervalu, pravděpodobnost naměření určitých hodnot radiocarbonového stáří bude odlišná od situace, když jejich skutečné stáří žádným intervalem omezeno nebude či budou pocházet z jiného spojitého intervalu. Důvodem odlišnosti bude absence příspěvků pravděpodobnosti naměření radiocarbonového stáří od těch dat skutečného stáří, která leží mimo interval výběru (*obr. 72*). Průběh pravděpodobnosti naměření radiocarbonového stáří je tak charakteristický nejenom pro stáří měřených dat ale i pro délku intervalu. Při zvoleném dostatečně dlouhém intervalu (cca 5–6 násobku směrodatné odchylky měřených dat) se uvnitř intervalu

již nebude uplatňovat vliv rozdílnosti příspěvků od dat vně a uvnitř intervalu a tvar průběhu pravděpodobnosti naměření radiocarbonového stáří se bude blížit tvaru křivky bez intervalového rozdělení. Takto dosažený tvar teoreticky předpokládané pravděpodobnosti naměření jednotlivých dat pro různé intervaly lze srovnávat s daty měřenými a vzájemně vyhodnocovat lepší či horší shodu jednotlivých předpokládaných intervalů se souborem dat. Míru shody lze vyhodnocovat různými koeficienty či, v případě shodného normování měřeného a předpokládaného rozdělení, i jako poměrnou část informace, která se ve srovnání modelu a měřených dat uplatňuje či nikoliv.

### 4.3 Metodický postup zpracování

S ohledem na výše popsané metodické postupy při vyhodnocení radiocarbonových dat byly na metodiku zpracování kladeny požadavky co největší odolnosti vůči množství možných vlivů odchylek a nepřesností, které mohou mít na měřené radiocarbonové datum vliv. Další z požadavků byl, aby uvedená metoda nebyla závislá na jiných vstupních informacích než na informacích, které vytváří kritéria výběru vyhodnocovaných dat. Neposlední z požadavků na zvolenou metodiku zpracování byl, aby volba informační výtěžnosti, příp. volba míry důvěryhodnosti dat, byla možná až po zpracování při interpretaci výsledků, společně s daty jiného charakteru (*obr. 73*).

Uvedeným požadavkům nejlépe vyhovuje srovnání pravděpodobnostních vyjádření měřených dat a hypotézy vhodně volenou mírou shody.



**Obr. 73:** Nezávislá interpretace vyhodnocení radiocarbonových dat vzhledem k archeologické evidenci.

Zohlednění možných různých vlivů na jednotlivá data vyjadřuje statistický způsob jejich zpracování a srovnání s teoretickým předpokladem. Zpracování se zakládá na postupu, při kterém měřená data jsou shromážděna na základě zjišťovaného jevu, který je vyjádřen řešeným archeologickým problémem nebo společným nálezovým kontextem atp.. Další zpracování poté předpokládá vytvoření modelové představy o např. kontinuálním výskytu sledovaného jevu, příp. provedení úvah o změnách jeho relativní četnosti, a časovou ohraničenost tohoto jevu. Následné zpracování poté probíhá nezávisle na archeologické evidenci. Výsledek ve vhodné vyjádřeném tvaru umožňuje vzájemnou diskusi s archeologickým materiálem či výskytem jiného zkoumaného jevu atp. o vyjádřitelné síle výpovědi radiokarbonového datování, která umožňuje i vzájemné srovnání. Určitou nevýhodou, i když v současné době nikoliv limitující, je potřebné množství radiokarbonových dat s ohledem na délku zkoumaného jevu.

## 4.4 Teoretický rozbor

### 4.4.1 Vyjádření vztahu měřených hodnot radiokarbonového stáří a skutečného stáří vzorku

Předpokládejme, že máme jeden vzorek, jehož stáří je vzhledem k možným dalším chybám měření natolik přesně a důvěryhodně známé, že chyby vzniklé v důsledku zjištění stáří vzorku jsou zanedbatelné. Označme toto stáří za skutečné stáří  $\theta$ . Dále označme každou měřenou hodnotu radiokarbonového stáří tohoto vzorku jako  $x$  a považujme tyto měřené hodnoty  $x$  jako jednotlivé realizace náhodné proměnné  $X$ . Dále uvažujme, že náhodná proměnná  $X$  má normální rozdělení se střední hodnotou  $\Theta$  a směrodatnou odchylkou  $\sigma$ . Předpokládejme též, že rozptyl  $\sigma^2$  měřených hodnot náhodné proměnné  $X$  je pro všechna měření při různých  $\theta$  stejný. (Poslední předpoklad v praxi může znamenat např. měření na srovnatelných aparaturách za obdobných podmínek atp.) Můžeme zapsat

$$X \sim N(\Theta, \sigma^2) \quad (A2)$$

definujeme:

$$M(\theta, \Theta) = f_{\theta}(\theta) \quad (A3)$$

Funkce  $M(\theta, \Theta)$  představuje kalibrační vztah známého data  $\theta$  a střední hodnoty  $\Theta$  měřené náhodné proměnné  $X$  radiokarbonového stáří. Tato závislost, která je stanovena experimentálně, je prezentována kalibrační křivkou a vykazuje množství lokálních extrémů. Z toho důvodu pro funkci  $M(\theta)$  a alespoň pro jednu hodnotu  $\theta_1$ , u které  $\theta_1 \neq \theta_2$ , platí:

$$M(\theta_1, \Theta) = M(\theta_2, \Theta) \quad (A4)$$

Hustotu pravděpodobnosti  $g(x)$  náhodné proměnné  $X$  lze vyjádřit:

$$g(x) = k \cdot e^{-\frac{(x-\Theta)^2}{2\sigma^2}} = k \cdot e^{-\frac{(x-M(\theta, \Theta))^2}{2\sigma^2}} \quad (A5)$$

$k$  ve výrazu představuje normovací konstantu volenou tak, aby celková pravděpodobnost výskytu  $x$  na intervalu všech možných realizací náhodné proměnné  $X$  byla rovna 100%, tj. aby pro spojitou  $g(x)$ :

$$\int_{-\infty}^{\infty} g(x) dx = 1 \quad (A6)$$

příp. při rozdělení do intervalů, ve kterých  $g(x)$  nabývá diskretních hodnot:

$$\sum_x g(x) = 1 \quad (A7)$$

celkový kalibrační vztah pro hustotu pravděpodobnosti měřených hodnot  $L(\theta, X)$  lze vyjádřit za použití (A3) a (A5), zároveň je ale nezbytné mít neustále na paměti, že tento vztah vyjadřuje pouze závislost měřeného a skutečného data ve smyslu konstrukce kalibrační křivky, a nevyjadřuje možné vlivy, které mohly způsobit změny oproti předpokládanému množství uhlíku ve vzorku před jeho odumřením či případné kontaminace. S tímto omezením pak můžeme pro závislost  $L(\theta, X)$  známé hodnoty skutečného data na zjišťované hodnotě měřeného data rozepsat v následujícím tvaru:

$$L(\theta, X) = k \cdot e^{-\frac{(x-\theta)^2}{2\sigma^2}} = k \cdot e^{-\frac{(x-M(\theta))^2}{2\sigma^2}} \quad (A8)$$

zobecněním pro více hodnot  $\theta$

$$\theta_i = \{\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots\} \quad (A9)$$

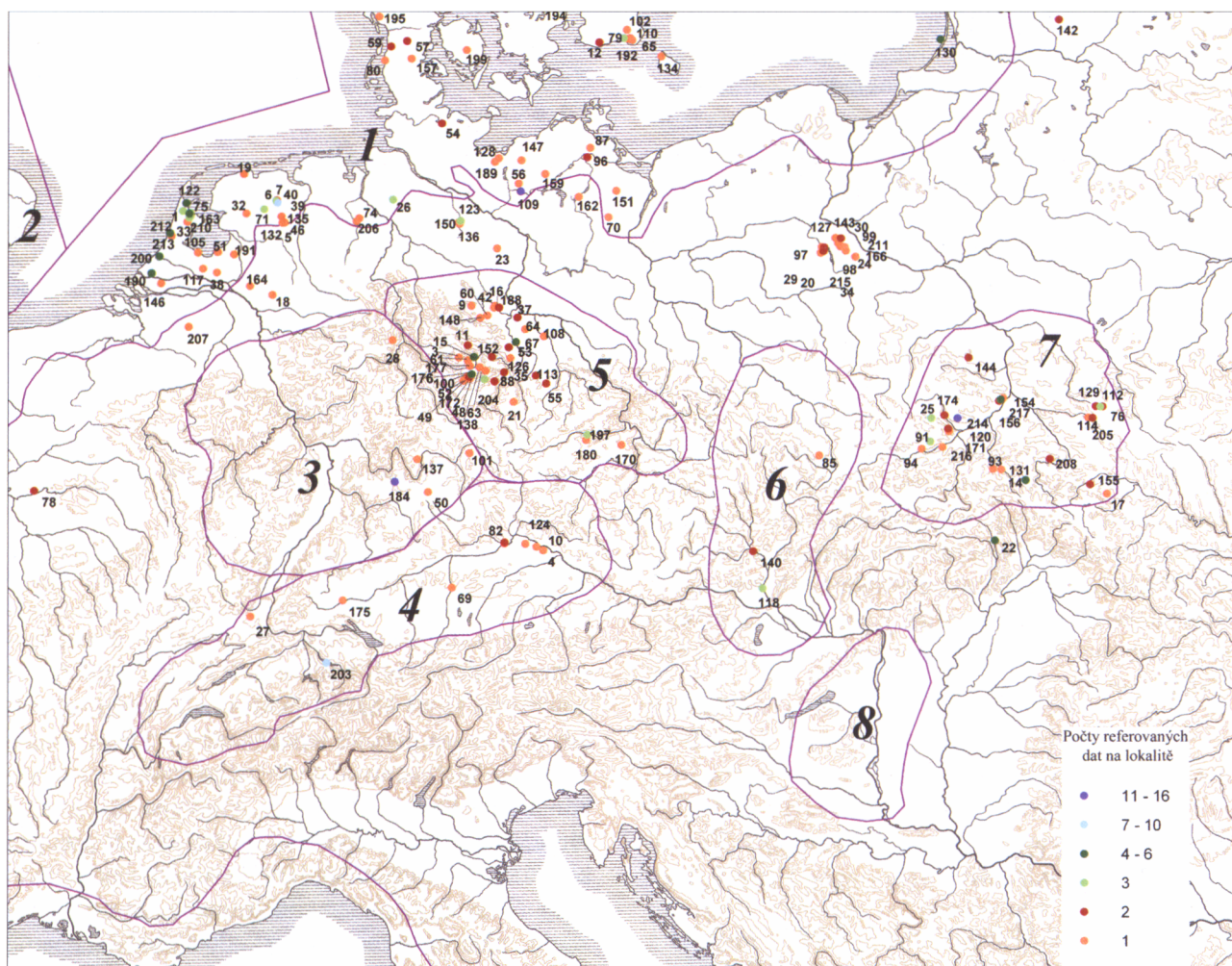
$$L(\theta, X) = k \sum_{\theta_i} e^{-\frac{(x-M(\theta_i))^2}{2\sigma^2}} \quad (A10)$$

### 4.4.2 Stanovení očekávaných hodnot distribuce měřených dat při známém skutečném stáří

Vztah souhrnné distribuce očekávaných hodnot měřených dat  $X$  pro jedno či více vstupních hodnot skutečného stáří  $\theta$  uvádí (A9, 10). Budeme-li hledat distribuci očekávaných hodnot hustoty pravděpodobnosti pro skupinu vzorků o skutečném stáří  $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots$ , kdy pravděpodobnost, že vzorek bude změřen je různá, poté pro distribuci očekávaných hodnot  $m(x)$  platí:

$$m(x) = k \sum_{\theta_i} (e^{-\frac{(x-M(\theta_i))^2}{2\sigma^2}} \cdot p_i) \quad (A11)$$

kde  $p_1, p_2, p_3, \dots$  jsou pravděpodobnosti, že bude



**Obr. 74:** Umístění lokalit s měřeními radiocarbonovými daty v kontextu KŠK. Čísla lokalit viz *tabulka 4*.

vzorek změřen, příslušející jednotlivým vzorkům o skutečném stáří  $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots$

Za předpokladu spojitosti funkce  $M(\theta, \Theta)$  lze, v případě stanovení vlastností skutečného stáří souboru měření frekvenční funkcí  $\eta(\theta)$ , pro distribuci očekávaných hodnot  $m(x)$  psát:

$$m(x) = k \int e^{-\frac{(x-M(\theta))^2}{2\sigma^2}} \cdot \eta(\theta) d\theta \quad (\text{A12})$$

Z podstaty radiocarbonového datování však vyplývá, že teoreticky odvozený vztah (A11 a A12) lze využít výhradně při tvorbě modelových představ o stanovení očekávaného průběhu distribuce měřených hodnot radiocarbonových dat.

## 4.5 Postup zpracování

### 4.5.1 Vstupní data

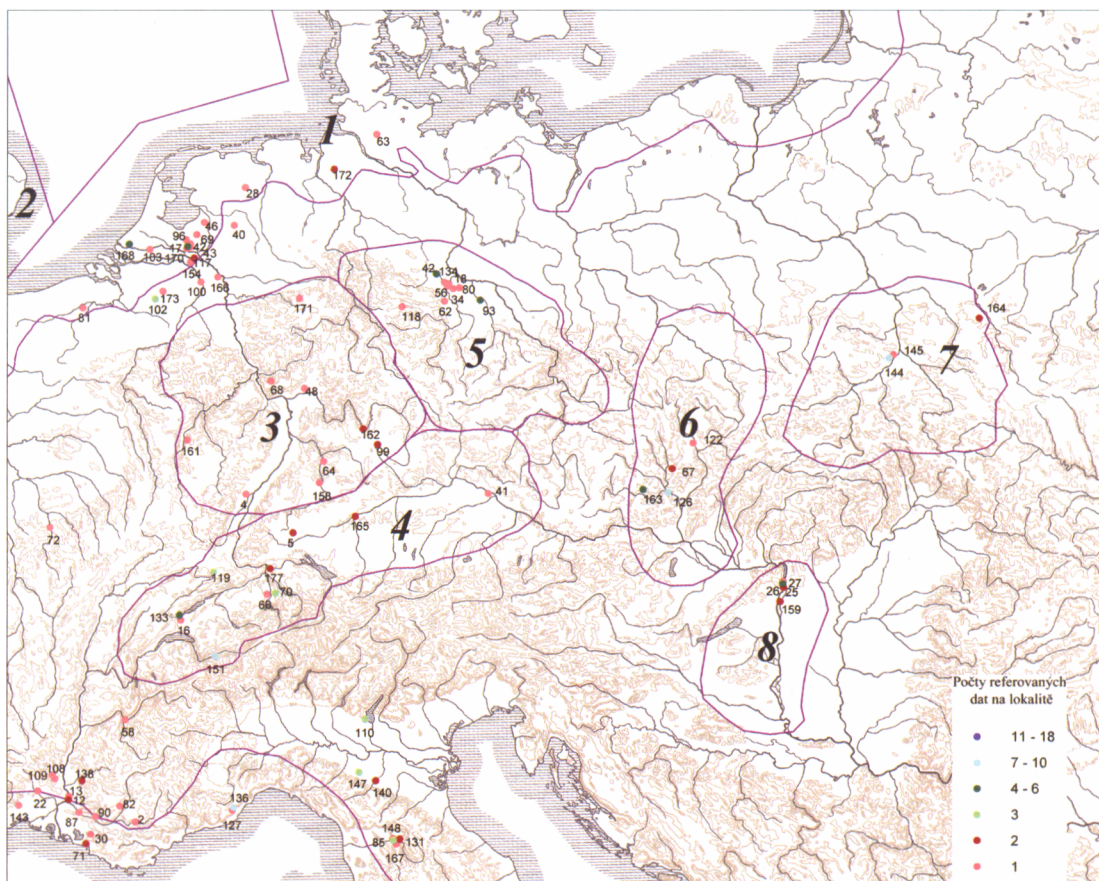
Pro vyhodnocení bylo využito 799 radiocarbonových dat shromážděných z literatury, která jsou uváděna v kontextu KŠK (394), KZP (345) a UNK (60). Soupis dat, uvedený v *tabulce 4–6*, byl podroben revizi v rozsahu zmiňované literatury.

I přesto, že byla maximální snaha o vytvoření spolehlivého soupisu a byly odstraněny hrubé chyby, které se vyskytují jak v přebíraných nesprávnostech psaní nebo neúplných citacích či ve vytváření nových lokalit zkomolením, u nemalého procenta dat je především spolehlivost kulturního zařazení problematická.<sup>12</sup>

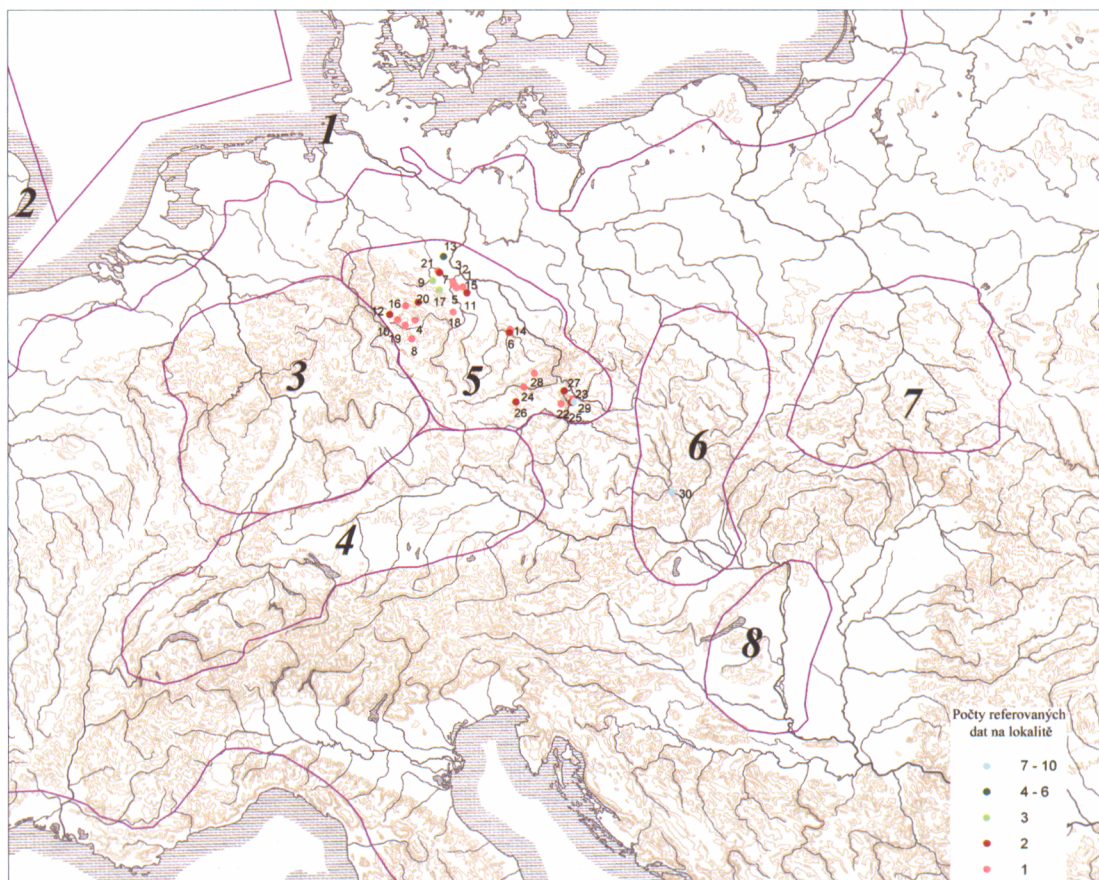
Pro zohlednění možných regionálních vlivů či pro případné regionální odlišení výsledků byl celý soubor rozčleněn na dvě skupiny – přímořský a vnitrozemský region. Vnitrozemský region byl poté ještě členěn na oblasti Porýní, Polabí, region Alpy, Morava-Odra, středodunajský region a region Visla-San. Rozsah regionů a příslušnost jednotlivých měření uvádí *obr. 74–76*.

<sup>12</sup> Ilustrativně např. Holubice – komentář *Peška 2009*, 249; uváděné *Müller – Willigen 2007*, 2 lokality Holubice/Bedřichovice; *Görsdorf 1993* jiné hodnoty pod stejnými čísly; *Rakovský 1985*. Relativně často byla prezentace měřených hodnot doplněna nevyhovujícím slovním popisem, který neumožňuje další dohledání či ověření doprovodných informací. Zcela ojedinělá je v tomto ohledu práce *M. Furholta (Furholt 2003)*, který ve shodě s výše napsaným provedl dobově platný soupis nálezů KŠK včetně vyobrazených nálezových celků.

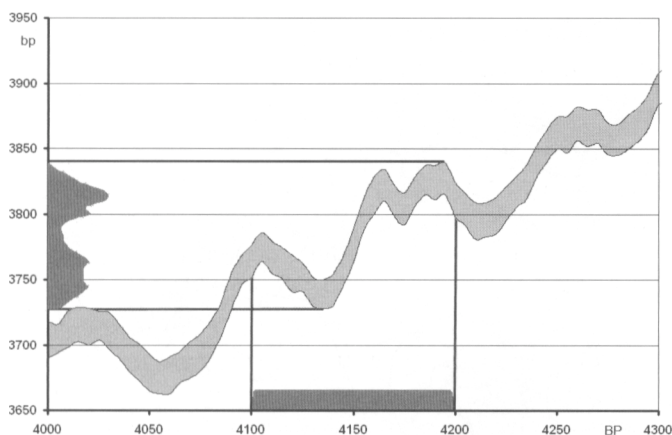




**Obr. 75:** Umístění lokalit s měřeními radiocarbonovými daty v kontextu KZP. Čísla lokalit viz *tabulka 5*.



**Obr. 76:** Umístění lokalit s měřeními radiocarbonovými daty v kontextu UNK a PUK. Čísla lokalit viz *tabulka 6*.



**Obr. 77:** Rekonstrukce teoretické očekávané hustoty pravděpodobnosti naměření radiocarbonového stáří pro data zvoleného intervalu 4100-4200 B.P.

Volba rozsahu jednotlivých regionů byla volena s ohledem na obdobné přírodní podmínky. Určitou nehomogenní skupinu představují data z přímořského regionu, zahrnující data z přibližně 50km širokého pásu podél atlantského a středozevního pobřeží. V tomto ohledu výsledky dosažené analýzou přímořského regionu je potřeba chápat spíše ilustrativně, příp. jako východisko dalšího výzkumu.

Jediná cílená selekce vstupních dat byla provedena pro únětickou kulturu v regionu Morava-Odra. Zde největší procento zpracovávaných radiocarbonových dat pochází z pohřebiště protoúnětické kultury v Pavlově. Další uváděná data pochází až z klasické UNK nebo jsou mladší (Blučina, Velké Pavlovice, Olomouc-Slavonín: *Peška 2009*, 247) a představují výraznou chronologickou i početní disproporci. Do zpracování byla zahrnuta pouze radiocarbonová data pro PUK. S tímto omezením je poté potřebné výsledky vyhodnocovat.

Zpracování proběhlo po regionech. Každá sada dat pro každou z kultur byla nejprve analyzována na přítomnost odlehklých hodnot, které byly ze zpracování vyloučeny (*tab. 4*). Takto upravená vstupní data byla následně vyhodnocena.

#### 4.5.2 Předpoklady a způsob zpracování

Vyhodnocení radiocarbonových dat v této práci je založeno na dvou předpokladech:

1. Vyhodnocovaná data vypovídají o jevu, jehož výskyt v hledaném časovém intervalu kromě počátečních a koncových časových obdobích je víceméně konstantní a trvání počátečního a koncového intervalu je ve srovnání s celkovou dobou trvání výskytu vyhodnocovaného jevu nesrovnatelně kratší.

2. Doba trvání zkoumaného jevu je srovnatelná nebo menší než třetina součtu směrodatných odchylek všech zpracovávaných měřených dat.

Podmínka 1 vyjadřuje předpoklad při tvorbě srovnávací statistiky. Konstantní výskyt jevu v rámci měřeného intervalu je podmínkou nutnou, v případě, že by pro výskyt studovaného jevu bylo možné důvodně stanovit různou intenzitu výskytu, je možné tuto závislost modelovat funkční závislostí  $\eta(\theta)$ . Podmínka 2 byla zvolena arbitrárně a vychází z úvahy, že data by měla alespoň s váhou 0.5 v případě zcela rovnoměrného rozložení testovaných dat pokrývat testovací interval. Volba trojnásobného množství těchto dat je volena analogicky k minimálnímu množství dat, které lze testovat např. v parametrických testech. Tato podmínka, jak již bylo uvedeno, byla stanovena zcela arbitrárně a k vlastnímu vyhodnocení, vzhledem k vyjádření výsledků pomocí koeficientů shody, nemá bližší vztah. Použitá metoda v sobě implicitně obsahuje předpoklad, že získaná data datovaných kontextů představují náhodný výběr z období trvání výskytu sledovaného jevu. Ke správnosti tohoto předpokladu nemá schopnost použitá metoda vypovídat.

Z vlastnosti kalibrační křivky (A4) vyplývá, že i v případě konstantní hustoty pravděpodobnosti výskytu, která popisuje skutečné stáří vzorků, není hustota pravděpodobnosti výskytu vzorků o měřeném radiocarbonovém stáří konstantní, tzn. že existují rozdílné pravděpodobnosti pro naměření různých hodnot radiocarbonového stáří. Na *obr. 77* je histogramem u osy Y, která vyjadřuje radiocarbonové stáří, graficky vyjádřena rozdílná pravděpodobnost naměření dat z intervalu skutečného stáří v rozmezí 4200–4100 B.P. Tato vlastnost pak nabývá nemalého významu při vyhodnocování kumulativních kalibračních grafů.

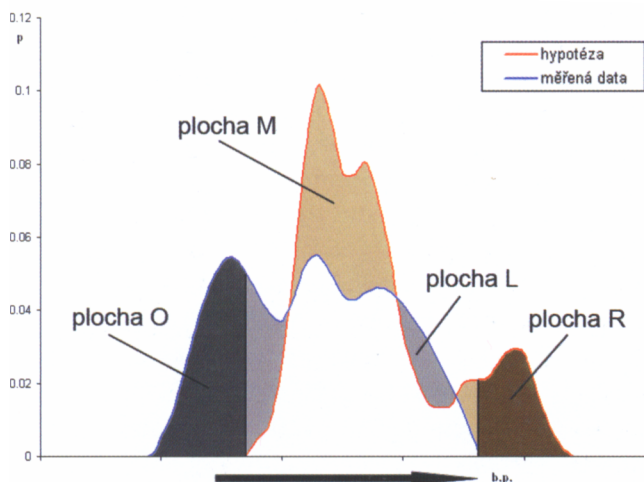
Myšlenkou celého vyhodnocení je vhodně popsat shodu a odlišnosti teoreticky předpokládaného průběhu pravděpodobnosti naměření radiocarbonových dat se skutečnými měřeními hodnotami pro studovaný jev, u kterého se předpokládá intervalový výskyt. Tuto míru shody lze účelně popsat čtyřmi koeficienty (*obr. 78*).

Koeficient označený plocha O představuje plošně vyjádřenou tu část informace měřených dat, která neodpovídá modelové představě, protože ta v tomto intervalu nepředpokládá výskyt měřených hodnot. Plocha O tak vyjadřuje míru informace, která ač změřena, není ve výsledku uvažována. Plochy M a L vyjadřují míru vzájemné neshody průběhu distribuce hustoty pravděpodobnosti mezi měřeními hodnotami a předpokládanými hodnotami. Plocha R vyjadřuje míru nadočekávání teoretických

předpokladů oproti měřeným hodnotám. V případě shodného normování, jak měřených dat tak i teoreticky předpokládaných vyhovující (A6) nebo (A7), platí pro takto definované plochy vztah:

$$\text{plochaO} + \text{plochaL} = \text{plochaM} + \text{plochaR} \quad (\text{A13})$$

Pro jednoznačný popis vztahu ploch tak postačují tři ze čtyř koeficientů. Použijeme-li pouze plochy O, M a R z jejich definice vyplývá: V případě plochy  $R > 0$  je teoretický model naddimenzovaný, tj. měřená data popisují pouze část modelové představy. V případě plochy  $O > 0$  teoretický model část měřených dat nezahrnuje a v případě plochy  $M > 0$  existuje neshoda mezi průběhem modelové představy a měřených dat, která může být způsobena například neodpovídající modelovou představou o výskytu jevu nebo statisticky vychýleným výběrem kontextů s měřenými radiokarbonovými daty vzhledem k výskytu sledovaného jevu atp. Z popisu lze dovodit, že za optimální shodu lze považovat, když  $\text{plocha M} = \text{plocha O} = \text{plocha R} = 0$ . Tato limitní představa však bude dosahována asi v minimu případů a pro diskusi je proto požadována v nejvyšší míře minimalizace uvedených koeficientů tak, aby z logiky snahy po co nedůvěryhodnější chronologické informaci byla dodržena hierarchie: minimalizace plochy  $R \rightarrow$  minimalizace plochy  $O \rightarrow$  minimalizace plochy  $M$ . V případě normování dat hypotézy i měřených dat, lze jednotlivým plochám přisoudit poměrové vyjádření zastoupení popisovaného jevu vůči sadě dat, která nabývá vyšší hodnoty (plocha O – měřená data; plocha M a R – data teoreticky předpokládaná).



**Obr. 78:** Grafické znázornění vyjádření odlišnosti mezi měřenou a očekávanou distribucí hustoty pravděpodobnosti radiokarbonového stáří za pomoci koeficientů M, L, O, R.

#### 4.5.3 Číselné zpracování a grafické vyjádření výsledků

Číselné zpracování bylo provedeno za pomoci výpočetní techniky srovnáním měřených a modelovaných průběhů pro různé počátky a doby trvání kultur. Výpočet byl prováděn číselně se škálováním 5 let, vyjádření výsledků bylo provedeno ve škálování 10 let. K implicitně nastaveným parametrům patří směrodatná odchylka rozdělení radiokarbonového data při tvorbě teoretického modelu rozdělení pravděpodobnosti očekávaného výskytu, která byla nastavena jako průměrná hodnota směrodatných odchylek zpracovávaných dat.

Výsledky srovnání teoreticky předpokládaného modelu a měřených dat pro jednotlivé kultury byly graficky vyneseny pro jednotlivé plochy do plošných grafů, které ukazují výslednou závislost vzhledem k počátku a délce studovaného jevu-kultury. Pro každou sadu dat tak byly vytvořeny tři grafy, každý pro plochu O, M a R. Tyto tři grafy jsou poté promítnuty do jediného výsledného sumárního grafu.

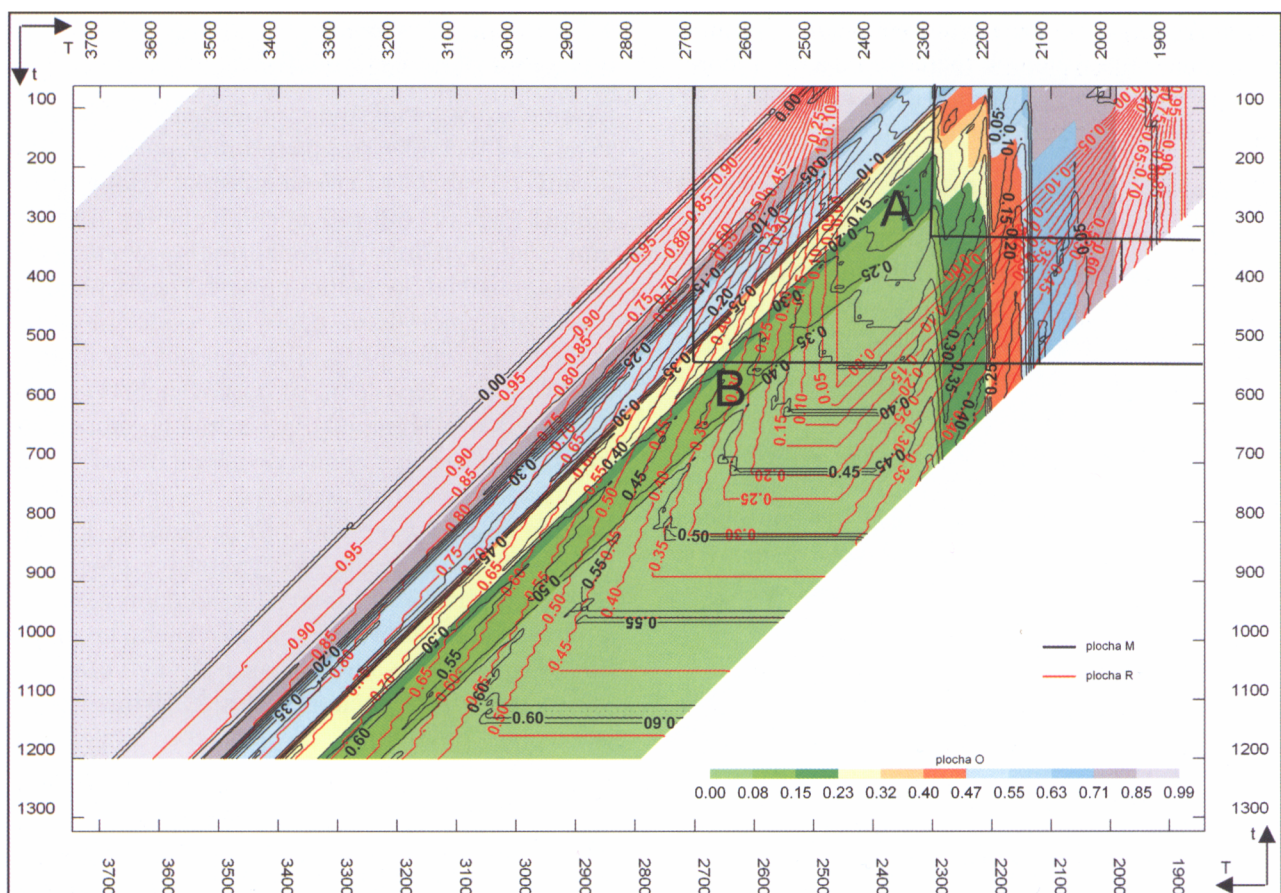
Odečítání hodnot z grafů ukazuje *obr. 79*. Osa „T“ ukazuje počátek uvažovaného intervalu v BC, osa „t“ poté ukazuje délku trvání intervalu. Barevně jsou odlišeny jednotlivé plochy/koeficienty<sup>13</sup>. V interpretaci lze psát, že sledovaný jev, v našem případě trvání kultury, vyhovuje modelové představě s počátkem v roce 2300 BC a s dobou trvání 320 let ve formátu (2300; 320) čemuž odpovídají koeficienty  $R=0$ ,  $O=0.08$  a  $M=0.25$ . Tento popis odpovídá bodu A na *obr. 79*. Obdobně bodu B (2700; 530), který vyjadřuje interval s počátkem v roce 2700 BC a trváním 530 let, odpovídají koeficienty  $R=0.45$ ,  $O=0.3$  a  $M=0.42$ .

## 4.6 Diskuse výsledků

### 4.6.1 Interpretace výsledků

Výsledky zpracování jsou uvedeny na *tab. 5–23*. Výstupy jsou členěny podle zvolených regionů a podle archeologických kultur. U zpracování po dílčích regionech, ve kterých se nálezy kultury KŠK nevyskytují, výsledné grafy a tablety nejsou uváděny (střední Dunaj, Británie). Není-li uvedeno jinak, interpretace výsledků jsou většinou uváděny na úrovni koeficientu  $R=0$ , což vyjadřuje, že teoretický model nikterak nenadhodnocuje očekávání vzhledem k měřeným datům a měřená data jej plně pokrývají. Koeficient O je volen v rozmezí 0.15–0.22 (tmavě zelená barva), což představuje

<sup>13</sup> Pro lepší srozumitelnost je v následujícím textu používán název koeficientů O, M a R namísto plochy O, M a R.



**Obr. 79:** Čtení z grafu. Bod A (2300; 320), bod B (2700; 530).

redukci celkové informace o 15–22% všech zpracovávaných dat (tj. včetně dat, obvykle vyřazovaných jako nevyhovující). Celková síla výpovědi se v tomto případě pohybuje mezi 78–85%. Při těchto kritériích jsou poté hledány nejmenší realizace koeficientu M, který vyjadřuje vnitřní konzistenci vzájemného vztahu měřených a teoreticky předpokládaných modelových hodnot. Ze srovnání všech výsledků zjišťujeme, že celá diskuse se redukuje na vzájemnou volbu a diskusi koeficientů O a M, zatímco volbu koeficientu R=0 lze považovat za nutnou podmínku interpretace.

Výsledky pro KŠK uvádějí *tab. 5, 8, 11, 13, 15, 18, 21*. Vzájemné celkové srovnání přímořských a vnitrozemských oblastí ukazuje určitý posun měřených dat pro přímořské oblasti ke starším hodnotám. U dat přímořských oblastí lze mírou vnitřní nekonzistence koef. M v intervalu 0.15–0.20 hledat na srovnatelné síle výpovědi počátek kultury před rokem 2900 až po období okolo 2700 BC, přitom trvání kultury se může pohybovat v závislosti na počátku od 400 po téměř 700 let. U vnitrozemských oblastí se na stejné úrovni výpovědi možné počáteční datum snižuje na 2830 s možnou volbou délky od 490 do 700 let. Uvedené zjištění

je ve srovnání s obecně přijímanou datací kultury velmi neuspokojivé vzhledem jak k velkému stáří dat přímořských oblastí tak i vzhledem k délce trvání kultury. Je však nezbytné opakovaně zdůraznit, že všechny získané varianty výsledků vyjadřují výhradně výpověď radiokarbonových dat, výsledky jsou informačně zcela rovnocenné a případné stanovení dvojice počátek – trvání kultury záleží pouze na tom, jaká část vstupní informace bude zanedbána. Z porovnání obou výsledků pro vnitrozemské a přímořské oblasti však můžeme vyvozovat, že data přímořských oblastí nabízejí větší množství dat posouvajících datování kultury ke starším obdobím oproti datům vnitrozemským. V případě snahy o co nejvyšší kompaktnost dat uvnitř intervalu společně s volbou nejkratší délky trvání kultury získáváme pro přímořské oblasti varianty (2870; 450), (2780; 430) a (2700; 410) a pro vnitrozemí (2720; 510). Dále diskutovat možné varianty z pozice radiokarbonových dat nelze. Vodítkem pro interpretaci rozdílu přímořských a vnitrozemských regionů může být analýza jednotlivých regionů.

Pro region 4 Alpy (*tab. 13*) získáváme opět na zvolené úrovni koeficientu O=0.15–0.18 množství

variant počátků kultury, přitom nejvyšší míru vnitřní konzistence představuje časové umístění kultury (2710; 500). Z grafu vyplývá, že případná redukce síly výpovědi zpracovávaných dat vždy s ohledem na maximální konzistenci dat preferuje počátek kultury okolo roku 2700 BC a snižování síly výpovědi pouze snižuje dobu trvání této kultury. Tato vlastnost je zčásti důsledkem tvaru kalibrační křivky a je též přirozené, že snižováním síly výpovědi se množství interpretačních variant zvyšuje.

Pro region 7 Visla-San (*tab. 21*) se o stejné síle výpovědi a vnitřní nekonzistenci dat pod 20% počátek kultury pohybuje v rozmezí 2860–2750 BC, zároveň nejvyšší míru konzistence vykazují chronologické umístění (2780; 390).

Odlišnou situaci zjišťujeme v regionu 6 Morava-Odra (*tab. 18*). Zde na srovnávané síle výpovědi zjišťujeme vysokou míru nekonzistence měřených dat 50%, (2900; 450). Interpretovat tuto skupinu dat není možné, výsledek je patrně způsoben hrubou systematickou chybou uvnitř souboru vyhodnocovaných dat. Pravděpodobně není důsledkem malého množství zdrojových dat. Jedno z možných vysvětlení může být nevhodná volba regionu (zahrnuta i data z Mannersdorfu, Dolní Rakousko).

Pro region 3 Porýní (*tab. 11*) spatřujeme na vyhodnocované síle výpovědi možnosti počátku KŠK v rozmezí 2700–2590 BC. Nejvyšší vnitřní konzistenci koeficientem  $M=0.15$  vykazují časové umístění (2590; 440). Pro region 5 Polabí (*tab. 15*) spatřujeme při srovnávané síle výpovědi počátek kultury v rozmezí 2800–2500 BC, s nejvyšší mírou konzistence v rozmezí 2650–2580 a odpovídající dobou trvání kultury 410–380 let.

Při celkovém srovnání získaných výsledků pro KZP (*tab. 6, 7, 9, 10, 12, 14, 16, 19, 22, 23*) zjišťujeme při srovnatelné síle výpovědi v průměru vyšší konzistenci měřených dat a teoreticky předpokládaného modelu. V regionu 1–2 přímořské oblasti a Britanie (*tab. 7*) výsledky ukazují, že při zvolené síle výpovědi koeficientu  $O=0.15–0.23$  se možné počátky kultury nachází v rozmezí 2800–2580 BC, vše opět s nepřiměřeně dlouhým trváním kultury 670–800 let. Pro region 1, který nezahrnuje Britanii, (*tab. 6*) se data s poměrně vysokou mírou vnitřní konzistence pohybují v rozmezí 2850–2680 BC a s trváním od 600–760 let. Pro vnitrozemský region 3–8 (*tab. 9*) vznikají dvě možnosti o shodné síle výpovědi a vyšší míře vnitřní konzistence. Jednak s počátkem kultury v rozmezí let 2800–2690 BC a s trváním 500–610 let a poté s počátkem 2580–2530 BC s trváním od 450 let do 610 let. Z pozice radiokarbonových dat opět nelze tato dvě možná časová období blíže komentovat.

Pro region 2 Britanie (*tab. 10*) se počátek kultury pohybuje v rozmezí 2300–2290 BC s vysokou mírou vnitřní konzistence a délkou trvání 420–450 let. U regionu 4 Alpy (*tab. 14*) se doba trvání kultury na srovnatelné síle výpovědi pohybuje v rozmezí let 2450–2300 BC s odpovídající dobou trvání kultury 300–410 let. Interval s vysokou mírou vnitřní konzistence se pohybuje v intervalu 2370–2320 BC a délkou trvání kultury 300–330 let. V regionu 7 Visla-San (*tab. 22*) sledujeme oproti jiným regionům vyšší míru vnitřní nekonzistence měřených dat a teoretického modelu pro požadovanou sílu výpovědi. Počátek kultury lze hledat v intervalu 2520–2450 BC a trvání v rozmezí od 200–400 let. Pouze úzký interval s počátkem 2450 BC a trváním 220–260 let vykazují vyšší míru vnitřní konzistence.

Pro region 6 Morava-Odra (*tab. 19*) můžeme počátek kultury za výše uvedených hodnot síly výpovědi hledat v rozmezí 2500–2450 BC s délkou trvání 300–450 let se dvěma úzkými intervaly s vyšší mírou vnitřní konzistence, a to (2470; 360) a (2460; 450). V regionu 3 Porýní (*tab. 12*) počátek KZP se posouvá k vyšším datům v intervalu 2630–2590 BC s délkou trvání kultury 450–600 let a s vyšší mírou konzistence v intervalu (2590; 480).

Obtížně interpretovatelná je nízká míra konzistence pro region 8 střední Dunaj (*tab. 23*). Zde lze odečíst počátek kultury v rozmezí let 2870–2700 BC a s dobou trvání mezi 250–370 lety. Pro region 5 Polabí (*tab. 16*) získáváme data s vysokou mírou vnitřní konzistence v rozmezí let 2380–2310 a délkou trvání kultury 200–290 let, s mírou vnitřní konzistence koef.  $M$  blízkému 0.05 pro rozmezí let 2360–2310 a dobou trvání 200–240 let.

Data pro protoúnětickou a únětickou kulturu byla vyhodnocena pouze pro dva regiony (*tab. 17, 20*). Pro region 6 Morava-Odra (*tab. 20*) data představují pouze kolekci dat z jediného protoúnětického pohřebiště v Pavlově. Při zvolené síle výpovědi se možné datování rozpadá na dva intervaly. Prvý s počátkem mezi roky 2380–2300 BC s délkou trvání odpovídající počátku v rozmezí 180–250 let nebo s nevýrazně menší konzistencí měřených dat s teoretickým modelem s počátkem 2280–2250 BC a trváním 240–280 let. Pro region 5 Polabí (*tab. 17*) spatřujeme celkově vysokou míru vnitřní konzistence měřených dat. Počátek kultury lze hledat v rozmezí let 2280–2120 BC s délkou trvání 270–380 let. Vyšší míru vnitřní konzistence poté vykazují data v rozmezí 2190–2140 s délkou trvání 310–380 let.

#### 4.6.2 Srovnání dosažených výsledků

Diskuse výsledků je limitována několika faktory. Jak již bylo uvedeno výše, výsledky radiokarbonového datování jsou samy ze sebe nepřezkoumatelné a jejich verifikace je možná buď vzájemnou diskusí relativně chronologických sekvencí dosažených na základě například archeologické evidence, nebo srovnáním s jiným způsobem dosaženým absolutním datováním radiokarbonově měřených vzorků. Diskutovat relativně chronologické sekvence je jedním z cílů vyhodnocení. Jak bude ukázáno, u většiny argumentů pro současnost nebo proti současnosti kultur KZP a KŠK lze stanovit opačnou tezi a jednotlivé doklady například společného výskytu vybraných předmětů v hrobech nemusí představovat dlouhý horizont zachytitelný radiokarbonovým datováním.

K využití absolutně chronologických sekvencí při diskusi síly výpovědi a ověření předpokladů se nabízí pouze region 4 Alpy, ve kterém je dendrochronologické datování prováděno na srovnatelných archeologických kontextech souběžně s radiokarbonovým datováním. I zde však relevantní archeologická data intervalově pokrývají pouze KŠK. Pro výskyt kultury KZP jsou dosud uváděna pouze data nástupu kultury pohybující se okolo roku 2400 BC, a to i díky malému počtu vyhodnotitelných nálezů (Schöfflisdorf-Egg, mohyla 9; Wädenswil-Vorder Au, A/2; Sutz; Hochdorf; Alle-Noir Bois; Rances-Champ; Wetzi-kon-Kempton; *Hafner 2002; Hafner-Suter 2003; 2004; 2005*).

V regionu 4 Alpy lze v centrálním Švýcarsku přechod mezi hörgenskou a KŠK hledat v přechodném horizontu v rozmezí 2770–2730 BC. Tento horizont dokumentují nálezy např. Zürich – Kleiner Hafner, -Pressehaus/KanSan nebo – Mozartstraße. Po tomto horizontu lze již hovořit o nástupu KŠK v uvedené oblasti (*Hafner 2002, Hafner-Suter 2004*). V západním Švýcarsku mezi nejstarší dendrodatované nálezy KŠK patří nálezy keramiky na sídlišti Sutz-Lattrigen-Rütte, kde nejstarší fáze sídliště je datována daty 2726/25 BC (*Suter 2008, 335*). Poněkud mladší data pochází pro jednotlivé nálezy ze sídliště Saint-Blaise-Bains des Dames, na kterém se nálezy KŠK vyskytují v rozmezí let 2702–2560 BC (*Suter 2008, 338–339*). Mezi nejmladší nálezy KŠK z centrálního Švýcarska patří dendrodatovaná keramika ze Sempach-See a Wädenswil-Vorder Au datovaná okolo roku 2420 BC (*Hafner 2002, Abb. 2*).

Z uvedeného poté vyplývá, že interval výskytu KŠK ve Švýcarsku počíná okolo roku 2720 a trvá přibližně 300 let. Při vynesení tohoto intervalu do *tab. 13* ujišťujeme, že uvedenému intervalu odpoví

vidají koeficienty  $R=0$ ;  $O=0.47-0.55$ ;  $M=0.09$ . Poměrně překvapující je vysoká míra vnitřní konzistence měřených dat a předpokládaného modelu, naopak skutečnost, že pro dendrochronologicky doložené trvání kultury svědčí pouze 45–53% celkové informace, kterou radiokarbonová data poskytují, je překvapující. V tomto ohledu je informační výtěžnost radiokarbonového datování skutečně nízká, může být však i důsledkem velkého prostorového rozptýlu měřených radiokarbonových dat, proměnlivosti podmínek na ploše regionu či dalšími nepředpokládanými závislostmi.

O tom, že nízká síla výpovědi radiokarbonových dat pro KŠK v regionu 5 Alpy je pravděpodobně způsobena prostorovými vlastnostmi, příp. hrubými chybami měření, napovídá vyhodnocení dat PUK z regionu 6 Morava-Odra (*tab. 20*). Dosažené dva intervaly 2380–2300 BC s délkou trvání odpovídající počátku v rozmezí 180–250 let nebo s počátkem 2280–2250 BC a trváním 250–280 let výrazně zmenšují dobu trvání pohřebiště oproti době, kterou J. Peška předpokládá na základě absolutního datování okolo 520 let (*Peška 2009, obr. 55*). J. Peškou stanovená doba užívání pohřebiště nekoresponduje s množstvím hrobů, resp. kontinuitou pohřbívání na pohřebišti, příp. navozuje úvahy po alternativních způsobech pohřbu. Krátké datování, které je výsledkem provedení zpracování dat z pohřebiště i se zahrnutím odlehlého data ERL–4711, které ale bylo následně použitou metodikou vyloučeno, ukazuje dobu trvání pohřebiště v rozmezí 180–250 let resp. 250–280 let. Přitom nejvyšší míru konzistence dat vykazuje interval (2310; 190). Pro délku trvání pohřebiště 190 let při obvykle předpokládané míře úmrtnosti 4–5% se poté teoreticky vypočtená průměrná velikost pohřbívací komunity pohybuje v rozmezí 5–7 osob (reálnou velikost lze ale předpokládat ještě větší i z důvodu nízkého zastoupení pohřbených dětí; cf. *Dobisiková 2009, 328–329*) (výpočet dle *Stloukal 1999, 371*). Tyto hodnoty mohou svědčit o pravděpodobnějším kratším datování doby pohřbívání. Uvedené hodnoty byly dosaženy pro koeficienty  $R=0$ ,  $O=0.22$  a  $M=0.1$ . Výsledek tak vykazuje vyhovující sílu výpovědi, která zanedbává pouze 22% informací poskytovaných radiokarbonovými daty a průběh teoretické křivky v 90% odpovídá měřeným hodnotám v intervalu předpokládaném teoretickým modelem.

Z uvedených dvou příkladů vyplývají i možnosti vzájemného srovnání a vyhodnocení výsledků. Souhrnné zpracování, jak ukazuje příklad datování KŠK, může obsahovat množství skrytých proměnných, a číselné vyjádření nemusí popisovat reálnou situaci o vyhodnocované síle výpovědi. Zároveň

ale, vyjma uvedeného případu, nemáme relevantní oporu v jiném zdroji informací, který by mohl sílu výpovědi radiokarbonových dat v jiných regionech ohodnotit. S ohledem na výsledky PUK, kde zpracování vykazuje důvěryhodné výsledky, přebírání koeficientu síly výpovědi ze Švýcarska by patrně nebylo příliš odůvodněné. Při vzájemném srovnání výsledků se proto soustředíme na diskusi relativního srovnání trendů, které též poskytují zajímavé výsledky. Zároveň tak bude i ukázána informační výtěžnost celé metody při zpracování dat v nadregionálním měřítku.

V obecné charakteristice vyhodnocení lze konstatovat, že v žádném vyhodnocovaném regionu nelze radiokarbonová data výhradně využít pro řešení současnosti případně následnosti kultur KŠK a KZP. Vyjma započtení veškeré informace plynoucí z radiokarbonových dat, které trvání kultury neúměrně prodlužuje a ve výsledku podává triviální řešení, pro každý region jsme schopni najít takový výběr radiokarbonových dat o odpovídající shodné síle výpovědi, která pro daný region mohou potvrzovat jak současnost, tak jiný výběr dat, který může potvrzovat následnost. Toto zjištění je výsledkem především hodnot dat samých, nikoliv jejich nepřesnosti. V tomto ohledu vyvozovat z radiokarbonových dat argumentaci pro postavení obou kultur není opodstatněné.

Jiná otázka je využití těchto dat k ilustraci vzájemného vztahu. Vzájemným srovnáním po regionech můžeme sledovat určité rozdíly. I zde radiokarbonová data pro postavení kultur KŠK a KZP mají především doprovodný charakter a vlastní argumentaci je nezbytné hledat i v jiných zdrojích informací (typologie, stylový vývoj, nálezo-ový kontext).

Při celkovém posouzení vyhodnocení zpracovávaných dat ve dvou z posuzovaných regionů shledáváme výrazně odlišné výsledky. Prvý, region 6 Morava-Odra (*tab. 18*), vykazuje pro data KŠK již v kapitole 4.6.1. diskutovanou výraznou nesourodost a nekonzistentnost měřených dat.

Druhý region, vykazující též vyšší nekonzistentnost měřených dat s předpokládanými modely, představují data KZP z regionu 8 střední Dunaj (*tab. 23*). Tato data oproti ostatním regionům vykazují markantní vychýlení svého těžiště směrem ke starším datům. Vstupní data téměř výhradně pochází z ostrova Czepel na Dunaji. Jedno z možných vysvětlení tohoto posunu by bylo možné v analogii k přibližně 500 km po proudu Dunaje vzdálené mesolitické lokalitě Lepenski Vir, fáze IIIa,b, na které patrně v důsledku konzumace proteinů ze sladkovodního prostředí Dunaje došlo k posunu radiokarbonového stáří měřeného na lidských kostech o 300–500 let ke starším hodnotám

(Cook et alii. 2001). Velikost případného posunu se s ohledem na složení potravy může měnit a bez doprovodných měření je těžké jej ohodnotit. Posunem zjištěných dat o 200–300 let k mladším hodnotám by však data z ostrova Czepel začala vykazovat obdobné a typologicky zdůvodnitelné hodnoty odpovídající datům KZP na Moravě.

Při celkovém srovnání dat z přímořských a vnitrozemských oblastí spatřujeme při srovnatelných četnostech u dat KŠK výraznější rozptyl a delší datování pro vnitrozemské oblasti, zatímco u KZP je tomu naopak (*tab. 5–9*). Určité vysvětlení by mohlo být, že přímořská data KŠK ve většině případů pochází ze Skandinávie a Jutského poloostrova oproti datům KZP, zahrnující dlouhý pás atlantského pobřeží a Pyrenejského poloostrova. V tomto ohledu by byla potřebná analýza dat KZP především z Pyrenejského poloostrova, která vykazují tendenci ke starším hodnotám, a kterou by případně bylo možné zjistit rozdílné působení středozemního a atlantského prostředí. Přeceňovat tento možný vliv ovšem nelze, jak ukazují poměrně nízká data pro Britanii (*tab. 10*).

Ve vzájemném srovnání vyhodnocení KŠK a KZP na všech regionech kromě regionu 3 Porýní spatřujeme patrný posun těžiště výpovědi radiokarbonových dat u KZP k mladším hodnotám (*tab. 11–22*). Zatím obtížně interpretovatelný je ale posun KŠK a KZP v regionu 7 Visla – San ke starším hodnotám oproti datům z regionu 5 Polabí pro KŠK a KZP.

Zvláštní postavení při srovnání výsledků KZP a KŠK zaujímá region 3 Porýní (*tab. 11–12*). V tomto regionu je patrný oproti ostatním oblastem výrazný překryv radiokarbonových dat KŠK a KZP. Teprve 32–40% redukce informace obsažené v měřených datech (koef.  $O=0.32-0.40$ ) umožňuje stanovit model chronologické posloupnosti KŠK a KZP. Při vyšší síle výpovědi dat získáváme vždy výsledek s alespoň částečným souběhem obou kultur.

Pro vzájemné chronologické postavení kultury KZP a UNK v regionu 5 Polabí (*tab. 16–17*) získáváme poměrně dobrou shodu výpovědi archeologických dat a radiokarbonového měření. Archeologicky předpokládanou následnost kultur dokládá požadavek maximální konzistence pro obě kultury a síla výpovědi koef.  $O=0.22$ . Při aplikaci podobného požadavku na region 6 Morava – Odra je pro výše diskutovaný počátek PUK preferováno období (2250; 240) oproti intervalu (2310; 190) (*tab. 20*).

Na základě výsledků analýzy radiokarbonových dat stanovit jednoznačné zakončení kultur v sledovaných regionech v absolutních datech je především s ohledem na výsledek srovnání

v regionu Alpy značně problematické. O vyslovení určité hypotézy, opřené především o vysokou kompaktnost mezi modelem a měřenými hodnotami, relativní uzavřenost regionu a množství dat, se lze pokusit v regionu 5 – Polabí (*tab. 15–17*). Zde by s ohledem na sílu výpovědi o koef.  $O=0.23$  a maximální kompaktnost mezi měřenými daty a modelem nelépe vyhovovaly hodnoty intervalů pro KŠK s počátkem 2590 BC a trváním 380 let k roku 2210 BC, pro KZP s počátkem 2320 s trváním 220 let k roku 2110 BC a pro UNK s počátkem 2130 BC s trváním 360 let. Uvedené hodnoty je ale nutné brát především jako středy přechodových období, které pro ilustraci, s odvoláním na švýcarská dendrodatovaná přechodová období, mohou trvat několik (2–3) desítek let (cf např. *Suter 2008*, 335, 338).

#### 4.6.3 Hranice platnosti výsledků

Platnost výše diskutovaných výsledků je ohraničena vlastností použité metody zpracování radiokarbonových dat. Použitá metoda v maximální možné míře využívá pravděpodobnostní charakter a statistické vlastnosti radiokarbonových dat. Za velkou přednost této metody lze považovat, že není selektivní a jediná selekce dat probíhá v průběhu zpracování vyřazením odlehlých hodnot. Nevýhodou je, že tato metoda není aditivní, tj. že pro nová data vyžaduje nové zpracování. Zároveň vyžaduje dostatečný počet analyzovaných dat vzhledem k předpokládané délce trvání jevu. Informační výtěžnost uvedené metody klesá s délkou analyzovaného jevu.

Pro zpracování je nezbytné předpokládat u zpracovávaného kontextu určitý vývoj a rozložení v čase. Použitý model konstantní četnosti výskytu všech kontextů v rámci předpokládaného intervalu trvání nemusí být splněn především v počátečních a koncových obdobích. Další z možností, které mohou ovlivnit splnění tohoto předpokladu je selektivní výběr radiokarbonově datovaných kontextů, při kterém je kladen důraz například na bohatost či typologickou určitelnost výbavy atp. V tom případě by získané výsledky ukazovaly na výskyt těchto kontextů a nikoliv například na datování celé kultury. Při výše provedené analýze byl použitý předpoklad rychlého nástupu kultury vzhledem k délce jejího trvání opřen o pozorování na švýcarských nákolí.

Uvedené předpoklady jsou s daleko větší jistotou splněny při analýze dat z jednoho pohřebiště než při řešení délky trvání archeologické kultury, jak ostatně ukázala i provedená analýza. Příklad pohřebiště v Pavlově poté nastiňuje i vyhovující množství dat pro analýzu přibližně 200 let použí-

vaného pohřebiště. Za dostačující v tomto případě bylo 10 dat, teoretické zdůvodnění počtu by však zasluhovalo větší pozornost.

#### 4.7 Shrnutí

Radiokarbonová data představují nezávislý zdroj chronologické informace využitelné k hodnocení a interpretaci archeologických situací. Na rozdíl od většiny při archeologickém výzkumu zpracovávaných informací mají odlišný, pravděpodobnostní charakter. Pro humanitní obory je obvyklé pracovat s chronologickou informací v událostním vyjádření. Převod dat pravděpodobnostních na událostní či naopak lze pouze reinterpretační.

Navržený a vypracovaný postup nezávislé reinterpretační radiokarbonových dat umožňuje zpracovávat skupiny dat, které dokumentují určitý kontinuální jev s očekávaným průběhem intenzity výskytu. Tato metoda byla aplikována na shromážděná data kultur KŠK, KZP a UNK v Evropě (799  $^{14}\text{C}$  dat). Pomocí použité metody byly ukázány možnosti vyhodnocení skupin dat a možnosti srovnání jejich vzájemné výpovědi.

Celkovým vyhodnocením radiokarbonových dat uváděných pro kultury KŠK, KZP a UNK i vyhodnocením po regionech bylo ukázáno, že radiokarbonová data nelze využít jako primární argumentaci pro řešení následnosti či současnosti těchto kultur. Zároveň ale s přispěním dalších doprovodných informací (stylová analýza, typologie, stratigrafie) mohou korigovat chronologické úvahy. Byly diskutovány regionální specifika výpovědi radiokarbonových dat uvedeného období.

Srovnáním výpovědi radiokarbonových dat z oblasti Alp s dendrochronologickým datováním kultury KŠK byla zjištěna relativně nízká informační výtěžnost radiokarbonových dat pro řešení trvání délky archeologických kultur. Naopak aplikací použitého postupu při analýze absolutního datování pohřebiště PUK v Pavlově došlo k zpřesnění jeho chronologického umístění.

Za použití uvedené metody byla vyslovena hypotéza umisťující na základě radiokarbonových dat v polabském regionu kulturu KŠK mezi roky 2590–2210, KZP 2320–2110 a UNK 2130–1770 BC (hranice představují středy období kulturní změny/nástupu kultury). Bližší členění uvnitř regionu nebo jemnější chronologické třídění současného počtu dat neumožňuje.

Jako nejefektivnější využití této metody se jeví její aplikace při diskusi absolutní chronologie pohřebiště s dostatečným počtem radiokarbonových dat.