

řetězových indexů patrné, že roční změna byla poměrně konstantní a kolísala většinou okolo 10 % ročně (řetězové indexy kolísají okolo hodnoty 90).

Indexů s pevným základem (bazických) používáme i při studiu regionálního rozložení určitého jevu. Srovnávání regionálního nebo prostorového rozdělení jevu provádíme tak, že vypočítáme prosté intenzitní ukazatele (např. rozvodovost, sebevraždinnost, potravnost aj.) za jednotlivé oblasti (okresy, kraje) a srovnáváme tyto ukazatele s celostátním ukazatelem.

Příklad 46

Při studiu rozvodovosti v r. 1963 podle krajů zvolíme za základ rozvodovost v celém státě (1,22 na 1000 obyvatel) a k ní přirovnáváme jako k základu rozvodovost v jednotlivých krajích (tab. 22).

Tabulka 22
Rozvodovost v Československu v r. 1963

Území, kraj	Počet rozvodů na 1000 obyv.	Index (ČSSR = 100)
Československo	1,22	100
České kraje	1,52	125
Slovenské kraje	0,55	45
Hlavní město Praha	2,88	236
Středočeský	1,36	111
Jihočeský	0,89	73
Západočeský	1,58	130
Severočeský	2,29	188
Východočeský	0,95	78
Jihomoravský	1,06	87
Severomoravský	1,46	120
Západoslovenský	0,61	50
Středoslovenský	0,55	45
Východoslovenský	0,44	36

Při interpretaci výsledků srovnání — ať časového, či prostorového — většiny sociálních jevů nesmíme ovšem zapomínat na skutečnost, že mnohé z nich se svou intenzitou liší u různých skupin obyvatelstva. Tak jiná je rozvodovost ve městech a jiná na venkově — úhrnný počet rozvodů bude tedy v určité oblasti záviset na tom, v jakém poměru je tam zastoupeno obyvatelstvo městské a v jakém obyvatelstvo venkovské (za ostatních okolností stejných). Sebevraždinnost závisí

mj. na věkové skladbě: u osob staršího věku je pravděpodobnost dokonané sebevraždy vyšší než u osob mladších. Jestliže se tedy výrazně liší věková skladba obyvatelstva dvou oblastí, je — při jinak stejných ostatních podmínkách — zřejmé, že v oblasti s vyšším zastoupením staršího obyvatelstva bude i celkový počet úmrtí pro sebevraždy vyšší než v té oblasti, kde je podíl obyvatelstva vyššího věku malý a kde převažuje obyvatelstvo středního a mladšího věku.

Objevují se nám zde tedy znovu známé předpoklady formální srovnatelnosti statistických údajů. Bývá nezbytné před vlastní analýzou — ať časových či prostorových diferencí — upravit původní údaje tak, aby byl respektován nebo eliminován vliv změn strukturálních, tj. nejčastěji vliv změn ve skladbě populace, ať podle věku, zastoupení mužů a žen, či podle jiných znaků (např. změny skladby a poměru obyvatelstva venkovského a městského, změna skladby podle dosaženého stupně vzdělání apod.). V mnoha případech nám takovou úpravu umožní zvláštní statistická procedura, nazvaná standardizace.

4. Standardizace intenzitních ukazatelů

Intenzitní ukazatele užíváme zejména tam, kde srovnáváme pro různé populační skupiny relativní četnost určitého jevu vzhledem k velikosti populace, ve které se tento jev vyskytoval. Přitom předpokládáme, že srovnávané soubory jsou stejnorodé (homogenní) ve všech ostatních znacích (např. ve skladbě podle věku, pohlaví, rozdělení na městské a venkovské apod.). Ve většině případů tomu však tak nebývá. Nadto valná část sociálních jevů, jejichž intenzitu v dané populační skupině měříme, se mění velmi výrazně v závislosti na strukturálních poměrech, především na věku, pohlaví, životních a pracovních podmínkách apod. *Intenzitní ukazatel, který pro určitou populační skupinu jako celek vypočítáme, je tedy nejen vlastní mírou intenzity tohoto jevu, ale vyjadřuje i strukturu souboru, jenž je jeho nositelem.*

Předpokládejme, že byl proveden ve vzorku populace průzkum analfabetismu. Bylo zjištěno, že intenzitní ukazatelé (počet analfabetů na 1000 osob) se různí podle věku, ale jsou stejní pro muže a ženy:

	muži	ženy
mladí	1.0	1.0
staří	10.0	10.0

V této skupině bude tedy počet analfabetů — mužů $1,0 \cdot \frac{100}{100} + 10,0 \cdot \frac{200}{100}$, tj.

21,0 a intenzitní ukazatel pro celou skupinu $\frac{21 \cdot 100}{300} = 7,0$ na 100 mužů.

Počet analfabetů—žen bude $\frac{300}{100} \cdot 1,0 + \frac{100}{100} \cdot 10 = 13,0$.

Intenzitní ukazatel pro celou skupinu žen bude $\frac{13 \cdot 100}{400} = 3,25$.

Srovnáváme-li tedy pouze celkové ukazatele, pak dospíváme k závěru, že intenzita analfabetismu je vyšší u mužů (7,0 ze 100 mužů) než u žen (3,25 ze 100 žen). To však je závěr — jak nyní již víme — naprosto nesprávný a vyplývá pouze ze skutečnosti, že v naší skupině bylo poměrně více starých mužů (2/3 z celkového počtu mužů) a podstatně méně starých žen (pouze 1/4 ze všech žen). Při věkové závislosti intenzity analfabetismu je pak zřejmé, že ve věkově starší populaci musí být vyšší jak celkový počet analfabetů, tak i celkový ukazatel analfabetismu. V globálním intenzitním ukazateli se pak uplatňuje vedle intenzity jevu i vliv věkové skladby.

Abychom mohli vzájemně srovnávat intenzitní ukazatele, jejichž velikost je ve vztahu k určitému strukturálnímu uspořádání, musíme je především jaksi „očistit“ od vlivu tohoto strukturálního faktoru. Provádíme to standardizací jedním ze dvou způsobů:

1. *Použijeme jako standard populační strukturu, kterou považujeme za „normální“* obměnu znaku, jenž ovlivňuje intenzitu zkoumaného jevu. Na tuto standardní strukturu pak aplikujeme jednotlivé intenzitní ukazatele parciální, tj. ukazatele vypočtené pro takové skupiny, které odpovídají třídění standardní populace. Výsledný standardizovaný ukazatel představuje celkovou intenzitu zkoumaného jevu, které by bylo dosaženo v populaci, jejíž strukturální uspořádání by bylo shodné se strukturou standardu.

Předpokládejme, že působícím strukturálním faktorem, ovlivňujícím intenzitu zkoumaného jevu, je věková skladba populace. Označme populační skupinu ve věku x let P_x — relativní počet x -letých osob. Přitom může být x věková jednotka nebo určitá věková skupina — (např. P_5 děti 5leté, nebo P_{15-19} mládež ve věku 15—19 let, nebo P_{60+} osoby 60leté a starší). Intenzitu zkoumaného jevu vyjádříme ve stejném věkovém rozvrstvení, jakého jsme použili pro věkovou strukturu populace. Budou tedy intenzitní ukazatelé pro jednotlivé věkové stupně q_x^A v populaci A a q_x^B v druhé populaci B (srovnávané s první). Standardizovaný ukazatel celkové (globální) intenzity sledo-

vaného jevu označme q_0^A pro první populaci a q_0^B pro druhou. Bude pak

$$q_0^A = \sum P_x \cdot q_x^A, \quad q_0^B = \sum P_x \cdot q_x^B.$$

Oba tyto ukazatelé jsou vzájemně srovnatelní, protože srovnávají pouze intenzitu zkoumaného jevu a vycházejí ze shodného strukturálního uspořádání toho faktoru, který intenzitu ovlivňuje.

Postup, kdy zavádíme do výpočtu standardní strukturální uspořádání znaku, který ovlivňuje intenzitu jevu, nazýváme *standardizací přímou*.

Příklad 47

Srovnáváme úmrtnost mužů pro sebevraždy v Československu v období 1949/1950 a 1960/1961. Protože se změnila věková skladba populační, není celkový ukazatel 32,8 a 42,0 pro období 1949/1950 případně 1960/1961 průkazným svědectvím vzestupu sebevražednosti. Část tohoto vzestupu je zřejmě způsobena zvětšením podílu starších mužů v populaci; protože pravděpodobnost sebevraždy je u těchto starších mužů větší než u mužů středního věku, nutně to vede k zvýšení absolutního počtu sebevražd.

Tabulka 23

Přímá standardizace. Sebevražednost mužů v Československu v letech 1949/1950 a 1960/1961

Věková skupina	Standardní populace (věková skladba populace mužů ČSSR k 1. 3. 1950) P_x	Úmrtnost pro sebevraždy (roční průměr) q_x		Standardizovaný ukazatel úmrtnosti pro sebevraždy	
		1949/1950	1960/1961	1949/1950	1960/1961
		zeměli na 100 000 mužů uvedeného věku			
15—19	0,0974	12,509	13,059	1,218	1,272
20—29	0,3039	18,691	26,483	5,680	8,048
30—39	0,1582	27,703	32,494	4,383	5,141
40—49	0,1872	39,600	48,049	7,413	8,995
50—59	0,1247	44,924	55,089	5,602	6,870
60—69	0,0785	52,092	60,706	4,089	4,765
70—79	0,0410	74,741	80,358	3,064	3,295
80+	0,0090	143,244	124,814	1,289	1,123
Celkem	1,0000	32,833	42,046	32,738	39,509

Za standard přijímáme věkovou skladbu populace mužů 1. 3. 1950, kterou vyjádříme v relativních číslech (sloupec 2 tabulky). Specifické úmrtnosti (na 100 000 mužů) pro období 1949/1950 a 1960/1961 ukazují, že ve všech věkových stupních s výjimkou nejstarších mužů se sebevraždnost zvýšila. Násobením příslušných relativních četností P_x specifickou úmrtností q_x pro jednotlivá období dostáváme počty (relativní) sebevražd na 100 000 mužů (sloupec 5 a 6 tabulky). Tyto počty se vztahují k populaci, která bude mít věkové složení standardu P_x . Oba ukazatelé jsou pak srovnatelní a dosvědčují, že rozdíl mezi sebevraždností mužů v období 1949/1950 a 1960/1961 není ve skutečnosti tak veliký, jak se zdá z původních nestandardizovaných ukazatelů. V období 1960/1961 byla úmrtnost mužů pro sebevraždy 42,046 (na 100 000 mužů), avšak při neměnné věkové skladbě pouze 39,509. Rozdíl 3,537 je třeba připsat na vrub zhoršené věkové skladby (zvýšení podílu starších mužů).

2. Použijeme jako standard „normální“ intenzitní ukazatele sledovaného jevu (v uspořádání odpovídajícím strukturálnímu uspořádání sledovaného faktoru). Tyto ukazatele aplikujeme na skutečnou strukturu ovlivňujícího faktoru, zjištěnou v obou srovnávaných populacích. Uvedený postup nazýváme *standardizací nepřímou*.

Označme q_x specifické intenzitní ukazatele jako v předcházejícím případě (tj. uspořádané podle věku); tentokrát ovšem značí q_x ukazatele standardu, tj. jakýsi „normální“ průběh intenzity jevu v závislosti na věku. Struktura obou srovnávaných populací podle věku bude určena relativními četnostmi ve shodných věkových skupinách, které označíme P_x^A pro populaci A a P_x^B pro populaci B. Standardizovaní ukazatelé budou

$$q_0^A = q_0 \frac{P_x^A \cdot q_x}{P_x^A \cdot q_x^A} = \frac{P_x^A \cdot q_x}{q^A} \cdot q_0$$

$$q_0^B = q_0 \frac{P_x^B \cdot q_x}{P_x^B \cdot q_x^B} = \frac{P_x^B \cdot q_x}{q^B} \cdot q_0,$$

kde značí q_0 celkovou intenzitu jevu ve standardu, q^A , q^B celkovou intenzitu jevu v populaci A, případně B.

Příklad 48

V letech 1960—1961 byla rozvodovost ženatých mužů v Československu 4,7 na 1000 mužů; v českých krajích byl ukazatel 5,65, na Slovensku 2,495. Klademe si otázku, zda rozdíly ve věkové skladbě obou populací ovlivňují velikost tohoto rozdílu.

Známe věkovou skladbu obou populací (ženatí muži v českých krajích P_x^A , na Slovensku P_x^B) a za standard volíme rozvodovost ženatých mužů podle věku (q_x).

Základ pro výpočet teoretického ukazatele rozvodovosti, tj. ukazatele měřícího rozvodovost při skutečné věkové skladbě a standardní velikosti intenzitního ukazatele rozvodovosti podle věku dostaneme násobením hodnot $P_x^A \cdot q_x$, případně $P_x^B \cdot q_x$. Součet těchto hodnot (pro české kraje 4,651, pro Slovensko 4,964) je však jen prvním stupněm nepřímé standardizace. Výpočet vlastních standardizovaných koeficientů provedeme pak tím způsobem, že skutečnou celkovou rozvodovost dělíme vypočtenými ukazateli a výsledek násobíme celkovou rozvodovostí ve standardu.

Závěr posouzení ukazuje, že standardizovaný ukazatel rozvodovosti v českých krajích (5,761) je více než dvojnásobkem ukazatele pro Slovensko (2,382). Rozdíl mezi standardizovanými ukazateli je větší než mezi skutečnými hrubými ukazateli rozvodovosti. To znamená, že věková skladba zkrátila poněkud poměr mezi úrovněmi rozvodovosti v obou částech státu.

Tabulka 24

Nepřímá standardizace. Rozvodovost v Československu v r. 1960—1961. Muži

Věková skupina	Rozvodovost mužů (roční průměr 1960—1961) na 1000 mužů ženatých uvedeného věku q_x	Věková skladba ženatých mužů		Standardizovaný ukazatel	
		České kraje P_x^A	Slovenské kraje P_x^B	$q_x \cdot P_x^A$	$q_x \cdot P_x^B$
				na 1000 ženatých mužů	
15—19	3,283	0,00119	0,00133	0,004	0,004
20—24	9,028	0,03298	0,03603	0,298	0,325
25—29	8,973	0,09332	0,10811	0,837	0,970
30—34	7,605	0,11865	0,13483	0,902	1,025
35—39	6,663	0,12902	0,14437	0,860	0,962
40—44	5,848	0,08205	0,08789	0,480	0,514
45—49	4,504	0,11702	0,11222	0,527	0,505
50—59	2,463	0,23491	0,20985	0,579	0,517
60+	0,857	0,19086	0,16537	0,164	0,142
Celkem	4,741	1,00000	1,00000	4,651	4,964

české kraje: rozvodovost, roční průměr 1960/1961 = 5,651

$$\text{Standardizovaná rozvodovost mužů} = \frac{5,650}{4,650} \cdot 4,741 = 5,761$$

slovenské kraje: rozvodovost, roční průměr 1960/1961 = 2,495

$$\text{Standardizovaná rozvodovost mužů} = \frac{2,495}{4,965} \cdot 4,741 = 2,382$$

Volba standardu. Při určení standardů dbáme, aby zvolená standardní struktura nebo standardní intenzita vyjadřovala určitý stav, který považujeme za daných podmínek za „normální“. Je vhodné přiblížit se tomuto požadavku co nejvíce. Je-li např. faktorem, ovlivňujícím intenzitu jevu věk, doporučuje se použít některého z těchto způsobů:

a) Zvolíme za standard strukturu populace oběma srovnávaným populacím nadřazenou (při srovnávání intenzity jevu mezi okresy — strukturu kraje; při srovnávání mezi kraji — strukturu celostátní apod.).

b) Není-li možné získat takové údaje, zvolíme součet nebo průměr strukturálního uspořádání obou srovnávaných populací. Tento postup však není vhodný, je-li jedna ze srovnávaných populací podstatně větší než druhá (např. okres se 70 tis. obyvatel a kraj s 1,5 mil. obyvatel). Standardizace součtem nebo průměrem by se projevila prakticky stejně, jako kdybychom zvolili za standard větší z obou populací.

c) Při mezinárodním srovnávání bývá zvykem používat uměle konstruovanou věkovou skladbu, k níž se dospělo např. různou kombinací skutečných věkových struktur evropských populací. Tak např. Světová zdravotnická organizace používá pro mezinárodní srovnávání úmrtnosti pomocí standardizovaných ukazatelů této věkové skladby:

Tabulka 25

Věková skladba standardní světové populace

Věková skupina	Počet	Věková skupina	Počet
0—4	11 626	40—44	6 309
5—9	9 865	45—49	5 678
10—14	9 173	50—54	4 927
15—19	8 569	55—59	4 016
20—24	8 329	60—64	3 484
25—29	7 811	65—69	2 763
30—34	6 790	70—74	2 040
35—39	6 437	75+	2 183
Úhrn			100 000

Výhody a nevýhody přímé standardizace

Přímá standardizace je jednoduchá a její výsledek snadno pochopitelný. Nevýhodou je, že podklady, které pro přímou standardizaci potřebujeme, získáváme zpravidla jen velmi nesnadno. Zejménu nebývá možné zjistit specifické intenzity sledovaného jevu (tj. intenzitní ukazatele uspořádané podle třídění strukturálního faktoru). Druhou nevýhodou přímé standardizace je, že se velmi silně uplatňuje vliv náhodných výkyvů intenzitního ukazatele; v malých souborech dochází totiž velmi často k takovým náhodným výkyvům, jejichž závažnost se pak při standardizaci zvětšuje uplatněním takové intenzity ve zvolené standardní populaci.

Výhody a nevýhody nepřímé standardizace

Údaje potřebné pro nepřímou standardizaci bývají obvykle snadno dostupné. Je snazší zjistit nebo odhadnout strukturu faktoru, který ovlivňuje intenzitu jevu, než odhadovat přímo tuto intenzitu podílem nebo stupňů strukturálního znaku. Také riziko nepřiměřeného zdůraznění náhodných výkyvů intenzitních ukazatelů je zde minimální, protože za řadu intenzitních ukazatelů volíme řadu „normální“. Standardizovaný ukazatel respektuje plně případné zvláštnosti strukturálního uspořádání populace.

Jedinou nevýhodou — ovšem jen zcela nezávažnou — je poněkud pracnější výpočet koeficientů. Protože tato nevýhoda je dostatečně vyvážena ostatními přednostmi, bývá nepřímá standardizace v praxi dávána přednost.

5. Standardizovaný poměr a studium regionálních diferencí v intenzitě jevu

Studium regionálních rozdílů v intenzitě společenského jevu vychází z předpokladu, že mezi jednotlivými oblastmi existují rozdíly ve výskytu nebo skladbě faktorů, jež tuto rozdílnou intenzitu způsobují. Izolovat a měřit tyto faktory — sociální i biologické — je v praxi značně složité; statistická data nám poskytují jen některé z potřebných údajů o vlastnostech zkoumaných subjektů a v těchto údajích je již zpravidla