<u>Srovnáni hodnot vybraných indexních čísel</u>

Data k hodnocení sestávají z 6 komodit vyjadřovaných v 5 obdobích, přičemž první z těchto období je vzato za základ, takže hodnoty všech statků v něm jsou rovny 1. Přestože jsou data utvořena uměle, jsou volena záměrně tak, aby vystihovala, jak z hlediska cen, tak kvantit určité charakteristické vývojové tendence v průběhu 5-letého období.

Záměrem bylo zvolit první čtyři komodity jako různé třídy zboží, zatímco u páté a šesté komodity volit hodnoty tak, jakoby byly představovány dvěma povahou odlišnými službami.

<u>**1.zboží** reprezentuje **zemědělskou komoditu**</u> [produkce pšenice, sklizeň jablek]

Ceny i spotřeby fluktuují kolem 1 bez trendu, pozorujeme však mírnou negativní korelovanost mezi cenami a spotřebami.

<u>**2. zboží** reprezentuje **spotřebu energie**</u> [elektřina, zemní plyn, uhlí]

Spotřeba mírně a nemonotónně vzrůstá, ceny se mění poměrně divoce bez trendu a bez zřetelnějšího vztahu k cenovému vývoji.

<u>**3. zboží** reprezentuje **tradiční řemeslný produkt**</u> [nábytek, oděvy, obuv]

Ceny mírně a pravidelně rostou (cca 12% za období), spotřeba se v průběhu období nepatrně zhoupla směrem dolů, aby se pak vrátila na výchozí hladinu.

<u>**4. zboží** reprezentuje **zboží technologicky vyspělé**</u> [videokamery, počítače]

Ceny velmi zřetelně a pravidelně klesají, spotřeba pravidelně a akcelerujícím tepem roste. Objem nákupů se za srovnávané období zdvanáctinásobil.

<u>**5. služba** reprezentuje **tradiční činnost**</u> [ubytování, stravování, kosmetika]
Spotřeba roste pravidelným mírným tempem, ceny rovněž pravidelně rostou, poněkud ostřejším tempem než spotřeba. Obojí roste zřetelněji než srovnatelné ukazatele u tradičního zboží.

<u>**6. služba** reprezentuje **činnost užívající vyspělé technologie**</u> [internet, telekomunikace, obchodování na burze]

Zde ceny klesají pravidelně ročně o 20 výchozí hodnoty, spotřeba naopak prudce byť nepravidelně roste až na pětinásobek výchozí hodnoty. Přibližně se zachovává konstantnost vynaložených výdajů.

Komentář k tabulce č.1

Rozdíl mezi Laspeyresovým a Paascheho indexy je obrovská. P_{15}^{L} = 1,44 zatímco P_{15}^{P} je 0,7968, rozpětí je až 81% !!! Protože ani jedno z obou čísel se nevyznačuje zřetelnou teoretickou předností před druhým, je zřejmé, že na výběru indexu obrovsky záleží !. Carliho P_{15}^{C} spadá mezi oba jmenované, ale Jevonsův index P_{15}^{J} je 0,63246 a vybíhá tedy z rozpětí daného Paascheho a Laspeyresovými indexními čísly. (Jevons je zákonitě vždy pod Carlim).

Komentář k tabulce č.2

Je patrné, že rozpětí mezi Paascheho a Laspeyresovými indexními čísly se značně zmenšilo 1,1234 vs. 1,331) – zůstává tedy 8 procentních bodů rozdílu v posledním období. Potvrzuje to tezi o účelnosti užívání zřetězených indexů. Nicméně, i tak je rozdíl stále ještě značný. Zřetězení se, jak patrno, nijak nedotklo Jevonsova indexu (to je jeho zřetelná výhoda na rozdíl od fatálního problému absence vah). Odtud bychom tedy vyvodili, že věrný index bude ležet někde mezi P_{15}^{P} a P_{15}^{L} , Jevons však leží vně tohoto rozmezí. Carliho index je sice zřetězením dotčen, ale nijak systematicky *(aspoň ne pro tato konkrétní data)****. Ve 3. a 4. periodě se zřetězený Carli drží pod bazickým, v posledním období se překlopí nad něho. .***

Komentář k tabulce č.3

Porovnáme-li hodnoty v závěrečném pátém období, lze říci, že rozpětí mezi všemi čtyřmi asymetricky vážícími indexy (při pevné bázi) je veliké (dokonce ještě větší než mezi P_{15}^{P} a P_{15}^{L} při pevné bázi).Palgrave P_{15}^{PAL} je v posledním období skoro 3x tak velký, než je harmonický Laspeyresův index P_{15}^{HL} .

Výsledek zdůrazňuje, že při neproporčním růst cen i kvantit, což je typické pro většinu národních ekonomik, je volba správného indexu mimořádně důležitá.

Platnost nerovností $P^{PAL} \geq P^{GP} \geq P^{P}$ a $P^{HL} \leq P^{GL} \leq P^{L}$ je zákonitá, neboť vyplývá z tzv. Schlömilchovy nerovnosti [1858] . První trojice indexů užívá jako relativních cen výdajové účasti z běžného období, v druhé trojici se uplatňují hodnoty výdajových účastí základního období. Vždy jde o vztah mezi harmonickým, geometrickým a aritmetickým průměrem.

Komentář k tabulce č.4

*Je patrné, že **řetězení podstatně snižuje rozpětí mezi Paascheho a Laspeyresovým indexem (1,123 vs. 1,331). Avšak rozpětí mezi hodnotami největším a nejmenším indexem (**Palgrave a harmonický Laspeyres**) se** zdaleka tak **významně nesnížilo: poměr těchto indexů při pevné bázi 1,6720/0.556 = 3,01 zatímco poměr těchže zřetězených 1,7893/0,7299 = 2,45.***

*Indikace: **procedura řetězení spolu užitím index číslo vzorce, který užívá váhy toliko jednoho období nevede k podstatnému snížení velikých diferencí, který tyto vzorce generují v principu pevné báze. Avšak,** přihlédneme-li právě k Paascheho a Laspeyresovu indexnímu číslu**, řetězení může značně redukovat rozpětí mezi těmito indexy.***

Komentář k tabulce č.5

*Všimněme si, že **Drobischův** (nebo Sidgwickův/Bowleyho) **index je vždy roven nebo větší než** odpovídající **Fisherův index**, což vyplývá ze skutečnosti, že **Fisherův index je geometrickým průměrem** P_{01}^{P} a P_{01}^{L} , zatímco **DSB-index je aritmetickým průměrem** obou těchto indexů. V porovnání s tabulkou 6 (asymetricky vážené indexy) je zde vidět, že **rozpětí mezi nejnižší a nejvyšší indexní hodnotou v období 5 je mnohem menší pro symetricky vážené indexy.** Rozpětí bylo 1,6720/0,556 = 3,01 pro asymetricky vážené indexy, ale jen 1,2477/0,9801 = 1,27 pro symetricky vážené indexy. Jestliže se omezíme na superlativní indexy (období 5 v tabulce 6), pak rozpětí je dále sníženo na 1,2477/1,0712=1,16 (tzn. **rozpětí mezi superlativními indexy s pevnou bází je jen „16%**) ve srovnání s rozpětím při pevné bázi mezi P_{01}^{P} a P_{01}^{L}, kde je to až 81% (1,4400/0,7968=1,81). Očekávali bychom, že toto rozpětí se dále sníží, užijeme-li superlativní indexy zřetězené.*

Komentář k tabulce č.6

*Na první pohled je vidět, že **kombinovaný účinek řetězení a symetrie při vážení indexů vede k silnému zmenšení rozpětí mezi** všemi **indexy**, jejichž konstrukce zahrnuje oba tyto aspekty. Rozpětí mezi všemi symetricky váženými indexy v období 5 je jenom 1,2333/1,2155=1,015 a rozpětí mezi 4 superlativnimi indexy v témže období je jen 1,2333/1,2224=1,009. Rozpětí mezi nejužívanějšími superlativními indexy, P_{01}^{F} a P_{01}^{T} je veskrze drobná 1,2226/1,2224=0,0002. (V jiných obdobích je to však trochu více, v průměru přes 4 období se zřetězený Fisher a zřetězený Törnquist liší o 0,0025 procentních bodů). Tím lze podpořit jiné numerické výsledky, na základě kterých **nejužívanější zřetězené superlativní indexy poskytnou přibližně tytéž numerické hodnoty**. Jinými slovy, Walshův, Fisherův a Törnquistův index se budou vzájemně aproximovat velmi těsně.*

Zvolený způsob agregace: První čtyři komodity zahrneme pod společný agregát „zboží“, pátou a šestou komoditu po agregát „služby“. Druhý stupeň agregace představuje zahrnutí složky zboží a služeb do jednoho celkové agregátu.

Komentář k tabulce č.7

Je patrné, že jednostupňové superlativní indexy s pevnou bází aproximují docela dobře příslušné dvoustupňové protějšky až na Fisherův index. Divergence mezi jednostupňovým Fisherem P_{15}^{F} *a jeho dvoustupňovým protějškem* P_{15}^{F2S} *je 1,1286/1,0712=1,05 neboli 5%. Ostatní divergence jsou 2% nebo méně.*

Komentář k tabulce č.13

Je vidět, že jednostupňové zřetězené superlativní indexy všeobecně aproximují své protějšky s vzaté pevnou bázi velmi těsně. Divergence mezi zřetězenými jedno- a s¨dvoustupňovým Törnquistovými indexem v 5. období je jen 0,6% ($\widetilde{P}_{15}^{T} / \widetilde{P}_{15}^{T2S}$ *= 1,2300/1,2224=1,006) Ostatní divergence jsou ještě menší než tato. Uvážíme-li značnou variabilitu v cenových pohybech od období k období, pak odchylky vzniklé dvoustupňovou agregací nejsou velké.*