

Evaluační zpráva hodnotící dosud používané metody úpravy komodit spotřebitelského koše za účelem optimalizace výpočtu regionálního cenového indexu

Výstup výzkumné aktivity VA4: Literární rešerše přístupů a metod adjustace komodit spotřebitelského koše RCI

Autoři: Ing. Jana Šimanová, Ph.D., jana.simanova@tul.cz

Ing. Aleš Kocourek, Ph.D., ales.kocourek@tul.cz

Zpráva zpracována za období: 01 – 03/2014





Obsah

Úvod	3
1 Metodologické přístupy k prostorovým cenovým indexům	4
1.1 Volba oblasti	4
1.2 Vzorec pro výpočet bilaterálního indexu	6
1.3 Volba multilaterální metody	8
1.4 Podmínka tranzitivity pro soubor cenových indexů	8
1.5 Metoda EKS pro zavedení tranzitivity	9
1.6 Grafy a další multilaterální metody	10
1.6.1 Metody založené na průměrných cenách	10
1.6.2 Metody průměrného koše (Average Basket Method) – Index cen průměrného spotřebního koše	12
1.6.3 Minimum-Spanning Tree and Weighted Country Product Dummy Methods	12
1.6.4 Shrnutí multilaterálních metod	13
1.7 Přístupy spojování prostorových indexů časově	13
1.8 Volba oblastních nebo národních výdajových vah	17
1.9 Odhad základních položkových úrovní parit s neúplnými daty	19
1.10 Tvorba elementárních agregátů s částečně odpovídajícími daty	21
1.10.1 Metoda Matched-Model Price Index – Metoda odpovídajících modelů	21
1.10.2 Metoda Country Product Dummy	22
1.11 Vytváření elementárních agregátů v případě chybějících odpovídajících dat	23
1.11.1 Poznámka týkající se záležitosti výběru vzorků oblastních produktů	25
1.12 Frekvence publikování a metody shromažďování dat	25
1.12.1 Otázka shromažďování	26
1.13 Srovnání životních nákladů různých skupin	27
2 Problematické části cenových indexů	28
2.1 Bydlení	28
2.2 Konstrukce indexů bydlení a cen nájemného	28
2.3 Akviziční přístup (The Acquisition Approach to Housing)	29
2.4 Přístup platební (The Payments Approach to Housing)	30
2.5 Přístup uživatelský: rovnocennost nájmu a uživatelské náklady (The Uses Approach to Housing: Rental Equivalence and User Cost)	31
2.5.1 Rovnocennost nájmu	32
2.5.2 Uživatelské náklady	33
2.5.3 Rozdíl mezi uživatelskými náklady a rovnocennými nájmy	35
2.5.4 Problémy související s metodou uživatelských nákladů	35



2.5.5	Přístup nájem k hodnotě (<i>Rent-to-Value Approach</i>)	36
2.5.6	Hedonický přístup shromažďující data o nájmech a bydlení	37
2.6	Souhrn problematiky bydlení	39
3	Publikace regionálních cenových indexů ve světě	40
3.1	Austrálie	40
3.2	Spojené státy americké	42
3.3	Spojené království Velké Británie a Severního Irska	43
3.4	Program parit kupní síly v rámci zemí OECD-Eurostat	44
3.5	Mezinárodní srovnávací program (ICP)	45
4	Seznam relevantních publikací vážících se k problematice regionálních cenových indexů ve světě .	48

Úvod

Účelem této zprávy je podat strukturované informace o možnostech tvorby regionálního cenového indexu v podmínkách ČR, a to na bázi regionalizace CPI. Cílem autorů bylo hlouběji porozumět metodologii tvorby regionálních cenových indexů, získat přehled o publikacích a reálné aplikaci regionální (metropolitní) cenových indexů ve světě a odhalit problematické části, se kterými se v průběhu výzkumu budou potýkat.

Zpráva je členěna do 4 částí:

1. Metodologické přístupy k prostorovým cenovým indexům
2. Problematické části cenových indexů – se zaměřením na bydlení
3. Praktikované přístupy k vykazování regionálních cenových indexů ve světě
4. Seznam relevantních světových publikací k dané problematice

Závěry a úvahy o relevanci informací v podmínkách ČR jsou uvedeny v rámci jednotlivých kapitol předkládané zprávy.

1 Metodologické přístupy k prostorovým cenovým indexům

Tato kapitola pojednává o mnoha otázkách typu „jak“ týkajících prostorového srovnání. Konkrétněji zde popíšeme různé způsoby výpočtu prostorových indexů, přičemž budeme zvažovat: vzorec pro výpočet indexového čísla, důvody pro volbu konkrétních oblastí a nákladové zátěže, dostupné multilaterální metody i problémy, které mohou nastat s ohledem na neúplně odpovídající data mezi oblastmi. Není třeba dodávat, že tato kapitola je zčásti odbornější než ty předchozí, což může být pro mnohé čtenáře náročnější. Jednou z předností této kapitoly však je, že se zde můžeme opřít o značné množství odborné literatury týkající se srovnání cen. V tom se tato kapitola značně liší od ostatních, u nichž odborné literatury, z níž by se dalo čerpat, je poskrovnu.

V další kapitole se budeme zabývat tím, jak by oblasti srovnávané dle různých prostorových indexů spotřebitelských cen měly být vybírány. V následující kapitole uvádíme vzorce pro výpočet různých bilaterálních indexů. Poté se budeme zabývat dostupnými multilaterálními metodami a začneme představením konceptu tranzitivity, která je zásadní pro pochopení větší části této kapitoly. Následně se přesuneme k popisu metod, které nám umožní se s tímto problémem vypořádat. Budeme se zde zabývat otázkou volby oblastního nebo celostátního nákladového zatížení a představíme klady a zápory užití celostátního zatížení. Jedním z obzvláště patrných problémů prostorového srovnání (spotřebitelských) cen jsou neslučitelné/neodpovídající údaje. Budeme se zabývat různými podobami tohoto problému a nastíníme určitá řešení navrhovaná v dostupné odborné literatuře. V závěru této kapitoly probereme frekvenci zveřejňování a další související otázky. Krátce se také podíváme na zmíněnou zvýšenou složitost s ohledem na vnímání ceny různými skupinami domácností a vytvořením prostorového indexu spotřebitelských cen pro podskupiny obyvatelstva.

1.1 Volba oblasti

Volba oblastí, pro které se prostorové indexy cen budou počítat, je náročná, a jak praktické tak i teoretické otázky jsou důležité. Má se za to, že rozčlenění do (menších) územních celků je vždy lepší.

Toto pojednání zdůrazňuje, že volba vhodné oblasti je natolik důležitá, že je nutné se jí vážně zabývat. Tato otázka se nicméně v jiných výpočtech prostorových indexů často neobjevovala kvůli tomu, že takové oblasti, jako například celé země, jsou již předdefinovány. Jak by se tedy měly oblasti vybírat?

Jedním ze způsobů, jak na tuto otázku odpovědět, je se zeptat uživatelů indexů, jaké je dle jejich názoru nejlepší oblastní rozčlenění. Ač se pohled jednotlivých uživatelů na toto bude

nejspíš lišit, jednou z nejčastějších odpovědí asi bude, že by mělo být **co možná nejpodrobnější**. Důležitá jsou také praktická kritéria, protože spolehlivé odhady jsou jasně **omezeny dosavadními dostupnými údaji týkajícími se oblastních cen a nákladů**. Všeobecně vzato, **bude jednodušší získat hrubý odhad oblastních cen než oblastní nákladové podíly**, proto je třeba tuto možnost zvážit. V případech, kdy „chybí“ údaje o oblastních nákladových vahách, **bude nejlepší odhadnout oblastní nákladové podíly dle podobné či sousední oblasti**.

Teoretické úvahy týkající se volby oblastí nejsou v odborné literatuře podrobně rozvinuty, protože v případě zemí jakožto oblastí často neexistuje možnost volby. Je zajímavé se na tuto problematiku podívat z časového hlediska; volba časového úseku, který by měl index zahrnovat (např. měsíc, čtvrtletí, rok). O konkrétní volbě rozhodne spíše praktické hledisko a požadavky uživatelů než teoretické úvahy. Nicméně jedním z obecných přesvědčení týkajících se cenových indexů je, že s rostoucí inflací by se měla zvýšit i frekvence výpočtů indexů (tzn. délka časového úseku by se měla zkrátit). Z teoretického hlediska by se srovnání cen měla provádět za relativně „stejná“ období.

Z územního hlediska užití tohoto principu je třeba, **aby oblasti byly relativně homogenní, co se cenových hladin a poměrů (price relatives) týče**. Nejsou-li tyto podmínky splněny, pak agregace cen napříč heterogenními oblastmi zamlží většinu cenových odchylek, které chceme měřit. Z praktického hlediska bude odhad průměrné cenové hladiny dané oblasti v případě heterogenních cenových hladin obtížnější. V tomto případě je zřejmě důležité při tvorbě oblastí zjistit, zda jsou cenové hladiny i cenové poměry v navrhované oblasti přiměřeně homogenní.

Diewert (2002) vyvinul metody pro srovnání stejnorodosti/ nestejnorodosti dvou cenových vektorů jak z hlediska jejich absolutních hladin tak cenových poměrů. Existuje jedna rychlejší metoda zjištění odlišností v price relatives, a to zkoumání podílů výdajů u různých produktových skupin. Spotřebitelé si vybírají zboží, které koupí, na základě relativních cen, proto nám odlišné výdajové podíly nejspíš naznačují rozdíly v relativních cenách.

V ČR jsou ceny (životní náklady) zjišťovány v 35 okresních městech. Tyto budou pravděpodobně základními oblastmi pro odhad dalších cenových indexů. Autoři zvážejí možnost aplikace srovnávací metody dvou vektorů uvedené výše (Diewert, 2002). V úvahu přechází také odhad cenových úrovní prostřednictvím regresní analýzy, tj. najít vhodné vysvětlující proměnné pro úroveň cenových hladin ve městech. Problematika návržení subregionální struktury pro odhad CPI je předmětem DC1.

1.2 Vzorec pro výpočet bilaterálního indexu

Problematika výběru vzorce pro výpočet indexu si získala značnou pozornost v odborné literatuře. Vzorec pro výpočet cenového indexu je metodou agregace cen jednotlivých druhů zboží do jednoho souhrnného čísla. Popišme si nejprve několik běžně užívaných cenových indexů. Laspeyresův a Paascheho cenový index, mezi oblastí A a B, jsou uvedeny níže ve dvou různých leč ekvivalentních provedeních.

$$P_{A,B}^L = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^B q_n^A}{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^A} = \sum_{n=1}^N s_n^A \left(\frac{p_n^B}{p_n^A} \right), \text{ kde } s_n^A = \frac{p_n^A q_n^A}{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^A} \quad (1)$$

$$P_{A,B}^P = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^B q_n^B}{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^B} = \left[\sum_{n=1}^N s_n^B \left(\frac{p_n^B}{p_n^A} \right)^{-1} \right]^{-1}, \text{ kde } s_n^B = \frac{p_n^B q_n^B}{\sum_{n=1}^N p_n^B q_n^B} \quad (2)$$

Tyto indexy, jakožto představitelé indexů životních nákladů popsaných v příloze B, zkrslují ekonomickou realitu, protože přesně nezahrnují spotřebitelský substituční efekt (Diewert, 2001). Laspeyresův index nadhodnocuje cenové rozdíly, zatímco Paascheho index tyto rozdíly podhodnocuje. Tento fakt nás nutí zvážít jiné vzorce pro výpočet cenového indexu. Přirozenou alternativou je využití geometrického průměru, pokud vezmeme v úvahu, že Laspeyresův index je aritmetickým a Paascheho index harmonickým průměrem. To nás přivádí ke geometrickému Laspeyresovu $P_{A,B}^{GL}$ a geometrickému Paascheho $P_{A,B}^{PL}$ indexu:

$$P_{A,B}^{GL} = \prod_{n=1}^N \left[\left(\frac{p_n^B}{p_n^A} \right)^{s_n^A} \right] \quad (3)$$

$$P_{A,B}^{GP} = \prod_{n=1}^N \left[\left(\frac{p_n^B}{p_n^A} \right)^{s_n^B} \right] \quad (4)$$

Geometrický Laspeyresův a Paascheho index již tak nezkrsluje ekonomickou realitu s ohledem na indexy životních nákladů zmíněných v příloze B, protože do určitého stupně aproximace zahrnují spotřebitelský substituční efekt.

Ačkoliv všechny tyto vzorce (1) – (4) představují metody agregace cen, nepatří k těm, které odborná literatura doporučuje, protože se jednostranně zaměřují pouze na posuzování informací z jedné oblasti. Odborníci se shodli na tom, že bilaterální srovnání by se měla provádět pomocí superlativního indexového čísla (viz např. Triplett, 1996). Definice superlativního indexového čísla je poměrně složitá (viz Diewert, 1976). Superlativní cenový index je přesný pro flexibilní parametrické vyjádření výdajové funkce. Koncept přesnosti vychází ze skutečnosti, že na základě předpokladu maximalizace užítku pro konkrétní

výdajovou funkci se index životních nákladů omezuje na funkci zjistitelných cen a množství (tj. vzorec pro výpočet aktuálního cenového indexu). Proto je možné sladit cenové indexy s odpovídajícími výdajovými funkcemi. Smyslem tohoto superlativního pojetí je upřednostnění takových cenových indexů, které je možné sladit s výdajovými funkcemi požadovaných vlastností (tj. pružnost). Pružná výdajová funkce se může přiblížit libovolné dvakrát spojitě diferencovatelné lineárně homogenní funkci druhého řádu, a proto může zahrnout spotřebitelský substituční efekt mezi produkty při výrazné změně cen oproti výše zmíněným indexům (1) – (4).

Typickým prvkem superlativních cenových indexů je zahrnutí informací o vahách z obou oblastí. Tudíž ani Laspeyresův ani Paascheho index, stejně tak jako Laspeyresův či Paascheho geometrický index není superlativní. Diewert (1976) poukázal na fakt, že existuje nekonečné množství superlativních vzorců. Jedním ze společných znaků těchto superlativních indexů je vyloučení substitučního zkreslení (druhého řádu). Odborná literatura se zaměřila pouze na tři superlativní indexy. Těmi jsou Fisherův, Törnqvistův a Walshův index. Fisherův index je geometrickým průměrem Laspeyresova a Paascheho indexu:

$$P_{A,B}^F = \sqrt{P_{A,B}^L P_{A,B}^P} = \left[\sum_{n=1}^N s_n^A \left(\frac{p_n^B}{p_n^A} \right) \right]^{1/2} \left[\sum_{n=1}^N s_n^B \left(\frac{p_n^B}{p_n^A} \right)^{-1} \right]^{-1/2} \quad (5)$$

Dle Diewertovy definice (1976) je Törnqvistův cenový index také superlativní, a jde o geometrický průměr Laspeyresova a Paascheho geometrického indexu.

$$P_{A,B}^T = \sqrt{P_{A,B}^{GL} P_{A,B}^{GP}} = \prod_{n=1}^N \left[\left(\frac{p_n^B}{p_n^A} \right)^{\frac{s_n^A + s_n^B}{2}} \right] \quad (6)$$

Posledním superlativním indexem, který představíme, je Walshův cenový index, který porovnává náklady na nákup průměrného spotřebního koše, přičemž průměrným košem se rozumí geometrický průměr spotřebních košů oblastí A a B. Tento index lze také jako ostatní indexy zapsat prostřednictvím výdajových podílů a (price relatives).

$$P_{A,B}^W = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^B \sqrt{q_n^A q_n^B}}{\sum_{n=1}^N p_n^A \sqrt{q_n^A q_n^B}} = \frac{\sum_{n=1}^N \sqrt{s_n^A s_n^B} \sqrt{\frac{p_n^B}{p_n^A}}}{\sum_{n=1}^N \sqrt{s_n^A s_n^B} \sqrt{\frac{p_n^A}{p_n^B}}} \quad (7)$$

Diewert (1978) objasňuje, že v praxi Fisherův, Törnqvistův i Walshův index příznacně navzájem aproximují, a proto vcelku nezáleží na tom, který z nich se použije. Hill (2005) však poukazuje na to, že oproti převládajícímu názoru toto neplatí pro všechny superlativní indexy. Rozpětí mezi známými superlativními indexy často překračuje rozpětí mezi Paascheho a Laspeyresovým indexem. Proto je zapotřebí určitých kritérií pro rozlišení

superlativních indexů. Jedním ze způsobů řešení tohoto problému je užití axiomatického přístupu. Tímto se dostáváme zpět ke starým známým Fisherovi, Törnqvistovi a Walshovi (viz Diewert, 1992, 2001).

Další zajímavou otázkou je dekompozice indexů. Jednou ze zajímavostí Törnqvistova indexu (a stejně tak i Paascheho a Laspeyresova geometrického indexu) je, že se může násobně rozkládat tak, aby se podíl každého produktu na celkovém rozdílu cenové hladiny dal snadno rozpoznat. Nedávno byly odvozeny aditivní a multiplikativní dekompozice Fisherova indexu (viz Balk, 2004, a reference tamtéž).

1.3 Volba multilaterální metody

Volba multilaterální metody má často zásadní vliv na konečná indexová čísla. V této kapitole nejprve objasníme, co je to multilaterální metoda, která úzce souvisí s konceptem tranzitivity a vnitřní konzistencí souboru cenových srovnání. Nastíníme různé multilaterální metody, které doporučuje odborná literatura, a rozvineme debatu o tom, jak v případě potřeby harmonizovat prostorová a časová srovnání. Začneme však pojednáním o konceptu tranzitivity, kterého je zapotřebí k pochopení různých multilaterálních metod.

1.4 Podmínka tranzitivity pro soubor cenových indexů

V následujících kapitolách se budeme snažit objasnit a rozvinout téma multilaterálních metod, což se neobejde bez pochopení principu tranzitivity. Tranzitivita je předpoklad, že soubor cenových indexů je vnitřně konzistentní. Nejlépe jí můžeme vysvětlit na jednoduchém příkladě. Dejme tomu, že máme tři oblasti, pro které počítáme cenové indexy; oblast A , B a C . Můžeme porovnat ceny oblastí A a B , $P_{A,B}$, a A a C , $P_{A,C}$. Těmito porovnáními dostaneme *implicitní* porovnání regionů B a C . Můžeme jej odvodit jako $P_{C,B}^* = P_{A,B} / P_{A,C}$ a výsledky nebudou vnitřně konzistentní. Nicméně existuje alternativní metoda porovnání cenové hladiny oblastí B a C , a to výpočet přímého cenového indexu $P_{C,B}$. Důležitým poznatkem je, že za žádnou cenu nelze očekávat shodu implicitního a přímého cenového indexu, $P_{C,B} \neq P_{C,B}^*$. Soubor cenových indexů je tranzitivní, pokud přímý a nepřímý index splňuje tuto ve skutečnosti velmi důležitou podmínku konzistence.

Žádný z bilaterálních cenových indexů, který počítá s oblastními rozdíly ve výdajích, nespĺňuje tuto podmínku tranzitivity – tranzitivita je něco, co je třeba zavést u souboru cenových indexů, nebo porovnání musí být strukturovaná takovým způsobem, aby daná podmínka byla automaticky splněna. Aby byla tato podmínka tranzitivity splněna, pak musí být výsledné cenové indexy zapsány ve formě:

$$P_{j,k} = \frac{P_k}{P_j}, \text{ kde } j, k = A, B, C \quad (8)$$

V následujících kapitolách se budeme z velké části zabývat způsoby, jak zajistit, aby počítané cenové indexy splňovaly tuto podmínku tranzitivity.

1.5 Metoda EKS pro zavedení tranzitivity

Nejrozšířenější metodou zavedení tranzitivity u souboru cenových indexů je metoda EKS (Gini, 1931; Eltetö a Köves, 1964; Szulc, 1964).³² Vzhledem k tomu, že tato metoda nabyla na významu a my ji zde uvádíme jako možné řešení problému tranzitivity, věnujme se jí teď podrobněji.

Předpokládejme, že máme $k = 1, \dots, K$ oblastí, které chceme porovnat. Pokud zvolíme bilaterální porovnání cen pomocí výše zmíněných superlativních vzorců, buď (26), (27) nebo (28), pak získáme matici cenových indexů, kterou vidíte níže. Všimněte si, že jsou zde tyto superlativní indexy symetrické $P_{j,k} = 1/P_{k,j}$.

Tabulka 1: Úplná matice bilaterálních cenových indexů

$$\begin{array}{cccccc} p_{1,1} & p_{2,1} & p_{3,1} & \cdots & p_{K,1} \\ p_{1,2} & p_{2,2} & p_{3,1} & & \vdots \\ p_{1,3} & p_{2,3} & p_{3,3} & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & \vdots \\ p_{1,K} & \cdots & \cdots & \cdots & p_{K,K} \end{array}$$

Jak už bylo řečeno výše, tento soubor cenových indexů nespĺňuje podmínku tranzitivity – nepřímé indexy poskytují obecně odlišné odpovědi oproti přímým indexům. Metoda EKS nastavuje/vynucuje tranzitivitu použitím geometrických průměrů všech přímých a nepřímých porovnání. Cenové hladiny oblastí A a B , a stejně tak i všech oblastí, se počítají takto:

$$\frac{P_A}{P_B} = \prod_{k=1}^K \left[\left(\frac{p_{k,A}}{p_{k,B}} \right)^{1/K} \right] = \frac{\prod_{k=1}^K \left[(p_{k,A})^{1/K} \right]}{\prod_{k=1}^K \left[(p_{k,B})^{1/K} \right]} \quad (9)$$

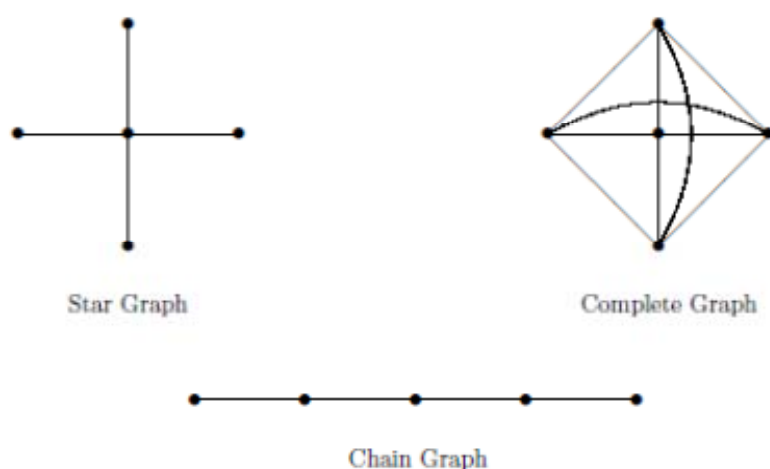
Lze snadno vidět, že cenové indexy vypočítané pomocí této metody podmínku tranzitivity splňují. Metoda EKS je pozoruhodná z mnoha různých důvodů. Za prvé využívá všechny dostupné informace tak, aby zahrnula všechna bilaterální srovnání do odhadu parity kupní síly v dané oblasti. Za druhé není žádná oblast nadřazena jiným v rámci srovnání. V následující kapitole uvidíme, že ostatní přístupy k oblastem takto rovnocenně nepřístupují. Za třetí se ukazuje, že použití metody EKS spolu s Törnqvistovým indexem je možné přesně ekonomicky interpretovat pružným znázorněním výdajové funkce (viz Caves, Christiansen a Diewert, 1982). Díky tomu lze konstatovat, že metoda EKS, užitá spolu se vzorcem superlativního indexu, přesně odráží substituční efekt. Navíc tato metoda dostatečně plní svou funkci v souvislosti s axiomatickým přístupem k indexním číslům (Hill, 1997).

1.6 Grafy a další multilaterální metody

Už jsme popsali jednu multilaterální metodu EKS, na níž jsme si ukázali, jak může být zavedena tranzitivita. Teorie grafů nám poskytuje užitečný rámec pro analýzu základní struktury multilaterálních cenových indexů a problému tranzitivity (viz např. Wilson (1985) pro úvod do teorie grafů). Graf se skládá ze skupiny vrcholů spojených hranami. Každý vrchol představuje jednu oblast ve srovnání. Tři důležité grafy znázorněné na Obrázku 1 pro případ pěti vrcholů jsou *hvězdicový*, *úplný* a *řetězový* graf. V odborné literatuře se můžeme setkat se značným množstvím multilaterálních metod (viz Hill, 1997; Diewert, 1999; Balk, 2001). Většina těchto metod může být znázorněná pomocí grafů.

Krátce si řekneme něco o dalších typech multilaterálních metod a porovnáme je s metodou EKS, kterou jsme již probrali. Metoda EKS využívá všech možných dvojic bilaterálních srovnání. V tomto ohledu využívá úplného grafu na Obrázku 1. Tuto metodu můžeme také interpretovat jako geometrický průměr K hvězdicových stromů (K star spanning trees), z nichž každý má ve svém středu jinou oblast. Pojďme se krátce podívat na několik alternativních multilaterálních metod.

Obrázek 1: Příklady grafů



1.6.1 Metody založené na průměrných cenách

Metody založené na průměrných cenách porovnávají každou zemi s uměle vytvořenou průměrnou zemí. Základní strukturou takových metod je hvězdicový graf s uměle vytvořenou průměrnou zemí ve středu grafu. Většina metod založených na průměrných cenách využívá Paascheho index s fiktivní zemí ve spodní části pro jednotlivá bilaterální srovnání ve hvězdě. Například cenový index pro oblast A se počítá následovně:

$$P_{X,A}^P = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^A}{\sum_{n=1}^N p_n^X q_n^A} \quad (10)$$

Zde p_n^X představuje cenu produktu n ve fiktivní průměrné zemi X . Nejpoužívanější metodou průměrných cen je metoda Gearyho (1958) – Khamise (1972), která odvozuje vektor průměrných cen a cenové indexy zároveň řešením systému simultánních rovnic $N + K$ v (10) a (11). Poznamenejte si, že alternativou k užití množství při sestavování by byly výdajové podíly.

$$p_n^X = \sum_{k=1}^K \left[\left(\frac{q_n^k}{\sum_{j=1}^K q_n^j} \right) \left(\frac{P_n^k}{P_{X,A}^P} \right) \right] \quad (11)$$

Metoda Gearyho-Khamise se užívá k prostorovému srovnání cen tvořících základ tabulek Penn World (viz Summers a Heston, 1991).

Nevýhodou metod průměrných cen, které používají Paascheho index, je substituční efekt, který může značně zkreslovat jak prostorové cenové indexy tak měření skutečné spotřeby, která se z těchto výsledků odvodí (viz Nuxoll, 1994; Dowrick a Quiggin, 1997; Hill, 2000). Je tomu tak proto, že vektor průměrných cen p_X bude znázorňovat ceny některých regionů lépe než ostatní. V (11) je použito kvantitativní vážení k vytvoření vektoru průměrných cen tak, aby ceny bohatších oblastí získaly větší váhu. Zda jsou prostorové rozdíly v cenových (a příjmových) hladinách podhodnoceny nebo nadhodnoceny záleží na tom, jak se vektor průměrných cen p_X počítá, a zda má oblast vysokou nebo nízkou skutečnou spotřebu. Kvůli tomuto substitučnímu zkreslení se místo Gearyho-Khamisovy metody obvykle upřednostňuje metoda EKS. Je ale třeba si povšimnout, že v případě použití geometrického Paascheho indexu namísto Paascheho indexu (11), pak se dramaticky zmenší toto substituční zkreslení (forma této metody byla navrhována Raem (1990)). V závislosti na cenové elasticitě poptávky však i zde může stále přetrvávat problém se zkreslením.

A na závěr, Gearyho-Khamisova metoda potvrdila svou popularitu, protože vypočtené cenové indexy jsou charakteristické přirozenou aditivní dekompozicí. To napomáhá výkladu a určení toho, jak se rozdíly v kategoriích komponent shromáždí do celkové hodnoty indexu. Tato aditivní dekompozice je obzvláště užitečná pro potřeby interpretace, kdy se cenový index používá k deflaci úhrnných výdajů k odvození relativní skutečné spotřeby. Počítá-li se cenový index pomocí (11), pak mohou být skutečné výdaje na spotřebu implicitně odvozeny pomocí relativních nominálních výdajů a cenového indexu. Reálná hladina spotřeby v oblasti A se dá odvodit jako (12).

$$Q_A = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^A}{P_{X,A}^P} = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^A}{\left(\frac{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^A}{\sum_{n=1}^N p_n^X q_n^A} \right)} = \sum_{n=1}^N p_n^X q_n^A = \sum_{n=1}^N \left(\frac{p_n^A q_n^A}{p_n^X} \right) \quad (12)$$

Lze vidět, že měření reálné spotřeby je v tomto smyslu aditivní, když všechny komponentní výdaje snížené relativními cenami, se shrnou do celkové reálné spotřeby.

1.6.2 Metody průměrného koše (Average Basket Method) – Index cen průměrného spotřebního koše

Místo porovnávání oblastí pomocí vektoru průměrných cen můžeme raději použít průměrný spotřební koš (nebo kvantitativní vektor). Většina metod průměrného spotřebního koše využívá k porovnávání oblastí Laspeyresův index. V tomto případě má cenový index následující podobu.

$$P_{A,B}^L = \frac{\frac{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^X}{\sum_{n=1}^N p_n^X q_n^X}}{\frac{\sum_{n=1}^N p_n^B q_n^X}{\sum_{n=1}^N p_n^X q_n^X}} = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^X}{\sum_{n=1}^N p_n^B q_n^X} \quad (13)$$

Existují různé způsoby výběru vektoru průměrného množství (viz Hill, 1997), jako například aritmetický průměr spotřebních košů napříč oblastmi. Indexy sestavené dle (13) automaticky splní podmínku tranzitivity. V případě alternativního přístupu pevného spotřebního koše by se spíše použily hodnoty pevných výdajů než hodnoty kvantitativní. Pojednání o metodách průměrného spotřebního koše se budeme dále věnovat, neboť je nutné zvážit, zda použít národní nebo oblastní výdajové hodnoty. Všimněte si, že na rozdíl od metod průměrných cen není metoda průměrného spotřebního koše aditivní.

1.6.3 Minimum-Spanning Tree and Weighted Country Product Dummy Methods

V literatuře najdeme také další typy multilaterálních metod, jako jsou Minimum-Spanning Tree (MST) (viz Hill, 1999) a Weighted Country Product Dummy (WCPD) (viz Rao, 1996, 2001). Metoda WCPD je rozšířením metody CPD, které se do značné míry věnujeme v kapitole 6.5. Metoda WCPD se liší od ostatních multilaterálních metod tím, že odvozuje cenové parity pomocí regresních metod. Metoda CPD byla původně vytvořena k vyplnění

mezer v údajích o ceně pod hladinou výdajových skupin (viz Summers, 1973). Chybí-li tyto mezery v údajích o ceně, pak je metoda WCPD shodná s metodou průměrných cen, která využívá geometrického Paascheho indexu místo Paascheova indexu k výpočtu cenových indexů v (10) (viz Rao (2001)). Metoda WCPD má navíc tu výhodu, že umí řešit mezery v údajích o ceně a poskytuje standardní odchylky na cenových indexech. Metoda MST se od ostatních metod, co jsme probrali, poněkud liší. Podstatou problému tranzitivity je, že existuje několik různých způsobů srovnání jednotlivých zemí. Dle MST bychom si měli vybrat pouze jeden z těchto způsobů srovnání či *spanning trees*. K použití tohoto přístupu potřebujeme nějaká kritéria pro výběr jednoho z těchto *spanning trees*. Hill (1999) byl zastáncem použití Paasche-Laspeyresova rozptylu jakožto kritéria – přičemž čím vyšší rozptyl tím menší spolehlivost srovnání. Nověji pak Diewert (2002b) navrhnul užití indexů cenové nerovnosti, kdy se srovnávají oblasti s podobnou cenovou strukturou. Alternativním přístupem by byla srovnání na základě rozsahu kompatibility dat, přičemž se srovnávají oblasti s největším překrýváním stanovení cen.

1.6.4 Shrnutí multilaterálních metod

Celkově můžeme doporučit k bilaterálním srovnáním nad úroveň výdajových tříd použití modelu EKS spolu s Fisherovým, Törnqvistovým nebo Walshovým indexem. Tato metoda je výhodná pro svou relativní jednoduchost. Skládá se ze superlativních indexů, a proto její výsledek není zkreslený substitučním efektem. Navíc přistupuje ke všem oblastem rovnocenně.

1.7 Přístupy spojování prostorových indexů časově

Až doteď jsme pouze brali v úvahu prostorový kontext, a způsoby sestavení souvislého souboru prostorových cenových indexů. Přirozené však také je, že chceme tyto indexy životních nákladů rozšířit o časový rozměr. Rozšíření prostorových indexů o časový rozměr není tak jednoduché.

Jakmile se provedou dvě a více prostorových a časových srovnání, objeví se otázka konzistence či souvislosti mezi prostorovými a časovými cenovými indexy. Je možné zvolit variantu, kdy se prostorové a časové cenové indexy řeší odděleně a na jakékoli vzájemné rozpory se nebere ohled. Tato situace je však poněkud neuspokojivá, protože by bylo nejspíš vhodné, aby se tyto soubory indexů sladily. V jiném případě by se dalo uvažovat o vytvoření prostorových a časových cenových indexů zároveň. To nás přivádí do sféry *panel price indexů* (viz R. Hill, 2004). Hill navrhuje pět kritérií pro rozlišení panelových cenových indexů. Nejdříve rozlišuje časovou a prostorovou stálost. Časovou stálost je třeba zohlednit, kdykoli se ke stávajícímu souboru dat přidávají data z nového roku. Předpokládejme například, že



původní soubor dat pokrývá roky 1980 – 2003. Nyní máme k dispozici i data za rok 2004. Časová stálost je podmínkou pro to, aby výsledky za období 1980 – 2003 zůstaly nezměněny po zahrnutí dat za rok 2004 do souboru. Prostorová stálost je podobným konceptem v prostorovém slova smyslu. To je důležité kdykoli se do stávajícího souboru dat přidávají nové oblasti. Časová stálost má obvykle větší význam, protože každý rok se soubor panelových dat zvětšuje o další rok. K zahrnutí nových oblastí oproti tomu zpravidla dochází zřídka. Nicméně se prostorová stálost nápadně projevila v posledním kole ICP (viz kapitola 5.5).

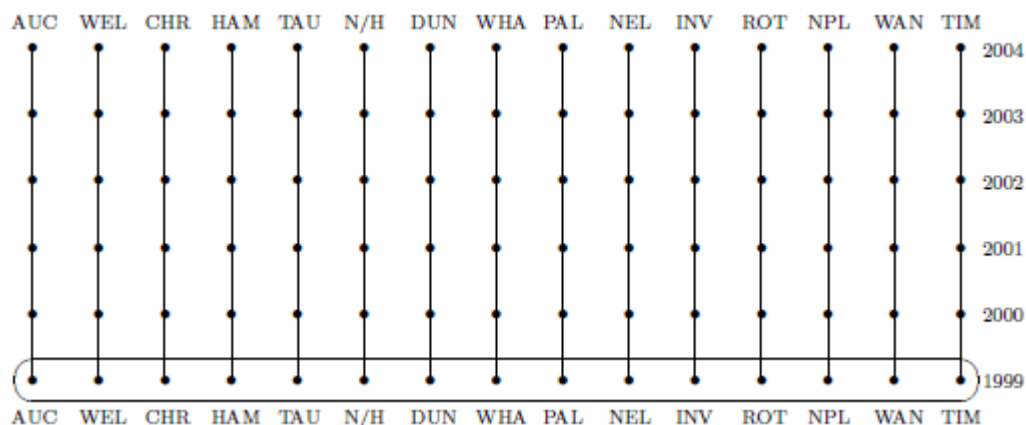
Hill (2004) pokračuje v definování konceptů časové a prostorové konzistence. Panelové srovnání je časově stálé, pokud se celkové panelové srovnání dá rozdělit do řady oddělených časových srovnání jednotlivých oblastí, která jsou poté nějakým způsobem spojena dohromady. To znamená, že časové výsledky pro jednotlivé oblasti v rámci srovnání nezávisí na ostatních oblastech. Prostorová konzistence je definována podobným způsobem.

Nakonec jakákoli panelová metoda, která porušuje prostorovou konzistenci, má pozitivní časový posun. To znamená, že alespoň některá bilaterální prostorová srovnání zahrnutá v rámci celkového panelového srovnání budou záviset na údajích z ostatních časových období. Obsahuje-li bilaterální srovnání pouze údaje ze zrovna uplynulého období, pak má časový posun prvního řádu. Zahrnuje-li údaje z dvou uplynulých období, pak má časový posun druhého řádu atd. Celkový časový posun panelové metody je největším časovým posunem všech bilaterálních prostorových srovnání, která jsou zde zahrnutá. Pokud panel zahrnuje T období, časový posun panelové metody se musí pohybovat mezi hodnotami 0 až $T - 1$. Vyšší míra časového posunu, za jinak stejných podmínek, naznačuje sníženou charakteristicity. Charakteristicity je poněkud nejasným konceptem poprvé použitým Dreschlerem (1973). Multilaterální prostorové srovnání má vysokou míru charakteristicity, pokud každé bilaterální srovnání v něm zahrnutá závisí především na cenových údajích a výdajových podílech těchto dvou oblastí.

Zde uvažujeme tři vhodné panelové metody, které lze použít v kombinaci se superlativními indexy jako např. Fisherův, Törnqvistův nebo Walshův (pro vysvětlení těchto metod budeme uvažovat použití Fisherova indexu) jakožto základními kameny. Budeme také předpokládat, že metoda EKS se použije k vypracování jakýchkoli multilaterálních prostorových srovnání, která jsou zahrnutá v panelovém srovnání. Základní struktura těchto tří metod je ukázána na Obrázku 2, 3 a 4. V panelovém srovnání každý vrchol představuje konkrétní oblast v konkrétním roce. Na obrázcích jsou oblasti znázorněné na horizontální ose a časová období na vertikální ose. Pro znázornění jsme začlenily všech 15 oblastí v současnosti užívanými NZ CPI a předpokládáme, že srovnávaná časová období jsou roky.

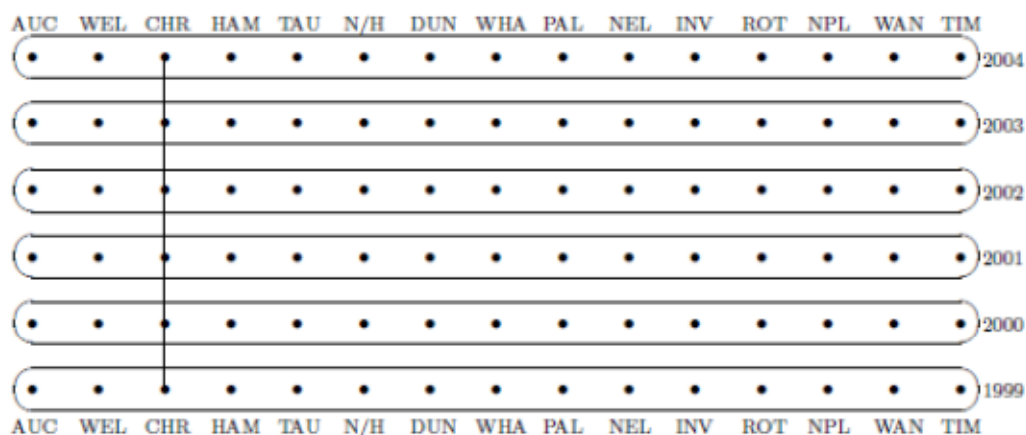
Prozkoumáním těchto obrázků zjistíme, že neexistují žádné cykly. To znamená, že mezi každým párem vrcholů existuje pouze jedna cesta. Toto je nutná podmínka, protože spodní Fisherovy indexy jsou intranzitivní. Je-li v grafu nějaký cyklus, pak budou výsledky vnitřně nekonzistentní (tj. intranzitivní).

Obrázek 2: Chronologicky spojený graf s multilaterálním prostorovým srovnáním z roku 1999 (CG 99): (1999-2004)



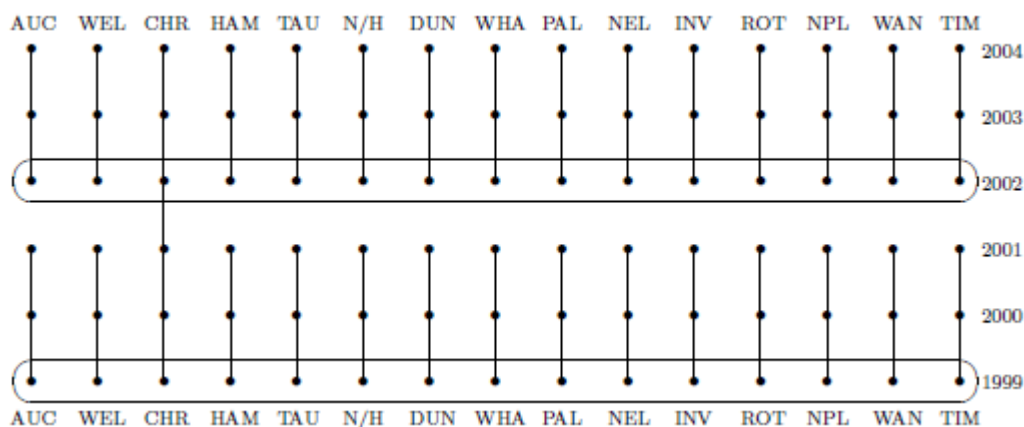
První metoda na obrázku 2, zde nazývaná jako CG_{99} , využívá chronologického grafu. Nejdříve se provede prostorové srovnání metodou EKS za rok 1999 a poté prostřednictvím chronologicky spojených Fisherových indexů všechna časová srovnání. Tato metoda zohledňuje časovou stálost a časovou konzistenci, nevyhovuje však už plně časovému posunu. Časový posun je zde $T - 1$, kde T označuje počet let v datovém souboru (kde rok 1999 je prvním a $1999 + T$ je poslední rok). V případě obrázku 2 je časový posun 5. Toto je možné vidět například na prostorovém srovnání mezi AUC a WEL v roce 2004, které závisí také na datech z roku 1999.

Obrázek 3: Prostorově konzistentní graf s multilaterálními prostorovými srovnáními za každý rok spojený pro město Christchurch (SCGCHR): (1999-2004)



Druhá metoda, zde nazvaná jako SCG_{CHR} , využívá prostorově konzistentního grafu, který je na obrázku 3. Vypracovává oddělené prostorové srovnání metodou EKS za každý ze šesti let v souboru dat, a poté je spojí dohromady chronologicky spojenými Fisherovými indexy pro CHR. Tato metoda zohledňuje prostorovou stálost, prostorovou konzistenci a časový posun je nula. Varianta této metody vypočítá 15 souborů výsledků, kde se každá oblast okamžitě změní na spojovací oblast, a poté se spočítá geometrický průměr těchto výsledků. Tato metoda, které se zde říká $Av(SCG)$, má stejné vlastnosti jako SCG_{CHR} až na to, že její výhodou je rovnovážný přístup k oblastem.

Obrázek 4: Časově stálý graf s multilaterálními prostorovými srovnáními v letech 1999 a 2002 spojený pro město Christchurch $TFG_{99,02}^{CHR}$ (1999-2004)



Na obrázku 4 je představena třetí metoda, které se zde říká $TFG_{99,02}^{CHR}$ a využívá časově stálý graf. Zpracuje oddělená prostorová srovnání metodou EKS v tříletých intervalech, v tomto případě v roce 1999 a 2002, a chronologicky spojí Fisherovy indexy za každou oblast vyjma roku, který předchází novému prostorovému srovnání, což je v tomto případě rok 2001. Tato metoda zohledňuje časovou stálost, ale narušuje časovou konzistenci. Má časový posun $H - 1$, kde H představuje frekvenci prostorových srovnání. Na obrázku 4, $H = 3$, což naznačuje časový posun 2. Je třeba poznamenat, že H je nezávislé na T (počet let v datovém souboru). Varianta této metody opět vypočítá 15 souborů výsledků, kdy se každá oblast okamžitě změní na spojovací oblast, a poté se spočítá geometrický průměr těchto výsledků. Tato metoda, které se zde říká $Av(TFG_{99,02})$, má stejné vlastnosti až na to, že její výhodou je rovnovážný přístup k oblastem.

Při rozlišování těchto metod je nutné zvážit, jaká kritéria jsou nejdůležitější. Časová stálost je povětšinou důležitější než prostorová stálost, a to z důvodu, že se k datovému souboru častěji přidávají údaje z nových let než nové oblasti. Podobně se dá nahlížet i na časovou konzistenci, která je důležitější než prostorová konzistence. Je tomu tak proto, že časová konzistence uchovává časová srovnání v datech, která jsou často uživateli vnímaná jako

důležitější než prostorová srovnání.¹ Upřednostňování časových spojení je podpořeno faktem, že je většinou snadnější sledovat změny v ceně konkrétního produktu za určitý čas, než sledovat rozdíly v prostoru.

Vzhledem k většímu zájmu o časové indexy a snad i jejich přesnosti, je vcelku pochopitelné, že se klade větší důraz na dosažení časové konzistence. To nás evidentně přivádí k CG_{99} , jakožto naší preferované metodě. Ta má však jednu důležitou slabinu. Časový posun CG_{99} je neomezený a bude neustále růst s objemem dat za každý nový rok, která se ke stávajícímu souboru dat přidávají. Ačkoli jsou Fisherovy indexy nezkrácené, prostorové srovnání mezi AUC a WEL v roce 2020 provedené spojením celého období až do roku 1999 zpět se nezdá moc uspokojujivé. Násobením velkého počtu Fisherových indexů dohromady může dojít ke značnému odchýlení prostorového srovnání. Jinými slovy, je pouze možné dopředu extrapolovat multilaterální prostorové srovnání na několik let. V určitém bodě je nutné aktualizovat panel o nové multilaterální prostorové srovnání. Když k tomu dojde, něco se musí změnit, jinak se do grafu dostanou cykly, které způsobí, že výsledky budou vnitřně nekonzistentní. Nejlepší způsob, jak toho dosáhnout, je popsán na obrázku 4. Jinými slovy, jsme přesvědčeni, že metoda $Av(TFG_{99,02})$ je z těchto panelových metod nejlepší. Má-li se multilaterální prostorové srovnání provádět v tříletých, pětiletých či desetiletých intervalech, je věc druhá. Ale je jasné, že nová multilaterální prostorová srovnání je třeba dělat pravidelně. Nevýhodou je, že výsledky už nebudou časově konzistentní, ačkoliv tento problém nastane pouze v roce předcházejícím novému prostorovému srovnání.

1.8 Volba oblastních nebo národních výdajových vah

Dříve jsme nadnesli otázku, zda by se oblastní či národní váhy měly ve srovnání používat. Když se použijí národní váhy, indexy mají formu srovnání na základě pevného spotřebního koše (fixed basket comparison). Stručně jsme toto již dříve probírali. V této kapitole se této problematice budeme věnovat více.

Za jinak stejných okolností se oblastním výdajovým vahám dává přednost před národními vahami, jejichž užití může snížit charakteristiku a nejspíš i zkreslit výsledky. Dříve než se tomuto budeme věnovat, je dobré si nejprve uvědomit, jaký dopad bude mít použití národních výdajových vah na různé dříve zmíněné metody. Srovnání na bázi oblastních vah musí čelit výše probranému problému tranzitivity. Předpokládejme však, že místo použití oblastních výdajových vah máme pouze jeden národní soubor výdajů, s_n $n = 1, \dots, N$. V tomto případě se Törnqvistův cenový index značně zjednoduší na:

¹ Skutečnost, že časová srovnání cen mají prioritu před prostorovými srovnáními, je jasná za předpokladu, že všechny virtuální země vytváří časové cenové indexy, ale prostorové cenové indexy téměř neexistují.

$$P_{A,B}^T = \prod_{n=1}^N \left[\left(\frac{P_n^B}{P_n^A} \right)^{s_n} \right] \quad (14)$$

Tento vzorec je ve skutečnosti tranzitivní a není potřeba zde vkládat vzorec upravující tranzitivitu dle metody EKS. Použití národních vah může proto značně zjednodušit výpočet multilaterálních cenových indexů.

Toto zjednodušení však má svou cenu. Zaprvé snižuje charakteristicty srovnání tím, že index závisí na výdajových údajích z ostatních oblastí. Metoda EKS také snižuje charakteristicty, ale použití národních vah by ji snížilo možná i více, protože v tomto případě výdajové podíly použité v každém bilaterálním srovnání už nepatří těm dvěma srovnávaným oblastem. Nižší míra charakteristicty je problematická, protože výsledky jsou poté méně spolehlivé a hůř se interpretují. Ztráta charakteristicty při použití národních výdajových podílů závisí na tom, jak moc různé jsou výdaje v dané zemi. Pro relativně homogenní zemi bude ztráta charakteristicty menší. Z tohoto důvodu by bylo vhodné prozkoumat alespoň u několika druhů produktů, jak moc se výdajové podíly liší napříč oblastmi. Pouze tímto způsobem je možné udělat si představu o tom, jak by použití národních výdajových podílů změnilo výsledky.

Užití národních a ne oblastních výdajových vah znamená, že zde jde spíše o indexy na bázi pevného spotřebního koše nebo spotřebních cen než indexy životních nákladů. Jakmile se výdajové podíly (nebo obecněji váhy) vztahují k jinému souboru domácností a oblastí, spojení mezi těmito indexy a metodou na bázi životních nákladů se značně zmenší. Může se zde vyskytnout i zkreslení, pokud se národní výdajové podíly více podobají výdajovým podílům jedné konkrétní země více než druhé. V případě, že se použijí národní výdajové váhy, pak je pravděpodobné, že se výsledky budou systematicky odlišovat od těch získaných v případě použití oblastních výdajových vah a metody EKS, které jsme se dříve věnovali.

Pokud máme k dispozici pouze národní výdajové podíly, je také možno použít Paascheho, Laspeyresovy nebo Fisherovy vzorce. V tomto případě Paascheho a Laspeyresovy vzorce se redukují na vážené harmonické a aritmetické průměry (price relatives) (se stejnými podílovými vahami). Z vlastností funkcí průměrné hodnoty tedy vyplývá, že Laspeyresův index musí být větší nebo stejný jako Paasche. Celkově nebudou stejné. Toto s sebou přináší závažný problém. Pokud se pro všechny oblasti použije stejný referenční (národní) spotřební koš (tj. spíše kvantitativní váhy než výdajové váhy), pak Paascheho, Laspeyresův a Fisherův index je stejný. Pokud místo toho všechny oblasti použijí stejné národní výdajové podíly, pak nejsou stejné. Volba mezi těmito dvěma možnostmi proto ovlivní celkové výsledky.

Doposud se předpokládalo, že oblastní výdajové podíly buď jsou, nebo nejsou dostupné. Zlatá střední cesta je také možná. Cenové údaje mohou být například dostupné pro 15

oblastí, za něž se počítá index spotřebitelských cen (CPI), zatímco výdajové podíly mohou být dostupné pouze pro pět oblastí. V takovém případě je nejlepší variantou co možná nejlepší odhad výdajových vah pro jednotlivé oblasti na základě dostupných dat. Pokud vzorek v rámci průzkumu výdajů domácností (HES) není dostatečně velký na to, aby se daly spolehlivě určit váhy v daném regionu, pak by se měl použít druh průměrných vah, nebo druhou možnou variantou je použití výdajových vah z podobné oblasti. Pak je možné získat multilaterální cenové indexy použitím vzorce upravujícím tranzitivitu dle metody EKS do matice Fisherova, Törnkvistova nebo Walshova bilaterálního cenového indexu. Alternativou by bylo zmenšení počtu oblastí z 15 na 5, a to sloučením cenových dat za každou skupinu oblastí. První přístup se však zdá být lepší, protože lépe využívá dostupné údaje, jak už bylo poznamenáno dříve.

1.9 Odhad základních položkových úrovní parit s neúplnými daty

V předchozích částech této kapitoly jsme předpokládali, že máme k dispozici úplná data, takže jsme měli cenu pro každou základní výdajovou skupinu v každé oblasti. Abychom zakomponovali výše probrané multilaterální metody, požadovali jsme odhady cenových parit mezi každou oblastí pro každé zboží (tj. pro každé „ n “ ve vzorci výše). Nicméně vytváření těchto cenových parit na základní úrovni má daleko do jednoznačnosti.

Základním přístupem na elementární úrovni je získat vzorek položek v každé výdajové skupině v každé oblasti a tyto ceny se porovnají za účelem získání parit elementárních indexů (elementary index parities). Jedním z častých problémů při tvorbě těchto srovnání je, že základní vzorkové údaje položek nejsou stejné ve všech oblastech, a tak ceny nejsou přímo srovnatelné.² Řekněme, že máme hypotetickou elementární výdajovou skupinu „Nealkoholické nápoje“. Ve dvou oblastech můžeme mít cenu stanovenou za 2 litrovou láhev Coca-Coly zatímco v dalších několika oblastech je cena stanovená za 1,5 litrovou láhev Pepsi. Toto představuje problém, protože položky posbírané v těchto dvou skupinách oblastí nejsou přímo srovnatelné. Znázornili jsme tento problém v tabulce 2 níže pro 3 oblasti a 5 položek kde „X“ označuje sledování určité položky (např. 2 litrové láhve Coca-Coly), a „-“ označuje žádné sledování.

Problém neúplně odpovídajících položek může zřejmě nastat docela často s ohledem na dosavadní údaje ze Statistics NZ CPI ze dvou důvodů. Za prvé, až doposud se sběr dat zaměřoval především na tvorbu časových cenových indexů. V tomto případě sběr dat o

² Jde o stejný problém jako „rozdíl kvality“ nebo „nové a zaniknuvší zboží“, které jsou známy při výpočtu časových cenových indexů.

poněkud odlišných položkách v různých oblastech nepředstavuje problém, dokud je možno stejnou položku ocenit během určité doby.³

Za druhé, což je možná vážnější, se může stát, že budou údaje chybět, protože některé položky jsou v některých oblastech jednoduše nedostupné. Příkladem toho jsou noviny.⁴

Tabulka 2: Příklad nekompletních šetření v sadách položek

Položka	Regiony		
	A	B	C
1	-	X	-
2	X	-	X
3	-	X	X
4	X	X	X
5	X	-	-

Noviny The Otago Daily Times budou jistě k dostání v Dunedinu, ale je už méně pravděpodobné, že budou k dostání třeba v Aucklandu a Hamiltonu, kde se prodávají jiné noviny. Tato druhá příčina komparativních problémů je obzvláště důležitá při tvorbě srovnání mezi zeměmi. K vyřešení tohoto problému a k maximálnímu využití dostupných dat bylo vyvinuto mnoho metod. Je však nepravděpodobné, že by bylo mnoho položek dostupných v jedné oblasti a zároveň naprosto nedostupných v jiné oblasti. To znamená, že tento aspekt problému neúplných dat nemusí být zas až tak důležitý.

Všimněte si, že pokud rozdíly v souboru položek mezi oblastmi nejsou naléhavým problémem, pak přítomnost neúplně odpovídajících dat je ve své podstatě záležitost výběru vzorků. Dá se jednoduše vyřešit změnou dosavadního způsobu výběru vzorků za účelem zajištění většího překrytí oceněných položek mezi oblastmi. Nicméně toto řešení vyžaduje pro svou realizaci určité náklady, a proto je třeba se mu pokud možno vyhnout. Dokonce, i když je výběr vzorků upraven, je zde stále pravděpodobnost, že se vyskytnou nějaké neúplně odpovídající odhady cen.

V následujících kapitolách se budeme zabývat různými přístupy k tomuto problému, přičemž budeme čerpat především z P. Hilla (2004) a Mezinárodní organizace práce (ILO) (2004). Budeme analyzovat metody, které se dají použít, když existuje určité překrývání položek, které jsou zkoumány v různých oblastech. Cílem je maximálně možné využití cenových dat. V tomto případě se nabízejí dva možné přístupy: metoda Matched-Model Price Indexes nebo metoda Country Product Dummy (CPD). Výše zmíněný problém s novinami, kde není žádné

³ Ve skutečnosti může být výhodné sbírat vzorky různých produktů v různých oblastech, které tak v indexu představují rozmanitou škálu značek a kvality.

⁴ Podobným příkladem také může být spotřeba oblastních značek piva a odrůd vína.

překrývání položek, je trochu vážnější, i jemu se ovšem budeme věnovat v následujících kapitolách.

1.10 Tvorba elementárních agregátů s částečně odpovídajícími daty

Pro odhad cenových parit, kde data částečně odpovídají jako v dříve uváděné Tabulce 2, nyní budeme uvažovat dvě metody. Ta první využívá cenových indexů aplikovaných na odpovídající údaje. Alternativním, avšak podobným, přístupem vytváříme regresní model, v němž se dají použít odhady parametrů k odvození cenových parit.

1.10.1 Metoda Matched-Model Price Index – Metoda odpovídajících modelů

Tato metoda, která se okamžitě vybaví většině cenových statistiků, kteří stojí před problémem chybějících dat, je aplikace techniky odpovídajících modelů (Matched model technique). Předpokládejme, že chceme porovnat cenové hladiny oblastí A a B a máme částečně odpovídající data jako v Tabulce 2. Pro určitou výdajovou kategorii „ n “ chceme porovnat

$i = 1, \dots, I^A$ položek vybraných v oblasti A s $i = 1, \dots, I^B$ položek v oblasti B . Normálně bychom vypočetli cenový index na bázi toho zboží, které odpovídá mezi oblastmi, tyto označíme jako $i = 1, \dots, I^{A,B}$.⁵ Například následující matched model price index, který využívá vzorce geometrického průměru s váhami $w^{A,B}$.⁶

$$P_{A,B|n}^T = \prod_{i=1}^{I^{A,B}} \left[\left(\frac{p_i^B}{p_i^A} \right)^{w_i^{A,B}} \right] \quad (15)$$

Tento přístup poskytuje odpovídající index cen, pro výdajovou skupinu n , mezi dvěma oblastmi. Váhy v tomto indexu mohou odrážet určité vážení dle typu obchodu nebo značky a pravděpodobně se bude odlišovat napříč oblastmi. Kdyby žádné takové informace o vážení nebyly k dispozici, pak bychom mohli uvést $w^{A,B} = 1/I^{A,B}$, abychom rovnocenně vážili (price relatives). Všimněte si, že pouze ve velmi nepravděpodobných případech, kde je přesná shoda všeho zboží napříč všemi oblastmi, nezávisí váha ($w^{A,B}$) na oblastech. Toto představuje problém, v němž podmínka tranzitivity nebude automaticky splněna výslednými cenovými indexy. My jsme se však s tímto problémem již setkali v předcházejících kapitolách a bude tedy přirozené použít metodu EKS, tentokrát na základní úrovni, abychom do souboru cenových indexů zavedli tranzitivitu.

⁵ Všimněte si, že tento přístup je velmi podobný metodě Eurostat-EKS metodě probírané v kapitole 1.5.

⁶ Jakýkoli konkrétní index může být použit na této úrovni, existují však dobré důvody pro upřednostnění geometrického agregátu (viz Chp. 20, ILO, 2004).

1.10.2 Metoda Country Product Dummy

Další metodou odhadu základních položkových úrovní (item-level) parit pro provedení prostorových srovnání cenových indexů je metoda Country Product Dummy (CPD). Tato metoda se z důvodů zařazení velmi probírala a analyzovala v nedávném kole jednání Mezinárodního srovnávacího programu (ICP) (viz P. Hill, 2004). V této kapitole nastíníme základní přístup a detailně se budeme věnovat některým jeho výhodám.

CPD je regresní metodou pro sestavení parit elementárních cen a v tomto ohledu se liší od metody Matched-Model Price Index. Je však možné vidět, že mnoho výsledných cenových indexů se bude vzorcem shodovat s těmi, které vyšly metodou Matched Model index. Základní CPD přístup spočívá ve specifikování lineárního regresního modelu kde log-cena ($\log(p^k)$), položek $i = 1, \dots, I^k$ v oblasti $k = 1, \dots, K$, závisí na dvou jevech. Ten první je z důvodu konkrétního druhu zboží, α_i , a ten druhý je výsledkem oblastní cenové hladiny, δ_k . Všimněte si, že bez normalizace tyto dva soubory dummy proměnných přidají do 1, a tak zde ustanovíme základní oblast $k = 1$ na nulu ($\delta_k = 0$).

$$\log(p_i^k) = \sum_{i=1}^I \alpha_i a_{i,\iota}^k + \sum_{\kappa=1}^K \delta_\kappa d_{i,\kappa}^k + e_i^k, \text{ kde } i = 1, \dots, I^k, k = 1, \dots, K \quad (16)$$

Zde definujeme $a_{i,\iota}^k = 1$ za předpokladu, že $\iota = i$, a nule, pokud je tomu jinak. Stejně tak $d_{i,\kappa}^k = 1$, když $\kappa = k$, a nule, pokud je tomu jinak. To znamená, že máme soubor dummy proměnných pro každý druh zboží a každou oblast, přičemž pouze jedna dummy proměnná týkající se druhu zboží a oblasti nemá hodnotu nula při každém pozorování. Tento model určuje, že cena konkrétního druhu závisí na jeho konkrétních vlastnostech a oblastním komponentu.⁷

Řešení těchto problémů pomocí vážených nejmenších čtverců bylo podrobně zkoumáno Diewertem (2002a, 2004) pro druhy vážících strategií (tj. kde každému pozorování je určena konkrétní váha). V nejjednodušším případě, kde každému pozorování přiřazujeme stejné váhy, kde jsou pouze dvě oblasti A a B a máme k dispozici kompletní data (tj. $I^A = I^B = I^{A,B} \equiv I$), minimalizace nejmenších čtverců má tuto následující podobu:

$$\min_{\alpha_1, \dots, \alpha_I, \delta_B} \sum_{i=1}^I (\log(p_i^A) - \alpha_i)^2 + \sum_{i=1}^I (\log(p_i^B) - \alpha_i - \delta_B)^2 \quad (17)$$

Řešení tohoto problému neznámých parametrů přináší níže uvedený výsledek.

$$\hat{\delta}_B = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \log\left(\frac{p_i^B}{p_i^A}\right) \quad (18)$$

⁷ Všimněte si, že pokud pochází stanovení ceny z jiných časových období jakožto jiných oblastí, například jiná část roku, pak je možná vhodné zahrnout doplňující dummy proměnné, aby zohlednili jakékoli časové trendy v cenách. Téma generalizování metody CPD do panelových dat (tj. čas a prostor) rozvinuly autorky Aizcorbe a Aten (2004).

$$\hat{\alpha}_B = \frac{\log(p_i^A) + (\log(p_i^B) - \hat{\delta}_B)}{2}, \text{ kde } i = 1, \dots, I \quad (19)$$

Cenová hladina oblasti B porovnaná s oblastí A je jednoduše vypočtena jako geometrický průměr cenových hladin, $\hat{p}_B = \exp(\hat{\delta}_B)$. Efekt cenové hladiny, vyjádřený $\hat{\alpha}_{i..}$, se rovná o cenovou hladinu upravenému průměru log-cen v každé oblasti.

Výhodou této metody spolu s odhadem rozdílu relativních cen je, že získáme odhad směrodatné odchylky tohoto koeficientu. To může být obzvláště užitečné při identifikaci oblastí, v kterých cenové rozdíly nejsou odhadnuty přesně a tak tedy tam, kde expanze vzorku může vyžadovat konkrétní produkt. Je také možné agregovat odhady rozdílů dostupné na této nízké úrovni, abychom dostali odhad celkového rozdílu indexu nebo jeho komponentů.⁸

1.11 Vytváření elementárních agregátů v případě chybějících odpovídajících dat

Problém zpracování prostorových (nebo časových) srovnání cen, když se žádné zboží přesně neshoduje, je evidentně závažný. Stojí za to porovnat tento problém s tím, který je znázorněn v Tabulce 2, kde jsou částečně odpovídající data. Tato situace, kdy žádný z produktů neodpovídá, je znázorněná v Tabulce 3.

S tímto problémem se můžeme například setkat při pokusu o vypočtení indexu cen bydlení, kde je velmi nepravděpodobné, že bychom našli přesnou shodu domů mezi oblastmi, nebo ve výše zmíněném případě novin, kde se v různých oblastech prodávají jiné noviny. Jak můžeme v takovém případě vypočítat cenový index?

Toto je vskutku velmi obtížný problém a v literatuře se můžeme setkat pouze s jedním hojně používaným způsobem řešení – tím je hédonická regrese.

Tabulka 3: Příklad neodpovídajících položek

Položka	Regiony		
	A	B	C
1	-	X	-
2	-	-	X
3	-	X	-
4	X	-	-
5	X	-	-

⁸ Zatímco se metoda CPD používá k vytvoření hladiny elementárních cen, směrodatné odchylky spojené s těmito odhady nebyly podle nejlepšího vědomí autorů dosud zveřejněny.

Hédonický přístup je založen na myšlence, že ačkoli je každý druh konkrétního zboží nebo služeb rozdílný, mají stále podobné *vlastnosti*. Pomůžeme si příkladem počítačů, u nichž je tento hédonický přístup nejvíce užívaný. Každou chvíli se prodává velmi mnoho druhů osobních počítačů, a ačkoli nejsou identické, mnoho z nich má v podstatě ty stejné znaky jako například: rychlost procesoru, kapacita hard disku, RAM, velikost monitoru atd. Hédonický přístup porovnává tuto „řadu“ vlastností na základě jejich množství. Prakticky se toto provádí obvykle odhadem funkce související s cenou daného produktu a jeho vlastností, které zahrnují oblast, v níž se daný produkt kupuje. Použití této funkce umožňuje přičíst chybějící ceny. Co se předchozí tabulky 3 týče, můžeme odhadovat cenu položky 1 v oblastech A a C, z nichž nemáme cenové pozorování. Ve zbývajících částech této kapitoly si obecně popíšeme dva případy, v nichž mohou být principy hédonického přístupu užitečné.

Obydlí jsou komplexní zboží, a jak už bylo řečeno dříve, jen s malou pravděpodobností bychom našli ve dvou různých oblastech naprosto stejná obydlí. Z tohoto důvodu nemůžeme použít Matched model metodu. Hédonický přístup bychom mohli použít několika různými způsoby, ale primárně žádaným výsledkem takového přístupu by byla odhadnutá hédonická funkce pro každou oblast (nebo sdílená hédonická funkce) související s cenami a vlastnostmi. Tuto funkci můžeme použít k překonání heterogenosti bydlení a získání odhadů obydlí s konkrétními vlastnostmi – konkrétní konfigurace, která v dané oblasti možná ani neexistuje. Omezení ceny obydlí na ceny řady vlastností znamená, že jsou obydlí v různých oblastech nyní porovnatelná.

Pro jednodušší aplikaci obecné hédonické metodologie uvažujme případ oblastních novin zmíněný dříve.⁹ Je to zajímavý případ, v němž jednoduchý přístup k vlastnostem produktů může nejspíš odhalit uspokojivé řešení. Noviny, čtenáře informující a bavící médium, jsou komplexním produktem s mnoha vlastnostmi či prvky jako například mezinárodní zprávy, místní zprávy, reklamy, kvalita papíru atd. Přesná aplikace hédonického přístupu by vyžadovala odhad hédonické funkce. Je však také možné ocenit relativní vlastnosti na méně formální bázi a snad i přímo porovnat ceny, pokud vlastnosti novin můžeme považovat za nepříliš odlišné. Asi jednou z nejdůležitějších vlastností novin je jejich „lokálnost“, to je jejich schopnost podávat informace o místním dění a událostech. Ale v určitém smyslu, aby měli noviny tuto vlastnost „lokálnosti“, musí být označeny jako oblastně-specifické noviny – oblastní noviny jsou charakteristické něčím, čím externí noviny nemohou být. Například noviny the New Zealand Herald (Aucklandské noviny) nebudou mít tuto „lokálnost“ v Dunedinu. Jsou-li zbývajících vlastnosti novin podobné, pak je přímé vzájemné srovnání

⁹ Podobné případy mohou nastat s ohledem na různé druhy piva a odrůdy vína spotřebovávané napříč různými oblastmi.

těchto oblastních novin obhájitelné a na tomto základě můžeme sestavit relativní cenovou hladinu (price relatives).

Při řešení problémů takové povahy může pro názornost pomoci pokusit se identifikovat vlastnosti, které určují ceny heterogenních produktů v každé oblasti. Pokud vlastnosti nejsou příliš rozdílné, pak můžeme zvážit přímé porovnání produktů. Jinak můžeme odhadnout hédonickou funkci s příslušným datovým souborem.

1.11.1 Poznámka týkající se záležitosti výběru vzorků oblastních produktů

Jedním ze zájmů sestavovatelů oblastních a mezinárodních srovnání cenových hladin se týká skladby vzorků zboží a služeb v různých zemích. Zvláště pak v rámci Mezinárodního srovnávacího programu (ICP) jsou zaznamenány důležité změny v metodologii, aby se zajistilo, že ceny sbírané pro srovnání jsou reprezentativní pro cenovou strukturu daných zemí (viz ILO, 2004; P. Hill, 2004). Myšlenka reprezentativnosti je poněkud špatně definovaná. Problém, se kterým se chtějí vypořádat, je, že položky, které jsou v oblasti oblíbené, a za které domácnosti vynakládají poměrně velké množství peněz, jsou asi levnější než položky, které nejsou tolik zastoupeny ve spotřebních výdajích.¹⁰

Tento problém je zajímavý a v rámci ICP bylo vynaloženo hodně úsilí na změnu metod výpočtu elementárních indexů tak, aby se těžkosti vyřešily. Zatímco se však tento problém vznáší jako hrozba na poli mezinárodního srovnání cen, na poli vnitrostátního srovnání cen zas takový problém pravděpodobně nepředstavuje. Důvodem je, že existuje daleko menší rozmanitost produktů spotřebovaných v oblastech v rámci jedné země než při srovnání mezi zeměmi. Položky, které se zdají být reprezentativní v jedné oblasti, jsou také nejspíš reprezentativní v ostatních oblastech.

1.12 Frekvence publikování a metody shromažďování dat

Důležitou otázkou, kterou jsme doposud ignorovali, je vhodná frekvence výpočtů jakýchkoli prostorových cenových indexů. Statistický úřad NZ v současné době počítá Index spotřebitelských cen (CPI) každé čtvrtletí, a tak cenová data budou dostupná v této frekvenci, protože data sbíraná pro časový index spotřebitelských cen (CPI) budou primárním zdrojem dat pro prostorové indexy. To jednoznačně vylučuje možnost publikování prostorových indexů častěji než každé čtvrtletí, ale znamená to, že mohou být publikovány čtvrtletně, pololetně nebo ročně.

Frekvence publikování prostorových cenových indexů je opět záležitostí, kterou je třeba s ohledem na požadavky uživatelů. Dalším důležitým aspektem tohoto pojednání je, zda

¹⁰ Tento názor nemusí být nudně správný. Je jistě možné, že ceny zboží s vysokým výdajovým podílem jsou ve skutečnosti poměrně dražší (při srovnání s jinou zemí) než zboží s menším výdajovým podílem.

otázka frekvence publikování se také bude vztahovat na to, jak nestálé či proměnlivé jsou samotné indexy. Pokud se prostorové indexy mezi oblastmi zásadně nezmění v průběhu roku, pak je není třeba požadovat častěji než jednou za rok. Toto je v zásadě otázkou empirie, a jako taková může být zodpovězena provedením některých z těchto srovnání.

1.12.1 Otázka shromažďování

Existuje také řada otázek týkajících se shromažďování dat s ohledem na skutečnost, že cenová data lze sbírat při vyšší frekvenci, než je ta, se kterou se indexy počítají. To znamená, že určité shromažďování cen v průběhu doby může být nutné pro vytvoření základních price relatives, aby mohly být zahrnuty do indexního vzorce, nebo se bude muset použít nějaká alternativní metoda. Abychom toto mohli znázornit, předpokládejme, že cenová data jsou dostupná čtvrtletně, ale cílem je provést roční prostorové srovnání. Existuje řada alternativních řešení tohoto problému a různé otázky, které je potřeba zvážit – otázky se v zásadě týkají toho, kdy a kde se mají udělat průměry.

Jednou z možností je jednoduše založit roční prostorové srovnání cen na jediném čtvrtletí. Toto řešení není ideální, protože nebere v úvahu tři čtvrtletí dostupných a relevantních cenových dat pro daný rok. Lepší alternativou by bylo zahrnout kompletní soubor dat.

Další možností je shromáždit čtvrtletní cenová data do ročních dat. Nicméně toto není jednoznačné. Komplikace se objevují při posunu ze čtvrtletních do ročních dat, kde chybí pozorování. Například předpokládejme, že máme pozorování pro daný produkt za první tři čtvrtletí daného roku pro oblast *A* a poslední tři čtvrtletí stejného roku pro oblast *B*. Dále předpokládejme, že v průběhu doby došlo k prudké změně v časových cenách. V tomto případě bude jednoduché průměrování cen nesprávné, protože ceny jsou z různých časových období a budou tak odlišně ovlivněny inflací. V našem případě bude průměrná cena v oblasti *A* příliš nízká, zatímco v oblasti *B* bude příliš vysoká. Způsob, jak se s tímto problémem vypořádat, je považovat dané čtvrtletí, ve kterém jsou ceny sbírány, za charakteristické pro daný produkt, takže shoda je požadována jak v konkrétní položce, tak i v časovém období, ve kterém je cena zaznamenána. Jakmile jsou tyto roční cenové parity spočítány pro každou z výdajových kategorií, je možné použít multilaterální metody diskutované v předchozích kapitolách.

Dalším přístupem je provedení čtvrtletního prostorového srovnání za každé čtvrtletí roku a pak vypočtení geometrického průměru těch čtyř souborů výsledků. Toto se zdá být nejlepší metodou, protože se vyhýbá některým komplikacím výpočtu ročních cenových parit na základní úrovni a také poskytování některých náznaků přímočarosti výsledků. Pokud se výsledky napříč čtvrtletími zásadně liší, pak to může poukazovat na problém se spodními daty. Může být také zajímavé pozorovat, zda se objeví nějaké systematické sezónní vzorce



v prostorových výsledcích z jednoho čtvrtletí do druhého. Pokud sezónní vzorce existují, pak to dále poukazuje na to, že by výsledky neměly být založeny na datech z jediného čtvrtletí.

1.13 Srovnání životních nákladů různých skupin

Při počítání indexu, nebo řady indexů, by měl Statistický úřad brát zřetel na změny v životních nákladech u různých podskupin obyvatelstva jako například u důchodců, zaměstnanců, domácností s nízkými příjmy, a příjemců vládních transferových plateb.

Cenové indexy pro různé skupiny spotřebitelů mohou být cenné pro kompenzační použití. Různé skupiny domácností budou mít tendenci spotřebovávat různé soubory zboží a služeb. Zároveň, když se relativní ceny změní, změna v životních nákladech těchto skupin bude mít tendenci se odchylovat a vhodná kompenzace pro jednu skupinu domácností nemusí být stejná jako pro jinou skupinu.

Sestavování cenových indexů pro různé soubory domácností není tak jednoduché – pro každou skupinu jsou zapotřebí různé výdajové váhy a možná bude potřeba zvýšit počet cenových průzkumů, abychom si byli jisti, že všechno příslušné zboží a služby jsou zahrnuty. Zvýšená složitost je způsobena skutečností, že různé skupiny domácností možná nejsou vystaveny stejným cenám za stejné položky. Například jedna skupina může mít lepší přístup k dopravním službám, a tak může cestovat do obchodů s nižšími cenami, nebo má možná lepší schopnost vyjednávat slevy, nebo větší skladovací kapacitu, a tak může nakupovat ve velkém.

Výpočet oblastních cenových indexů pro různé skupiny domácností by přinejmenším vyžadoval odhad výdajových vah, a to nejspíš na oblastní úrovni. To může vyžadovat podstatnou expanzi HES k zajištění přesnosti a přímočarosti těchto vah. Přímější cestou by bylo provést toto cvičení spíš v časovém než prostorovém kontextu, a je to v tomto případě i pravděpodobně užitečnější a zajímavější, takže zavedení prostorových indexů pro podskupiny obyvatelstva není asi v této fázi zaručené.

2 Problematické části cenových indexů

V této části evaluační zprávy jsou popsány vybrané relevantní druhy statků a služeb, které by se mohly ukázat jako problematické, pokud jde o konstrukci prostorových cenových indexů. **Pozornost je zaměřena na bydlení, což je poměrně často řešená a i v případě regionalizace CPI v ČR značně problémová oblast.**

2.1 Bydlení

Jednou z nejobtížnějších oblastí v případě konstrukce indexů cen (prostorových i časových) je bydlení. Existuje široká škála různých koncepčních úprav bydlení a různých způsobů zavedení přístupu do praxe.

V zásadě se v literatuře i praxi objevují tři přístupy ke konstrukci cen bydlení v rámci RCI: přístup **akviziční**, **uživatelský** a **platební** (*Acquisitions, Uses, and Payments*). Autoři se věnují především metodám odhadu uživatelských nákladů na bydlení, které jsou propojeny s přístupem **uživatelský**. V následujícím textu jsou nastíněny všechny tři koncepční přístupy, i když existují argumenty, že přístupy **akviziční a platební** jsou poněkud problematické v případě prostorového srovnávání cen. Problematika diskutovaná zde je podobná té, která je diskutována v příslušných kapitolách Manuálu ILO (ILO, 2004; kapitoly 10 a 23).

2.2 Konstrukce indexů bydlení a cen nájmného

Jeden z nejdůležitějších požadavků adekvátní úpravy bydlení v indexu spotřebitelských cen (CPI) je **dostupnost kvalitativně očištěných indexů cen domů a/nebo nájmu**. Pojem kvalitativně očištěný index cen, nebo **index cen stálé kvality**, je myšlen index, **ve kterém jsou odstraněny veškeré změny v nákladech na pořízení nebo pronájem domu z důvodu změn kvality domu**. To v žádném případě není tak jednoduché, jako je tomu u jiných druhů statků. Konstrukce indexu cen stálé kvality domů nebo nájmu je obtížná, jelikož domy jsou velmi složitým statkem – žádné dva domy nejsou identické. To může být překonáno, alespoň do určité míry, v časových souvislostech porovnáním cen stejných domů v čase. (Toto je běžný přístup používaný pro konstrukci cenového indexu nájmného. Nicméně je trochu složitější realizovat konstrukci cenového indexu bydlení. Na rozdíl od nájmu, které jsou většinou placeny týdně nebo měsíčně, ceny domů nejsou snadno zjistitelné, jelikož se domy prodávají poměrně zřídka.) I tento přístup je poněkud diskutabilní vzhledem k tomu, že je nepravděpodobné, aby byl dům přesně stejný v různých časových obdobích – domy jsou opotřebovávány a musejí být opravovány.

Problém konstrukce indexů cen bydlení/nájmů je ještě větší v případě prostorového srovnání než v případě srovnání časového, jelikož srovnávací model není dostupný. Jedna z mála možných alternativ je použití metody hedonické regrese. V tomto případě je funkce ceny charakteristiky odhadnuta cenou nebo nájemem vztahujícím se ke konkrétním charakteristikám domu. Pomocí hedonické regrese je překonán problém spárování domů s pomocí srovnávání nebo řízení vlastností domu. Podrobnější informace o hedonických metodách je možné najít v manuálu ILO (2004, kapitola 21), v publikaci od Tripletta (2004) a především v publikaci od Hilla a Melsera (2005), kteří řeší konstrukci hedonických metod pro indexy cen bydlení. Hlavním bodem tohoto textu je upozornění, že **konstrukce prostorových cenových indexů bydlení a nájmů je komplexní a může vyžadovat vývoj nových zdrojů a odborných znalostí.**

2.3 Akviziční přístup (The Acquisition Approach to Housing)

Pod pojmem akviziční přístup jsou myšleny výdaje na bydlení, které jsou zahrnuty v indexu. Tento přístup je dále zpřesněn tak, že **váhy výdajů jsou ve skutečnosti odvozeny z čistých (neř) výdajů na bydlení u domácností.** To znamená, že **domy, které jsou koupeny a prodány domácnostmi (tj. směna v rámci sektoru domácností, tudíž lze říci, že jde o *secondhand*), nejsou v indexu váženy – zahrnuty jsou pouze nové domy.** Úprava pozemků spojených s bytovými jednotkami, je také důležitá. **Cena půdy související s kupní cenou domu není zahrnuta v indexu.** Důvod to má takový, že pozemky jsou pouze směňovány v sektoru domácností – není možné „vytvořit“ novou půdu. To znamená, že **v praxi v časové souvislosti zahrnují indexy Nákupních cen domů (*Acquisitions indexes of house price*) změny v cenách bydlení, s výjimkou pozemků, které jsou nové pro sektor domácností.** To je běžně měřeno pomocí průzkumu nákladů stavitelů, spíše než zkoumáním prodejních cen nových domů a očišťování cen půdy. Tento přístup je přímočarý pro zavedení do prostorových souvislostí vytvořením regionálního průzkumu nákladů na výstavbu nového domu, i když **vyloučení ceny půdy vážně zkresluje prostorové srovnání.**

Spíše než na očištění příjmů domácností od bydlení je lepší se zaměřit na celkové výdaje. Takový index může být nazván **celkovým akvizičním indexem (*total-Acquisition index*).** Bohužel podle zjištění autorů **není tento přístup v současnosti používán v žádné zemi.** Nicméně stojí za to nastínit, jak takový index vypadá. Váha pro bydlení odráží celkové výdaje na koupi domu včetně pozemku. **V tomto indexu je váha nepochybně výrazně vyšší než v případě čistých Nákupů (*net-Acquisition*).** Tato váha je **pravděpodobně nestálá a poněkud nahodilá** vzhledem k tomu, že závisí na tom, jak lidé kupují a prodávají své

domy v daném období a fázi hospodářského cyklu. V období hospodářského poklesu může být malý nákup a prodej domů. Zatímco skutečnost, že celkový index Nákupu zahrnuje půdu, je výhodou, **nahodilost vah je neatraktivní rys tohoto přístupu.**

2.4 Přístup platební (The Payments Approach to Housing)

Přístup platební je zaměřen na **náklady související se získáním a udržením bydlení.** V manuálu ILO (ILO, 2004, s. 181) jsou uvedeny různé výdaje související s bydlením ve vlastním:

1. zálohová platba nebo vklad do nově koupených bytových jednotek,
2. splátka jistiny hypotéky,
3. platba úroků hypotéky,
4. poplatky pro právní a realitní kanceláře splatné s transakcí majetku,
5. alternace a dodatky k bytové jednotce,
6. pojištění bytové jednotky,
7. opravy a údržba bytové jednotky,
8. kurzy a daně k majetku.

Měření položek 4. až 8. je relativně jasné – alespoň koncepčně, pokud ne prakticky. S ohledem na položky 1. a 2. je v manuálu ILO (ILO, 2004, s. 181) tvrzeno, že **platba bytových vkladů a hypotečních jistin by neměla být zahrnuta v indexu spotřebitelských cen CPI, protože tyto platby mají za následek tvorbu aktiv stejné hodnoty (tj. nejde o platbu pro spotřebu).** To zanechává samostatně položku 3. – platba úroků hypotéky. Zahrnutí této složky nákladů na bydlení představuje některé praktické a koncepční problémy, které jsou stručně probrány dále. Delší a podrobnější diskuse je provedena v manuálu ILO (2004, kapitola 10).

Splátka úroků hypotéky závisí na úrokové míře i na velikosti dluhu. Určení vhodné úrokové míry může být obtížné v tom, že zatímco některé domácnosti podlehnou floatingové úrokové míře, ostatní budou mít pro období půjčky pevnou úrokovou míru. Pokud je podíl domácností, které mají pevnou úrokovou míru, významný tak, že nemohou být vyloučeny ze šetření, pak profil úrokové míry vyžaduje vrácení zpět na začátek nejstarší hypotéky, která je v držení domácností, což je velký požadavek na data. To je dále komplikováno skutečností, že fixní úroková míra může záviset na velikosti a době trvání počáteční půjčky.

Konceptně náročná oblast je určení vhodných úrovních dluhů, které by měly být kombinované se změnami úrokových měr. V jednom přístupu by měla být použita stejná nominální hodnota dluhu ve všech porovnávaných regionech. Nicméně tento dluh bude mít různou hodnotu v jednotlivých regionech – může stačit k plnému financování koupě domu v regionu

A, ale například pouze k pokrytí poloviny kupní ceny v regionu B. V tomto případě se zdá vhodnější fixovat množství, které tvoří základ dluhu. Například velikost dluhu, který je požadován k financování určitého druhu domu v rámci určitého typu a trvání uzavřené půjčky v každém regionu. To, jak se budou pravděpodobně ceny domů lišit v jednotlivých regionech, pak bude požadovaná peněžní hodnota dluhu. Další komplikací je, že domácnosti budou mít dluh, ke kterému smlouvu uzavřely v různých letech. Takový dluh musí být očištěn tak, aby byl srovnatelný mezi jednotlivými roky.

Následuje krátké objasnění podoby cenového srovnání mezi regiony A a B pro vyjádření úrokových plateb v rámci přístupu Plateb. Pokud $p_{h,v}^k$ označuje cenu domu h pořízeného v roce v v regionu k , r^k je úroková míra v regionu k a α je část ceny domu, která byla vypůjčena, pak cenové srovnání mezi regiony A a B má následující tvar:

$$\frac{PlatbyB}{PlatbyA} = \frac{\alpha p_{h,v}^B r^B}{\alpha p_{h,v}^A r^A} = \frac{p_{h,v}^B r^B}{p_{h,v}^A r^A}, \quad (20)$$

kde $PlatbyB$ značí hypoteční platby v regionu B, $PlatbyA$ značí hypoteční platby v regionu A. Je zřejmé, že **cenové srovnání závisí na rozdílech v cenách domů a úrokových mírách mezi dvěma regiony**. Napříč zemí jsou rozdíly v úrokových mírách mezi regiony pravděpodobně velmi malé, pokud vůbec nějaké existují, jelikož makroekonomické podmínky jsou nejspíše podobné. To znamená, že **index bude v první řadě znázorňovat regionální rozdíly v cenách domů**. I když nastávají nějaké problémy při zavedení platebního přístupu, index je jasně spočítatelný.

2.5 Přístup uživatelský: rovnocennost nájmu a uživatelské náklady (The Uses Approach to Housing: Rental Equivalence and User Cost)

Existují dva hlavní přístupy k odhadu nákladů na služby spojené s bydlením u osob bydlících ve vlastním: **přístupy rovnocenného nájemného a uživatelských nákladů**. Je důležité poznamenat, že oba tyto přístupy zahrnují to, co lze nazvat jako „**připočítání**“ („**imputation**“). Je to proto, že **oba přístupy se zaměřují na odhad fiktivních nebo hypotetických cen, které musí osoba bydlící ve vlastním „platit“ za použití bytové jednotky** – tato cena není pozorovatelná na trhu, jelikož jde o vnitřní transakci osob bydlících ve vlastním. Způsoby řešení v rámci těchto dvou metod jsou popsány v manuálu ILO CPI (ILO, 2004, s. 439-441). **Zde jsou nastíněny možnosti s ohledem na jejich zavedení do konstrukce prostorových indexů životních nákladů (*cost-of-living indexes*)**. (viz níže)

2.5.1 Rovnocennost nájmu

Normální přístup k odhadu ceny, kterou osoby bydlící ve vlastním implicitně platí za služby v jejich domě h , který byl pořízen v roce (nebo s kvalitou) v v regionu k a čase t , je **tržní pronájem pro rovnocenný dům**, který je značen $v_{h,v}^{k,t}$. Tento přístup je relevantní pro ekonomický úhel pohledu, který ho chápe jako **náklady ztracené příležitosti osob bydlících ve vlastním, tedy ušlé nájemné, které by mohli obdržet při pronájmu domu**.

Ve skutečnosti je přístup rovnocennosti nájmu široce používán, zejména při konstrukci cenových deflátorů v Národních účtech (National Accounts). Tento přístup doporučuje Systém národních účtů (System of National Accounts) (SNA, 1993, s. 134; ILO, 2004, s. 421). Je také používán některými statistickými úřady pro tvorbu cenového indexu služeb spojených s ubytováním pro osoby bydlící ve vlastním, především pak ve Spojených státech, kde osoby bydlící ve vlastním jsou vyzváni k odhadu tržního nájemného jejich domu (BLS, 2002). Alternativní zavádění rovnocennosti nájmu je použito pro tvorbu sady indexů řídicích kvalitu pro různé roky pořízení/kvalitu nájmu a použití těchto indexů pro přiřazení cen nájmu odpovídající bytové jednotce, ve které bydlí vlastník. Zásadou tohoto přístupu, aby byl funkční, je, že **objem nájmu za bydlení musí zahrnovat typ a druh domu osob bydlících ve vlastním**. Obecný přístup rovnocennosti nájmu byl nedávno schválen od NRC (National Research Council – Národní rada pro výzkum) ve Spojených státech.

Kritikou metody rovnocennosti nájmu je, že **cena „bydlení“ nezávisí přímo na kupní ceně domu**. Kupní cena domu může růst nebo klesat, avšak sazba nájemného může zůstat stejná. To může vést k problémům s vnímáním měření během krátkého časového období, kdy se změna v cenách domu může odchýlit od změn v cenách nájmu. **Pravděpodobně však existuje silný dlouhodobý vztah mezi cenami domů a nájemními sazbami**.

V souvislosti s požadavkem rovnocennosti nájmu je třeba zmínit situaci, kdy vláda zavádí intervence na trhu nájemného. V tomto případě nájmy, které platí někteří nájemníci, mohou být ovlivněny subvencemi vlády. Tyto subvence nájmu by neměly být připočítány k ekvivalentním jednotkám osob bydlících ve vlastním, stejně jako subvenční sazby nepředstavují celou tržní hodnotu (nebo náklady) na služby. To znamená, že **subvence cen nájemného by měly být zohledněny pouze v části indexu „nájem“ a ne v části „ceny pro osoby bydlící ve vlastním domě“**. Mohou nastat rozdíly mezi regiony v rozsahu subvencí bydlení, ty představují skutečný rozdíl v životních nákladech, a proto by měly být zahrnuty do indexu.

2.5.2 Uživatelské náklady

V oblasti přístupu uživatelských nákladů uvádíme dva různé přístupy, které jsou zveřejněny v manuálu ILO (2004, kapitola 23) a detailněji jsou popsány Diewertem (2003). První přístup používá implicitní ekonomické vztahy mezi uživatelskými náklady a cenami domů, úrokovými mírami, inflací cen domů a depreciačí. Druhá metoda využívá odhadované míry návratnosti bydlení na trhu nájmu a požaduje návratnost pro osoby bydlící ve vlastním domě.

Použití ekonomické teorie je možné pro odvození míry implicitních nákladů pro uživatele ze spotřeby služeb osob bydlících ve vlastním. Vzorec pro uživatelské náklady souvisí s pozorovatelným a/nebo odhadnutelným množstvím. Základním přístupem k uživatelským nákladům je **odhad implicitní ceny placené osobou bydlící ve vlastním, kdy je předpokládáno, že dům byl koupen na začátku zkoumaného období a prodán na konci období**. Jelikož bylo šetření provedeno pro dvě různá období, je peněžní hodnota pro každé období rozdílná, proto je nutné opravit je diskontováním pozdějšího období pomocí úrokové míry $r^{k,t}$, která představuje alternativní použití kapitálu. V tomto případě je začátek období uživatelských nákladů pro region k v čase t ($u_{h,v}^{k,t_B}$) uveden v rovnici (21), kde $p_{h,v}^{k,t_B}$ značí cenu domu h v roce výstavby/kvalitě v v regionu k na začátku období (tj. t_B) a $p_{h,v+1}^{k,t_E}$ označuje cenu stejného domu na konci období (t_E).

$$u_{h,v}^{k,t_B} = p_{h,v}^{k,t_B} - \frac{p_{h,v+1}^{k,t_E}}{1 + r^{k,t}} \quad (21)$$

Deflace prodejní ceny z konce období byla provedena pomocí úrokové míry $r^{k,t}$ uživatelských nákladů měřených na začátku období. V zásadě tak mohou být odhadnuty elementy z (2). Nicméně s přidáním dalšího pojmu je získán výraz, který definuje míru depreciače jako:

$$(1 - \delta_{h,v}^k) \equiv \frac{p_{h,v+1}^{k,t_E}}{p_{h,v}^{k,t_E}} \quad (22)$$

Také definuje míru inflace bydlení.

$$(1 + i_{h,v}^{k,t}) \equiv \frac{p_{h,v}^{k,t_E}}{p_{h,v}^{k,t_B}} \quad (23)$$

Použití definice je možné dosadit do vzorce (21). Výsledkem je následující vzorec pro výpočet uživatelských nákladů na bydlení v domě h .

$$u_{h,v}^{k,t_B} = \frac{\left[(r^{k,t} - i_{h,v}^{k,t}) + \delta_{h,v}^k + \delta_{h,v}^k i_{h,v}^{k,t} \right]}{1 + r^{k,t}} p_{h,v}^{k,t_B} \quad (24)$$

Uživatelské náklady na bydlení jsou tedy úměrné k ceně domu. Podíl ceny domu je určen pomocí reálné úrokové míry $(r^{k,t} - i_{h,v}^{r,t})$, míry depreciace a vzájemného působení mezi inflací a mírou depreciace. Je možné vypočítat uživatelské náklady z pohledu konce období – to jednoduše znamená vynásobení výrazu (24) pomocí $(1 + r^{k,t})$. Kompromisem může být výpočet uživatelských nákladů pro polovinu období. To je jistě možné, nicméně poměrně složité, jelikož ceny na začátku období musí být inflační a na konci období je nutné, aby byly deflační.

$$u_{h,v}^{k,tE} = (1 + r^{k,t})u_{h,v}^{k,tB} = ((r^{k,0} - i_{h,v}^{k,t}) + \delta_{h,v}^k + \delta_{h,v}^k i_{h,v}^{k,t}) p_{h,v}^{k,tB} \quad (25)$$

V manuálu ILO (2004, s. 423) je naznačeno použití (25) jako protiklad k (24) založený na účetních zvyklostech. Další zjednodušení je možné, pokud je vynechán poslední člen v (24) a (25), který je pravděpodobně velmi malý. To udává pro (25) následující přibližný vzorec pro výpočet uživatelských nákladů.

$$u_{h,v}^{k,tE} \approx ((r^{k,r} - i_{h,v}^{k,r}) + \delta_{h,v}^k) p_{h,v}^{k,tB} \quad (26)$$

Vzorec (26) je snadno počitatelný s použitím odhadů reálné úrokové míry pro bydlení a míry depreciace. Pro dům h , který má svou specifickou kvalitu, je cenové srovnání mezi regiony A a B definováno následovně: (Pro výpočet indexu je požadováno určité agregace pro domy h a roky výstavby v .)

$$\frac{u_{h,v}^{B,tE}}{u_{h,v}^{A,tE}} \approx \frac{((r^{B,t} - i_{h,v}^{B,t}) + \delta_{h,v}^B) p_{h,v}^{B,tB}}{((r^{A,t} - i_{h,v}^{A,t}) + \delta_{h,v}^A) p_{h,v}^{A,tB}} \quad (27)$$

Za účelem výpočtu (přibližných) poměrných uživatelských nákladů je potřebný cenový index mezi regiony A a B , stejně jako odhad depreciace a reálné úrokové míry. Zatímco míra depreciace je pravděpodobně velmi podobná napříč regiony, efektivní reálná úroková míra se může lišit. (pozn. Depreciace nemusí být identická v rámci regionů, protože přirozené opotřebení domu se může lišit kvůli rozdílným klimatickým podmínkám a dalším faktorům). Dále je třeba věnovat pozornost faktu, že reálná úroková míra je rozdílná od té nominální, která je pravděpodobně podobná napříč regiony a časová míra inflace bydlení v regionech může být také odlišná.

Obecně lze říci, že informace požadované za účelem výpočtu uživatelských nákladů na bydlení pro prostorové srovnání jsou rozsáhlé. **Konstantní kvalita prostorového a časového cenového indexu bydlení je pro tvorbu opatření nezbytná.**

2.5.3 Rozdíl mezi uživatelskými náklady a rovnocennými nájmů

Přístup rovnocenných nájmů je velmi blízko uživatelským nákladům na bydlení. Na dobře fungujícím trhu domácností se objeví nerozhodnost mezi nájmem a koupí domu na začátku období a prodejem na konci období. V tomto případě platí $v_{h,v}^{k,t} \approx u_{h,v}^{k,tE}$.

Pozn. Rozsah nákladů, které majitel bytu zahrnuje do platby nájemného, není součástí nákladů osob bydlících ve vlastním. Příkladem těchto dodatečných nákladů může být riziko nedodržení nájmu od nájemníků, účtované náklady, otázky daní a zvýšené náklady na škody vzhledem k nedostatku motivace nájemníka pro zachování vlastností v porovnání s majiteli (ILO, 2004, s. 437).

Výše uvedené vede k menším nesrovnalostem mezi nájmů a uživatelské náklady. Pokud jsou dodatečné náklady umírněné k cenám domů, tak mohou být rozdíly mezi nájmů a uživatelskými náklady reprezentovány pomocí (28), kde $\phi_{h,v}^{k,t}$ reprezentuje onu nesrovnalost.

Pozn. V praxi se rozdíl mezi nájemným a uživatelskými náklady pravděpodobně tvoří z doplňkových fixních nákladů a poměrného dopadu.

$$v_{h,v}^{k,t} = \phi_{h,v}^{k,t} u_{h,v}^{k,tE}, \text{ kde } \phi_{h,v}^{k,t} > 1 \quad (28)$$

V manuálu ILO (2004, kapitola 23) je zmíněna situace, kde **nájmů nejsou přesně stejné jako uživatelské náklady, jelikož existují dodatečné náklady pro majitele bytů**. Ideálně by se tyto transakční náklady neměly zahrnovat do měření nákladů na bydlení osob bydlících ve vlastním, protože osoby bydlící ve vlastním se s těmito náklady ve skutečnosti nesetkávají. Je nutné poznamenat, že **při srovnání cen nájmů ve dvou regionech A a B nenastává žádné zkreslení v porovnání cen, pokud je změna nájmů stejná ve všech regionech**. Nicméně stále existuje **problém s použitím cen nájmů pro odhad váhy ve výdajích**.

$$\frac{v_{h,v}^{B,t}}{v_{h,v}^{A,t}} = \frac{\phi_{h,v}^{B,t} u_{h,v}^{B,tE}}{\phi_{h,v}^{A,t} u_{h,v}^{A,tE}} \quad (29)$$

V mnoha uplatněních přístupu rovnocennosti nájmů pro odhad nákladů osob bydlících ve vlastním v Národních účtech, ale také pro US CPI a i jinde, **není tento rozdíl velkým problémem pro sestavovatele indexů**.

2.5.4 Problémy související s metodou uživatelských nákladů

Jeden z problémů, který je poznamenán v souvislosti s přístupem uživatelských nákladů, je, že závisí negativně na inflaci cen domů – růst cen domů snižuje uživatelské náklady na bydlení. Bylo zjištěno, že v případě metody rovnocennosti nájmů může nastat problém důvěryhodnosti, **jelikož se nemění v souvislosti s cenami domů**.

Pokud je to chápáno jako nedostatek v rovnocennosti nájmu, pak skutečnost, že ceny domů a uživatelské náklady se pohybují opačným směrem, je ještě větším znepokojením. V některých případech odhad cen ze vzorce uživatelských nákladů může být dokonce záporný. Tento extrémní výsledek může nastat, pokud existuje tak vysoká inflace cen domů, že je reálná úroková míra ($r^{k,t} - i_{h,v}^{k,t}$) negativní. To vede k některým otázkám o soudnosti tohoto přístupu. Například Goodhart (2001) uvádí: „Ještě teoretičtější přístup uživatelských nákladů je k měření ušlých nákladů na žití v případě nemovitostí obývaných vlastníky jako srovnání s prodejem těchto nemovitostí na začátku období a zpětným odkupem na konci období (viz Blinder, 1980). Tím jsou však získány takové absurdní výsledky, které říkají, že jak roste cena domů, tak klesají náklady ztracené příležitosti: ve skutečnosti však, čím silnější je inflace cen aktiv pro bydlení, tím negativnější může toto měření být. I když má tento přístup akademické nadšence, je v rozporu se zdravým rozumem...“ (Goodhart, 2001, s. 351)

Alternativou je považovat člen $i_{h,v}^{k,t}$ za očekávanou nebo předem zamýšlenou míru inflace ceny bydlení. Pokud $i_{h,v}^{k,t}$ převyšuje $r^{k,t}$, pak příležitost zisku může existovat, peníze mohou být vypůjčeny ke koupi zisku a zisk z bydlení může převýšit kapitálové náklady. Na dobře fungujícím trhu tato arbitráž příležitosti bude vyvolávat změny v cenách bydlení tak, že bude očekáváno $r^{k,t} > i_{h,v}^{k,t}$.

Pozn. Tento argument je poněkud problematický, protože likvidita omezuje koupi domu a je velmi důležité také očekávat, že jde o možnou trvalou arbitráž příležitosti pro ty, kteří mají zdroje a využívají je.

Problém u tohoto přístupu nastává, pokud jsou počítány uživatelské náklady z očekávaných přehledů, pak již není možné se zabývat skutečnými náklady, kterým čelí osoby bydlící ve vlastním, ale jejich předpokládanými náklady.

2.5.5 Přístup nájem k hodnotě (*Rent-to-Value Approach*)

Někteří autoři tvrdí, že **nájmy by se měly podobat uživatelským nákladům násobených skalárem**. V tomto případě spíše než odhadovat jednotlivé složky vzorce uživatelských nákladů, je možné odhadnout zisk z bydlení z tržních nájmu a použít je jako hodnotu pro dům. Pro jasnější pohled je použit vzorec (28) a tím je získán vztah:

$$u_{h,v}^{k,t_E} = \frac{\left(\frac{v_{h,v}^{k,t}}{P_{h,v}^{k,t_B}} \right)}{\phi_{h,v}^{k,t}} P_{h,v}^{k,t_B} \quad (30)$$

Čítec prvního výrazu na pravé straně je podíl nájmu k ceně domu – míra zisku z pronájmu domu. Odhady tohoto faktoru mohou být odvozeny z průzkumu pronájmu nemovitostí, kde je získán nájem i odhad ceny majetku. (Starší diskuze k tomuto tématu je uvedena v publikaci Diewerta (1983).) Je dobré si všimnout, že faktor $\phi_{h,v}^{k,t}$, který je obtížně sledovatelný, je obsažen ve vzorci. Pokud je porovnáváno cenové srovnání mezi regiony A a B, pak je získán následující vztah:

$$\frac{u_{h,v}^{B,tE}}{u_{h,v}^{A,tE}} = \frac{\left(\frac{v_{h,v}^{B,t}}{P_{h,v}^{B,tB}} \right) \phi_{h,v}^{A,t} P_{h,v}^{B,tB}}{\left(\frac{v_{h,v}^{A,t}}{P_{h,v}^{A,tB}} \right) \phi_{h,v}^{B,t} P_{h,v}^{A,tB}} \quad (31)$$

Je-li rozdíl v nákladech pro vlastníky a nájemce podobný napříč regiony, pak platí:

$$\frac{u_{h,v}^{B,tE}}{u_{h,v}^{A,tE}} \approx \frac{\left(\frac{v_{h,v}^{B,t}}{P_{h,v}^{B,tB}} \right) P_{h,v}^{B,tB}}{\left(\frac{v_{h,v}^{A,t}}{P_{h,v}^{A,tB}} \right) P_{h,v}^{A,tB}} \quad (32)$$

Požadavky na informace pro účel výpočtu tohoto cenového srovnání jsou **index konstantní kvality prostorových rozdílů v cenách bydlení a prostorově specifický odhad podílu nájmu ve srovnání s cenami bydlení. Pokud jsou specifické odhady pro nájem v regionu poměru cen domů stejné, pak tato metoda jednoduše redukuje index ceny bydlení.** Je vhodné si všimnout velké podobnosti mezi vztahy (32) a (27). Obě metody násobí index ceny bydlení upraveným faktorem, který představuje míru kapitalizace. Rozdíl v obou metodách je pouze ve způsobu, kterým je míra kapitalizace odhadována.

Na závěr je nutné poznamenat, že odhad uživatelských nákladů odvozený z (30) a použit v (32) nemůže být nikdy negativní.

2.5.6 Hedonický přístup shromažďující data o nájmech a bydlení

Existuje ještě jeden atraktivní přístup ke konstrukci kvalitativně očištěných cenových indexů služeb spojených s bydlením, který byl nedávno zmíněn v odborné literatuře. Tento přístup je **syntézou přístupů rovnocennosti nájmu a nájmu k hodnotě a zahrnuje kvalitativně očištěné hedonické metody.**

Metodu nedávno použili pro americká data Crone, Nakamura a Voith (2004) (viz také Crone, Nakamura a Voith, 2000). Požadována jsou **data o prodejních cenách a charakteristiky pro soubor domů, stejně tak míry nájmu a jejich charakteristiky pro soubor nájemních bytových jednotek.** Tato informace je shrnuta v **modelu logaritmické hedonické regrese se zaznamenanou cenou domu nebo zaznamenaným nájmem jako závislou proměnnou.** Indikátorové proměnné jsou zahrnuty pro ta pozorování, která reprezentují

ceny domů, spíše než míry nájmu, odrážející míru kapitalizace. Indikátorové proměnné mohou být přidány pro regiony (nebo časová období), aby odrážely rozdíly v nákladech na služby spojené s bydlením. Model nabývá následující podoby:

$$\log(p_{h,v}^k) = \alpha a_{h,v}^k + \sum_{c=1}^C \beta_c z_{h,v,c}^k + \sum_{\kappa=1}^K \delta_{\kappa} d_{h,v,\kappa}^k + e_{h,v}^k \quad (33)$$

$$h = 1, \dots, H; v = 1, \dots, T; k = 1, \dots, K$$

Vlastnosti bytových jednotek jsou představovány členem $z_{h,v}^k$, α je míra kapitalizace k odhadu, $a_{h,v}^k$ je rovno jedné, pokud se pozorování týkají bytových jednotek a rovno nule v ostatních případech a δ_{κ} jsou indikátorové proměnné pro odhad vlivu cen v regionech. Pozn. Sofistikovanější hedonické metody mohou být použity spíše, než jednoduché zahrnutí regionálních indikátorových proměnných. Pomocí alternativního hedonického přístupu může být odhadnuta hedonická funkce pro každý region a pak vypočítán agregátní cenový index pomocí čísel vzorce indexu (viz Hill a Melsner, 2005))

V tomto modelu je srovnání cen pro regiony kalkulováno jako $P_k = \exp(\hat{\delta}_k)$.

Pozn. Vhodným odhadem podle některých autorů je spíše $P^k = \exp(\hat{\delta}_k - \text{Var}(\hat{\delta}_k))$.

Požadovaná data pro model nejsou minimální, ale mohou být získána konstrukcí odpovídajícího průzkumu. Přístup je úzce spjat s otázkou metod uživatelských nákladů a rovnocennosti nájmu. Byly uvedeny argumenty, že uživatelské náklady osob bydlících ve vlastním mohou být odvozeny násobením ceny domu pomocí upraveného výrazu, jako je v (24) nebo v (25). Zatímco míra nájmu je pravděpodobně přibližně stejná pro uživatelské náklady v (28), rozdíl je výsledkem dodatečných nákladů, jímž čelí majitelé bytů. Pak při použití uživatelských nákladů z konce období ze vzorce (6) dostaneme vztah:

$$p_{h,v}^{k,t_B} = \frac{u_{h,v}^{k,t_B}}{\alpha}, \text{ kde } \alpha = \left[(r^{k,t} - i_{h,v}^{k,t}) + \delta_{h,v}^k + \delta_{h,v}^k i_{h,v}^{k,t} \right] \quad (34)$$

a

$$v_{h,v}^{k,t} = \phi_{h,v}^{k,t} u_{h,v}^{k,t_B} \quad (35)$$

Je zřejmé, že rozdíl mezi mírou nájmu a cenou bydlení se týká skalárního součinu, který odráží míru kapitalizace (a také dodatečné náklady, kterým čelí majitelé bytů). Takže shrnutí dvou rovnic se zdá rozumné. Indikátorové proměnné pro bydlení v hedonickém modelu se budou ve skutečnosti rovnat $\log(\phi_{h,v}^{k,t} / \alpha)$, takže odrážejí míru kapitalizace i dodatečné náklady pro majitelé bytů. Teoreticky by měly být prováděny některé úpravy pro dodatečné náklady. Nicméně pokud se člen $\phi_{h,v}^{k,t}$ blíží jedné, pak nemá zásadní vliv na výsledek.



2.6 Souhrn problematiky bydlení

Otázky související s bydlením jsou složité. Hlavní rozhodnutí při výběru vhodného koncepčního rámce jsou: **akviziční, uživatelský a platební**. Jakmile je toto určeno, pak je jednodušší ohodnotit nejlepší praktický přístup s ohledem na dostupnost dat a zdrojů. Existuje široká škála možností s ohledem na zavedení uživatelského přístupu. Přístup rovnocennosti nájmu je nejrobustnější ze zmíněných přístupů, jestliže soubor nájemních bytů zahrnuje přiměřeně typy bydlení obývané vlastníky, které jsou k dispozici. Zatímco přístup uživatelských nájmu má ekonomické základy a zahrnuje odhad teoretických proměnných, které jsou vhodné. Ekonomický model základních uživatelských nákladů není tak přesvědčivý jako rovnocennost nájmu.

3 Publikace regionálních cenových indexů ve světě

V této kapitole uvádíme stručný přehled mezinárodních postupů týkající se zkoumání a sestavování prostorových cenových indexů. V současné době Australský statistický úřad (Australian Bureau of Statistics – ABS) provádí výzkum týkající se publikování oficiálních prostorových cenových indexů. Úřad pro pracovní statistiku Spojených států (Bureau of Labor Statistics – BLS) také zkoumal metody sestavování prostorových cenových indexů na základě indexů spotřebitelských cen (Consumer Price Index – CPI). Národní statistický úřad Spojeného království Velké Británie a Severního Irska (Office of National Statistics – ONS) provedl řadu srovnání cenových indexů z různých oblastí země. K dispozici jsou také mezinárodní prostorová srovnání cen. Společným úsilím se OECD a Eurostatu daří od počátku 80. let minulého století poskytovat odhady rozdílů v cenových hladinách známé jako Parity kupních sil (Purchasing Power Parities – PPPs), za účelem odhadu skutečného HDP a skutečné spotřeby v zemích Evropské unie a OECD. Nejúplnější soubor prostorových cenových indexů však sestavuje Mezinárodní srovnávací program (International Comparisons Program – ICP). Poslední řada srovnání pro období 2005/06 zahrnuje 160 zemí a organizuje ji OECD, OSN, Světová banka, Mezinárodní měnový fond a Eurostat. V této kapitole se podíváme na tyto rozličné prostorové projekty.

3.1 Austrálie

Australský statistický úřad (Australian Bureau of Statistics – ABS) publikuje časové indexy spotřebitelských cen (Consumer Price Index – CPI) ve všech osmi hlavních městech (tj. Sydney, Melbourne, Brisbane, Adelaide, Perth, Hobart, Darwin a Canberra). ABS v současné době zkoumá, zda mohou být také prostorové cenové indexy počítány pro tato hlavní města na základě těchto dat (viz Waschka a kol., 2003). Úřad dospěl k předběžným výsledkům za rok 2002, které však dosud nejsou dostupné veřejnosti. Waschka a kol. (2003) připouští jeden z hlavních problémů prostorových srovnání, a to obtížnost přesného přiřazení produktů napříč oblastmi za použití CPI. U CPI to není takovým problémem za předpokladu, že každá oblast stále stejně oceňuje svůj charakteristický mix produktů z jednoho období do druhého. Waschka a kol. (2003) neobjasňuje, jak se s tímto problémem při získávání svých předběžných prostorových výsledků vypořádávají. Jedno je však jasné, ABS zatím moc nevyužil hédonické metody k přiřazení cen napříč oblastmi. Tento přístup důkladněji aplikovaný se podobá metodě Eurostat-EKS vysvětlované později v této kapitole, bez „reprezentativního“/“nereprezentativního“ rozlišení.



Zvláštní pozornost si zasluhuje, jak ABS pracuje s některými problematickými skupinami. V první řadě se jedná o bydlení v osobním vlastnictví. V rámci CPI úřad ABS sestavuje cenový index bydlení pomocí metody akvizice či nákladů na pořízení, která sleduje náklady na stavbu nových domů či bytů. Zdrojová data pochází z průzkumů stavebních společností a těch, kteří staví typové domy. I v časovém kontextu je třeba vzít v úvahu skutečnost, že tento přístup ignoruje ceny pozemků. V prostorovém kontextu může metoda akvizice dospět k výsledkům v oblasti bydlení, které odporují selskému rozumu.

Správný přístup k bydlení závisí na způsobech použití, ke kterým bude prostorový cenový index přiřazen. Nejpřirozenějším použitím bude nejspíš srovnání kupních sil. Předpokládejme například, že pracovnice se musí rozhodnout mezi pracovní nabídkou v Sydney a Canberře. Jednou z otázek, které si při rozhodování může klást, je, kde bude její kupní síla vyšší. Jedním z nejdůležitějších rozhodujících faktorů jsou náklady na bydlení, které jsou z velké části tvořeny cenou pozemku. Metoda akvizice se v tomto případě zdá být zcela nevhodná. ABS si tento problém uvědomuje a zvažuje možnost zveřejňování tří rozdílných souborů prostorových indexů, přičemž první z nich využívá metody akvizice pro bydlení v osobním vlastnictví, druhý používá metody ekvivalentu pronájmu a třetí, který naprosto vylučuje bydlení v osobním vlastnictví. Zatím máme za to, že dosud nedošlo k nějakému konečnému rozhodnutí.

Jednou z dalších komplikací je otázka, zda je třeba sestavit prostorové indexy v souladu s CPI. Za předpokladu, že CPI užívá metody akvizice pro bydlení v osobním vlastnictví, pak by soulad vyžadoval použití stejné metody při sestavování prostorových srovnání v případě, že by se u CPI nepřešlo z metody akvizice na ekvivalent pronájmu (což zatím není v plánu).

Dalšími třemi problematickými skupinami jsou vzdělání, zdraví a doprava. Waschka a kol. (2003) tyto oblasti následovně rozebírá. V oblasti vzdělání se sbírají cenové údaje za předškolní, základní, střední i vysoké školy a zároveň se rozlišují státní školy od soukromých. Prostorová srovnání cen vzdělávání jsou ztížena nedostatkem použitelných údajů o rozdílech v kvalitě jednotlivých zařízení.

V oblasti zdraví se ceny sbírají za všechny výdaje spojené se zdravím, jako například zdravotní pojištění, poplatky u lékařů a specialistů, další lékařské poplatky a nemocniční sazby. Objem cen je čistý (tj. hrubé ceny minus Medicare či další slevy). V souvislosti s poplatky za lékařskou konzultaci vyvstávají zajímavé otázky. Pokud většina praktických lékařů provozuje svou činnost v režimu bulk billing (hromadné účtování za lékařské služby), pak je čistá cena pro pacienta nula. Pokud praktický lékař není v režimu bulk billing, pak pacient může žádat zpět 85 procent z celkové částky zaplacené za poskytnutí lékařské péče (tj. hrubé ceny v režimu bulk billing). Lékaři, kteří neprovozují svou praxi v režimu bulk billing, však účtují hrubé ceny vyšší než dle oficiálního sazebníku. Waschka a kol. (2003) popisuje,

jak jsou ceny v režimu bulk billing nižší v Canberře než v ostatních městech. To vyhání výši jednotlivých lékařských poplatků v Canberře nahoru v porovnání s ostatními městy. Nicméně je to tak jak má být (za předpokladu, že kvalita služeb praktických lékařů je stejná ve všech městech), protože pro pacienta je důležitá čistá cena.

Obecněji, oblast zdraví přináší některé důležité otázky. Když se zaměřením se na konkrétní problém stanovení hrubých nákladů, není jasné, zda by cílem mělo být porovnat náklady na konkrétní typy ošetření, náklady na dosažení konkrétních zdravotních výsledků, nebo něco jiného. Oblast dopravy také přináší podobné otázky, které jsme již probírali. Máme oceňovat náklady na dojíždění do práce nebo náklady na cestování do určité vzdálenosti? ABS se zřejmě přiklání k prvně zmiňované možnosti. Měly by se také provést úpravy u nákladů ušlých příležitostí (tj. doba dojíždění)? Takováto úprava by mohla značně zvednout měřené ceny na dopravu ve velkých městech (obzvláště pak v Sydney).

Předběžné výsledky provedené ABS, které Waschka a kol. (2003) uvádí, jsou pouze na úrovni 9 z 11 skupin (vyloučenými skupinami jsou bydlení a různé). Některé výsledky jsou překvapivé. Například Hobart na Tasmánii vychází dražší než Sydney v 6 z 9 skupin. Melbourne je levnější než Sydney v 8 z 9 skupin. Jídlo, stejně tak jako alkohol a tabák, je nejdražší v Darwinu. Oblečení a obuv je nejdražší v Brisbane, Vybavení domácností v Hobartu, zdravotní péče v Melbourne, doprava v Sydney, komunikace v Hobartu, rekreace v Sydney a vzdělání v Adelaide.

3.2 Spojené státy americké

Úřad pro pracovní statistiku Spojených států (Bureau of Labor Statistics – BLS) je ve svých prostorových srovnáních daleko ambicióznější a ve velké míře používá hédonické metody. Kokoski, Cardiff a Moulton (1994) popisují výsledky experimentálního projektu v rámci BLS, který se týkal výpočtu prostorových cenových indexů pro 44 oblastí za období od července 1988 do června 1989. Jelikož BLS v rámci CPI používá metodu výběru vzorků na základě pravděpodobnosti, je použití hédonické ceny se víceméně nutné. Jde o to, že volba konkrétní položky představující určitou kategorii zboží či služeb závisí na míře pravděpodobnosti, se kterou by toto zboží či služba byla vybrána spotřebitelem v konkrétním obchodě a městě. To znamená, že prostorové sladění položek bude velmi slabé. Hédonické metody poskytují způsob sestavení cenových indexů v takových situacích. BLS se od ABS také odlišuje tím, že využívá metody ekvivalentu pronájmu pro stanovení ceny služeb spojených s bydlením.

BLS provedla hédonické regrese na úrovni vstupních položek (entry level items – ELIs). Jde o klasifikační úroveň, která se nachází dvě úrovně pod úrovní nákladů v rámci klasifikace. Colové nápoje jsou příkladem ELI, která tvoří komponentu sycených nápojů, které jsou

následně komponentou nealkoholických nápojů v nákladové třídě. Kokoski, Moulton a Zieschang (1999) popisují postup zvolený pro komponenty Jídlo a Domov v rámci CPI, který obsahuje 18 nákladových tříd a 88 ELIs. BLS provedla následující regresi pro všechny jednotlivé ELI:

$$\log(p_i^k) = \beta_0 + \sum_{i=1}^I \beta_m z_{i,t}^k + \sum_{\kappa=1}^K \delta_{\kappa} d_{i,\kappa}^k + \varepsilon_i^k, \text{ kde } i = 1, \dots, I, k = 1, \dots, K \quad (36)$$

Zde i označuje položky nebo produkty oceňované v konkrétní ELI a k označuje jejich geografickou pozici. $z_{i,t}^k$ označuje charakteristickou a $d_{i,\kappa}^k$ oblastní dummy proměnnou. $z_{i,t}^k = 1$, když $t = i$, jinak $z_{i,t}^k = 0$, a $d_{i,\kappa}^k = 1$, když $\kappa = k$ a $d_{i,\kappa}^k = 0$. Cenový index P_k pro ELI v oblasti k se získává z exponentu parametru na oblastní dummy proměnné, $P_k = \exp(\hat{\delta}_k)$. Na základě použití těchto ELI cen a odpovídajících výdajových podílů z Průzkumu výdajů domácností se Törnqvistovy indexy vypočetly za každou dvojici oblastí a každou nákladovou třídu, které se poté převedly pomocí vzorce metody EKS. Jakmile se vypočtou cenové indexy za každou nákladovou třídu, tyto indexy a jejich odpovídající výdajové podíly se mohou použít k výpočtu Törnqvistova EKS indexů až na úroveň celkového samotného CPI.

Cenové indexy získané pro ELI však budou pouze stejně tak dobré jako základní údaje. Hédonická regrese stojí a padá s kvalitou a podrobností charakteristických dat, které máme o produktech k dispozici. Počet charakteristik, kterých je zapotřebí k zajištění srovnání odpovídajících položek, se může dramaticky odlišovat napříč produkty. V případě čerstvého ovoce BLS rozlišuje 7 různých prodávaných typů, 4 typy balení a 7 velikostí balení. A navíc, hédonická regrese rozlišuje 12 odrůd jablek, 5 odrůd pomerančů, atd. (viz Kokoski, Moulton a Zieschang, 1999). BLS si zaslouží uznání za důkaz, že tento druh výpočtů je možný. Aniž by bylo třeba jít do terénu a sbírat nové údaje speciálně pro prostorová srovnání, přístup BLS umožňuje vynikající systém pro dosažení maximálního výsledku z dostupných údajů o CPI.

3.3 Spojené království Velké Británie a Severního Irska

Národní statistický úřad Spojeného království Velké Británie a Severního Irska (Office of National Statistics – ONS) zaujal v současné době alternativní přístup ke sběru prostorových údajů, třebaže v omezené míře, napříč 12 oblastmi. Na rozdíl od Austrálie a Spojených států se také zavázali k publikování výsledků prostorového srovnání každé dva roky od roku 2004 dále (viz Ball a Fenwick, 2004). První průzkum za rok 2000 zahrnoval pouze okolo 380 druhů zboží a služeb napříč 65 městy/ oblastmi. Sběr dat zajišťovala společnost pro marketingový průzkum zvaná Research International (viz Fenwick a O'Donoghue, 2004). Výsledky průzkumu jsou doplněny o údaje RPI zahrnující okolo 170 doplňujících položek (zejména



potraviny a tabák tam, kde bylo možné přiřadit přesně údaje z různých oblastí). Další průzkum bude navíc zahrnovat kromě dalších tržních faktorů také platby hypotečních úroků. Zkušenosti BLS a ONS naznačují určitý posun. BLS ukázal, že hédonické metody se dají použít k získání prostorových cenových indexů z prostorově neslučitelných údajů CPI. ONS ukázal, že dodatečné průzkumy prostorově slučitelných typických znaků nejsou zcela vyloučené, zvláště pak jsou-li provedené v omezené míře. Dalším krokem by byla kombinace těchto dvou přístupů. Kokoski, Cardiff a Moulton (1994) uznávají, že hédonický přístup nemůže řešit všechny ELIs. Pokud se v průzkumech zaměříme speciálně na tyto problematické oblasti, mělo by být možné dospět k výsledkům vhodným ke zveřejnění, které nepředstavují příliš velké břemeno pro rozpočet národního statistického úřadu.

3.4 Program parit kupní síly v rámci zemí OECD-Eurostat

V 60. letech minulého století zahájil Eurostat program srovnání cenových hladin mezi zeměmi Evropského hospodářského společenství (nyní Evropská unie). Na začátku 80. let minulého století se k Eurostatu připojilo OECD a program byl rozšířen o 26 rozvinutých zemí OECD. V roce 2004 zahrnuje srovnání parit kupních sil zemí OECD-Eurostat okolo 45 zemí. Hlavním cílem těchto srovnání PPP je přechodný krok v sestavení odhadů rozdílů v reálné spotřebě a HDP mezi zeměmi. Na webové stránce OECD se píše:

PPPs se hlavně využívají jako první krok k vytváření srovnání mezi zeměmi v reálných podmínkách hrubého domácího produktu (HDP) a jeho jednotlivých nákladových položek. HDP je agregátem, který nejčastěji odráží ekonomickou velikost zemí, v přepočtu na jednoho obyvatele, a ekonomické blaho jejich obyvatel. Výpočet PPPs je prvním krokem v procesu převodu úrovně HDP a jeho hlavních agregátů, vyjádřené v národních měnách, do společné měny za účelem provedení těchto srovnání. (OECD, 2005)

Jeden z důvodů, proč chce EU odhadovat rozdíly v reálném HDP, souvisí se skutečností, že členské příspěvky do rozpočtu EU, stejně tak jako jeho rozdělení, závisí na velikosti ekonomiky dané země. Před tímto programem PPP se pro srovnání nominálních hodnot HDP často používaly směnné kurzy. Tento přístup měl znatelné potíže. Skutečnost, že směnné kurzy jsou pohyblivé na denní bázi, vedla k závěru, že reálná hodnota produkce jedné země v poměru k druhé zemi se také měnila – zřetelně nepravděpodobný výsledek. Dokonce i v dlouhodobém horizontu může tento přístup přinést zkreslené výsledky, protože směnné kurzy se mohou systematicky lišit od trendů v cenách.

Protože program PPP v rámci zemí OECD-Eurostat byl zaměřen na sestavení mezinárodních srovnání HDP, zahrnoval nejenom srovnání spotřebního zboží, ale také investiční, vládní a kapitálové statky a ceny pracovních sil. Program PPP v rámci zemí OECD-Eurostat sestavil srovnání cen a HDP za roky: 1980, 1985, 1990, 1993, 1996, 1999 a



2002. Za účelem pozdější diskuse jsou prostorová srovnání cen sestavena použitím dvou metod, a to metody EKS a Gearyho-Khamise. V poslední době je program PPP v rámci zemí OECD- Eurostat úzce koordinován spolu s rozsáhlejším Mezinárodním srovnávacím projektem (International Comparisons Project –ICP), kterým se budeme dále zabývat.

3.5 Mezinárodní srovnávací program (ICP)

Počátky ICP sahají do 60. let minulého století a několikrát byl financován Organizací spojených národů, Světovou bankou a OECD. Jeho náplní jsou srovnání cenových hladin napříč zeměmi tak, aby se umožnilo srovnání reálného HDP. Benchmarkingová prostorová srovnání ICP se dělají pouze každé čtyři roky. První v roce 1970 zahrnovalo pouze 10 zemí. Následná srovnání se uskutečnila v letech 1975, 1980, 1985, 1990 a 1993. ICP poskytuje prostorové údaje, které jsou základem tabulky Penn World (viz Summers a Heston, 1991). Od roku 1993 mělo ICP problémy se získáváním dostatečných finančních prostředků k pokrytí dalších srovnání. V několika posledních letech se tohle však změnilo díky podpoře Světové banky, OECD a dalších mezinárodních organizací a národních vlád, které poskytly značné finanční prostředky (kolem 50 milionů dolarů plus podpora v naturáliích – štědrý příspěvek v dané době) na provedení nového benchmarkingového srovnání, které je mnohem podrobnější a obsáhlejší, než kterékoli jiné v minulosti. ICP 2005/2006 je již v plném proudu a bude zahrnovat kolem 160 zemí.

Tvorba seznamů produktů v rámci ICP 2005/2006 je komplikovanější tím, že spotřební vzorce se napříč 160 zeměmi značně liší. Přesné sloučení produktů se tímto stává nemožné. Značné úsilí se vynaložilo na sestavení seznamů produktů. Každá země musí zařadit každý produkt na seznamu buď jako „charakteristický“ nebo „necharakteristický“ pro domácí spotřebu v tom smyslu, že necharakteristické produkty jsou ty, které se nakupují v relativně malém množství. Toto rozdělení má dva důvody. Zaprvé zajišťuje, že má každá země dostatečný počet charakteristických tříd v seznamu. V případě, že nemá, seznam se v případě potřeby upraví. Za druhé, rozdíl mezi charakteristickými a necharakteristickými třídami poskytne váhy a/nebo vrstvy v CPD a/nebo srovnáních Eurostat-EKS (viz výše).

Projekt ICP (stejně jako v CPIs) vypočítává cenové indexy nejdříve za základní kategorie (výdajové třídy v terminologii CPI), a pak sestavuje agregátní cenový index. Vzhledem k rozmanitosti zemí se neočekává, že by každá země dodávala ceny za každý produkt, který je uveden na seznamu v rámci konkrétní základní kategorie. Ve skutečnosti mohou některé země dodat pouze malé procento celku (viz kapitulu 10 manuálu ICP, 2005). Dva různé přístupy je možné použít k výpočtu cenových hladin na základní úrovni kategorie, pokud jsou v údajích mezery. První je metoda **country-product dummy** (CPD), která je podrobně popsána v Kapitole 6. Druhou metodou je často zavádějícím způsobem nazývaná metoda

EKS (nezaměňujte ji s metodou EKS popisovanou v další kapitole). Zde ji budeme nazývat metodou Eurostat-EKS, protože byla vyvinuta v Eurostat, kde se stále používá k výpočtu cenových hladin na úrovni základních kategorií napříč zeměmi EU. Metoda Eurostat-EKS počítá základní indexy pomocí následujících vzorců:

$$P_{A,B}^{A_R} = \prod_{i=1}^{I^{A_R}} \left[\left(\frac{P_i^A}{P_i^B} \right)^{\frac{1}{I^{A_R}}} \right] \quad (37)$$

$$P_{A,B}^{B_R} = \prod_{j=1}^{J^{B_R}} \left[\left(\frac{P_j^A}{P_j^B} \right)^{\frac{1}{J^{B_R}}} \right] \quad (38)$$

Zde $i = 1, \dots, I^{A_R}$ indexuje soubor produktů, které jsou charakteristické v zemi A a oceněné v zemi B, zatímco $j = 1, \dots, J^{B_R}$ indexuje produkty, které jsou charakteristické v zemi B a oceněné v zemi A. Tyto indexy se budou lišit, pokud se tyto dva seznamy nebudou shodovat. Je třeba poznamenat, že některé produkty, které jsou charakteristické v zemi A a jsou také oceňovány v zemi B, nebudou charakteristické v zemi B. Törnqvistův kvazi index se získá výpočtem geometrického průměru.

$$P_{A,B}^R = \sqrt{P_{A,B}^{A_R} \times P_{A,B}^{B_R}} \quad (39)$$

Tento index efektivně dává dvojitou váhu produktům, které jsou charakteristické v obou zemích vůči těm, které jsou reprezentativní pouze v jedné zemi. Produkty, které jsou v obou zemích sice oceňovány, ale nejsou charakteristické, jsou vyloučeny, stejně tak jako produkty, které jsou pouze oceňovány v jedné zemi.

Indexy $P_{j,k}$ obecně nebudou tranzitivní (tj. $P_{j,k} \times P_{k,l} \neq P_{j,l}$). Jak se znovu zmiňujeme dále v tomto článku, bilaterální rozdíly mohou být mezinárodně konzistentní (tj. prostřednictvím uplatnění tranzitivity) za pomoci EKS tranzitivního vzorce.

$$\frac{P_A}{P_B} = \prod_{k=1}^K \left[\left(\frac{P_{k,A}}{P_{k,B}} \right)^{\frac{1}{K}} \right] \quad (40)$$

Tato metoda se může také použít k sestavení prostorových srovnání napříč oblastmi v rámci jedné země, a je alternativou k metodě Country Product Dummy (CPD) diskutované v Kapitole 6.5. Vzhledem k rozsáhlému popisu této metody v příští kapitole, nebudeme se jí teď tady dále věnovat. Za zmínku stojí pouze skutečnost, že má za následek odhady regresních rovnic s dummy proměnnými pro země a produkty. ICP plánuje použít její rozšířenou verzi, nazvané metoda Country Product Representative Dummy (CPRD), ke srovnání na úrovni základních kategorií pro pět ze šesti oblastních bloků. Výjimkou je EU/OECD, které použijí metodu Eurostat-EKS. Metoda CPRD se od CPD liší v tom, že zahrnuje rozlišení mezi charakteristickými a necharakteristickými produkty ve stejném duchu



jakou používá metoda Eurostat. Toto umožňuje, aby regrese CPD mohly být váženy (i přestože na této úrovni agregace nejsou dostupné žádné údaje o výdajích). Zbývá zde otázka agregování výsledků na úrovni základních kategorií k získání celkové cenové hladiny. Dosud se nerozhodlo, která metoda indexního čísla bude použita. Dvě z možných metod (EKS a Geary-Khamis) jsou popsány v další kapitole.

Výhodou rozdělení globálních srovnání do šesti regionálních bloků je, že je možné pro každý blok sestavit vlastní seznam produktů. V závěru však bude nutné spojit tyto regiony dohromady. K tomu dojde prostřednictvím multilaterálního srovnání v rámci skupiny tzv. „ring“ zemí vybraných z každého regionu. Celkem 17 těchto „ring“ zemí již bylo vybráno. Jsou to Kamerun, Egypt, Keňa, Senegal, Jižní Afrika (za Afriku), Hong Kong, Malajsie, Filipíny, Srí Lanka (z Východní Asie), Kazachstán, Rusko (ze Společenství nezávislých států), Estonsko, Japonsko, Slovinsko, Spojené království Velké Británie a Severního Irsku (ze zóny Eurostat/OECD), Omán a Jordánsko (ze Západní Asie). Navíc bude třeba alespoň jednu „ring“ zemi z Latinské Ameriky (viz ICP News, 2005).

„Ring“ země jsou zapotřebí k ocenění druhého seznamu produktů (spolu s jejich regionálním seznamem), který je společný pro všechny „ring“ země. Oceňování položek na tomto seznamu se provádí poté, co tyto země dokončily sběr cenových údajů pro produkty na jejich regionálních seznamech. „Ring“ srovnání na úrovni základních kategorií se provedou pomocí metody CPRD. Na tomto „ring“ srovnání je však jedna další nevýhoda. Jde o to, že parity v rámci každého regionálního bloku musí být stejné jako ty, které se získaly z oblastních srovnání ve fázi 1. To odpovídá uvalení podmínky prostorové stálosti, což je koncept popisovaný v kapitole 6.3.4. Té můžeme dosáhnout odhadem modelu CPRD za použití vážené metody nejmenších čtverců.

Řada jednání ICP v roce 2005 ukazuje, čeho je možné dosáhnout s dostatečnou finanční podporou a motivací. Nastavuje to měřítko, jak se má sestavit seznam produktů, jak se mají sbírat údaje a vypočítat cenové indexy základních kategorií. Také to jasně ukazuje, že není potřeba, aby všechny regiony měly dokonale sladěné produkty, které oceňují. Metody CPD a Eurostat-EKS umí pracovat s nedostatečnými údaji. **Srovnání na oblastní úrovni v rámci jedné země je však mnohem jednodušší.** Zaprvé, spotřební vzorce napříč oblastmi by se neměly nikde moc odlišovat, díky čemuž nejsou nedostatečné údaje takový problém. Za druhé, následováním vzoru BLS je možné získat mnoho z existujících údajů CPI, čímž se sníží množství údajů, která by se musela navíc posbírat.

4 Seznam relevantních publikací vážících se k problematice regionálních cenových indexů ve světě

- Abraham, Katharine G. and Greenlees, John S. and Moulton, Brent R.: Working to Improve the Consumer price Index (1998)
- Anselin, L., Bera, A. K.: Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics (1998)
- Anselin, L.: Spatial Econometrics: Methods and Models (1988)
- Arbia, G.: The MAUP and the Spatial Autocorrelation Problem: Towards a Joint Approach (1986)
- Arévalo, R., Ruiz-Castillo, J.: On the Imputation of Rental Prices to Owner-occupied Housing (2006)
- Ariga, Kenn and Matsui, Kenji: Measurement of the CPI (2003)
- Aten, B., H. et al.: Real Personal Income and Regional Price Parities for States and Metropolitan Areas, 2007 – 11 (2013)
- Aten, Bettina H., and Marshall B. Reinsdorf: Comparing the Consistency of Price Parities for Regions of the U.S. in an Economic Approach Framework (2010)
- Aten, Bettina H., and Roger J. D'Souza: Regional Price Parities: Comparing Price Level Differences Across Geographic Areas (2008)
- Aten, Bettina H., Eric B. Figueroa, and Troy M. Martin: Regional Price Parities for State and Metropolitan Areas, 2006–2010 (2012)
- Aten, Bettina H., Eric B. Figueroa, and Troy M. Martin: How can the American Community Survey (ACS) Be Used To Improve the Imputation of Owner-Occupied Rent Expenditures? (2012)
- Aten, Bettina H., Eric B. Figueroa, and Troy M. Martin: Regional Price Parities by Expenditure Class for 2005-2009 (2011)
- Aten, Bettina H., Eric B. Figueroa, and Troy M. Martin: Standard Errors in the U.S. Regional Price Parities (2013)
- Aten, Bettina H.: Cities in Brazil: An Interarea Price Comparison (1999)
- Aten, Bettina H.: Interarea Price Levels: An Experimental Methodology. (2006)
- Aten, Bettina H.: Report on Interarea price Levels (2005)
- Aten, Bettina H.: Report on Interarea Price Levels. (2005)
- Bajgar, M., Janský, P.: Regionální rozdíly v kupní síle: ceny, platy, mzdy a důchody (2014)
- Balk, B. M.: Decompositions of Fisher Indexes (2004)



- Balk, Bert M.: Price and Quantity Index Numbers: Models for Measuring Aggregate Change and Difference (2012)
- Ball, A. and D. Fenwick: Relative Regional Consumer Price Levels in 2003 (2004)
- Beatty, Timothy K.M. and Larsen, Erling Roed: Using Engel's curves to Estimate Bias in the Canadian CPI as a cost of living index (2005)
- Blair, Caitlin: Constructing a PCE-Weighted Consumer Price Index (2012)
- Boskin, M.J., Dulberger, E.R., Gordon, R. J., Griliches, Z., Jorgensen, D.: Consumer Prices, the consumer price index, and the cost of living (1996)
- Boskin, Michael J. and Dulberger, Ellen R. and Gordon, Robert J. and Griliches, Zvi and Jorgenson, Dale W.: Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living (1998)
- Braithwait, Steven D., "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost of Living Indices (1980)
- Brakman, S., Garretsen, H., Schramm, M.: The Spatial Distribution of Wages: Estimating the Helpman-Hanson Model for Germany (2004)
- Brandt, Loren and Holz, Carsten A.: Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications (2005)
- Bureau of Labor Statistics (last updated 2002), "Consumer Price Indexes for Rent and Rental Equivalence," CPI Fact Sheet (webpage: www.bls.gov/cpi/cpifact6.htm).
- Busetti, F., Fagiani, S., Harvey, A.: Convergence of Prices and Rates of Inflation (2006)
- Cecchetti, S.G., Mark, N.C., Sonora, R.J.: Price Level Convergence among United States Cities: Lessons for the European Central Bank (2002)
- Cecchetti, Stephen G. and Mark, Nelson C. and Sonora, Robert J., "Price Index Convergence among United States Cities (2002)
- Coondoo, D. and Majumder, A. and Ray, R., "A Method of Calculating Regional Consumer Price Differentials with Illustrative Evidence from India (2004)
- Costa, Dola L.: American Living Standards, 1888-1994: Evidence from consumer Expenditures (2000)
- Costa, Dola L.: Estimating real Income in the United States from 1888 to 1994: Correcting CPI Bias Using Engel's curves (2001)
- Crone, T. M., Nakamura, L. I. and Voith, R. P. : Hedonic Estimates of the Cost of Housing Services: Rental and Owner-Occupied Units (2004)
- Čadil, J. and P.Mazouch: PPS and EU Regional Price Level Problem (2011)
- Čadil, J. et al.: The Issue of Regional PPS Indicators – Case Study of the Czech Republic (2013)



- Dalen, Jorgen: Spatial Price Comparisons in Poverty measurement, An Example from Cambodia (2006)
- Dayanandan, A., Ralhan, M.: Price Index Convergence Among Provinces and Cities Across Canada: 1978 – 2001 (2005)
- Deaton, Angus, and Alan W. Heston: Understanding PPPs and PPP-Based National Accounts (2010)
- Diewert, E. W., Huwiler, M. and Kohli, U.: Retrospective Peice Indices and Substitution Bias (2008)
- Diewert, E.: Identifying Important Areas for Future Price ork at the International Level (2005)
- Diewert, E.: Price Indices Using Artificial Data Set (2004)
- Diewert, E.: The Economic Approach to Index Number Theory: The Many-Household Case (2004)
- Diewert, E.: The Economic Approach to Index Number Theory: The Single-Household Case (2004)
- Diewert, W. E.: On the Stochastic Approach to Linking the Regions in the ICP (2004)
- Diewert, W. E.: Report on Developing a Methodology for Constructing Spatial Cost of Living Indexes: A Report Prepared for Statistics New Zealand (2005)
- Diewert, W. E.: The Consumer Price Index and Index Number Theory: A Survey (2001)
- Diewert, W. E.: The Theory of the Cost-of-Living Index and the Measurement of Welfare Change (1983)
- Diewert, W. E.: The Treatment of Owner Occupied Housing and Other Durables in a Consumer Price Index (2003)
- Diewert, W. E.: Weighted Country Product Dummy Variable Regression and Index Number Formulae (2002)
- Diewert, W.E.: Harmonized Indexes of Consumer Prices: Their Conceptual Foundations (2002)
- Diewert, W.E.: Harmonized Indexes of Consumer Prices: Their Conceptual Foundations (2002)
- Diewert, W.E.: Index Number Approaches to Seasonal Adjustment (1999)
- Diewert, W.E.: Methodological Problems with the Consumer Price Index (2003)
- Erwin, Diewert W.: Index Number Issues in the Consumer Price Index (1998)
- European Communities/OECD (2006). EUROSTAT-OECD Methodological manual on purchasing power parities. Office for Official Publications of the European Communities.
- Fenwick, D. and J. O'Donoghue: Developing Estimates of Relative Regional Consumer Price Levels (2003)



- Figuroa, Eric B., Bettina H. Aten, Troy M. Martin: Expenditure Weights in the Regional Price Parities (2013)
- Frijters P, Haisken-DeNew JP, Shields MA: Money does matter! Evidence from increasing real incomes and life satisfaction in East Germany following reunification (2004)
- Garderen, K. J. v., and C. Shah: Exact Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations (2002)
- gions of the United States in an Economic Approach (2010)
- Gong, C. H., Meng, X.: Regional Price Differences in Urban China 1986 – 2001: Estimation and Implication (2008)
- Goodhart, C. : What Weights should be Given to Asset Prices in the Measurement of Inflation? (2001)
- Hamilton, Bruce W.: Using Engel's Law to Estimate CPI Bias (2001)
- Hayes, Peter: Estimating UK Regional price Indices, 1974-96 (2005)
- Hil, R. J.: Superlative Index Numbers: Not All of Them are Super (2005)
- Hill, R. J. and D. Melser: Constructing Panel Price Indexes Using Hedonic Methods: The Case of House Prices in Sydney (2005)
- Hill, R. J.: Comparing Price Levels Across Countries using Minimum Spanning Trees (1999)
- Hill, R. J.: Constructing Price Indexes Across Space and Time: The Case of the European Union (2004).
- Hill, R. J.: Measuring Substitution Bias in International Comparisons Based on Additive Purchasing Power Parity Methods (2000)
- Christensen, A.-K., J. Dupont and P. Schreyer: International Comparability of the Consumer Price Index: Owner-Occupied Housing (2005)
- ILO (2004), Consumer Price Index Manual: Theory and Practice, Published in conjunction with: ILO, IMF, OECD, UNECE, Eurostat, and The World Bank, Geneva, International Labor Office, (webpage: www.ilo.org/public/english/bureau/stat/guides/cpi/).
- Jiang, Xiaojuan and Li, Hui: Regional Income Inequality Using Real Income is Smaller than That Using Nominal Income (in Chinese) (2005)
- Johnston R, McKinney M, Stark T: Regional price level variations and real household incomes in the United Kingdom (1996)
- Jolliffe, Dean: The Cost of Living and the Geographic Distribution of Poverty (2006)
- Kahoun, J.: Regionální ekonomická výkonnost a disponibilní důchod domácností (2010)
- Kokoski, Mary F. and Cardiff, Pat and Moulton, Brent: Interarea Price Indexes for Consumer Goods and Services: an Hedonic Approach using CPI data (2004)
- Koo J, Phillips KR, Sigalla FD: Measuring regional cost of living (2000)



- Koo, Jahyeong and Phillips, Keith R. and Sigalla, Fiona D.: "Measuring Regional Cost of Living" (2000)
- Kosfeld, R., Eckey, H. F.: "Market Access, Regional Price Level and Wage Disparities: The German Case" (2008)
- Kosfeld, R., Eckey, H., F. and Lauridsen, J.: "Disparities in Prices and Income Across German NUTS3 Regions" (2007)
- Köves, P.: "EKS Index and International Comparisons" (1998)
- Kramulová, J.: "Regionalizace výdajů na konečnou spotřebu" (2012)
- Labouňková, V. a kol.: "Hodnocení Indikátorů Strategie regionálního rozvoje 2007 – 13" (2014)
- Lebow, David E. and Rudd, Jeremy B.: "Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand"? (2001)
- Manual of ACCRA Cost of Living Index, Published by the Council for Community and Economic Research, www.coli.org, revised December 2006.
- Martin, Troy M., Bettina H. Aten and Eric B. Figueroa: "Estimating the Price of Rents in Regional Price Parities" (2011)
- Mehnert, A.: "Das reale Einkommen im interregionalen Vergleich – Der Einfluss des Preisniveaus auf die regionalen Einkommensdisparitäten unter Anwendung des statistischen und des ökonomischen Indexkonzeptes" (1997)
- Melser, D., Hill, R.: "Metronds of Constructing Spatial Cost of Living Indexes" (2007)
- Moulton, Brent R. and Karin E. Moses: "Addressing the Quality Change in the Consumer Price Index" (1997)
- Moulton, Brent R., Timothy J. LaFleur and Karin E. Moses: "Research on Improving Quality Adjustment in the CPI; the Case of TVS" (1998)
- Nordhaus, William D.: "Quality Change in Price Indices" (1998)
- Rao, D.S. Prasada: "On the Equivalence of Weighted Country-Product-Dummy Method and the Rao System for Multilateral Price Comparison" (2005)
- Rao, E. S. P.: "Weighted EKS and Generalised CPD Methods for Aggregation at Basic Heading Level and Above Basic Heading Level" (2001)
- Rao, P.: "Spatial Comparisons of Consumer Prices, Purchasing Power Parities and the International Comparison Program" (2004)
- Roback J.: "Wages, rents, and the quality of life." (1982)
- Roos, M. S. M: "Earnings Disparities in Unified Germany: Nominal versus Real" (2006)
- Roos, M. W. M.: "Regional Price Levels in Germany" (2003)
- Sen, A., Smith, T.E.: "Gravity Models of Spatial Interaction Behaviour" (1995)
- Schultze, C., Mackie, C.(eds.): "At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost of Living and Price Indexes" (2002)



- Schultze, C.: The Consumer Price Index: Conceptual Issues and Practical Suggestions (2003)
- Schultze, Charles and Christopher Mackie: The NAS Panels Analysis of Quality Change and the Use of Hedonic Techniques in the CPI (2002)
- Schulze, Ch., L.: The Consumer Price Index: Conceptual Issues and Practical Suggestions (2003)
- Slesnick DT : Prices and regional variation in welfare. Journal of Urban Economics (2002)
- Slesnick, Daniel T.: Prices and Regional Variation in Welfare”, Journal of Urban (2002)
- Strohl G.: Zwischen „örtlicher Vergleich des Verbrauchspreiseniveaus in 50 Städten (1994)
- Südekum, J. : Regional Costs-of-Living with Congestion and Amenity Differences - An Economic Geography Perspective (2007)
- Triplett, J.: Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for the Consumer Price Index (2001)
- Unwin, D.J.: GIS, spatial analysis and spatial statistics (1996)
- Waschka, A. et al.: Comparing Living Costs in Australian Capital Cities (2003)