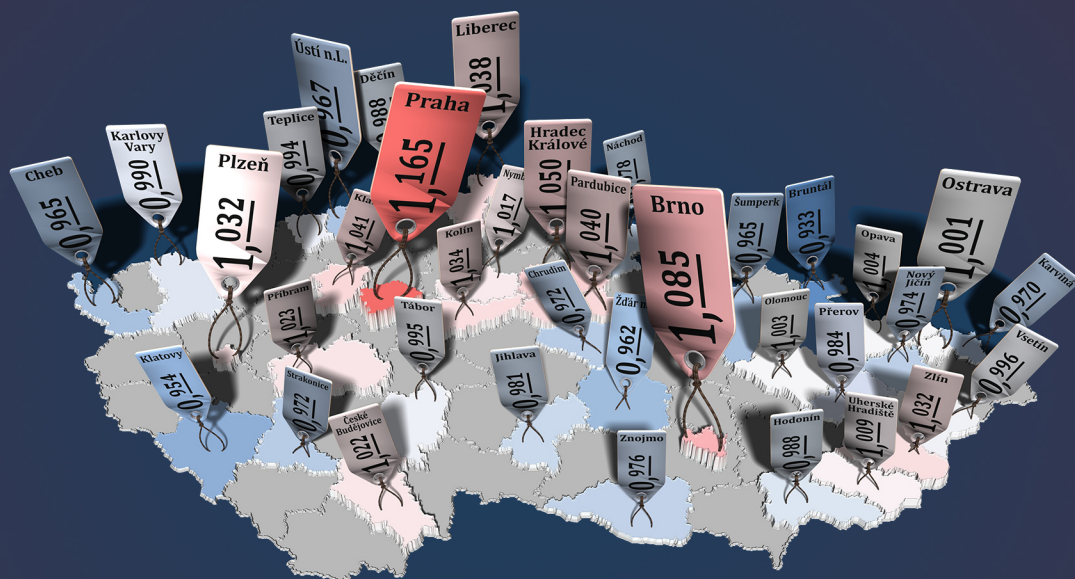


Technická univerzita v Liberci

Jiří Kraft a kol.

# Regionální cenové hladiny v ČR

## teorie, metodika a praxe





TECHNICKÁ UNIVERZITA V LIBERCI  
Ekonomická fakulta

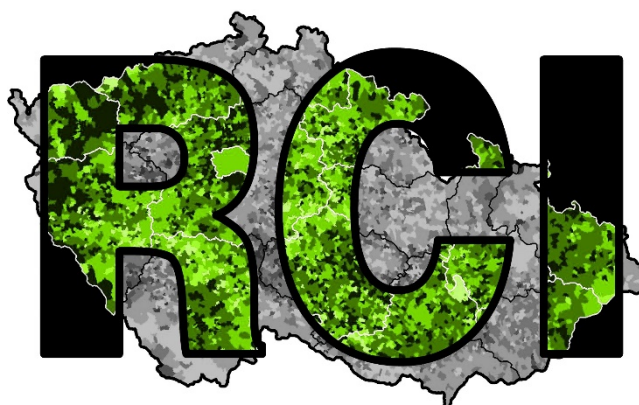


katedra ekonomie

Jiří Kraft a kol.

# Regionální cenové hladiny v ČR

## teorie, metodika a praxe



Tato publikace byla vydána s podporou Technologické agentury České republiky, Programu Omega, v rámci projektu TD020047 „Regionální cenový index jako indikátor reálných sociálních a ekonomických disparit“.

**T A**  
**Č R** Program **Omega**

Zvláštní poděkování patří pracovníkům Odboru statistiky cen Českého statistického úřadu, zejména panu řediteli RNDr. Jiřímu Mrázkovi a paní Ing. Pavle Šedivé, za jejich odborné konzultace, rady a doporučení.



Autoři: © prof. Ing. Jiří Kraft, CSc.  
© PhDr. Ing. Pavla Bednářová, Ph.D.  
© Ing. Aleš Kocourek, Ph.D.  
© doc. Ing. Šárka Laboutková, Ph.D.  
© Mgr. et Mgr. Jiří Rozkovec  
© Ing. Jana Šimanová, Ph.D.  
© Mgr. Jiří Šmída, Ph.D. – 2015

Editor: Ing. Aleš Kocourek, Ph.D.

Recenzenti: prof. Ing. Richard Hindls, CSc., dr. h. c.  
doc. Ing. Pavel Tuleja, Ph.D.

**ISBN 978-80-7494-263-1**

# Obsah

---

<b>Úvod.....</b>	<b>5</b>
	Jiří Kraft, Jana Šimanová
<b>1 Současná praxe prostorového srovnání cenových hladin .....</b>	<b>8</b>
	Jana Šimanová, Jiří Rozkovec
1.1 Program parit kupní síly v rámci zemí OECD-Eurostat .....	9
1.2 Mezinárodní srovnávací program (ICP) .....	10
1.3 Austrálie .....	11
1.4 Spojené státy americké .....	13
1.5 Velká Británie.....	13
<b>2 Metodické přístupy ke kalkulaci prostorových cenových indexů .....</b>	<b>15</b>
	Jana Šimanová, Jiří Rozkovec, Pavla Bednářová
2.1 Volba oblasti .....	15
2.2 Volba výdajových vah .....	24
2.3 Volba metody kalkulace indexu .....	25
2.4 Problém neúplných nebo neodpovídajících dat pro určení cenových parit.....	32
2.5 Tvorba elementárních agregátů s částečně odpovídajícími daty .....	34
2.6 Konceptní přístupy k bydlení ve vlastním .....	40
2.7 Frekvence publikování a metody shromažďování dat.....	45
<b>3 Metodika kalkulace indexu regionální cenové hladiny v ČR .....</b>	<b>51</b>
	Jana Šimanová, Aleš Kocourek, Jiří Rozkovec, Jiří Kraft
3.1 Metodický rámec pro kalkulaci regionálních cenových hladin v ČR.....	51
3.2 Popis metodického postupu .....	56
<b>4 Výpočet regionálních cenových hladin v České republice .....</b>	<b>67</b>
	Aleš Kocourek, Jana Šimanová, Jiří Rozkovec, Jiří Šmída
4.1 Úprava cenových dat a kalkulace cenových parit.....	67
4.2 Odhad regionálních výdajových vah domácností.....	68
4.3 Agregace a výpočet regionálních cenových hladin .....	69



<b>5 Vazba RCI na relevantní ekonomické fenomény jako východisko řešení cenové diferenciace v regionech.....</b>	<b>84</b>
	Jiří Kraft
5.1 Variabilita RCI celkem a jeho oddílů .....	87
5.2 Vazba RCI na hrubý domácí produkt na obyvatele.....	89
5.3 Vazba RCI na čistý disponibilní důchod domácností na obyvatele.....	93
5.4 Vazba RCI na obecnou míru nezaměstnanosti.....	94
5.5 Vazba RCI na investice a na počet malých a středních podniků .....	96
5.6 RCI ve vazbě na index atraktivity regionu.....	98
5.7 Další zkoumané souvislosti.....	100
5.8 Návrhy na řešení současného stavu .....	101
<b>6 Aplikace regionálních cenových hladin v praxi.....</b>	<b>104</b>
	Pavla Bednářová, Šárka Laboutková, Jana Šimanová, Jiří Šmída
6.1 Reálné regionální socioekonomické disparity.....	104
6.2 Informační potenciál RCI .....	106
6.3 Reálné regionální ukazatele.....	113
6.4 Možnosti hospodářské politiky při ovlivňování regionálních cenových rozdílů.....	121
<b>Závěr .....</b>	<b>130</b>
	Jiří Kraft, Šárka Laboutková, Jana Šimanová
<b>Seznam použité literatury .....</b>	<b>133</b>
<b>Přílohy .....</b>	<b>146</b>
<b>Shrnutí.....</b>	<b>166</b>

Cílem předkládané vědecké monografie je návrh metodických postupů, které umožní kalkulaci regionálních cenových hladin a prezentace experimentálních výsledků navržených metodických postupů v současných podmínkách sběru dat. Kniha je určena odborné i laické veřejnosti. Výsledky založené na nových metodických postupech mohou být využity na akademické půdě, v politicko-hospodářské praxi na úrovni regionální politiky.

Výsledky v zásadě umožňují zejména:

- provést srovnání cenových hladin, resp. relativních nákladů na život průměrné domácnosti v regionech na úrovni LAU 1, NUTS 3 a NUTS 2, a to i v rámci jednotlivých složek výdajů domácností;
- adresněji zacílit nástroje regionálního rozvoje díky přesnějšímu vymezení socioekonomických disparit prostřednictvím reálných ukazatelů na úrovni LAU 1, NUTS 3 a NUTS 2;<sup>1</sup>
- provést vizualizaci prostřednictvím kartogramů a přehledně tak ilustrovat situaci na celém území ČR;
- vytvořit analytické podklady pro potřeby územního rozvoje a SWOT analýzy, včetně vyčíslení relativní pozice regionu v meziregionálním srovnání;
- lépe identifikovat socioekonomickou pozici domácností v regionech v kontextu jejich příjmů a životních nákladů;
- Zpřesnit odhady cenových parit pro reporting Českého statistického úřadu v rámci OECD-EUROSTAT Purchasing Power Parities.

Snahou autorů je využít stávající datovou základnu, kterou pravidelně aktualizuje a doplňuje Český statistický úřad v rámci cenových šetření pro výpočet Indexu spotřebitelských cen a šetření spotřebních výdajů domácností pro nový účel – prostorové srovnání cenových hladin v českých regionech.

Ambicí autorů je, aby zvolený postup kalkulace cenových hladin, který je velmi náročný na sběr vstupních dat a jejich další zpracování (viz kapitolu 3.2 na straně 56) byl:

---

<sup>1</sup> Znalost úrovně cenových hladin umožňuje např. konstrukci tzv. reálných příjmových ukazatelů domácností v paritě kupní síly. Díky reálným příjmovým indikátorům je pak možné sledovat reálné regionální disparity.

a) opakovatelný, b) umožňoval multilaterální srovnání, c) umožňoval sektorovou dekompozici indexu podle výdajových skupin domácností (v členění CZ-COICOP), jimiž jsou na nejvyšší úrovni:

CZ-COICOP 01 – Potraviny a nealkoholické nápoje

CZ-COICOP 02 – Tabák a alkoholické nápoje

CZ-COICOP 03 – Odívání a obuv

CZ-COICOP 04 – Bydlení, voda, energie, paliva

CZ-COICOP 05 – Bytové vybavení, zařízení domácnosti, opravy

CZ-COICOP 06 – Zdraví

CZ-COICOP 07 – Doprava

CZ-COICOP 08 – Pošty a telekomunikace

CZ-COICOP 09 – Rekreace a kultura

CZ-COICOP 10 – Vzdělávání

CZ-COICOP 11 – Stravování a ubytování

CZ-COICOP 12 – Ostatní zboží a služby

První kapitola shrnuje současné aplikace prostorových cenových indexů ve světě. Pozornost je věnována především doposud největšímu statistickému projektu – Mezinárodnímu srovnávacímu programu. Druhá kapitola obsahuje rešerši metod a metodických přístupů k prostorovým cenovým indexům z hlediska nejdůležitějších aspektů, kterými jsou volba oblasti, volba metody agregace apod. Třetí kapitola obsahuje vlastní metodiku kalkulace regionálních cenových indexů (indexů regionálních cenových hladin) využitelnou v podmínkách ČR, která je v mikrodatech poskytnutých Českým statistickým úřadem aplikována ve čtvrté kapitole. Autoři se zabývají především způsobem zabezpečení prostorové srovnatelnosti cenových dat, která je pro výpočet indexu klíčová. Zde jsou rovněž prezentovány experimentální výsledky – odhady cenových hladin v českých regionech. Výsledky jsou vizualizovány na kartogramech. V páté a šesté kapitole jsou prezentovány dosavadní výsledky reálných regionálních socio-ekonomických disparit v českých regionech vč. analýzy rozdílů cenových hladin v regionech. Prokázána je vazba RCI na další významné ekonomické fenomény, přičemž jsou zvážena a navržena opatření v hospodářské politice vedoucí ke snížení regionálních rozdílů v ČR, na které index regionální cenových hladin poukázal. Poslední kapitola rovněž naznačuje doporučení pro aktéry regionální politik a hospodářsko-politickou praxi.

Tato monografie vznikla díky podpoře projektu TD020047 „Regionální cenový index jako indikátor reálných ekonomických a sociálních disparit“ poskytnuté Technologickou agenturou České Republiky v rámci Programu Omega. Autoři by rádi poděkovali paní prof. Ing. Ivě Ritschelové, CSc., předsedkyni Českého statistického úřadu, za profesionální přístup, vstřícnost a ochotu a rovněž pracovníkům Odboru statistiky cen Českého statistického úřadu, zejména panu řediteli RNDr. Jiřímu Mrázkovi a paní Ing. Pavle Šedivé, za odborné konzultace, rady a doporučení týkající se sběru a vyhodnocování dat z cenových šetření.

Výsledky projektu jsou laické i odborné veřejnosti volně k dispozici na webovém portálu, dostupném na adrese: <http://vyzkum.ef.tul.cz/td020047/index.php>

# 1 Současná praxe prostorového srovnání cenových hladin

Jana Šimanová, Jiří Rozkovec

V současné ekonomické praxi existuje několik standardně používaných a solidně zavedených indikátorů, jejichž podstatou je prostorové srovnání cenových hladin. Zpravidla se ovšem jedná o srovnání agregátních cenových hladin v mezinárodním měřítku. Za tímto účelem vykazuje Eurostat v rámci Evropského srovnávacího programu (*European Comparison Programme – ECP*) tzv. **standard kupní síly** (*Purchasing Power Standard – PPS*), nebo Organizace pro ekonomickou spolupráci a rozvoj (*Organization for Economic Cooperation and Development – OECD*) tzv. **paritu kupní síly** (*Purchasing Power Parity – PPP*). Jádrem obou těchto indikátorů je jednoduchý poměr cen za tentýž výrobek nebo službu vyjádřených v národních měnách. Jestliže například v Německu daný výrobek stojí 6 EUR a v České republice 300 Kč, potom je cenový poměr (*price relative*)  $6:300 = 0,02$ . To znamená, že v ČR by kupující za jednu korunu obdržel stejné množství daného zboží jako v Německu za 0,02 EUR.

Standard kupní síly ovšem neporovnává ceny pouze dvoustranně. Jedná se o výsledek multilaterálního porovnávání, které navíc nezahrnuje jen jednu komoditu<sup>2</sup>, nýbrž celý referenční koš zboží a služeb. V projektu ECP odpovídá kupní síla 1 PPS průměrné kupní síle jednoho eura ve všech zemích EU27. Jak PPS, tak i PPP<sup>3</sup> se používají k vyjádření objemu souhrnných ekonomických ukazatelů (např. hrubého domácího produktu – HDP) při mezinárodních srovnáních, neboť lépe zohledňují ekonomickou sílu dané země, zabraňují zkreslení komparace rozdílnými cenovými hladinami a při přepočtu na obyvatele reflektují přesněji ekonomickou a do jisté míry i sociální pozici obyvatel ve světovém srovnání.

V dalších částech této kapitoly budou představeny základní postupy používané v praxi při sestavování prostorových cenových indexů. Problematikou prostorových cenových srovnání se systematicky zabývá:

- **OECD a Eurostat**, který již od 80. let publikuje odhady v rozdílech cenových hladin (*Purchasing Power Parities*) za účelem odhadu reálného HDP a skutečné spotřeby v zemích EU a OECD

<sup>2</sup> Jako je tomu například u známého BigMac Indexu nebo iPad Indexu.

<sup>3</sup> Ve statistikách OECD odpovídá 1 PPP kupní síle jednoho amerického dolaru v USA.

- **Mezinárodní srovnávací program** (*International Comparison Program – ICP*), který v současné době publikuje nejúplnější soubor prostorových cenových indexů cca 160 zemí.
- **Australský statistický úřad** (*Australian Bureau of Statistics – ABS*), který publikuje cenové indexy v bienále a na bázi fixního spotřebního koše pro 27 měst.
- **Úřad pro pracovní statistiku Spojených států** (*Bureau of Labor Statistics – BLS*), který publikuje každý rok regionální parity kupních sil pro 50 států a 366 metropolitních a nemetropolitních oblastí a upravuje jimi především průměrné nominální mzdy.
- **Národní statistický úřad Spojeného království Velké Británie a Severního Irska** (*Office of National Statistics – ONS*).

V následujících podkapitolách jsou výše uvedené projekty podrobněji představeny. Další příklady zpravidla jednorázové kalkulace regionálních cenových hladin lze registrovat v Německu (ROOS, 2006), Itálii (PITTAU, ZELLI a MASSARI, 2006), Číně (BRANDT a HOLZ, 2006) a (GONG a MENG, 2008), Rakousku (MATZKA a NACHBAGAUER, 2009) nebo také na Slovensku (RADVANSKÝ a FUCHS, 2009). Jim je však pozornost věnována pouze okrajově.

## 1.1 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. Na začátku 80. let minulého století byl program rozšířen na 26 rozvinutých zemí OECD. V roce 2014 zahrnuje srovnání parit kupních sil zemí OECD-Eurostat 37 zemí (OECD, 2005).

Účelem programu je prostřednictvím kalkulace parit kupní síly sestavit odhady rozdílů v reálné spotřebě a HDP mezi zeměmi. Důvodem je především závazek členských států poskytovat příspěvky do rozpočtu EU a stejně tak závazek rozpočtu EU vůči ekonomicky slabším státům. Oba totiž závisí na velikosti ekonomiky dané země v reálném vyjádření.

V minulosti, tj. před zahájení programu parit kupní síly, se pro srovnání nominálních hodnot HDP často používaly směnné kurzy. Směnné kurzy jsou však pohyblivé na denní bázi, což způsobuje značné kolísání reálné hodnoty produkce. I v dlouhodobém horizontu může tento přístup přinést zkreslené výsledky, protože směnné kurzy se mohou od trendů v cenách systematicky lišit.

Protože je program PPP v rámci zemí OECD-Eurostat zaměřen na sestavení mezinárodních srovnání HDP, zahrnuje nejen spotřební zboží, ale i investiční, vládní a kapitálové statky. Prostorová srovnání cen jsou kalkulována použitím metody EKS<sup>4</sup> a Gearyho-Khamisovy metody (blíže viz kapitolu 2.3.3.2 na straně 30). V poslední době je program PPP v rámci zemí OECD-Eurostat úzce koordinován spolu s rozsáhlejším Mezinárodním srovnávacím programem (*International Comparison Programme – ICP*).

## 1.2 Mezinárodní srovnávací program (ICP)

Počátky ICP rovněž sahají do 60. let minulého století. Program je v současnosti organizován a financován Organizací spojených národů, Světovou bankou, Eurostatem, OECD a národními vládami. Jeho náplní je srovnání cenových hladin napříč zeměmi tak, aby bylo možné porovnat rozdíly v reálném HDP. Prostorová srovnání jsou pro všechny země realizována každé tři roky. V roce 1970 zahrnoval program pouze 10 zemí, v roce 2011 se programu účastnilo již 199 zemí (WB, 2015).

Mezinárodní srovnávací program (ICP) je nejrozsáhlejším projektem srovnání cenových parit ve světě. V manuálu ICP je uveden přesný a jednotný postup, jak je sestaven seznam produktů, jak probíhá sběr dat a výpočet cenových indexů. Tvorba seznamů produktů v rámci ICP je komplikovaná, jelikož referenční koše se napříč zeměmi značně liší. Přesné sloučení produktů je prakticky nemožné. Každá země musí označit každý produkt na seznamu z hlediska domácí spotřeby jako „charakteristický“ nebo „necharakteristický“. Necharakteristické produkty jsou takové, které se nakupují v relativně malém množství. Rozdělení na charakteristické a necharakteristické produkty má dva důvody: Zaprvé zajišťuje, že každá země do seznamu zařadí dostatečný počet charakteristických tříd. Za druhé, rozdíl mezi charakteristickými a necharakteristickými třídami umožňuje odvodit ceny a váhy šetřených charakteristických, resp. necharakteristických položek (RAO, 2004).

V rámci mezinárodního srovnávacího programu jsou cenové indexy kalkulovány nejprve na elementární položkové úrovni, posléze je sestaven agregátní cenový index.

---

<sup>4</sup> Hned při první zmínce je třeba upozornit na významnou odlišnost metody EKS (pro podrobnosti viz kapitolu 2.3.3.1 na straně 29) a metody Eurostat-EKS (pro podrobnosti viz kapitolu 2.5.3 na straně 37). Metoda EKS se využívá k zajištění tranzitivity cenových srovnání, metoda Eurostat-EKS k tvorbě elementárních agregátů s jen částečně odpovídajícími daty.



Vzhledem k rozmanitosti zemí nelze očekávat, že každá země dodá ceny za každý produkt, proto se k výpočtu používají dvě metody:

- Metoda Country Product Dummy (CPD), která je založena na odhadech regresních rovnic s dummy proměnnými pro země a produkty (podrobněji viz kapitolu 2.5.2 na straně 35).
- Metoda Eurostat-EKS, která představuje alternativu k CPD používanou pro země Evropské unie (podrobněji viz kapitolu 2.5.3 na straně 37).

Inspirací pro tvorbu regionálních cenových indexů ze šetření dat šetřených pro index spotřebitelských cen (*Consumer Price Index – CPI*) je fakt, že není potřeba, aby všechny regiony měly naprosto dokonale sladěné seznamy oceňovaných produktů, protože metody CPD a Eurostat-EKS umí pracovat i s neúplnými údaji.

### 1.3 Austrálie

Australský statistický úřad (*Australian Bureau of Statistics – ABS*) publikuje časové indexy spotřebitelských cen ve všech osmi hlavních městech (tj. Sydney, Melbourne, Brisbane, Adelaide, Perth, Hobart, Darwin a Canberra). ABS se zabývá i otázkou, zda mohou být na základě těchto dat počítány také prostorové cenové indexy pro tato hlavní města (WASCHKA a kol., 2003). Waschka a kol. připouští jeden z hlavních problémů prostorových srovnání, a to obtížnost přesného přiřazení produktů napříč oblastmi za použití dat z CPI. Při kalkulaci CPI prostorová kvalitativní nesrovnatelnost oceňovaných produktů a služeb nečiní zvláštní obtíže, jelikož v každé oblasti je oceňován stále stejný mix zboží a služeb. V experimentální studii kalkuluje Waschka prostorové indexy z dat CPI na základě metody Eurostat-EKS bez rozlišení produktů na reprezentativní a nerepresentativní. Předběžné výsledky jsou dostupné pouze na úrovni 9 z 11 skupin (vyloučenými skupinami jsou bydlení a zboží a služby jinde neuvedené). Některé výsledky jsou poněkud překvapivé,<sup>5</sup> což je pravděpodobně dáno právě prostorovou nesrovnatelností oceňovaných položek. Autor neobjasňuje, jak a zda se s problematickou oblastí vypořádal (WASCHKA a kol., 2003).

---

<sup>5</sup> Například Hobart v 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.

Zvláštní pozornost si zasluhuje přístup ABS k některým problematickým skupinám. V první řadě se jedná o bydlení v osobním vlastnictví. ABS sestavuje v rámci CPI cenový index bydlení pomocí metody akvizice či nákladů na pořízení, která sleduje náklady na stavbu nových domů či bytů. Zdrojová data pocházejí z průzkumů stavebních společností a těch, kteří staví typové domy. Avšak tento přístup ignoruje ceny pozemků (viz rovněž kapitolu 2.6 na straně 40).

Volba optimálního přístupu k problematice bydlení ve vlastním závisí na způsobu další aplikace prostorového cenového indexu. Pokud je cílem srovnání kupních sil, potom náklady na bydlení jsou jedním z rozhodujících faktorů, přičemž ceny pozemků zde hrají významnou roli. ABS zvažuje možnost zveřejňování tří rozdílných souborů prostorových indexů, přičemž první z nich je založen na výše zmíněné akviziční metodě, druhý na metodě ekvivalence nájmu, třetí bydlení ve vlastním vůbec nezahrnuje.

Dalšími třemi problematickými skupinami jsou vzdělání, zdraví a doprava. V oblasti jsou šetřeny cenové údaje za předškolní, základní, střední i vysoké školy a zároveň se rozlišují státní instituce od soukromých. Prostorová srovnání cen vzdělávání jsou ovšem ztížena zejména nedostatkem použitelných údajů o rozdílech v kvalitě jednotlivých zařízení.

V oblasti zdraví jsou šetřeny ceny všech výdajů spojených se zdravím, jako například zdravotní pojištění, poplatky u lékařů a specialistů, další lékařské poplatky a nemocniční sazby. V souvislosti s poplatky za lékařskou konzultaci vyvstávají zajímavé otázky: Pokud většina praktických lékařů provozuje svou činnost v režimu bulk billing<sup>6</sup>, 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. popisuje, o kolik jsou ceny v režimu bulk billing v Canbeře nižší oproti ostatním městům (WASCHKA a kol., 2003). Opět vyvstává problém konstantní kvality.

Od roku 1998 publikuje Úřad vlády pro regionální rozvoj Západní Austrálie regionální cenové indexy na bázi fixního koše pro 27 měst. Váhový systém vychází ze spotřebního koše pro CPI v hlavním městě Západní Austrálie – Perthu publikovaného ABS.

---

<sup>6</sup> Australský systém hrazení nákladů na zdravotní péči z obecného zdravotního pojištění. Jedná se v podstatě o podobný systém jako v České republice.

Cílem projektu bylo vytvořit prostorový index pro cenovou komparaci, který své hlavní využití nachází především ve stanovení kupních sil platů státních zaměstnanců v daných regionech, ale i mezd v soukromém sektoru a dále je využíván jako analytický podklad pro politická rozhodnutí. Spotřební koš čítá 504 položek, přičemž bydlení ve vlastním je koncipováno na bázi platebního přístupu, tj. cenami nemovitostí, kde vahou je objem zaplacených úroků z hypoték (podrobněji viz kapitolu 2.6 na straně 40).

## 1.4 Spojené státy americké

Úřad pro pracovní statistiku Spojených států (*Bureau of Labor Statistics* – BLS) realizuje mimořádně ambiciózní projekt regionálních cenových parit, který využívá šetření cen z CPI a pro prostorová cenová srovnání ve velké míře používá hédonické metody (SCHULTZE a MACKIE, 2002). BLS v rámci cenových šetření pro účely sestavení CPI používá metodu výběru vzorků na základě pravděpodobnosti, tudíž volba konkrétní položky reprezentující určitou kategorii zboží či služeb závisí na míře pravděpodobnosti, se kterou by toto zboží či služba byly vybrány spotřebitelem v konkrétním obchodě a městě. Prostorové sladění na úrovni konkrétních položek je tedy velmi slabé. BLS tento problém řeší metodou hédonické regrese (pro podrobnosti viz kapitolu 2.5.4 na straně 37), která představuje sofistikovaný systém zpracování dat z dostupných šetření pro CPI. Aniž by bylo třeba jít do terénu a sbírat nové údaje speciálně pro prostorová srovnání, dokáže BLS díky metodě hédonické regrese kalkulovat robustní prostorový cenový index (BLS, 2007).

## 1.5 Velká Británie

Národní statistický úřad Spojeného království Velké Británie a Severního Irska (*Office of National Statistics* – ONS) zvolil odlišný přístup řešení problému prostorové srovnatelnosti cenových dat. Dosud jej ovšem aplikuje jen v omezené míře, ve dvanácti pilotních oblastech (HAYES, 2005). Na rozdíl od australských a amerických kolegů se Britové zavázali k publikování výsledků prostorového srovnání každé dva roky od roku 2004 (BALL a FENWICK, 2004). První průzkum za rok 2000 zahrnoval pouze cca 380 druhů zboží a služeb napříč 65 městy/oblastmi. Sběr dat zajišťovala společnost pro marketingový průzkum zvaná Research International (FENWICK a O'DONOGHUE, 2003). Výsledky průzkumu byly doplněny o údaje ze šetření maloobchodních cen (*Retail Price*

*Index*) zahrnující okolo 170 položek (zejména potraviny a tabák tam, kde bylo možné přiřadit přesně údaje z různých oblastí). Pro oblast bydlení ve vlastním index zohledňuje 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 nesrovnatelných údajů CPI. ONS ukázal, že dodatečné průzkumy prostorově srovnatelných cenových reprezentantů (podrobně charakterizovaných určitými typickými znaky) nejsou zcela nemožné, avšak lze je provést pouze v omezené míře. Jako velmi efektivní se jeví kombinace obou výše uvedených přístupů. Kokoski, Cardiff a Moulton uznávají, že hédonický přístup nemůže řešit všechny jednotlivé vstupní položky výdajového koše (KOKOSKI, CARDIFF a MOULTON, 1994). Pokud se výzkum zaměří speciálně na problematiku prostorové srovnatelnosti dat, lze i při použití dat z šetření CPI dospět k dostatečně přesným výsledkům vhodným ke zveřejnění, aniž by to bylo spojeno s výraznými finančními nároky na další cenová šetření. To je ostatně jedním z významných aspektů, který autoři zohledňují v rámci certifikované metodiky popsané podrobně v kapitole 3 na straně 51.

## 2 Metodické přístupy ke kalkulaci prostorových cenových indexů

Jana Šimanová, Jiří Rozkovec, Pavla Bednářová

---

Následující kapitola pojednává o problematice prostorového srovnání cen. Konkrétněji jsou zde popsány různé alternativní způsoby výpočtu prostorových cenových indexů, pozornost je věnována volbě konkrétních oblastí (národních či oblastních/regionálních vah) a problémům, které mohou nastat v případě neúplných nebo nedokonale prostorově srovnatelných dat.

### 2.1 Volba oblasti

Správná volba oblastí pro kalkulaci prostorových cenových indexů je obtížným teoretickým problémem. Obecně však lze konstatovat, že členění na menší územní celky je vždy vhodnější. Otázka volby oblasti není v manuálu Evropského srovnávacího programu detailněji řešena, jelikož dosavadní prostorové srovnání parit kupní síly v kontextu objemových indexů je prováděno na úrovni států.

Jednou z možností, jak otázku volby oblasti řešit, je zjistit od potenciálních uživatelů indexu, jaké je dle jejich názoru nejlepší oblastní členění. Ačkoli se pohled jednotlivých uživatelů bude jistě lišit, jednou z nejčastějších odpovědí bude pravděpodobně co možná nejpodrobnější územní členění. Klíčová pro finální rozhodnutí týkající se prostorového vymezení indexu jsou ovšem praktická kritéria, která jsou jasně omezena dostupnými údaji týkajícími se oblastních cen a výdajů domácností. Lze přitom očekávat, že bude jednodušší získat informace o lokálních cenách než o výši a struktuře lokálních výdajů domácností.

Pokud nejsou údaje o výdajových vahách v konkrétní oblasti k dispozici, lze je odhadnout podle podobného či sousedního regionu. Takovými odhady se v ČR zabývá např. (KRAMULOVÁ a MUSIL, 2013), kteří odhadují regionální výdajové váhy z národních účtů pomocí vybraných klíčů, jimiž jsou Statistika rodinných účtů (SRÚ), počet obyvatel regionu a další. V zahraničí lze čerpat např. z (FIGUEROE, ATEN a MARTIN, 2014), kde jsou výdajové váhy odhadovány na základě šetření spotřebních výdajů (*Consumer Expenditure Survey*) realizovaného BLS a alokovány do konkrétních regionů proporcionalně podle příjmů. Jako alternativu američtí autoři uvádějí alokaci podle populace regionu. V manuálu ILO jsou doporučovány možnosti využití šetření výdajů

domácností (*Housing Expenditure Survey*). Samozřejmě záleží na účelu použití indexu. Pokud se jedná o indexy životních nákladů (*Cost-of-Living Index*), je možné využít regionálních šetření výdajů domácností, jsou-li provedeny na reprezentativním vzorku (KOO, PHILLIPS a SIGALLA, 2000). V zásadě je možné provést odhad na nižší územní celky na základě výsledků statistiky šetření domácností (Statistiky rodinných účtů) dle kvótního výběru, kde jsou známy spotřební výdaje průměrné domácnosti v kvótním členění, tj. např. podle příjmů, velikosti obce, počtu členů domácnosti i členění podle sociálního statutu (nezaměstnaní, důchodci apod.). Klíčem pro odhad výdajových vah pak kromě výše zmíněné SRÚ dále mohou být údaje ze Sčítání domů, lidí a bytů (SLBD) a údaje městské a obecní statistiky (ČADIL a MAZOUCH, 2011).

Pokud je na problematiku volby nahlíženo z časového hlediska, tj. volba časového úseku, který by měl index zahrnovat (např. měsíc, čtvrtletí, rok), potom rozhoduje spíš praktické hledisko a požadavky uživatelů. 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 pokud možno stejná období.

Při užití tohoto principu je třeba, aby oblasti byly relativně homogenní, co se cenových hladin a cenových parit týče. Nejsou-li tyto podmínky splněny, pak agregace cen napříč heterogenní oblastí zamlží většinu cenových odchylek, které chceme měřit. Při volbě oblastí je třeba zjistit, zda jsou cenové hladiny i cenové poměry v navrhované oblasti přiměřeně homogenní. Diewert vyvinul metody pro srovnání stejnorodosti, resp. nestejnorodosti dvou cenových vektorů jak z hlediska jejich absolutních hladin, tak cenových poměrů (DIEWERT, 2002a). Existuje ale i jednodušší metoda spočívající ve 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 případě volby oblasti v kontextu regionálních cenových hladin v České republice lze uvažovat o třech základních možnostech územního rozdělení:

- administrativní členění České republiky;
- územního členění dle Strategie regionálního rozvoje;
- prostorový koncept tržních regionů.

## 2.1.1 Administrativní členění ČR – klasifikace CZ-NUTS-LAU

Administrativní regiony jsou vymezovány pro potřeby výkonu státní správy a územní samosprávy. Mezi jejich jednotlivými úrovněmi existují dva základní vztahy: skladebnost (region vyšší úrovně je tvořen několika celky nižší úrovně) a vztah podřízenosti či nadřízenosti (normy přijaté na vyšší úrovni jsou závazné pro regiony úrovně nižší). Administrativní – správní regiony vycházejí z historického územního členění, ale respektují i normalizovanou klasifikaci územních celků v České republice podle klasifikace CZ-NUTS. Aktuální územně-správní členění bylo zavedeno opatřením Českého statistického úřadu ze dne 27. dubna 1999 a naposledy aktualizováno sdělením Českého statistického úřadu č. 363/2012 Sb. ze dne 29. října 2012 (ČSÚ, 2012) (viz Obrázek 1).



Obrázek 1: Klasifikace územních statistických jednotek (CZ-NUTS-LAU)

Zdroj: (RISY, 2015a)

Využití administrativního členění pro kalkulaci regionálních prostorových cenových indexů přináší základní výhody v dostupnosti statistických dat pro vybrané administrativní jednotky. V rámci regionální statistiky na úrovni NUTS 2 (oblasti, tzv. regiony soudržnosti), NUTS 3 (kraje) a LAU 1 (okresy) zajišťuje administrativní členění rovněž aplikovatelnost výsledků v rámci Strategie regionálního rozvoje ČR a využití v rámci regionální hospodářské politiky (LABOUNKOVÁ a kol., 2014). Mezi hlavní nevýhody využití administrativního členění pro prostorové srovnání regionálních cenových hladin



patří nezohlednění vzájemných dojížd'kových a vyjížd'kových vazeb regionů, nerovnoměrné rozložení metropolitních oblastí a městských částí v jednotlivých krajích a nerovnoměrné rozmístění populace s ohledem na vytváření tržních zón. Administrativní členění ČR bylo podrobena revizi např. ze strany Hampla a Marady (HAMPL a MARADA, 2015), Hubáčkové a Krejčího (HUBÁČKOVÁ a KREJČÍ, 2007), případně Haláse a Klapky (HALÁS a KLAPKA, 2010), kteří navrhli potenciální územně správní uspořádání Česka za pomoci modelování prostorových interakcí prostřednictvím Reillyho modelu a komparací modelovaných výsledků s regionalizací založenou na reálných dojížd'kových vazbách a při současném administrativním členění území státu (HUBÁČKOVÁ a KREJČÍ, 2007).

### **2.1.2 Územní členění České republiky pro účely Strategie regionálního rozvoje**

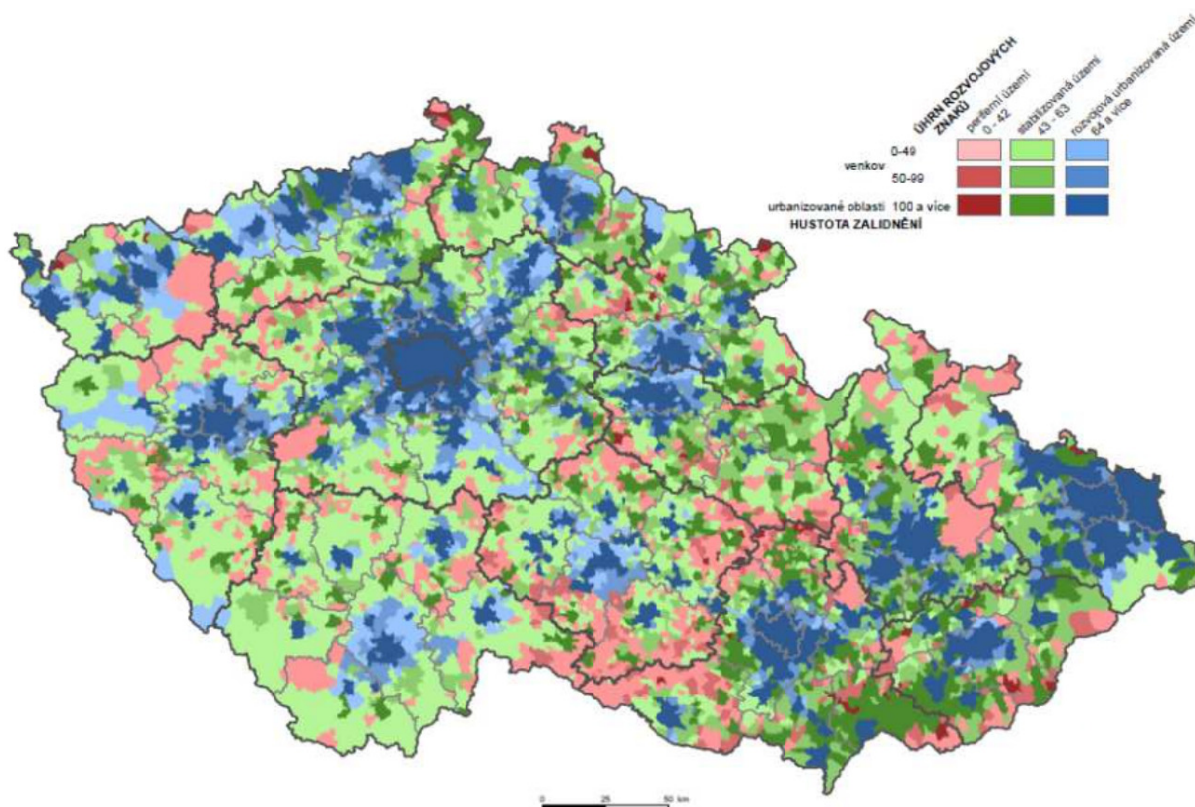
Základním východiskem k uplatnění priorit regionální politiky a vymezení územní dimenze v ČR je Strategie regionálního rozvoje ČR 2014–2020 (MMR, 2013). Jedná se o základní koncepční dokument v oblasti regionálního rozvoje. Územní dimenze v rámci analýzy Strategie regionálního rozvoje dokumentuje především potřebu vyšší územní integrace jádrových prostorů nejvýznamnějších metropolitních oblastí a aglomerací s jejich širším zázemím za účelem efektivního využití jejich ekonomického a lidského potenciálu. Území České republiky je rozděleno na tři základní typy z hlediska rozvojových znaků:

- **rozvojová území**

- metropolitní oblasti jsou oblasti s koncentrací nad 300 tis. obyvatel. Jejich jádry jsou největší města v České republice (Praha, Brno, Ostrava, Plzeň). Jsou zde koncentrovány funkce nejvyššího řádu (administrativa, finanční sektor, věda a výzkum, vysoké školství, infrastruktura, manažerské struktury). Výrazným trendem ve vývoji jejich prostorové struktury je intenzivní suburbanizace, ovšem s řadou negativních důsledků ovlivňujících jejich celkový vývoj. Pražská metropolitní oblast svým významem ovlivňuje podstatnou část území státu, prostorový vliv Brněnské, Ostravské a Plzeňské metropolitní oblasti je omezený na příslušné části republiky. Z hlediska koncentrace obyvatelstva (nad 300 tis. obyvatel) lze k těmto centrům přiřadit i oblasti Ústecko – Chomutovské aglomerace a Hradecko – Pardubické aglomerace. V těchto metropolitních oblastech se tvoří více jak 55 % HDP ČR, žije zde více jak 45 % obyvatel a mají

klíčový význam pro ČR z hlediska ekonomického růstu a mezinárodní konkurenceschopnosti.

- sídelní aglomerace představují území s koncentrací 100 000 – 300 000 obyvatel, jejichž jádru jsou zbývající krajská města. Tato centra jsou se svým zázemím poměrně intenzivně propojena hospodářsky, infrastrukturně, dojížděnou za prací a službami. Na druhé straně jsou zde u většiny sídelních aglomerací patrné výraznější rozdíly mezi jejich centry a zázemím z hlediska charakteru osídlení i ekonomické základny.
- regionální centra a jejich zázemí (území s koncentrací 25 000 – 100 000 obyvatel) patří hospodářská střediska regionálního významu a jejich zázemí s vyšší koncentrací obyvatel a větším počtem podnikatelských subjektů. Tyto tři typy území lze charakterizovat jako vysoce urbanizovaná území, v nichž se prioritně budou projevovat předpoklady a problémy spojené s urbánním rozvojem.



Obrázek 2: Typologie území České republiky dle Strategie regionálního rozvoje ČR

Zdroj: (MMR, 2013: 57)

- **stabilizovaná území** se nacházejí mimo aglomerace a regionální centra a jejich zázemí a zároveň tvoří periferní území. Představují je mikroregionální centra – ekonomická a sídelní střediska s omezeným regionálním významem, která tvoří se

svým zázemím relativně funkční oblasti. Jedná se o území, která v dlouhodobém hledisku nevykazují významné negativní socioekonomické charakteristiky (např. nezaměstnanost, vylidňování, environmentální zátěže nebo nedostatečná vybavenost), ale zároveň nejsou „hybatelem“ socioekonomického rozvoje v regionu, což předurčuje skutečnost, že část místního obyvatelstva musí vyjíždět za prací a do škol mimo tyto funkční oblasti.

- **periferní území** představují území geograficky odlehlá a dlouhodobě se potýkající s kumulací problémů (např. příhraniční oblasti, horské oblasti, vnitřní periferie nebo území se specifickými problémy). Jedná se o území, ve kterých se kumulují negativní charakteristiky, které spočívají například v nedostatečné vybavenosti území, v často velmi špatné dopravní dostupnosti či vysoké nezaměstnanosti. Hlavním znakem pro tato území je většinová vyjížd'ka místních obyvatel za prací a do škol mimo tato území a nezřídka i pokračující vylidňování. Stabilizovaná území a periferní území se převážně vyznačují podprůměrnou hustotou zalidnění (pod 100 obyvatel na km<sup>2</sup>) a lze je zahrnout pod společný pojem venkov.

V kombinaci s ukazateli hustoty zalidnění a počtu obyvatel jsou tyto typy dle stupně urbanizace území dále rozděleny na urbanizované oblasti a venkov, přičemž rozlišujícím kritériem je hustota zalidnění 100 obyvatel na km<sup>2</sup> (viz Obrázek 2 výše).

### 2.1.3 Prostorový koncept tržních regionů

Další možností subregionalizace územní ČR pro potřeby zkoumání cenových diferencí je vytvoření prostorového konceptu tržních regionů (tržních zón obklopujících tržní cenotvorná centra) na základě detekce tržních prostorových interakcí s akcentem na reálné dojížd'kové vazby (přirozené spádovosti) při akceptování současného administrativního členění (administrativní spádovosti) území České republiky.

Východiskem pro identifikaci tržních (cenotvorných) center je tzv. Teorie centrálních míst (CHRISTALLER, 1933), která se zabývá se problematikou prostorového systému osídlení, velikostí a rozmístěním sídel v sídelní struktuře především na základě ekonomických charakteristik, závislých na chování spotřebitelů a obchodníků v reálném čase. Původní teorii rozšířil Lösch zkoumáním a definováním tržních zón spádujících k tržním centrům (LÖSCH, 1954) a Isard, který se věnoval teoretickým aspektům lokalizace v kontextu regionální ekonomie (ISARD, 1956). Regionální ekonomie zprostředkovává zavedení prostoru do ekonomických teorií i do praktických postupů - zavádí a pracuje s

prostorovým ekonomickým systémem, který je chápán jako „komplex prvků v interakci“, zahrnující producenty, spotřebitele, komunity, hospodářská centra, přičemž všechny tyto složky jsou propojeny toky statků, energie, služeb, lidí a informací. Prostorová organizace produkce odrážející relace mezi poptávkou, nabídkou a cenou vychází z ekonomických vztahů zahrnujících vliv vzdálenosti na náklady, poptávkový prostorový potenciál odbytu, prostorové vztahy konkurujících si subjektů v hierarchických vztazích ekonomických center v prostoru, vliv konurbačních pásem a dopravních koridorů, rozmístění populace s ohledem na vytváření tržních zón, mobilitu spotřebitelů, polohovou rentu a další faktory.

Tržní centrum představuje místo, které poskytuje výrobky, služby a administrativní zázemí obyvatelstvu určitého „spádového“ území. Základními předpoklady konstrukce tržních center jsou prostorové stránky nabídky a poptávky (existence tržní zóny pro danou službu) a lokalizace ekonomických subjektů (prahový počet obyvatel, faktory ovlivňující lokalizaci (umístění) těchto subjektů). Tržní centra si postupně vyvíjejí obslužnou funkci pro svoje širší okolí (zázemí) ovlivněné časovou dostupností a dopravními náklady. Centrum je se zázemím propojeno dostředivými vazbami a odstředivými vazbami. Centrum poskytuje zázemí pracovní příležitosti, občanskou vybavenost, kulturní zázemí, služby. Naproti tomu zázemí poskytuje centru lidský potenciál, suroviny, zemědělské produkty, rekreaci. Význam centra se hodnotí podle tzv. centrality, tedy podle rozsahu poskytovaných služeb nebo zboží, vzniká tzv. hierarchie centrálních míst. Prostorové vymezení tržní zóny lze potom provést na základě tzv. demografické síly (*demographic force*), která zachycuje socio-ekonomické prostorové interakce a která je odvozena od principu minimálního úsilí - od předpokladu, že člověk se snaží vždy své chování racionalizovat a minimalizovat tak úsilí, jež vede k požadovaným cílům.

V souvislosti s prostorovým vymezením tržních regionů a především s definicí tržních center je třeba vzít v úvahu vývojové trendy, které mají výrazný vliv na odlišnosti v cenových hladinách v jednotlivých regionech. Mezi významné trendy patří:

- Efekt zahuštění (*crowding effect*), kdy zvýšení koncentrace firem a obyvatel v centrech vede k růstu cen faktorů a zboží, které jsou nemobilní a jejichž nabídka je fixní (bydlení či půda).
- Rozšiřování nabídky nových služeb v centrálních místech vyšších řádů v důsledku rostoucí kupní síly obyvatelstva.

- Vzhledem ke kvalitativnímu rozvoji dopravy a technologií (dojížd'ka do zaměstnání, rostoucí počet osobních automobilů, příměstská doprava, nákupní turistika, dlouhodobé skladování potravin) se poptávka po službách a zboží nerealizuje výhradně v místě bydliště - dochází k přeskokování nižších stupňů center a k jejich postupnému úpadku.
- Expandující tržní oblasti jsou pozorovatelné v okolí dopravně exponovaných tržních center.
- V důsledku aglomeračních tendencí dochází ke shlukování výroby s rostoucími výnosy z rozsahu a vysokým důchodotvorným potenciálem v centrálních regionech vyšších řádů.

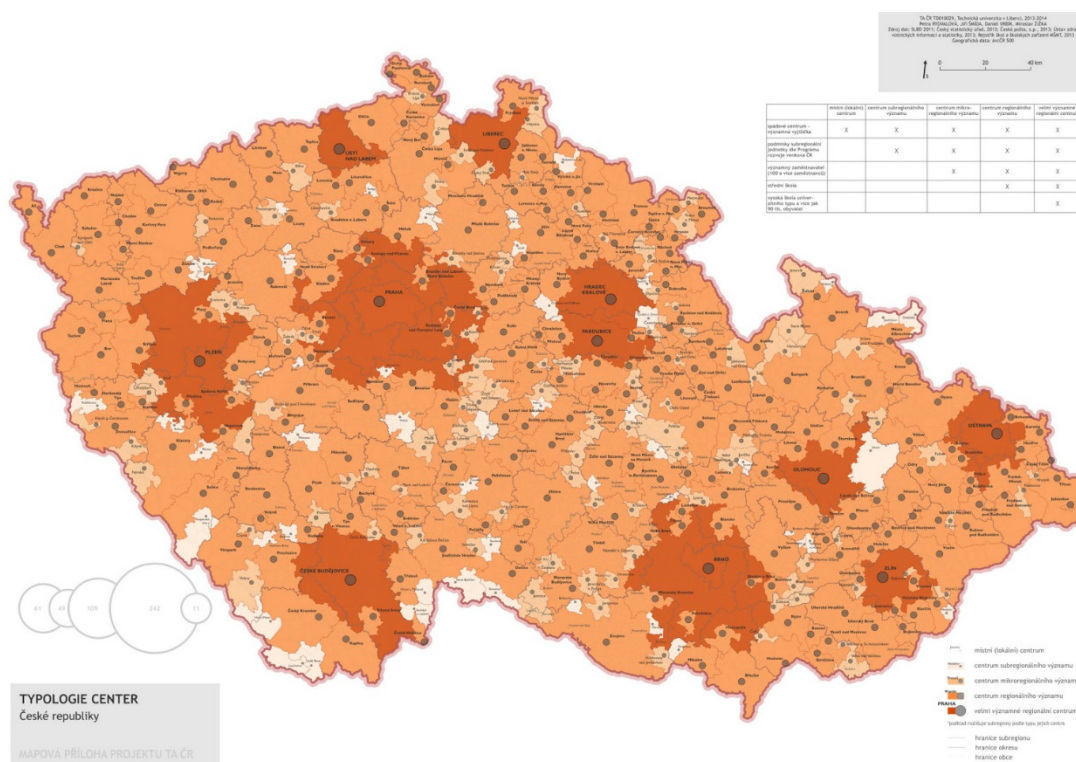
U prostorové hierarchie tržních center v ČR lze vycházet ze tří principů:

- **Administrativní princip** – princip hierarchie, je založený na předpokladu jednoznačné příslušnosti nižších středisek ke středisku vyššímu a v ČR je zastoupen systémem statistické klasifikace územních struktur CZ-NUTS a systémem LAU.
- **Tržní princip** – strukturální charakteristika centra, je výsledkem lokalizace ekonomických subjektů a je charakterizován velikostí centra, počtem obyvatel, hustotou zalidnění, počtem ekonomických subjektů, aj. Při vysvětlování prostorového rozložení socioekonomických aktivit hrají významnou roli lokalizační faktory a to poptávkové faktory, nabídkové (nákladové) a aglomerační faktory (BEDNÁŘOVÁ a LABOUTKOVÁ, 2014). Pro detekci tržních center v ČR byly za strukturální parametry zvoleny počet obyvatel ve městech a dominantnost centra (BEDNÁŘOVÁ, 2015).
- **Dopravní princip** – princip nodality, usiluje o integraci dopravního systému, sleduje interakční, dojížd'kové a dopravní vazby mezi centry, např. dojížd'ka do škol a zaměstnání, vybavenost školskými zařízeními, vybavenost zdravotnickými zařízeními (lékárna, nemocnice, ordinace lékaře, stanice záchranné služby), počtem lůžek, občanskou vybaveností. Princip nodality byl reflektován zahrnutím výsledků projektu (ŽIŽKA a kol., 2013), ve kterém bylo na základě dat o směrových proudech vyjížd'ky a dojížd'ky mezi obcemi ČR, použitím certifikované metodiky, na území ČR vymezeno 411 funkčních subregionů a byla provedena jejich hierarchizace. Centra byla rozdělena na místní centra, centra subregionálního významu, mikroregionálního významu, regionálního významu a velmi významného regionálního významu. Pro identifikaci tržních (cenotvorných) center 1. řádu a 2.



řádu v ČR byla vybrána pouze centra s klasifikací regionálního významu, tedy centra s charakteristikami spádového centra – významná vyjížďka, splňující podmínky subregionální jednotky dle Programu rozvoje venkova ČR, v centru se nachází významný zaměstnavatel (v kategorii 100 až 199 zaměstnanců), v obci existuje střední škola. Centrum velmi významného regionálního významu je charakterizováno počtem obyvatel nad 90 tisíc a existencí vysoké školy univerzitního typu se sídlem v dané obci.

Zohledněním všech tří přístupů k hierarchizaci tržních center v ČR byla vytvořena finální mapa tržních regionů (viz Obrázek 3), která zachycuje rozložení tržních center 1. řádu (10 tržních center, přičemž se vždy jedná o metropolitní města s vysokou koncentrací poptávky, vysokou dominancí centra a silnými prostorovými vazbami vůči svému okolí) a tržních center 2. řádu (hierarchicky na nižší úrovni bylo identifikováno 14 měst v ČR), hranice tržních zón spádujících k centrům s akcentem na reálné dojížděkové vazby (přirozené spádovosti) a akceptací současného administrativního členění (administrativní spádovosti).



**Obrázek 3: Prostorový koncept tržních regionů České republiky**

Zdroj: (BEDNÁŘOVÁ, 2015: 18)

Tržní regiony, jako funkční regiony vymezené na základě dojížděky, umožňují přesnější identifikaci vlivu na cenové charakteristiky, což představuje základní výhodu při výpočtu rozdílů v regionálních cenových hladinách. Další výhodou je definice tržních

regionů na úrovni nižších tržních center. Mezi základní nevýhody patří absence cílených dat o spotřebitelských cenách v rámci tržních regionů, dále fakt, že výsledky nelze komparovat s ostatními indikátory a daty měřenými na úrovni krajů (okresů) a zároveň výsledky nejsou využitelné v souvislosti s realizovanou regionální hospodářskou politikou.

V ČR jsou ceny v rámci šetření CPI zjišťovány v 35 okresech a Hl. městě Praze (jejich výčet ukazuje např. Tabulka 3 na straně 70). Tyto budou pravděpodobně základními oblastmi pro odhad cenových parit a regionálních cenových indexů. Výdajové váhy domácností podle COICOP jsou známy v nejnižším regionálním členění na úrovni regionů soudržnosti NUTS 2 (Statistika rodinných účtů, ČSÚ), proto je nutné provést odhad na nižší územní celky podle průměrných výdajů domácností v členění dle CZ-COICOP. Způsob odhadu metodou Small Area Estimation je podrobněji popsán v kapitole 3.2 na straně 62 a dále v kapitole 4.2 na straně 68.

## 2.2 Volba výdajových vah

Volba oblastních nebo národních výdajových vah může mít vliv na výsledky, zásadně však ovlivňuje především jejich interpretaci a aplikaci indexu. V případě, že jsou využity národní váhy, indexy mají formu srovnání na základě pevného spotřebního koše (*fixed basket*) a index nezohledňuje lokální spotřební zvyklosti domácností v dané oblasti. 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. Metoda fixního koše snižuje regionální charakteristitu (ČADIL a kol., 2012). Jedná se čistě o prostorový cenový index. Nižší míra charakteristiky je problematická, protože výsledky jsou méně spolehlivé a hůře se interpretují. Ztráta charakteristiky při použití národních výdajových podílů závisí na tom, jak moc různé jsou výdaje v dané zemi. Pro relativně homogenní zemi bude ztráta charakteristiky nižší. Z tohoto důvodu se jeví jako vhodné prozkoumat, jak moc se výdajové podíly liší napříč oblastmi. Pouze tímto způsobem je možné ověřit, jak by použití národních výdajových podílů změnilo/zkreslilo výsledky.

Obecně se v prostorovém srovnání cenových parit upřednostňuje použití oblastních výdajových vah. Často nastává situace, kdy cenová šetření jsou prováděna na detailnějším území, pro které nejsou výdajové váhy sledovány, resp. vzorek ze šetření výdajů domácností není reprezentativní. V tomto případě je v odborné literatuře (RAO, 2005)



doporučováno použít průměrné výdajové váhy anebo výdajové váhy podobných oblastí. I tento přístup má svá úskalí, jelikož chyba v odhadu regionálních vah vnáší do srovnání nelinearitu a může výsledky zkreslit.

Rozhodnutí o použití oblastních či národních vah významně ovlivňuje i použitelnost různých typů indexů. Srovnání na bázi oblastních vah totiž vyžaduje tranzitivitu cenových indexů. Tranzitivita je předpokladem pro to, aby byl soubor cenových indexů vnitřně konzistentní. Například existují-li tři oblasti –  $A$ ,  $B$  a  $C$ , pro které počítáme cenové indexy, můžeme porovnat ceny oblastí  $A$  a  $B$ ,  $P_{A,B}$ , a  $A$  a  $C$ ,  $P_{A,C}$ . Získáme tak *implicitní* porovnání regionů  $B$  a  $C$ , které lze zapsat jako  $P *_{C,B} = \frac{P_{A,B}}{P_{A,C}}$ , výsledky však nejsou vnitřně konzistentní. Cenové hladiny oblasti  $B$  a  $C$  lze určit alternativně pomocí přímého cenového indexu  $P_{C,B}$ . Z důvodu odlišných vah však nelze očekávat shodu implicitního a přímého cenového indexu,  $P_{C,B} \neq P *_{C,B}$ . Tranzitivita cenových indexů je vlastnost, která zajišťuje, že přímé i nepřímé srovnání přináší stejný výsledek a indexy splňují podmínku konzistence. Nejrozšířenější metodou zavedení tranzitivity u souboru cenových indexů je metoda EKS (ÉLTETŐ a KÖVES, 1964) (SZULC, 1964), o které pojednává kapitola 2.3.3.1 na straně 29.

## 2.3 Volba metody kalkulace indexu

Cenové indexy jsou založeny na nákladové funkci, tzn. na předpokladu minimálních nákladů nezbytných k dosažení míry užitku  $\bar{U}$  určené cenovým vektorem  $p^k$  příslušejícím regionu  $k$ . Nákladová funkce je tedy definovaná jako (1).

$$C(p^k, \bar{U}) = \min_{q_1, \dots, q_N} (\sum_{n=1}^N p_n^k q_n : U(q) = \bar{U}) \quad (1)$$

Index životních nákladů, který poprvé definoval Konüs, je poměr nákladových funkcí dvou různých cenových vektorů na určité srovnávací míře užitku (KONÜS, 1924).

$$P_{A,B}^K = \frac{C(p^B, \bar{U})}{C(p^A, \bar{U})} \quad (2)$$

Tento rámeček byl pozměněn Pollackem a Diewertem tak, aby zahrnoval další faktory, které ovlivňují užitek, podle vzoru podmíněného indexu životních nákladů (POLLACK, 1975) (DIEWERT, 2001). Redefinujme výše uvedenou nákladovou funkci zahrnutím

regionálních netržních environmentálních faktorů určitého druhu (např. podnebí, míra kriminality atd.), vyjádřenou jako  $e^k$ . Dostáváme (3).

$$C(p^k, \bar{U}, e^k) = \min_{q_1, \dots, q_N} (\sum_{n=1}^N p_n^k q_n : U(q, e^k) = \bar{U}) \quad (3)$$

Existují tedy tři základní typy indexů životních nákladů:

- **Nepodmíněný index životních nákladů**, který zahrnuje rozdíly v těchto regionálních faktorech a je určen následovně:

$$P_{A,B}^{K,U} = \frac{C(p^B, \bar{U}, e^B)}{C(p^A, \bar{U}, e^A)} \quad (4)$$

- **Podmíněný index životních nákladů**, který obsahuje netržní environmentální faktory stanovené mezi regiony:

$$P_{A,B}^{K,C} = \frac{C(p^B, \bar{U}, \bar{e})}{C(p^A, \bar{U}, \bar{e})} \quad (5)$$

- **Polopodmíněný index životních nákladů**, v němž uvažujeme situaci, kdy rozdělíme soubor environmentálních prvků do dvou souborů,  $e_1$  a  $e_2$ , přičemž podmíníme druhý soubor, zatímco první se může lišit napříč regiony:

$$P_{A,B}^{K,SC} = \frac{C(p^B, \bar{U}, e_1^B, \bar{e}_2)}{C(p^A, \bar{U}, e_1^A, \bar{e}_2)} \quad (6)$$

Vzorec pro výpočet cenového indexu je metodou agregace cen jednotlivých druhů zboží do jednoho souhrnného čísla. Vzhledem k malé rozloze a a relativní homogenitě území České republiky budeme vycházet z původní Konüsovy myšlenky (KONÜS, 1924). Přesto je třeba rozlišovat mezi bilaterálními, multilaterálními a superlativní indexy, které kromě samotných cenových poměrů (parit) zohledňují i odlišnosti ve výdajových spotřebních koších.

### 2.3.1 Bilaterální cenové indexy

Mezi nejběžnější bilaterální cenové indexy patří Laspeyresův a Paascheho cenový index. Postup při jejich kalkulaci je uveden níže ve vzorci (7) a (8). **Laspeyresův cenový index** je váženým průměrem cen regionu  $A$  a regionu  $B$ , přičemž jsou použity váhy regionu  $A$ . **Paascheho cenový index** je váženým průměrem cen regionu  $A$  a  $B$  za použití vah z regionu  $B$  (STRÖHL, 1994).

$$P_{A,B}^L = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^B q_n^A}{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^A} = \sum_{n=1}^N S_n^A \left( \frac{p_n^B}{p_n^A} \right), \quad S_n^A = \frac{p_n^A q_n^A}{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^A} \quad (7)$$

$$P_{A,B}^P = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^B q_n^B}{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^B} = \left[ \sum_{n=1}^N S_n^B \left( \frac{p_n^B}{p_n^A} \right)^{-1} \right]^{-1}, \quad S_n^B = \frac{p_n^B q_n^B}{\sum_{n=1}^N p_n^B q_n^B} \quad (8)$$

Tyto indexy jako zástupci indexů životních nákladů zkreslují ekonomickou realitu, protože přesně nezahrnují spotřebitelský substituční efekt (DIEWERT, 2001). Laspeyresův index nadhodnocuje cenové rozdíly, zatímco Paascheho index tyto rozdíly podhodnocuje (BRAITHWAIT, 1980). Pokud vezmeme v úvahu, že Laspeyresův index je aritmetickým a Paascheho index harmonickým průměrem, tj. převrácená hodnota aritmetického průměru převrácených hodnot zadaných členů, přirozenou alternativou je využití geometrického průměru u Laspeyresova (9) a Paascheho indexu (10).

$$P_{A,B}^{GL} = \prod_{n=1}^N \left[ \left( \frac{p_n^B}{p_n^A} \right)^{S_n^A} \right] \quad (9)$$

$$P_{A,B}^{GP} = \prod_{n=1}^N \left[ \left( \frac{p_n^B}{p_n^A} \right)^{S_n^B} \right] \quad (10)$$

Geometrický Laspeyresův a Paascheho index již tak nezkrsluje ekonomickou realitu s ohledem na indexy životních nákladů, protože do jisté míry zahrnují spotřebitelský substituční efekt (LIPPE, 2007).

Ačkoliv všechny tyto vzorce (7) – (10) představují metody agregace cen, nepatří k těm, které odborná literatura doporučuje, protože se jednostranně zaměřují pouze na posuzování informací z jedné oblasti. Odborníci se shodují na tom, že bilaterální srovnání by se měla provádět pomocí superlativního indexového čísla (TRIPLETT, 2001).

### 2.3.2 Superlativní cenové indexy

Superlativní cenový index je výhodný pro flexibilní parametrické vyjádření výdajové funkce. Na základě předpokladu maximalizace užitku pro konkrétní výdajovou funkci se index životních nákladů omezuje na funkci zjistitelných cen a množství, proto je vhodné sladit cenové indexy s odpovídajícími výdajovými funkcemi. Typickým prvkem superlativních cenových indexů je zahrnutí informací o vahách z obou oblastí. Tudiž ani Laspeyresův ani Paascheho index, stejně tak jako Laspeyresův či Paascheho geometrický index nejsou superlativní. Diewert poukazuje na fakt, že existuje nekonečné množství superlativních vzorců (DIEWERT, 1983). Jejich společným znakem je vyloučení

substitučního zkreslení. Odborná literatura se v zásadě zaměřuje na tři superlativní indexy. Těmi jsou Fisherův, Törnqvistův a Walshův index. Fisherův index je geometrickým průměrem Laspeyresova a Paascheho indexu (11).

$$P_{A,B}^F = \sqrt{P_{A,B}^L \times P_{A,B}^P} = \left[ \sum_{n=1}^N s_n^A \left( \frac{p_n^B}{p_n^A} \right) \right]^{1/2} \left[ \sum_{n=1}^N s_n^B \left( \frac{p_n^B}{p_n^A} \right)^{-1} \right]^{-1/2} \quad (11)$$

Dle Diewertovy definice (DIEWERT, 1983) je Törnqvistův cenový index také superlativní, a jde o geometrický průměr Laspeyresova a Paascheho geometrického indexu (12).

$$P_{A,B}^T = \sqrt{P_{A,B}^{GL} \times P_{A,B}^{GP}} = \prod_{n=1}^N \left[ \left( \frac{p_n^B}{p_n^A} \right)^{(s_n^A + s_n^B)/2} \right] \quad (12)$$

Walshův cenový index (13), 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 (*price relatives*).

$$P_{A,B}^W = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^B \sqrt{q_n^A \times q_n^B}}{\sum_{n=1}^N p_n^A \sqrt{q_n^A \times q_n^B}} = \frac{\sum_{n=1}^N \sqrt{s_n^A \times s_n^B} \sqrt{p_n^B / p_n^A}}{\sum_{n=1}^N \sqrt{s_n^A \times s_n^B} \sqrt{p_n^A / p_n^B}} \quad (13)$$

Fisherův, Törnqvistův i Walshův index jsou vzájemně zastupitelné (aproximují se), a proto vcelku nezáleží na tom, který z nich se použije. Hill a Melsner však poukazují na to, že oproti převládajícímu názoru toto neplatí pro všechny superlativní indexy (HILL a MELSER, 2005). Rozpětí mezi známými superlativními indexy často překračuje rozpětí mezi Paascheho a Laspeyresovým indexem. Proto je zapotřebí určitých kritérií pro rozlišení superlativních indexů na bázi axiomatického přístupu.

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 (SCHULTZE, 2003).

### 2.3.3 Multilaterální indexy

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 a popíšeme multilaterální metody, které doporučuje odborná literatura. Problematika tranzitivity cenových indexů byla stručně nastíněna v kapitole 2.2 na straně 24. Žádný z bilaterálních cenových indexů, který počítá s oblastními rozdíly ve výdajích, nesplňuje podmínku tranzitivity. Tranzitivita tedy musí být do souboru cenových indexů zavedena (LIPPE, 2007).

Předpokládejme, že máme  $k = 1, \dots, K$  oblastí, které chceme porovnat. Pokud zvolíme bilaterální porovnání cen pomocí superlativních vzorců (10), (11) nebo (12), pak získáme matici cenových indexů (14), které jsou symetrické  $P_{jk} = \frac{1}{P_{kj}}$ .

$$\begin{array}{ccccc}
 \hline \hline
 P_{1,1} & P_{2,1} & P_{3,1} & \cdots & P_{36,1} \\
 P_{1,2} & P_{2,2} & P_{3,2} & \cdots & \vdots \\
 P_{1,3} & P_{2,3} & P_{3,3} & \cdots & \vdots \\
 \vdots & \cdots & \cdots & \ddots & \vdots \\
 P_{1,36} & \cdots & \cdots & \cdots & P_{36,36} \\
 \hline \hline
 \end{array} \tag{14}$$

Tento soubor cenových indexů však nesplňuje podmínku tranzitivity – nepřímé indexy poskytují obecně odlišné odpovědi oproti přímým indexům.

#### 2.3.3.1 Metoda EKS

Metoda EKS zabezpečuje tranzitivitu použitím geometrických průměrů všech přímých a nepřímých porovnání. Cenové hladiny oblastí  $A$  a  $B$ , a stejně tak i všech ostatních oblastí, jsou kalkulovány pomocí vzorce (15).

$$\frac{P_A}{P_B} = \prod_{k=1}^K \left[ \left( \frac{P_{k,A}}{P_{k,B}} \right)^{1/K} \right] = \frac{\prod_{k=1}^K \left[ (P_{k,A})^{1/K} \right]}{\prod_{k=1}^K \left[ (P_{k,B})^{1/K} \right]} \tag{15}$$

Metoda EKS využívá všechny dostupné informace tak, aby zahrнула všechna bilaterální srovnání do odhadu parity kupní síly v dané oblasti. Navíc žádná oblast není nadřazena jiným. Ostatní přístupy k oblastem takto rovnocenně nepřístupují. Použitím metody EKS spolu s Törnqvistovým indexem je možné přesně ekonomicky interpretovat

relativním znázorněním výdajové funkce (CAVES, CHRISTIANSEN a DIEWERT, 1982). Metoda EKS spolu s aplikací superlativního indexu tedy odráží substituční efekt.

Dalšími multilaterálními metodami jsou metody založené na průměrných cenách, metody průměrného koše, *Minimum-Spanning Tree* a *Weighted Country Product Dummy*.

### 2.3.3.2 Metody založené na průměrných cenách

Metody založené na průměrných cenách porovnávají každou oblast s uměle vytvořenou průměrnou zemí. Většina metod založených na průměrných cenách využívá Paascheho index. Cenový index pro oblast je kalkulován jako (16).

$$P_{X,A}^P = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^A}{\sum_{n=1}^N p_n^X q_n^A} \quad (16)$$

Zde  $p_n^X$  představuje cenu produktu  $n$  ve fiktivní průměrné zemi  $X$ . Nejpoužívanější metodou průměrných cen je metoda Gearyho-Khamisova metoda (GEARY, 1958) (KHAMIS, 1972), která odvozuje vektor průměrných cen a cenové indexy řešením systému simultánních rovnic  $N + K$  v (16) a (17) (OECD, 2005).

$$P_n^X = \sum_{k=1}^K \left[ \left( \frac{q_n^k}{\sum_{j=1}^K q_n^j} \right) \left( \frac{p_n^k}{P_{X,A}^P} \right) \right] \quad (17)$$

Nevýhodou metod průměrných cen, které používají Paascheho index, je substituční efekt, který může značně zkreslovat jak prostorové cenové indexy, tak měření skutečné spotřeby, která je z výsledků odvozena (NUXOLL, 1994) (DOWRICK a QUIGGIN, 1997) (HILL, 2000). V (18) je použito kvantitativní vážení k vytvoření vektoru průměrných cen tak, aby ceny bohatších oblastí získaly větší váhu. To, zda jsou prostorové rozdíly v cenových hladinách podhodnoceny nebo nadhodnoceny, záleží na tom, jak se vektor průměrných cen počítá, a zda má oblast vysokou nebo nízkou skutečnou spotřebu. Kvůli tomuto substitučnímu zkreslení se místo Gearyho-Khamisovy metody obvykle upřednostňuje metoda EKS (EK, 2012).

Cenové indexy vypočtené Gearyho-Khamisovou metodou jsou charakteristické přirozenou aditivní dekompozicí. To napomáhá výkladu a určení toho, jak se rozdíly v kategoriích komponent podílí na celkové hodnotě indexu. Tato aditivní dekompozice je obzvláště užitečná pro potřeby interpretace, kdy se cenový index používá k deflaci úhrnných výdajů při odvozování relativní skutečné spotřeby. Počítá-li se cenový index

pomocí (17), 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 (18).

$$Q_A = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^A}{P_{X,A}^p} = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^A}{\left( \frac{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^A}{\sum_{n=1}^N p_n^X q_n^A} \right)} = \sum_{n=1}^N p_n^X q_n^A = \sum_{n=1}^N \frac{p_n^A q_n^A}{\left( \frac{p_n^A}{p_n^X} \right)} \quad (18)$$

Je zřejmé, že měření reálné spotřeby je v tomto smyslu aditivní, neboť všechny komponentní výdaje snížené relativními cenami, jsou shrnuty do celkové reálné spotřeby (BALK, 2004).

### 2.3.3.3 Metody průměrného koše (Average Basket Method)

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

$$P_{A,B}^L = \frac{\left( \frac{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^X}{\sum_{n=1}^N p_n^X q_n^X} \right)}{\left( \frac{\sum_{n=1}^N p_n^B q_n^X}{\sum_{n=1}^N p_n^X q_n^X} \right)} = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^A q_n^X}{\sum_{n=1}^N p_n^B q_n^X} \quad (19)$$

Existují různé způsoby výběru vektoru průměrného množství (HILL, 1999) jako například aritmetický průměr spotřebních košů napříč oblastmi. Indexy sestavené dle (19) automaticky splní podmínku tranzitivity. Je nutné ovšem poznamenat, že na rozdíl od metod průměrných cen není metoda průměrného spotřebního koše aditivní. V případě alternativního přístupu v podobě pevného spotřebního koše by se spíše použily hodnoty pevných výdajů.

### 2.3.3.4 Metody Minimum-Spanning Tree a Weighted Country Product Dummy

V literatuře najdeme také další typy multilaterálních metod, jako jsou *Minimum-Spanning Tree* (MST) (HILL, 1999) a *Weighted Country Product Dummy* (WCPD) (RAO, 2001). Metoda WCPD je rozšířením metody CPD, které se věnuje kapitola 2.5.2 na straně 35. 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 na úrovni základních položek (SUMMERS, 1973). Existují-li



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. 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 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 (čili *spanning trees*). K použití tohoto přístupu potřebujeme jasná kritéria pro výběr jednoho z těchto *spanning trees*. Hill byl zastáncem použití Paasche-Laspeyresova rozptylu jakožto kritéria – přičemž čím vyšší rozptyl, tím menší spolehlivost srovnání (HILL, 1999). Nověji pak Diewert navrhnul užití indexů cenové nerovnosti, kdy se srovnávají oblasti s podobnou cenovou strukturou (DIEWERT, 2002b). Alternativním přístupem by byla srovnání na základě rozsahu kompatibility dat, přičemž se srovnávají oblasti s největším překrýváním cen.

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.

## 2.4 Problém neúplných nebo neodpovídajících dat pro určení cenových parit

V předchozích částech této kapitoly jsme předpokládali, že máme k dispozici úplná data, takže jsme znali příslušnou cenu pro každou základní výdajovou položku v každé oblasti. Pro multilaterální metody probrané v předchozích kapitolách, bylo třeba znát bilaterální cenové parity pro každého cenového reprezentanta a každou oblast.

Základním přístupem na elementární úrovni je získat vzorek položek v každé základní výdajové skupině v každé oblasti. 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, tudíž ceny nejsou přímo srovnatelné (ATEN, FIGUEROA a MARTIN, 2011). Jde prakticky o stejný problém, který představuje při výpočtu časových cenových indexů „rozdíl kvality“ nebo „nové a nedostupné zboží“. Problém neodpovídajících dat bude (vzhledem k tomu, že budou použity ceny z cenových šetření CPI) poměrně častý. Sběr dat se totiž doposud

zaměřoval především na tvorbu časových cenových indexů, kde neodpovídající variety v různých oblastech nepředstavují problém, dokud je možno stejnou či velmi podobnou varietu ocenit v dané oblasti během určité doby. Pro účely kalkulace časových cenových indexů (typu CPI) je naopak výhodné šetřit ceny různých produktů v různých oblastech, které tak v indexu představují rozmanitou škálu různých variet daného zboží nebo služby, lišících se značkou, kvalitou a dalšími specifikacemi.

Např. máme-li elementární výdajovou skupinu (položku) Chléb konzumní kmínový a ve dvou oblastech byla šetřena cena za 1,2 kg chleba typu Šumava, zatímco v dalších několika oblastech za 0,8 kg nopálového chleba, potom variety sledované v těchto dvou skupinách oblastí nejsou přímo srovnatelné. Problém vizualizuje Tabulka 1 níže pro tři oblasti a pět položek, kde „X“ označuje výskyt určité položky (např. 1,2 kg Šumava), a pomlčka označuje chybějící hodnotu.

**Tabulka 1: Matice dostupnosti cen pro 3 oblasti a 5 položek**

Položky	Regiony		
	A	B	C
1	–	X	–
2	X	–	X
3	–	X	X
4	X	X	X
5	X	–	–

Může však nastat i vážnější situace, kdy budou některé údaje zcela chybět (nebudou se překrývat), protože jsou v některých oblastech jednoduše nedostupné (např. regionální produkty a tiskoviny). Takových položek ale není mnoho. Pokud neexistují problémy v dostupnosti položek mezi oblastmi, pak přítomnost neúplně odpovídajících dat je ve své podstatě záležitostí výběru cenových reprezentantů. Dá se jednoduše vyřešit změnou dosavadního způsobu výběru cenových reprezentantů za účelem zajištění většího překrytí oceněných položek mezi oblastmi. Nicméně toto řešení vyžaduje pro svou realizaci poměrně vysoké náklady, a proto je třeba se mu pokud možno vyhnout. I když bude výběr cenových reprezentantů upraven, existuje stále možnost, že se vyskytnou neúplně odpovídající ceny.

V následujících podkapitolách se budeme zabývat různými přístupy k problému chybějících či neodpovídajících dat na základní položkové úrovni parit kupní síly, přičemž budeme čerpat především z Hilla a Mezinárodní organizace práce (HILL, 2004) (ILO, 2004). V podkapitolách 2.5.1 a 2.5.2 bude pozornost věnována metodám, které se

dají použít, když existuje určité překrývání položek. Cílem je maximálně možné využití cenových dat. V zásadě lze použít dva možné přístupy: metodu *Matched-Model Price Indexes* nebo metodu *Country Product Dummy* (CPD). Závažnější problém představuje situace, kdy není u konkrétních cenových reprezentantů žádné překrývání položek. Možnostem řešení této situace se věnují podkapitoly 2.5.3 a 2.5.4.

## 2.5 Tvorba elementárních agregátů s částečně odpovídajícími daty

Pro odhad cenových parit, kde data částečně odpovídají, přichází v úvahu dvě metody: První se vyznačuje aplikací cenových indexů na odpovídající údaje. Alternativním, avšak podobným, přístupem je vytvoření regresního modelu, kde lze použít odhady parametrů k odvození cenových parit.

### 2.5.1 Metoda Matched-Model Price Indexes

Předpokládejme, že chceme porovnat cenové hladiny oblastí  $A$  a  $B$  a máme částečně odpovídající data (viz Tabulku 1 na předchozí straně). Pro určitou výdajovou kategorii  $n$  chceme porovnat položky  $i = 1, \dots, I^A$  vybrané v oblasti  $A$  s položkami  $i = 1, \dots, I^B$  z oblasti  $B$ . Za normálních okolností lze kalkulovat cenový index na bázi toho zboží, které je šetřeno v obou oblastech, tedy  $i = 1, \dots, I^{A,B}$ .

Následující cenový index (20) využívá vzorce geometrického průměru s vahami  $\omega^{A,B}$ . Váhy v tomto indexu mohou odrážet typ obchodu nebo značky, které pravděpodobně budou regionálně odlišné. Pokud informace o značce (resp. typu obchodu) chybí, pak lze předpokládat  $\omega^B = 1/I^{A,B}$ , abychom rovnocenně vážili jednotlivé parity.

$$P_{A,B|n} = \prod_{i=1}^{I^{A,B}} \left[ \left( \frac{p_i^B}{p_i^A} \right)^{\omega_i^{A,B}} \right] \quad (20)$$

Tento přístup poskytuje odpovídající index cen pro výdajovou skupinu  $n$  mezi dvěma oblastmi. Pouze ve velmi nepravděpodobných případech, kde je přesná shoda všeho zboží napříč všemi oblastmi, nezávisí váha ( $\omega^{A,B}$ ) na oblastech. Toto představuje problém, v němž podmínka tranzitivity nebude automaticky splněna, proto je vhodné použít metodu EKS, tentokrát na základní úrovni (podrobněji viz kapitolu 2.3.3.1 na straně 29).

## 2.5.2 Metoda Country Product Dummy

Další metodou odhadu základních položkových úrovní parit pro provedení prostorových srovnání cenových indexů je metoda *Country Product Dummy* (CPD). CPD je regresní metodou pro sestavení parit elementárních cen a v tomto ohledu se liší od metody *Matched-Model Price Indexes*. Základní CPD přístup spočívá ve specifikaci lineárního regresního modelu, kde  $\log(p^k)$  položek  $i = 1, \dots, I^k$  v oblasti  $k = 1, \dots, K$  závisí na dvou jevech: Prvním je konkrétní druh zboží,  $\alpha_i$ , a druhým jsou oblastní cenové hladiny,  $\delta_k$  (GARDEREN a SHAH, 2002). Bez normalizace tyto dva soubory dummy proměnných tvoří celek (jedničku), proto transformujeme základní oblast  $k = 1$  na nulu ( $\delta_k = 0$ ).

$$\log(p_i^k) = \sum_{\tau=1}^I \alpha_{i,\tau} \alpha_{i,\tau}^k + \sum_{k=2}^K \delta_k d_{i,k}^k + e_i^k \quad i = 1, \dots, I^k, k = 1, \dots, K \quad (21)$$

Zde definujeme  $\alpha_{i,\tau}^k = 1$  za předpokladu, že  $\tau = i$ , a  $\alpha_{i,\tau}^k = 0$ , pokud je tomu jinak. Stejně tak  $d_{i,k}^k = 1$ , když  $k = k$ , 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. Předpokladem modelu je, že cena konkrétního druhu záleží na jeho konkrétních vlastnostech a oblastním komponentu. Pokud je šetření cen prováděno ve více obdobích, je vhodné zahrnout doplňující dummy proměnné zohledňující časové trendy v cenách. Potom je metoda CPD aplikována na panelová data (AIZCORBE a ATEN, 2004).

Řešení problému neodpovídajících, resp. chybějících dat pomocí vážených nejmenších čtverců bylo podrobně zkoumáno Diewertem pro různé druhy vážících strategií (tj. kde každému pozorování je určena konkrétní váha) (DIEWERT, 2002a, 2004). V nejjednodušším případě 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 následující podobu:

$$\min_{\alpha_1, \dots, \alpha_I, \delta_B} \sum_{i=1}^I (\log(p_i^A) - \alpha_i)^2 + \sum_{i=1}^I (\log(p_i^B) - \alpha_i - \delta_B)^2 \quad (22)$$

Řešení problému neznámých parametrů přináší výsledek v podobě rovnic (23) a (24).

$$\hat{\delta}_B = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \log\left(\frac{p_i^B}{p_i^A}\right) \quad (23)$$

$$\hat{\alpha}_i = \frac{\log(p_i^A) + \log(p_i^B) - \hat{\delta}_B}{2}, \quad i = 1, \dots, I \quad (24)$$

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 průměru logaritmu cen, který je upraven o cenovou hladinu v každé oblasti.

Výhodou této metody spolu s odhadem rozdílu relativních cen je, že získáme odhad směrodatné odchylky tohoto koeficientu. To je užitečné při identifikaci oblastí, kde cenové rozdíly nejsou přesně odhadnuty, tedy tam, kde by mohla být požadována expanze šetření cenových reprezentantů. Teoreticky je možné agregovat odhady rozdílů dostupné na elementární úrovni, abychom získali odhad celkového rozdílu indexu nebo jeho komponent (SUMMERS, 1973).

V rámci ICP je plánováno použití rozšířené verze CPD ke srovnání na úrovni základních položek pro pět ze šesti integrovaných oblastních bloků zemí ICP<sup>7</sup>. Jedná se o metodu Country Product Representative Dummy (CPRD), která na rozdíl od CPD bere v úvahu charakteristické a necharakteristické produkty (podobně jako metoda Eurostat-EKS). To umožňuje, aby dílčí regrese CPD mohly být váženy (i přestože na této úrovni agregace nejsou dostupné žádné údaje o výdajích). Nabízí se otázka agregování výsledků na úrovni reprezentantů k získání celkové cenové hladiny. V rámci ICP jsou oblasti rozděleny do šesti regionálních bloků. Díky tomuto přístupu je možné pro každý blok sestavit vlastní seznam produktů. Na závěr jsou regiony spojeny prostřednictvím multilaterálního srovnání v rámci skupiny tzv. „ring“ zemí vybraných z každého regionálního bloku. Tyto „ring“ země jsou „použity“ k ocenění druhého seznamu produktů, který je pro všechny „ring“ země společný. Cenová srovnání jsou provedena na úrovni základních položek pomocí metody CPRD. Nevýhodou je, že cenová šetření jsou prováděna v různých obdobích. Proto musí být zaveden předpoklad prostorové stálosti. V tomto případě lze použít odhad modelu CPRD prostřednictvím vážené metody nejmenších čtverců (ILO, 2004).

V období vzniku této monografie zatím nebylo oficiálně rozhodnuto, která metoda indexního čísla bude použita. Nabízí se metoda EKS a Gearyho-Khamisova metoda, jež byly blíže popsány v kapitole 2.3.3 na straně 29.

<sup>7</sup> Výjimkou jsou země EU/OECD, kde je aplikována metoda Eurostat-EKS.

### 2.5.3 Metoda Eurostat-EKS

Eurostat-EKS je metoda vyvinutá Eurostatem a používaná k výpočtu cenových hladin napříč zeměmi EU. Metoda Eurostat-EKS počítá základní indexy pomocí následujících vzorců (25) a (26).

$$P_{A,B}^{A_R} = \prod_{i=1}^{I^{A_R}} \left[ \left( \frac{p_i^A}{p_i^B} \right)^{1/I^{A_R}} \right] \quad (25)$$

$$P_{A,B}^{B_R} = \prod_{j=1}^{J^{B_R}} \left[ \left( \frac{p_j^A}{p_j^B} \right)^{1/J^{B_R}} \right] \quad (26)$$

Parity jsou kalkulovány pro soubor produktů  $i = 1, \dots, I^{A_R}$ , které jsou charakteristické v zemi A a oceněné v zemi B, zatímco  $i = 1, \dots, I^{B_R}$  jsou produkty, které jsou charakteristické v zemi B a oceněné v zemi A. Pokud se oba seznamy neshodují, indexy se liší. Törnqvistův kvazi index (27) dává dvojitou váhu produktům, které jsou charakteristické v obou zemích vůči těm, které jsou reprezentativní pouze v jedné zemi.

$$P_{A,B}^R = \sqrt{P_{A,B}^{A_R} \times P_{A,B}^{B_R}} \quad (27)$$

Produkty, které jsou v obou zemích sice oceňovány, ale nejsou charakteristické, jsou vyloučeny, stejně tak jako produkty, které jsou oceňovány pouze v jedné zemi.

Indexy  $P_{j,k}$  nejsou tranzitivní  $P_{j,k} \times P_{k,l} \neq P_{j,l}$ . Tranzitivita bilaterálních srovnání je získána použitím EKS vzorce (28).

$$\frac{P_A}{P_B} = \prod_{k=1}^K \left[ \left( \frac{p_{k,A}}{p_{k,B}} \right)^{1/K} \right] \quad (28)$$

Metoda se může také použít k sestavení prostorových srovnání napříč oblastmi v rámci jedné země, je alternativou k metodě *Country Product Dummy*.

### 2.5.4 Hédonická regrese

Problém zpracování prostorových srovnání cen, když se žádný cenový reprezentant přesně nepřekrývá, znázorňuje Tabulka 2. V literatuře se můžeme setkat pouze s jedním hojně používaným způsobem řešení – hédonickou regresí.

**Tabulka 2: Matice neodpovídajících položek pro 3 oblasti a 5 komodit**

Položky	Regiony		
	A	B	C
1	–	X	–
2	–	–	X
3	–	X	–
4	X	–	–
5	X	–	–

Hédonický přístup je založen na myšlence, že ačkoli je každý druh konkrétního zboží nebo služeb rozdílný, mají stále podobné vlastnosti. Za všechny uveďme příklad počítačů, u nichž je hédonický přístup poměrně často užívaný. Existuje mnoho variet osobních počítačů, a i když nejsou identické, mnoho z nich má v podstatě stejné znaky jako například: rychlost procesoru, kapacita hard disku, RAM, velikost monitoru atd. Hédonický přístup tyto charakteristiky porovnává na základě jejich kvantity. Prakticky jde o odhad funkce související s cenou daného produktu a jeho vlastností, které zahrnují oblast, v níž se daný produkt kupuje. Použití této funkce umožňuje vyčíslit chybějící ceny. Co se týče Tabulky 2, můžeme odhadovat cenu položky 1 v oblastech A a C, kde nemáme cenová pozorování.

Dalším příkladem může být cena bydlení. Obydlí jsou komplexním zbožím, kde lze očekávat malou pravděpodobnost výskytu naprosto identické variety ve dvou různých oblastech. Z tohoto důvodu nemůžeme použít metodu Matched Model. Požadovaným výsledkem bude odhadnutá hédonická funkce pro každou oblast (resp. sdílená hédonická funkce) související s cenami a vlastnostmi. Bydlení se tak stává meziregionálně srovnatelnou položkou.

Americký BLS provádí hédonické regrese na základní položkové úrovni. Kokoski, Moulton a Zieschang popisují v rámci projektu BLS postup zvolený pro oddíly „Potraviny a nealkoholické nápoje“ a „Bydlení“, které obsahují 18 výdajových skupin (COI4) a 88 položek (KOKOSKI, MOULTON a ZIESCHANG, 1999). BLS provádí následující regresi pro všechny jednotlivé položky (29):

$$\log(p_i^k) = \beta_0 + \sum_{\tau=1}^I \beta_m z_{i,\tau}^k + \sum_{k=2}^K \delta_k d_{i,k}^k + \varepsilon_i^k, \quad (29)$$

$$i = 1, \dots, I^k, k = 1, \dots, K$$

kde  $i$  označuje položky nebo produkty oceňované v konkrétní vstupní úrovni (tzv. *entry level items*) a  $k$  označuje jejich geografickou pozici,  $z_{i,\tau}^k$  označuje charakteristickou a  $d_{i,k}^k$  oblastní dummy proměnnou.  $z_{i,\tau}^k = 1$ , když  $\tau = i$ , jinak  $z_{i,\tau}^k =$



0, a  $d_{i,k}^k = 1$ , když  $k = k$  a  $d_{i,k}^k = 0$ . Cenový index  $P_k$  pro položku v oblasti  $k$  se získává z exponentu parametru oblastní dummy proměnné,  $P_k = \exp(\delta_k)$ .

Na základě použití těchto položkových cen a odpovídajících výdajových podílů z šetření výdajů domácností se vypočítají Törnqvistovy indexy za každou dvojici oblastí a každou nákladovou třídu, které se poté převedou pomocí vzorce metody EKS (viz kapitolu 2.3.3.1 na straně 29). Jakmile se vypočtou cenové indexy za každou výdajovou třídu, tyto indexy a jejich odpovídající výdajové podíly se mohou použít k výpočtu Törnqvistova EKS indexu až na úroveň celkového cenového indexu.

Cenové indexy získané pro konkrétní výdajové položky však budou přinejlepším stejně 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 sedm různých prodávaných typů, čtyři typy balení a sedm velikostí balení. Navíc hédonická regrese rozlišuje dvanáct odrůd jablek, pět odrůd pomerančů atd. (KOKOSKI, MOULTON a ZIESCHANG, 1999).

Při řešení problémů s nedostatečným překrýváním cenových šetření se rovněž můžeme pokusit o identifikaci vlastností, které určují ceny heterogenních produktů v každé oblasti. Pokud vlastnosti nejsou příliš rozdílné, pak můžeme zvážit přímé porovnání produktů. V ostatních případech lze odhadnout hédonickou funkci.

V kontextu výše uvedeného je třeba dodat, že v rámci mezinárodního srovnání cen statistici čelí větším problémům než u vnitrostátního srovnání cen. Např. v rámci Mezinárodního srovnávacího programu (ICP) země musí identifikovat reprezentativní zboží a služby, které má vyšší podíl na domácí spotřebě. Reprezentativnost je definována v podmínkách jednotlivých zemí a na úrovni elementárních položek. Předpokladem je, že reprezentativní komodity mají obecně nižší cenovou hladinu než nerepresentativní (ačkoli silnější poptávkový a aglomerační efekt může způsobit pravý opak), což může výrazně zkreslit výpočet cenových parit. Zúčastněné země tak musí zajistit, aby na úrovni základních položek byly zařazeny reprezentativní produkty, pro které bude cena šetřena, avšak cenová šetření musí být provedena i u těch nerepresentativních.

V rámci vnitrostátního srovnání cen nelze očekávat vysokou rozmanitost produktů spotřebovaných v oblastech v rámci jedné země. Položky, které jsou reprezentativní v jedné oblasti, jsou nejspíš reprezentativní také v ostatních oblastech.

Nicméně bude velmi důležité zachovat prostorovou srovnatelnost variet produktů spotřebitelského koše, které jsou v regionech šetřeny. Tato část, která je velmi náročná na zpracování dat a vytěžování informací o typu variety ze souboru cenových šetření ČSÚ, bude řešena jako samostatná část v metodickém postupu kalkulace regionálních cenových hladin (blíže viz kapitolu 3.2 na straně 56).

## **2.6 Konceptní přístupy k bydlení ve vlastním**

Jednou z nejproblematictějších a nejdiskutovanějších oblastí v případě konstrukce cenových indexů je bydlení. Existuje široká škála různých konceptních úprav bydlení a různých způsobů zavedení přístupu do praxe. V zásadě se v odborné literatuře i praxi objevují tři základní přístupy: akviziční, uživatelský a platební.

### **2.6.1 Akviziční přístup**

Pod pojmem akviziční přístup jsou myšleny výdaje na bydlení spojené s pořízením domu. Jelikož váhy výdajů jsou obvykle odvozeny z čistých výdajů na bydlení u domácností, potom domy, které jsou koupeny a prodány domácnostmi (tj. směňovány v rámci sektoru domácností), nejsou v indexu váženy. Zahrnuty jsou pouze nové domy, převedené domácnostem z jiných sektorů – privatizace nebo nově postavené domy. Cena půdy však není v indexu zohledněna. V praxi bývá akviziční index měřen pomocí průzkumu nákladů stavitelů, možnou variantou je průzkum prodejních cen nových domů očištěných o cenu půdy v dané lokalitě. Nevýhodou pro konstrukci prostorových cenových indexů je vyloučení ceny půdy, což vážně zkresluje prostorové srovnání (EK, 2013).

Možnou, i když poněkud diskutabilní variantou je zohlednění celkových výdajů na pořízení nových nemovitostí domácnostmi. Takový index může být nazván celkovým akvizičním indexem. Váha potom reflektuje celkové výdaje na koupi domu včetně pozemku. V tomto indexu bude váha nepochybně výrazně vyšší než v případě čistých výdajů. Tato váha je pravděpodobně nestálá a poněkud nahodilá vzhledem k tomu, že závisí na vývoji realitního trhu a fázi hospodářského cyklu. V období hospodářského poklesu může být malý nákup a prodej domů. Zatímco skutečnost, že index zahrnuje půdu, je výhodou, nahodilost vah je naopak problematickým rysem (ILO, 2004).

## 2.6.2 Platební přístup

Platební přístup spočívá v odhadu nákladů souvisejících se získáním a udržením vlastního bydlení. V manuálu ILO jsou uvedeny různé výdaje související s bydlením ve vlastním (ILO, 2004):

1. zálohová platba,
2. splátka hypoteční jistiny,
3. platba hypotečních úroků,
4. poplatky za právnícké a realitní služby,
5. pojištění bytové jednotky,
6. opravy a údržba bytové jednotky,
7. daň z nemovitosti.

Podle některých autorů (WOOLFORD, 2010) by platba záloh a hypotečních jistin by neměla být v indexu spotřebitelských cen zahrnuta, protože tyto platby mají za následek tvorbu aktiv stejné hodnoty (tj. nejde o platbu za spotřebu). Nicméně uvážíme-li použití indexu jako životních nákladů, logicky by i platby hypotečních jistin měly být do indexu zahrnuty, jelikož významně ovlivňují kupní sílu obyvatel a zároveň odráží výši regionálních cen nemovitostí, tedy výdaje domácností na bydlení.

Praktické a koncepční problémy představuje především část platba hypotečních úroků. V některých zemích, např. ve Velké Británii, aplikují ekonometrické modely, pomocí kterých lze odhadnout výši splacených hypotečních úroků domácností. Samozřejmě je nutné znát vstupní údaje týkající se např. výši dluhů, doby splácení, výši průměrné úrokové sazby, což je poměrně značně komplikováno dobu fixace (BALL a FENWICK, 2004).

Splátka hypotečních úroků závisí na úrokové míře i na velikosti dluhu, který odráží cenu nemovitosti. V ČR lze v tomto ohledu využít statistiku Ministerstva financí ČR (resp. Generálního ředitelství daní). Domácnosti totiž mají v ČR možnost částečného odpočtu úroků na bydlení ze základu daně z příjmů fyzických osob až do výše 300 tis. Kč. Je logické, že této možnosti hojně využívají. Údaje o zaplacených úrocích na bydlení zahrnují kromě úroků z hypoték i úroky z úvěrů ze stavebních spoření, navíc jsou vázány na nemovitosti, kde má poplatník trvalé bydliště, což je další výhodou využití tohoto zdroje pro odhad regionálních vah.

Bilaterální cenová srovnání zahrnují rozdíly 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 podobné. To znamená, že index bude v první řadě znázorňovat regionální rozdíly v cenách domů.

### 2.6.3 Uživatelský přístup

Existují dva hlavní přístupy k odhadu nákladů na služby spojené s bydlením u osob bydlících ve vlastním: metoda ekvivalence nájemného a metoda uživatelských nákladů. Oba přístupy se zaměřují na odhad fiktivních nebo hypotetických cen, které musí osoba bydlící ve vlastním „platit“ za použití bytové jednotky – tato cena tedy není pozorovatelná na trhu, což je zásadním problémem nejen pro odhad regionálních vah, ale především pro výpočet bilaterálních cenových indexů a odhad cenových parit (GOODHART, 2001).

#### 2.6.3.1 Metoda ekvivalence nájemného

Metoda ekvivalence nájemného se týká odhadu ceny, kterou osoby bydlící ve vlastním implicitně platí za služby v jejich obydlí. Touto odhadovanou cenou je v praxi tržní pronájem pro rovnocenné obydlí. Z ekonomického úhlu pohledu jde o náklady ztracené příležitosti osob bydlících ve vlastním – ušlé nájemné (ARÉVALO a RUIZ-CASTILLO, 2006).

Metoda ekvivalence nájmů je poměrně často používána při konstrukci cenových deflátorů v národních účtech i pro tvorbu cenového indexu služeb spojených s ubytováním pro osoby bydlícími ve vlastním (ILO, 2004). Ceny nájmů za bydlení ale nutně musí reflektovat přesné charakteristiky obydlí osob bydlících ve vlastním.

Oprávněnou kritikou metody rovnocennosti nájmů je, že cena „bydlení“ nezávisí přímo na kupní ceně domu. Kupní cena domu totiž vykazuje mnohem vyšší volatilitu. To může vést ke zkreslení především v krátkém časovém období, kdy se změny cen domů mohou výrazně odchylovat od změn v cenách nájmů. Na druhé straně je pravděpodobné, že existuje silnější dlouhodobý vztah mezi cenami domů a nájemními sazbami.

Situaci navíc komplikují intervence vlády na trhu nájemného. Subvence nájemného by měly být zohledněny pouze v části indexu „nájem“, nikoli však v cenách pro osoby bydlící ve vlastním obydlí. Regionální rozdíly v politice subvencí na bydlení se přímo odráží ve výši životních nákladů, a proto by měly být v indexu zahrnuty.

### 2.6.3.2 Metoda uživatelských nákladů

Metoda uživatelských nákladů používá implicitní ekonomické vztahy mezi uživatelskými náklady, cenami nemovitostí, úrokovými mírami, inflací cen domů a depreciací. Základem 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. Vzorec výpočtu poměru uživatelských nákladů mezi dvěma regiony má následující formu:

$$\frac{u_{h,v}^{B,t}}{u_{h,v}^{A,t}} \approx \frac{\left( (r^{B,t} - i_{h,v}^{B,t}) + \delta_{h,v}^B \right)}{\left( (r^{A,t} - i_{h,v}^{A,t}) + \delta_{h,v}^A \right)} \times \frac{p_{h,v}^{B,t_s}}{p_{h,v}^{A,t_s}}, \quad (30)$$

kde  $u_{h,v}^{A,t}$  a  $u_{h,v}^{B,t}$  značí uživatelské náklady v regionech  $A$  a  $B$ ,  $r^{A,t}$  a  $r^{B,t}$  je úroková míra, která představuje alternativní použití kapitálu v regionech  $A$  a  $B$ ,  $i_{h,v}^{A,t}$  a  $i_{h,v}^{B,t}$  je míra inflace cen domů v regionech  $A$  a  $B$ ,  $\delta_{h,v}^A$  a  $\delta_{h,v}^B$  je míra depreciace (opotřebení) nemovitosti,  $p_{h,v}^{A,t_s}$  a  $p_{h,v}^{B,t_s}$  značí cenu domu  $h$  v roce výstavby/kvalitě  $v$  v regionu  $k$  na začátku období  $t_B$ .

Uživatelské náklady na bydlení jsou tedy úměrné ceně domu. Velkým problémem přístupu uživatelských nákladů je fakt, že růst cen domů  $i_{h,v}^{r,t}$  snižuje uživatelské náklady na bydlení. 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 ( $r^{r,t} - i_{h,v}^{r,t}$ ) negativní. Což je lze v ČR vypočítat v letech 2011–2013. V praxi tedy tuto metodu nelze aplikovat.

Jistým kompromisem mezi cenou nemovitostí a hodnotou nájmu je přístup postulující názor, že nájmy by se měly podobat uživatelským nákladům násobených skalárem. Matematicky lze poměr uživatelských nákladů v kontextu cen nájmu mezi dvěma regiony zapsat následujícím způsobem:

$$\frac{u_{h,v}^{B,t_e}}{u_{h,v}^{A,t_e}} \approx \frac{\frac{v_{h,v}^{B,t}}{p_{h,v}^{B,t_s}}}{\frac{v_{h,v}^{A,t}}{p_{h,v}^{A,t_s}}} \times \frac{p_{h,v}^{B,t_s}}{p_{h,v}^{A,t_s}}, \quad (31)$$

kde  $v_{h,v}^{A,t}$  a  $v_{h,v}^{B,t}$  je cena nájmu, tudíž čítec a jmenovatel v závorce uvedený na pravé straně rovnice je podílem ceny nájmu k ceně domu, jakási míra zisku z pronájmu domu. Jelikož zde opět čelíme problému srovnatelnosti cen identických nemovitostí,

výsledný poměr je praktické odvodit z průzkumu pronájmu nemovitostí, kde je šetřen i odhad ceny dané nemovitosti.

V případě, že není srovnatelnost kvality zabezpečena, je vhodné ke kvalitativnímu očišťování použít hédonickou regresi (pro podrobnosti viz kapitolu 2.5.4 na straně 37). Metoda je velmi náročná na data vč. metadat. Požadovány jsou informace o prodejních cenách a charakteristických metadat pro soubor domů, stejně jako o cenách nájmu a jejich charakteristických metadat pro soubor nájemních bytových jednotek. Informace jsou shrnuty v modelu logaritmické hédonické regrese, kde závislou proměnnou může být jak cenou domu, tak nájem. Model může mít následující podobu:

$$\ln(p_{h,v}^r) = \alpha a_{h,v}^r + \sum_{c=1}^C \beta_c z_{h,v,c}^r + \sum_{r=1}^R \delta_r d_{h,v,r}^r + e_{h,v}^r, \quad (32)$$

kde  $z_{h,v}^r$  reprezentuje vlastnosti daného obydlí,  $\alpha$  je míra kapitalizace,  $a_{h,v}^r$  je dummy proměnná, která je rovna jedné, pokud jde o nájemní bytové jednotky a rovna nule v případě obydlí vlastníků,  $\delta_k$  jsou dummy proměnné pro odhad cenové hladiny v regionech.

#### 2.6.4 Možnosti odhadu cenových parit bydlení v ČR

Prostorový index cen bydlení lze tedy v zásadě sestavit třemi metodami: akviziční, uživatelskou a platební. Volba by měla být provedena především s ohledem na použitelnost a vypovídací schopnost výsledného indexu. Jako nejvhodnější se jeví platební přístup, který ovšem naráží na dostupnost cenových dat.

Autory monografie zpracována rozsáhlá rešerše mapující možnosti datových zdrojů regionálních cen nájmu a cen nemovitostí. Samozřejmě důraz byl kladen na prostorovou srovnatelnost, tj. co nejpřesnější (anebo alespoň základní) specifikaci obydlí. Výsledky rešerše odhalují pouze dva použitelné zdroje dat – Ceny nemovitostí publikované ČSÚ (*House Price Index*), kde zdrojem dat je Ministerstvo financí České republiky (MF ČR), a šetření cen nájmu v okresech ČR v rámci cenového zjišťování ČSÚ pro účely konstrukce indexu spotřebitelských cen. Výhodou prvního jmenovaného zdroje je roční periodicitu publikace se zachováním osvědčené metodiky zpracování dat (vč. kvalitativního očištění). Druhý zdroj je použitelný pouze v případě, že dojde k pečlivému kvalitativnímu očištění dat na základě metadat. V rámci rešerše bylo zjištěno, že v současné době nelze využít dat z cenových map Ministerstva pro místní rozvoj České republiky (MMR ČR), jelikož jsou nedostupné. Údaje z cenové mapy, které provozuje pro Asociaci realitních kanceláří ČR

firma Gekon, s. r. o., rovněž nelze použít, jelikož zde nemůže být zabezpečena srovnatelnost kvality a kromě toho cenový vzorek není v mnoha okresech reprezentativní.

## 2.7 Frekvence publikování a metody shromažďování dat

Při volbě frekvence publikování prostorových cenových indexů je třeba zvážit požadavky uživatelů. Důležitým aspektem je, jak nestálé či proměnlivé jsou samotné indexy. Pokud se prostorové indexy mezi oblastmi zásadně nezmění v průběhu roku, pak není třeba požadovat častější než roční periodicitu. Rozhodnutí o frekvenci publikování prostorových indexů je v zásadě otázkou empirie.

V rámci mezinárodního srovnávacího programu OECD-Eurostat dochází ke kalkulaci PPP ve tříletých periodách. Australský úřad publikuje své prostorové cenové indexy jednou za dva roky. *Bureau of Labor Statistics* v USA publikuje regionální parity kupní síly každý rok.

Co se týče otázky shromažďování dat, v podmínkách České republiky jsou cenová šetření CPI prováděna a publikována měsíčně. Předpokládáme, že frekvence publikace prostorových cenových indexů bude menší než frekvence jejich shromažďování. Je tedy třeba rozhodnout, jak data z cenových šetření zahrnout do výpočtu cenových parit. Pokud jsou cenová data dostupná v měsíčních intervalech, ale prostorové srovnání bude provedeno vždy ročně, klíčovou otázkou je, jakým způsobem ceny průměrovat.

V zásadě přichází v úvahu srovnání cen na jednorázovém (měsíčním) šetření (např. za poslední měsíc v roce), které však není ideální, jelikož nebere v úvahu vývoj cen v ostatních měsících. Lepší alternativou je zahrnout kompletní soubor dat. Problematickou částí jsou však chybějící pozorování (např. u některých položek v některých oblastech může být provedeno pouze 1 šetření v daném roce), která navíc může být umocněna prudkou cenovou změnou v čase. V tomto případě nelze použít jednoduché průměrování cen, protože ceny jsou z různých časových období a budou tak odlišně ovlivněny inflací. Způsob, jak se s tímto problémem vypořádat, je považovat dané období, ve kterém jsou ceny sbírány, za charakteristické pro daný produkt. 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 např. měsíčního či čtvrtletního prostorového srovnání a výpočet geometrického průměru souborů výsledků. Jedná se o poměrně schůdné řešení, které eliminuje komplikace výpočtu ročních cenových parit na základní úrovni. Umožňuje odhalit a pozorovat systematické sezónní vzorce v prostorových výsledcích. Pokud sezónní vzorce existují a významněji ovlivňují vývoj parit, výsledky by v žádném případě neměly být založeny na datech z jediného období.

### **2.7.1 Přístupy ke spojování prostorových indexů časově**

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

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, bylo by 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 panelových cenových indexů (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 se soubor panelových dat zvětšuje pravidelně o další rok. K zahrnutí nových oblastí oproti tomu zpravidla dochází zřídka.

Hill 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 (HILL, 2004).



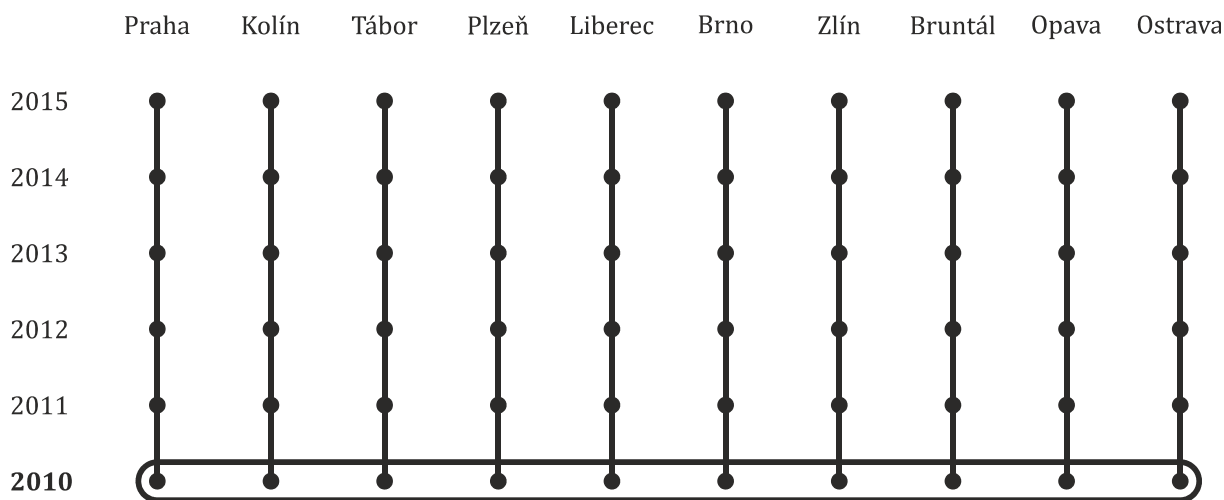
Nakonec jakákoli panelová metoda, která porušuje prostorovou konzistenci, má pozitivní časový posun. To znamená, že alespoň některá bilaterální prostorová srovnání zahrnutá v rámci celkového panelového srovnání budou záviset na údajích z ostatních časových období. Obsahuje-li bilaterální srovnání pouze údaje z právě uplynulého období, pak má časový posun prvního řádu. Zahrnuje-li údaje 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 zahrnuta. 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 charakteristicitu. Charakteristicita je poněkud nejasným konceptem poprvé použitým v (DRECHSLER, 1973). Multilaterální prostorové srovnání má vysokou míru charakteristicity, pokud každé bilaterální srovnání v něm zahrnuté závisí především na cenových údajích a výdajových podílech těchto dvou oblastí.

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 zahrnuta v panelovém srovnání (MELSER a HILL, 2007). Základní struktura těchto tří metod je ukázána na následujících třech schématech (viz Obrázek 4, Obrázek 5 a Obrázek 6). 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 vybrali deset okresů České republiky, v nichž v současnosti probíhá cenové šetření pro účely CPI. Srovnávanými časovými obdobími jsou roky.

Ze schématického znázornění je zřejmé, že neexistují žádné cykly. To znamená, že mezi každým párem vrcholů existuje pouze jedna cesta. Toto je nutná podmínka, protože Fisherovy indexy jsou netranzitivní. Je-li v grafu nějaký cyklus, pak budou výsledky vnitřně nekonzistentní (tj. netranzitivní).

První metoda (viz Obrázek 4) využívá chronologického grafu. Nejdříve se provede prostorové srovnání metodou EKS za rok 2010 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 2010 je prvním a

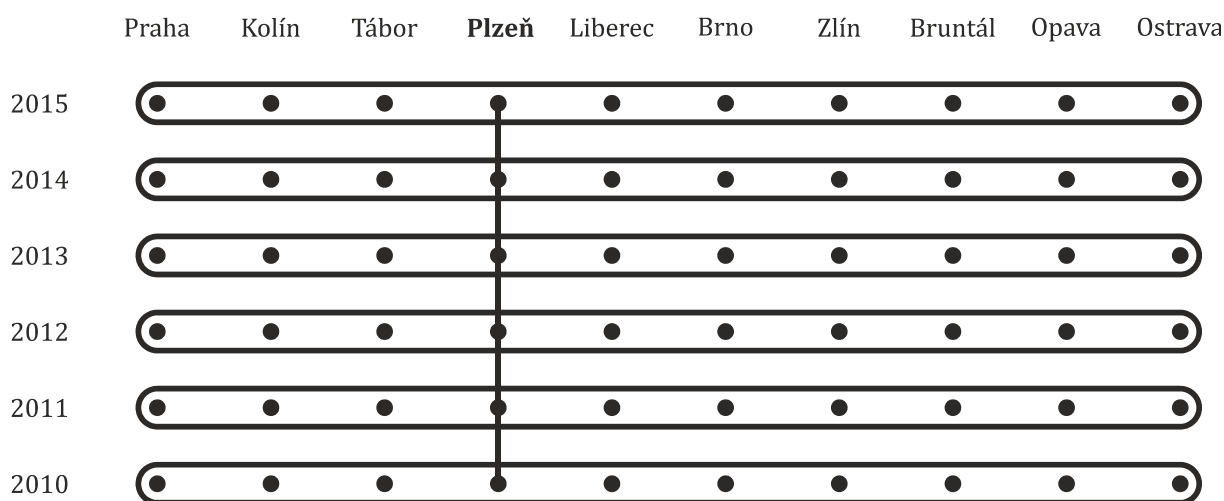
2010 +  $T$  je poslední rok). V tomto případě je časový posun 5 let. To je možné vidět například na prostorovém srovnání mezi Prahou a Kolínem v roce 2015, které závisí také na datech z roku 2010.



Praha Kolín Tábor Plzeň Liberec Brno Zlín Bruntál Opava Ostrava  
**Obrázek 4: Chronologicky spojený graf s multilaterálním prostorovým srovnáním z roku 2010 (2010–2015)**

*Zdroj: vlastní zpracování podle (MELSER a HILL, 2007)*

Druhá metoda využívá prostorově konzistentního grafu (viz Obrázek 5). Vypracovává oddělená prostorová srovnání metodou EKS za každý ze šesti let v souboru dat, a poté je spojí dohromady chronologicky spojenými Fisherovými indexy pro Plzeň. Tato metoda zohledňuje prostorovou stálost, prostorovou konzistenci, přičemž časový posun je nula.

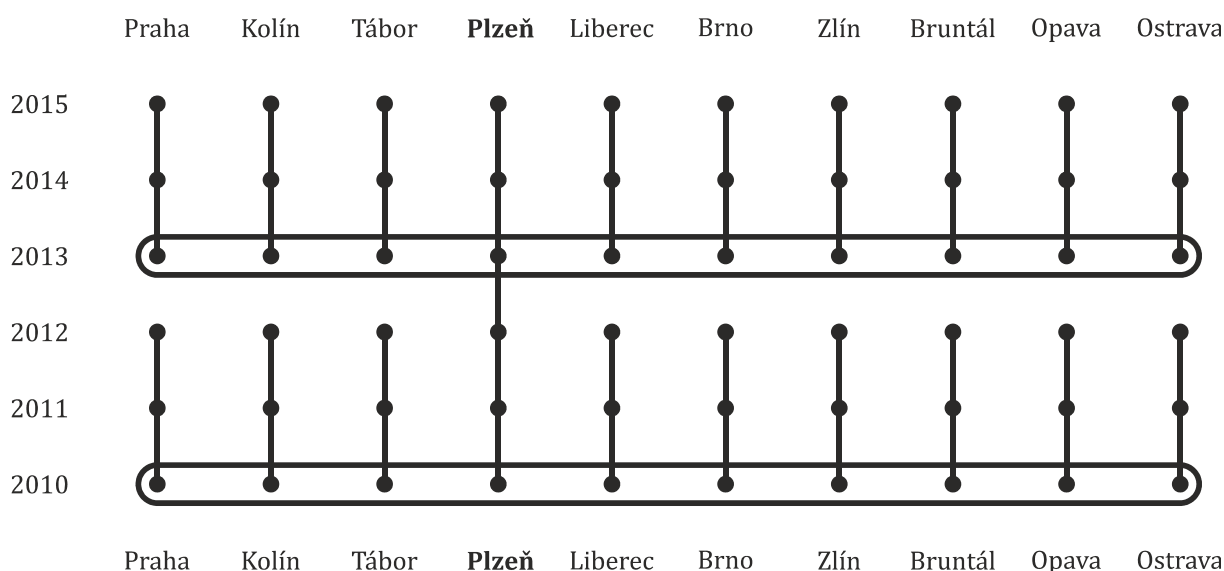


Praha Kolín Tábor **Plzeň** Liberec Brno Zlín Bruntál Opava Ostrava  
**Obrázek 5: Prostorově konzistentní graf s multilaterálními prostorovými srovnáními za každý rok spojený pro okres Plzeň (2010–2015)**

*Zdroj: vlastní zpracování podle (MELSER a HILL, 2007)*

Metoda prostorově konzistentního grafu vypočítá 15 souborů výsledků, kde se každá oblast okamžitě změní na spojovací oblast, a poté se spočítá geometrický průměr těchto výsledků.

Třetí metoda (viz Obrázek 6) využívá časově stálý graf. Zpracuje oddělená prostorová srovnání metodou EKS v tříletých intervalech, v tomto případě v roce 2010 a 2013, a chronologicky spojí Fisherovy indexy za každou oblast vyjma roku, který předchází novému prostorovému srovnání, což je v tomto případě rok 2012. Tato metoda zohledňuje časovou stálost, ale narušuje časovou konzistenci. Má časový posun  $H - 1$ , kde  $H$  představuje frekvenci prostorových srovnání. Pro Obrázek 6 je  $H = 3$ , 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.



**Obrázek 6: Časově stálý graf s multilaterálními prostorovými srovnáními v letech 2010 a 2013 spojený pro okres Plzeň (2010–2015)**

*Zdroj: vlastní zpracování podle (MELSER a HILL, 2007)*

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.<sup>8</sup> Upřednostňování časových spojení je podpořeno faktem, že je většinou snadnější sledovat změny v ceně konkrétního produktu za určitý čas, než sledovat rozdíly v prostoru (MELSER a HILL, 2007).

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 metodě chronologického grafu. Ta má však jednu důležitou slabinu. Časový posun zde může být prakticky neomezený a bude neustále růst s objemem dat za každý nový rok, která se ke stávajícímu souboru dat přidají. Ačkoli jsou Fisherovy indexy nezkreslené, prostorové srovnání mezi Prahou a Kolínem v roce 2025 provedené spojením celého období až do roku 2010, tzn. násobením velkého počtu Fisherových indexů dohromady, může vést ke značnému odchýlení prostorového srovnání. Jinými slovy, je možné pouze extrapolovat multilaterální prostorové srovnání na několik let. V určitém bodě je nutné aktualizovat panel o nové multilaterální prostorové srovnání. Je třeba zabránit tomu, aby se do grafů dostaly cykly zapříčiňující vnitřní nekonzistenci. Nejlepší způsob, jak toho dosáhnout, ukazuje Obrázek 6. Jinými slovy, jsme přesvědčeni, že metoda využívající časově stálého grafu 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.

---

<sup>8</sup> 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.

## 3 Metodika kalkulace indexu regionální cenové hladiny v ČR

*Jana Šimanová, Aleš Kocourek, Jiří Rozkovec, Jiří Kraft*

---

Kalkulace regionálních cenových hladin v České republice vyžaduje vyvinutí nových postupů, které se opírají o rozhodnutí v základních otázkách a vytvářejí metodický rámec samotného indexu. Následující text vychází z metodiky certifikované dne 8. prosince 2015 Ministerstvem pro místní rozvoj České republiky, číslo osvědčení 007/2015 (viz Přílohu 1 na straně 146).

### 3.1 Metodický rámec pro kalkulaci regionálních cenových hladin v ČR

Metodický rámec pro kalkulaci indexu regionálních cenových hladin v České republice je postaven na šesti fundamentálních rozhodnutích:

1. **volba oblasti,**
2. **úprava cenových dat, došetření cenových dat**
3. **volba výdajových vah,**
4. **volba metody pro výdaje na bydlení ve vlastním obydlí**
5. **volba metody agregace a**
6. **období a četnost vykazování RCI.**

Tato podkapitola se zaměřuje na konkrétní charakteristiku regionálního cenového indexu (resp. indexu regionálních cenových hladin) v prostředí České republiky a nastiňuje konkrétní postup kalkulace indexu ve specifických českých podmínkách.

#### 3.1.1 Volba oblasti

Obecně lze konstatovat, že členění na menší územní celky je vždy vhodnější. V ČR jsou spolehlivé odhady jasně omezeny dosavadními dostupnými údaji z cenových šetření (pro účel konstrukce časového indexu CPI) a šetření výdajů domácností v regionech (statistika rodinných účtů). ČSÚ provádí cenová šetření ve 35 okresech a Hlavním městě Praha. Výdaje domácností podle CZ-COICOP jsou však publikovány v nejnižším regionálním členění na úrovni regionů soudržnosti NUTS 2. Zvolenou základní oblastí jsou území bývalých okresů, tj. LAU 1 (dříve NUTS4), váhy na výdajích domácností však musejí být na tuto nižší územně správní jednotku aproximovány. Metodika může být v současných podmínkách sběru dat aplikována na nejnižší regionální úrovni LAU 1, výsledky mohou být přepočteny na úroveň NUTS 3 a NUTS 2.

### 3.1.2 Úprava cenových dat, došetření cenových dat

Data o cenách jsou šetřena ČSÚ ve 35 regionech (LAU 1) a Hlavním městě Praze měsíčně pro cca 700 cenových reprezentantů. Někteří cenoví reprezentanti jsou šetřeni tzv. centrálně, protože regionální data nejsou k dispozici. Pro účely kalkulace regionálních cenových hladin je tedy potřeba tato data došetřit. Kompletní přehled centrálně šetřených cen, informačních zdrojů i způsobu došetření jsou uvedeny v příloze 3 na straně 155.

Účelem cenového šetření ČSÚ je konstrukce časových indexů. Rozmanitost šetřených variet<sup>9</sup> v rámci každého cenového reprezentanta je zde výhodou, jelikož zvyšuje robustnost základního souboru pro výpočet indexu spotřebitelských cen. Účelem nového použití jsou prostorové cenové indexy, kde je prostorová rozmanitost šetřených variet nevhodná a může významně zkreslit výsledky. Je třeba zajistit prostorovou srovnatelnost šetřených položkových variet. V každém regionu by mělo být šetřeno identické či velmi podobné zboží. Nejvíce problematické jsou v tomto ohledu oddíly, jejichž cenoví reprezentanti jsou široce zastoupeni velkým množstvím kvalitativně rozdílných variet – typicky jsou jimi oděvy a vybavení domácnosti.

Základní podmínkou srovnatelnosti cenových dat je vytipovat podobné či shodné variety. Za tímto účelem byl navržen analytický softwarový text-miningový nástroj – program DataClassAnalyzer (DCA), který vyhodnotí shodu textových řetězců v popisu produktu/služby, který tazatelky uvádějí v poznámce k šetřené varietě. V experimentální části budou autoři čelit především problému neúplných dat.

### 3.1.3 Volba výdajových vah

Volba výdajových vah zásadně ovlivňuje výsledky, interpretaci indexu a jeho aplikaci. V případě, že jsou využity národní váhy, indexy mají formu srovnání na základě pevného spotřebního koše (*fixed basket*) a index nezohledňuje regionální spotřební zvyklosti domácností. Nevýhodou takového postupu je, že jakmile se výdajové podíly (nebo obecněji váhy) vztahují jiné oblasti, nelze hovořit o indexu na bázi regionálních životních nákladů. Metoda fixního koše snižuje regionální charakterističnost.<sup>10</sup> Proto autoři

---

<sup>9</sup> Varieta cenového reprezentanta představuje pro účely této monografie zcela konkrétní, ve zpravodajské jednotce trvale šetřený, výrobek nebo službu respektující konkrétní podmínky nabídky v místě šetření a nevybočující z charakteristiky (rámcového popisu) cenového reprezentanta.

<sup>10</sup> Nižší míra charakterističnosti je problematická, protože výsledky jsou méně spolehlivé a hůře se interpretují.

doporučují použít regionální váhy pro konstrukci indexu, i když si jsou vědomi toho, že srovnání na bázi regionálních vah vyžaduje zajištění tranzitivity cenových indexů.

Jediným zdrojem oficiálních informací o regionálních výdajích domácností ve vazbě na jejich příjmy v ČR je statistika rodinných účtů (SRÚ). Údaje jsou zjišťovány na souboru domácností vybraných tzv. kvótním výběrem. Vzorek domácností zahrnuje několik typů domácností a každá domácnost podrobně zapisuje svá vydání. Regionální výsledky jsou publikovány pouze na úrovni NUTS 2, což v případě Moravskoslezského kraje a Hlavního města Praha koresponduje s krajskou úrovní (NUTS 3). Za nižší regionální úroveň nelze výsledky hospodaření domácností prezentovat vzhledem k velikosti zpravodajského souboru SRÚ, který na republikové úrovni představuje cca 2 850 domácností. Autoři doporučují provést odhad výdajových složek regionálního obyvatelstva na bázi konceptu *Small Area Estimation*.

#### 3.1.3.1 Metoda Small Area Estimation

Metody odhadování v malých oblastech (*small areas*) nabízí příležitost ke zpřesnění výsledků realizovaných průzkumů. Metody odhadování v malých oblastech zahrnují vhodné statistické modely pro data ze statistických šetření. Tento model je většinou založen na lineárně smíšené nebo zobecněné lineární smíšené regresi s úpravami dle konkrétního průzkumu. Modely malých oblastí jsou v podstatě formou regresního modelu. V některých případech se samotný model vycházející z průzkumu používá k „propůjčení síly“, takže jde nakonec o tento model zahrnující korelaci dotazníkových odpovědí, což vede ke zlepšení odhadů (HASLETT, NOBLE a ZABALA, 2008).

Rao se vlastně ani nepouští do otevřených diskuzí o metodách kombinujících zdroje dat (RAO, 2005) a Longford využívá data pořízená při sčítání lidu především pro následné srovnání metod odhadování v malých oblastech (LONGFORD, 2006). Větší přesnosti lze dosáhnout využitím dvou zdrojů dat, nejčastěji průzkumu a sčítání lidu (ELBERS, LANJOUW a LANJOUW, 2003), případně použitím dvou průzkumů s různými velikostmi vzorků (BIGMAN a FOFACK, 2000). Informace vycházející ze sčítání lidu se využívají ke zlepšení odhadů založených na statistickém modelu prostřednictvím předpovědí na co možná nejpřesnější odpovídající úrovni. Vzhledem k tomu, že sčítání lidu je mnohem větší než průzkum a předpovědi se provádějí pro každou jeho jednotku, může to – v případě, že byl zvolen správný model – vést ke znatelnému snížení směrodatných odchylek u odhadů v malých oblastech (HASLETT, JONES a ENRIGHT, 2008).

### 3.1.4 Výdaje na bydlení ve vlastním

Ve standardním pojetí spotřebních výdajů je součástí oddílů CZ-COICOP 04 tzv. imputované nájemné osob bydlících ve vlastním, které ale není skutečným výdajem domácností, nýbrž odhadem alternativních nákladů na bydlení ve vlastním. Skutečným výdajem domácností bydlících ve vlastním jsou např. splátky hypoték a úvěrů na pořízení nebo rekonstrukci domu nebo bytu, které sice nepředstavují spotřební výdaje, ale významně ovlivňují koupěschopnost domácností.

Snahou autorů je zahrnout do kalkulace regionálního cenového indexu výdaje na bydlení ve vlastním, které odráží ceny nemovitostí vč. pozemku. Výdajovou vahou by měl být objem zaplacených splátek hypotečních úvěrů vč. úroků v daném regionu, přičemž přiřazená cenová parita by měla reprezentovat průměrné ceny typových nemovitostí – domů a bytů v poměru odpovídajícím počtu převodů v daném regionu.

V současné době představuje objem rezidentských nesplacených hypoték v ČR více jak 874 mld. Kč. V letech 2011–2013 bylo podle autorských kalkulací vycházejících z údajů ze statistických databází ČNB – Arad, MMR ČR a MF ČR zaplaceno na splátkách hypoték vč. úroků ročně v průměru cca 115 mld. Kč. Detailní členění na nižší regionální úroveň umožňují údaje Generálního finančního ředitelství MF ČR o uplatněných úrocích v rámci přiznání k dani z příjmů fyzických osob. Vzhledem k tomu, že výše úroku z hypotečních úvěrů není regionálně diferencovaná, lze právě výši zaplacených úroků na potřeby bydlení z daňových přiznání fyzických osob ze zdroje Generálního finančního ředitelství MF ČR použít jako regionalizační klíč celkových splátek úvěrů, a to právě až na úroveň okresů.

### 3.1.5 Volba metody agregace indexu

Metodou agregace cen jednotlivých druhů zboží do jednoho souhrnného čísla je v zásadě vzorec pro výpočet cenového indexu. Index, který má ambice být prostorovým indexem životních nákladů, by měl zahrnovat informace o vahách z různých oblastí, tzn., měl by být superlativní.

Odborná literatura se v zásadě zaměřuje na tři superlativní indexy: Fisherův, Törnqvistův a Walshův index. Fisherův index je geometrickým průměrem Laspeyresova a Paascheho indexu. Törnqvistův index je geometrickým průměrem Laspeyresova a Paascheho geometrického indexu. Walshův cenový index porovnává náklady na nákup



průměrného spotřebního koše, přičemž průměrným košem se rozumí geometrický průměr spotřebních košů oblastí *A* a *B*.

Fisherův, Törnqvistův i Walshův index se navzájem aproximují, a proto vcelku nezáleží na tom, který z nich se použije. Na rozdíl od Fischerova indexu Törnqvistův index (stejně tak i Paascheho a Laspeyresův geometrický index) je zajímavý tím, že jej lze násobně rozložit tak, aby se podíl každého produktu na celkovém rozdílu cenové hladiny dal snadno rozpoznat. I z tohoto důvodu jej autoři volí jako nejvhodnější metodu agregace cenových parit do Regionálního cenového indexu (RCI). Postup kalkulace regionálních cenových hladin je detailněji popsán v kapitole 3.2 na straně 56.

Díky použití metody EKS při výpočtu parit spolu s Törnqvistovým indexem je možné lépe ekonomicky interpretovat výsledky díky relativnímu znázornění výdajové funkce. Metoda EKS spolu s aplikací superlativního indexu odráží substituční efekt. Takto vytvořený cenový index splňuje podmínku tranzitivity.

### **3.1.6 Období a četnost vykazování RCI**

Z rešerše dosavadních přístupů ke kalkulaci prostorových cenových indexů vyplývá, že tyto jsou v čase poměrně stabilní. Ačkoli jsou cenová šetření CPI k dispozici v měsíčních intervalech, je vzhledem k vysoké časové i věcné náročnosti úpravy dat nepraktické a neúčelné publikovat prostorový cenový index ve stejné frekvenci jako např. CPI. Ve světě je běžné publikovat prostorové cenové indexy ve tříletých a delších intervalech. Z důvodu konzistence cenových dat (k roku 2011 byla zahájena deregulace nájemného v ČR) a vzhledem k tomu, že statistiky umožňující regionalizaci vah spotřebních košů (výdaje domácnosti dle CZ-COICOP za NUTS 2) jsou k dispozici až od roku 2011, představuje rok 2011 první logický časový milník pro kalkulaci RCI. V roce 2014, kdy byl projekt aplikovaného výzkumu RCI zahájen, byla k dispozici nejnovější kompletní data za rok 2013. Autoři vzhledem k využití ekonometrických odhadů panelových dat upřednostňují maximální možnou délku časové řady, tj. v tomto případě roky 2011–2013. Autoři navrhuje publikovat data v nejméně tříletých, spíše však pětiletých intervalech.

Novost výše uvedených postupů je dána především využitím v současné době dostupných dat pro zcela nový účel, což vyžaduje velmi specifickou úpravu šetřených dat zahrnující kvalitativní i kvantitativní očistění primárních dat a odhady výdajových složek domácností v regionech založené na ekonometrickém modelování vč. regionálních výdajů domácností na bydlení ve vlastním.

## 3.2 Popis metodického postupu

Vývojový diagram metodického postupu zachycuje Obrázek 7. Postup je členěn do tří částí: 1. část řeší cenová data a jejich úpravu vč. kalkulace cenových parit, 2. část řeší oblast regionálních výdajů na nákup spotřebního koše, tj. váhový systém, a 3. část je finální agregací cenových parit a výdajů do indexních čísel. V následujícím textu jsou jednotlivé části a jejich kroky popsány podrobněji.

### 1. část: Úprava cenových dat a kalkulace cenových parit

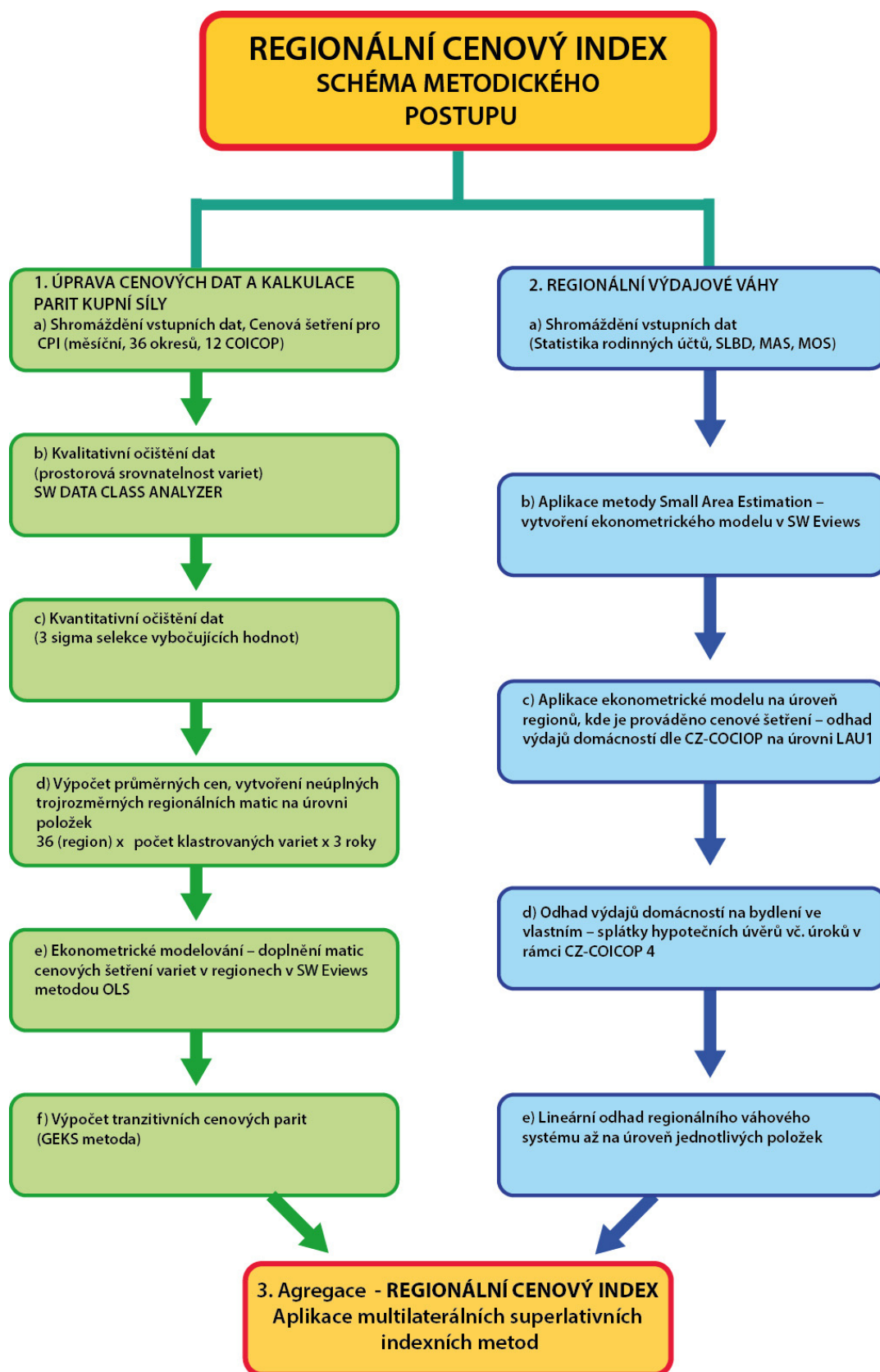
#### 1a) Shromáždění vstupních dat z cenových šetření a došetření centrálně zjišťovaných cen

Český statistický úřad, resp. odbor cenových šetření poskytl základní datový soubor cen spotřebního koše z místního šetření na úrovni variet cenových reprezentantů pro výzkumné účely projektu. Jedná se o jednotlivé ceny šetřené ve 36 oblastech ČR pro bezmála 700 cenových reprezentantů v měsíčních intervalech, přičemž v každé oblasti je pro daného cenového reprezentanta šetřeno několik variet – bližší popis sběru dat poskytuje metodická příručka Indexy spotřebitelských cen publikovaná Českým statistickým úřadem, odborem statistiky cen.

Data byla na základě písemné žádosti a smlouvy o poskytnutí dat zaslána v \*.xlsx souboru v členění:

1. kód oblasti (celkem 35 okresů LAU 1 a Hlavní město Praha)
2. kód cenového reprezentanta dle klasifikace CZ-COICOP (např. 01.111.11)
3. název cenového reprezentanta (např. chléb kmínový)
4. časové období (leden 2011 – prosinec 2013)
5. zjištěná cena (kalkulovaná na měrnou jednotku)
6. poznámka (upřesňující popis šetřené variety daného cenového reprezentanta)
7. prodejní místo (místo sběru cen)

Základní soubor obsahuje celkem 2 034 325 cenových zjištění.



Obrázek 7: Schéma metodického postupu výpočtu Regionálního cenového indexu RCI

*Zdroj: vlastní*

Část spotřebního koše tvoří tzv. centrálně sledované ceny (např. ceny stejné pro celou ČR, průměrné ceny zjistitelné z různých výkazů, ceny zjišťované z internetu). Centrálně šetřené ceny byly došetřeny regionálně – zdroje a způsob došetřených dat jsou uvedeny v příloze 3 na straně 155.

## 1b) Kvalitativní očištění dat pro zajištění prostorové srovnatelnosti variet

Kvalitativní očišťování bylo provedeno v pěti fázích:

**I. fáze: Provedení text-miningové úlohy v softwaru DataClassAnalyzer**, který byl vyvinut pouze pro účely kalkulace RCI. Program byl vyvinut v prostředí Windows Presentation Foundation, v programovacím jazyce C#. Pro spuštění programu na osobním počítači je třeba instalace doplňku .Net verze 3.0 a vyšší. Načítání souboru dat bylo upraveno na míru formátu dat dodaných ČSÚ. Údaje v „poznámce“ bylo třeba normalizovat (diakritika, oddělovače, velká, malá písmena, zkratky apod.). V rámci očištění dat o výrazy, které nepřinášejí informační hodnotu, byl v DataClassAnalyzeru sestaven seznam zakázaných řetězců a pravidel definovaných regulárními výrazy. Samotné automatické preklastrování se skládá ze tří kroků:

- 1. krok:** Definice minimální četnosti výskytu společných znaků pro klastrování.
- 2. krok:** Definování společných řetězců na principu řetězcové metriky Levenshteinovy vzdálenosti.<sup>11</sup>
- 3. krok:** Automatické vytvoření prvotních klastrů společných znaků, které jsou charakterizovány „tagy“.
- 4. krok:** Na základě stejných či podobných textových řetězců byly v programu na podúrovni cenových reprezentantů dále manuálně klastrovány podobné variety, např. stejné značky, produktové specifikace jako jsou technické parametry či kvalita poskytnuté služby, apod. Datovými výstupy pro další zpracování jsou:
  - **heat mapa** poskytující informaci o zastoupení podobných variet na podúrovni cenového reprezentanta v regionech (viz Obrázek 8) a

<sup>11</sup> Levenshteinova vzdálenost je vzdálenost dvou řetězců definovaná jako minimální počet operací vkládání, mazání a substituce, aby po jejich provedení byly zadané řetězce totožné.

- \*.csv soubory pro každého cenového reprezentanta, kde jsou u vybraných cenových šetření uvedeny „tagy“ určující příslušnost ke klastru znaků (stejná či podobná komoditní skupina – varieta – viz Obrázek 8).
- \*.grp soubory obsahující klastry znaků pro konkrétní „tagy“. V případě opakování celé text-miningové úlohy je možné je znovu použít k předdefinování „tagů“.



Obrázek 8: Printscreen obrazovky při práci s daty v DataClassAnalyzer

Zdroj: vlastní

**II. fáze: Manuální úprava klastrů.** V druhé fázi byly \*.csv soubory spojeny do jednoho souboru a převedeny do formátu \*.xlsx. Pomocí nastavení filtrů byla provedena revize, příp. oprava či doplnění „tagů“, pokud byly programem chybně přiřazeny či nebyly rozpoznány a přiřazeny do řetězcových klastrů. Tuto úlohu nelze automatizovat a musí být provedena manuálně.

**Výstup:** Klastry stejných či podobných variet šetřené napříč regiony na podúrovni cenových reprezentantů v \*.xlsx souboru (označené „tagy“).

### 1c) Kvantitativní očištění dat pro odstranění vybočujících hodnot (outlierů)

Vybraná data (výstup z části 1b) byla na úrovni jednotlivých „tagů“ (podobných variet) dále kvantitativně očištěna tak, aby byly odstraněny extrémně vybočující hodnoty. Aplikováno bylo pravidlo  $3\sigma$ , tudíž uplatněn předpoklad, že téměř všechny relevantní hodnoty statistického souboru by měly spadat do tří směrodatných odchylek od průměru při normálním rozdělení. Pravidlo  $3\sigma$  bylo na data aplikováno třikrát.

**Výstup:** \*.xlsx soubor s kvantitativně očištěnými „tagy“.



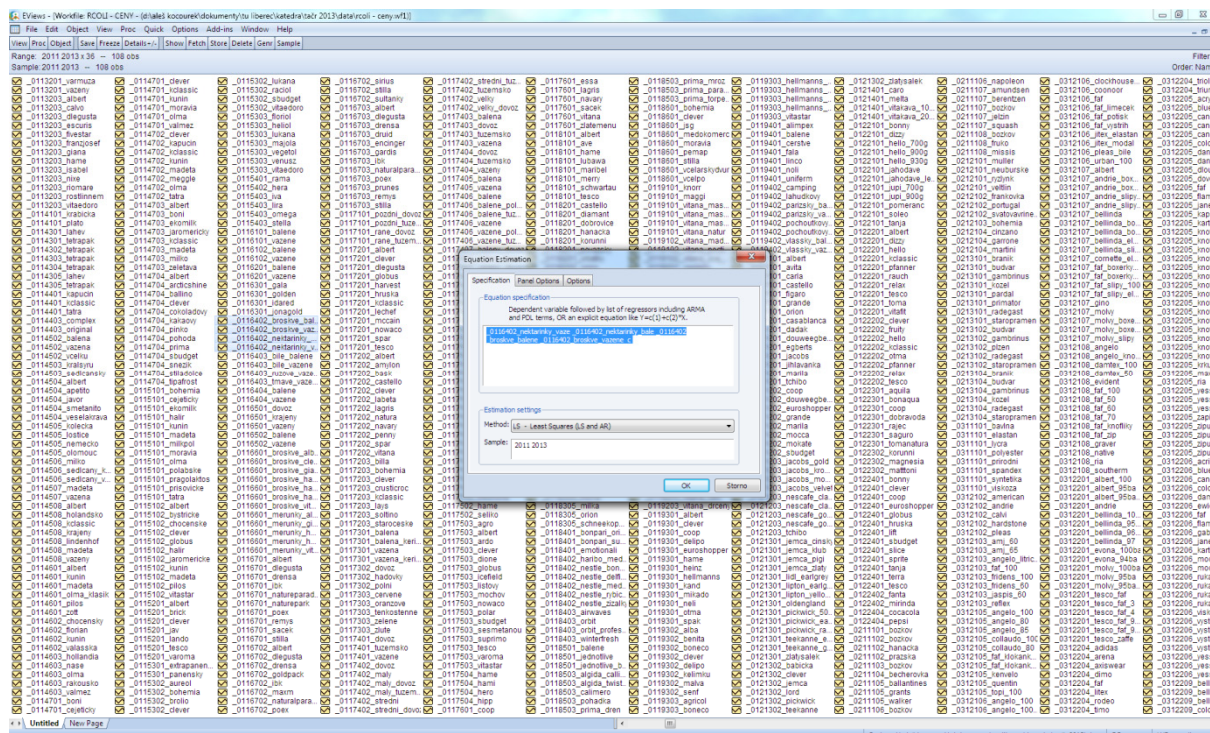
# 1d) Výpočet průměrných cen a vytvoření neúplných trojrozměrných regionálních matic cen

Pro každého cenového reprezentanta byla v softwaru eViews 8.1 vytvořena trojrozměrná matice průměrných cen (prostý aritmetický průměr cen) na elementární úrovni jednotlivých tagů v rámci cenových reprezentantů.

**Výstup:** Matice region (36) × rok (2011, 2012, 2013) × „tagy“ (klastry identických variet v rámci daného cenového reprezentanta).

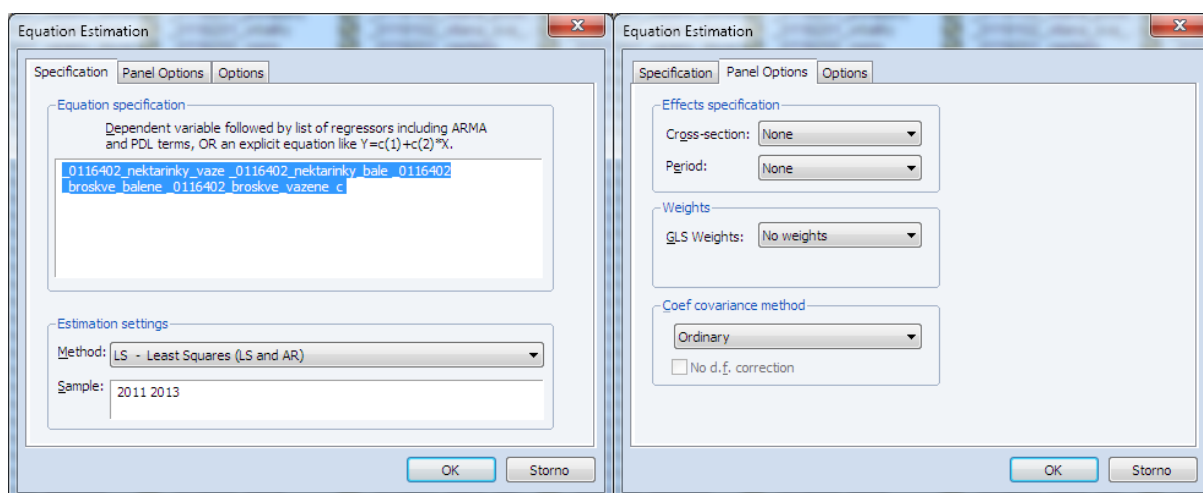
# 1e) Ekonometrický odhad chybějící cen charakteristických variet

Nejvíce zastoupená varieta je definována jako charakteristická pro všechny regiony. Chybějící průměrné ceny u těchto charakteristických variet byly v maticích aproximovány metodou nejmenších čtverců (*least square method* - LSM). Úloha byla zpracována na panelových datech v prostředí ekonometrického softwaru eViews 8.1 (viz Obrázek 9)



Obrázek 9a: Provedení úlohy v eViews 8.1

Zdroj: vlastní



Obrázek 9b: Provedení úlohy v eViews 8.1

Zdroj: vlastní

**Výstup:** \*.xlsx soubor charakteristických variet v každém regionu s průměrnou regionální cenou (zjištěnou či odhadnutou metodou nejmenších čtverců LSM).

### 1f) Výpočet tranzitivních, multilaterálních regionálních cenových parit

Cenové parity musí splňovat podmínku multilaterality a tranzitivity. Cenové parity jsou kalkulovány ve dvou fázích.

- I. fáze: **Vytvoření úplné matice bilaterálních indexů** (cenových poměrů) pro každou jednotlivou charakteristickou varietu (matice (14) na straně 29). Cenové poměry (nikoli průměrné ceny) jsou zvoleny proto, že chybějící ceny v matici očištěných cenových průměrů byly doplněny odhady (viz 1d).
- II. fáze: **Výpočet nevážených parit kupní síly** na úrovni cenových reprezentantů dle metody EKS. Pro každého cenového reprezentanta a region je kalkulováno jedno číslo – tzv. nevážená cenová parita, která vyjadřuje vztah ceny vybraného cenového reprezentanta v daném regionu k cenám zjištěným nebo odhadnutým metodou LSM ve všech ostatních regionech. Paritu regionu  $A$  na úrovni daného reprezentanta vyjadřuje vzorec (33). Jde vlastně o geometrický průměr cenových poměrů v řádku matice (14) ze strany 29.

$$p_A = \prod_{k=1}^{36} (P_{A,k})^{1/36}, \quad (33)$$

kde  $P_{A,k}$  je poměr cen regionu  $A$  ke  $k$ -tému regionu, přičemž  $k = 1, 2, 3 \dots 36$ ;  $p_A$  je parita regionu  $A$  na úrovni daného cenového reprezentanta (charakteristické variety).

**Výstup:** Cenové parity (multilaterální tranzitivní cenové koeficienty) pro každý region a každého cenového reprezentanta (nyní již prostorově kvalitativně srovnatelnou charakteristickou varietu), přičemž žádný region není nadřazený, všechny parity jsou mezi sebou navzájem srovnatelné.

## 2. část: Odhad regionálních výdajových vah domácností

### 2a) Shromáždění vstupních dat z databází Českého statistického úřadu

Pro odhad regionálních výdajů na nižší (okresní, LAU 1) úrovni je nutno shromáždít údaje týkající se:

- regionálních výdajů domácností na vyšších regionálních úrovních či v sousedních (souvisejících) oblastech v členění dle CZ-COICOP,
- potenciálních vysvětlujících proměnných, které statisticky významně ovlivňují výši a strukturu výdajů českých domácností v regionech.

Zdroji dat pro odhad regionálních výdajů na spotřebu domácností jsou:

- Statistika rodinných účtů (ČSÚ) – výdaje domácností dle NUTS 2
- Městská a obecní statistika (ČSÚ),
- Statistika Místních akčních skupin (ČSÚ) a
- SLDB 2011 (ČSÚ).

### 2b) Aplikace metody Small Area Estimation prostřednictvím softwaru eViews 8.1

Aplikace metody *Small Area Estimation* (viz kapitolu 3.1.3.1 na straně 53), tzn. sestavení a kalibrování ekonometrického modelu v softwaru eViews 8.1, probíhá ve dvou fázích:

**I. fáze: Konstrukce regresního modelu** závislosti spotřebních vydání na vybraných kvantitativních a kategoriálních veličinách. Jako regresní model byl zvolen vícerozměrný lineární model ve tvaru:

$$COICOP_i = \beta_0 + \beta_1 NUTS + \beta_2 VEK_{PRUM} + \beta_3 UCH + \beta_4 BYT + \beta_5 MIG + \beta_6 VEK_{0-14} + \beta_7 VEK_{15-65} \quad (34)$$

Hodnoty závisle proměnné ( $COICOP_i$ ) byly čerpány ze statistiky rodinných účtů ČSÚ podle jednotlivých oddílů spotřebních vydání CZ-COICOP ( $i = 01, 02, 03, \dots, 12$ ) v členění dle regionů soudržnosti NUTS 2 v období 2011–2013. Nezávisle



proměnné se dělí na kategoriální a kvantitativní: jako kategoriální veličina byla použita příslušnost k regionu soudržnosti NUTS 2 (označena jako *NUTS*<sup>12</sup>). Jako kvantitativní veličiny byly vybrány:

- věkový průměr v daném regionu (*VEK<sub>PRUM</sub>*),
- celkový počet uchazečů o zaměstnání vztažený k počtu obyvatel od 15 do 65 let (*UCH*),
- celkový počet dokončených bytů a dokončených bytů v rodinných domech vztažený na 1000 obyvatel (*BYT*),
- saldo migrace vztažené na celkový počet obyvatel v % (*MIG*),
- počet obyvatel do 14 let v % celkové populace (*VEK<sub>0-14</sub>*),
- počet obyvatel od 15 do 65 let v % celkové populace (*VEK<sub>15-65</sub>*).

**II. fáze: Odhad parametrů modelu** pro všech dvanáct tříd spotřebních vydání CZ-COICOP. Pro výpočty byl použit program pro ekonometrické modelování eViews 8.1, hladina významnosti  $\alpha = 5\%$ . Obecný postup vyjadřuje následující schéma:

- a) Do modelu bylo zahrnuto všech osm nezávisle proměnných a odhadnuty příslušné regresní parametry.
- b) Podle hodnot *p-value* byla poté v jednotlivých případech vyhodnocena jejich statistická významnost.
- c) Pokud alespoň jeden parametr nebyl statisticky významný, byl z modelu vyloučen, přičemž se vždy jednalo o ten, který měl hodnotu *p-value* nejvyšší.
- d) Poté byly zbývající regresní parametry odhadnuty znovu a postup se buď vrátil do bodu b), nebo již byly všechny parametry statisticky významné a odhad byl tímto ukončen. Výstupem je lineární model sestávající se z 12 rovnic (pro každý oddíl CZ-COICOP).
- e) Vizualizace výsledků modelu: Pomocí Scheffého metody bylo provedeno vícenásobné porovnávání podle jednotlivých tříd kategoriální proměnné NUTS 2. Výstupem jsou podmnožiny regionů NUTS 2 a podmnožiny na úrovni okresů, které lze z pohledu chování závisle proměnné považovat za homogenní.

---

<sup>12</sup> kde: I1(1) = 1 pro NUTS 2=CZ01, -1 pro NUTS 2=CZ08, 0 jinak,  
I1(2) = 1 pro NUTS 2=CZ02, -1 pro NUTS 2=CZ08, 0 jinak,  
I1(3) = 1 pro NUTS 2=CZ03, -1 pro NUTS 2=CZ08, 0 jinak,  
I1(4) = 1 pro NUTS 2=CZ04, -1 pro NUTS 2=CZ08, 0 jinak,  
I1(5) = 1 pro NUTS 2=CZ05, -1 pro NUTS 2=CZ08, 0 jinak,  
I1(6) = 1 pro NUTS 2=CZ06, -1 pro NUTS 2=CZ08, 0 jinak,  
I1(7) = 1 pro NUTS 2=CZ07, -1 pro NUTS 2=CZ08, 0 jinak.

## 2c) Odhad výdajů domácností dle CZ-COICOP na úrovni LAU 1

Na základě výsledků lineárního modelu byly vypočteny průměrné výdaje (sub)regionálních domácností (na 1 osobu) na nejvyšší agregované úrovni CZ-COICOP. Pro odhad byly použity statisticky významné regresory z předchozího kroku (2b) týkající se malých oblastí.

**Výstup:** 36 × 12 odhadnutých výdajových oddílů dle klasifikace CZ-COICOP.

## 2d) Odhad výdajů domácností na bydlení ve vlastním

Pro oddíl CZ-COICOP 04 Bydlení, voda, energie, paliva byly kalkulovány a včleněny výdaje osob bydlících ve vlastním jako průměrná výše splátky hypotečních úvěrů vč. úroků na jednoho obyvatele v daném regionu.<sup>13</sup> Záměrem je do indexu včlenit rostoucí výdaje na splátky hypoték vč. úroků, které stále významněji ovlivňují koupěschopnost českých domácností. Zdroji dat pro kalkulaci tohoto odhadu jsou:

- Generální finanční ředitelství Ministerstva finanční ČR. Objem odpočtu úroků na bydlení, které byly uplatněny jako nezdánitelná položka v rámci daně z příjmů fyzických osob podle § 15 odst. 3 a 4 Zákona o daních z příjmu.<sup>14</sup>
- ČNB (Arad). *Konečné zůstatky úvěrových účtů klientů v časové řadě* [online].<sup>15</sup> Praha: Česká národní banka, 2015. [cit. 2015-03-13]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_sestuid=13288&p\\_strid=AABBAD&p\\_lang=CS](http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=13288&p_strid=AABBAD&p_lang=CS)
- MMR ČR. *Objem nově poskytnutých hypoték v letech 2011–2013* [online]. Praha: Ministerstvo pro místní rozvoj České republiky, 2015. [cit. 2015-03-13]. Dostupné

<sup>13</sup> Snahou je zahrnout do kalkulace regionálního cenového indexu výdaje na bydlení ve vlastním, které odráží ceny nemovitostí vč. pozemku. Výdajovou vahou je objem zaplacených splátek hypotečních úvěrů vč. úroků v daném regionu (subregionu). Přiřazená cenová parita odráží průměrné ceny typových nemovitostí – domů a bytů v poměru odpovídajícím počtu převodů v daném regionu (zdroj cenových dat je uveden v Příloze 3 na straně 155).

V současné době představuje objem rezidentských nesplacených hypoték v ČR více jak 874 mld. Kč. V letech 2011–2013 bylo podle autorských kalkulací vycházejících z údajů ze statistických databází ČNB – Arad, MMR ČR a MF ČR zaplacen na splátkách hypoték vč. úroků ročně v průměru cca 115 mld. Kč. Detailní členění na nižší regionální úroveň umožňují údaje Generálního finančního ředitelství MF ČR o uplatněných úrocích v rámci priznání k dani z příjmů fyzických osob.

<sup>14</sup> Data byla autorům metodiky elektronicky zaslána na základě žádosti o poskytnutí dat podle zákona č. 106/1999 Sb. o svobodném přístupu k informacím

<sup>15</sup> Tj. počáteční zůstatky plus čerpání nových úvěrů mínus splátky dříve poskytnutých úvěrů.

z: <http://www.mmr.cz/cs/Stavebni-rad-a-bytova-politika/Bytova-politika/Hypotecnii-uvery/Hypotecnii-uvery-poskytnute-v-krajich-CR>

Rozdílem konečných zůstatků dvou období a přičtením nově poskytnutých hypoték lze určit celkový objem splátek (bez úroků) za celou ČR. Samotná výše úroků v regionálním členění (zdroj MF ČR) slouží jako regionalizační klíč za předpokladu konstantní úrokové sazby napříč regiony a podobných úvěrových parametrů (doba fixace, doba splácení, hodnocení bonity klienta).

## 2e) Odhad regionálního váhového systému až na úroveň jednotlivých cenových reprezentantů

Odhady výdajů (a výdajových vah) až na základní položkovou úroveň byly provedeny lineárně dle výsledků mimořádného podrobného šetření vydání a spotřeby domácností statistiky rodinných účtů z roku 2010.<sup>16</sup>

V této fázi byly rovněž odhadnuty výdaje benchmarkového (průměrného) spotřebního koše (pro další krok – agregaci prostřednictvím Törnqvistova indexu). Jedná se o vážený aritmetický průměr všech 36 regionálních spotřebních košů, kde vahou je podíl výdajů obyvatel daného regionu na celkovém součtu výdajů obyvatel všech regionů, které byly do úlohy zahrnuty.

## 3. část: Agregace cenových parit a regionálních výdajů do indexních čísel

Agregace cenových parit a výdajových vah je provedena od základní položkové úrovně. Zvolenou metodou agregace je Törnqvistův index, který je superlativní (obsahuje údaje o vahách z obou oblastí). Laspeyresův a Paascheho geometrický index je modifikován s ohledem na prostorové, nikoli časové hledisko. Törnqvistův index je geometrickým průměrem Laspeyresova a Paascheho geometrického indexu – viz vzorec (35).

$$RCI_A = P_A^T = \sqrt{P_A^{GL} P_A^{GP}} \quad (35)$$

Laspeyresův geometrický cenový index je geometrickým průměrem cen regionu  $A$  a všech ostatních regionů, přičemž jsou použity váhy regionu  $A$  – viz vzorec (36).

$$P_A^{GL} = \prod_{n=1}^N (p_n^A)^{s_n^A}, \quad \text{kde } \sum_{n=1}^N s_n^A = 1 \quad (36)$$

<sup>16</sup> Podobný postup je aplikován v případě národního spotřebního koše pro výpočet indexu spotřebitelských cen.

Paascheho geometrický cenový index je geometrickým průměrem cen regionu  $A$  a všech ostatních regionů za použití vah průměrného (benchmarkového) spotřebního koše – viz vzorec (37).

$$P_A^{GP} = \prod_{n=1}^N (p_A)^{s_n^B}, \quad \text{kde } \sum_{n=1}^N s_n^B = 1 \quad (37)$$

kde  $A$  je daný region,  $B$  je benchmarkový region (určený průměrným regionálním výdajovým košem),  $RCI = PT$  je Törnqvistův cenový index,  $P^{GL}$  je geometrický Laspeyresův index a  $P^{GP}$  je geometrický Paascheho index,  $p_A$  je parita regionu  $A$  na úrovni daného cenového reprezentanta (charakteristické variety),  $s_n$  jsou výdajové váhy na úrovni daného cenového reprezentanta (charakteristické variety).

Výsledkem jsou regionální cenové indexy pro 36 oblastí ČR (viz stranu 70), které jsou superlativní a tranzitivní, žádný region není „nadřazen“. Indexy nejsou přirozeně aditivní. Dekompozice indexu je provedena na úroveň oddílu CZ-COICOP, která umožňuje srovnání dílčích oddílů výdajů domácností v regionech.

Agregace regionálních cenových hladin na úroveň NUTS 3 a NUTS 2 je provedena metodou váženého geometrického průměru oblastně příslušných regionálních cenových indexů (RCI). Vahou je podíl regionálních výdajů domácností na celkových výdajích domácností posuzovaných oblastí v rámci NUTS 3 či NUTS 2.

## 4 Výpočet regionálních cenových hladin v České republice

*Aleš Kocourek, Jana Šimanová, Jiří Rozkovec, Jiří Šmída*

---

Vzorový příklad užití certifikované metodiky je zpracován především na základě dat z cenových šetření ČSÚ a Statistiky rodinných účtů ČSÚ. Představuje experimentální ověření metodiky, tj. postup kalkulace cenových hladin na celém území ČR, kde základní územní jednotkou pro určení cenových hladin je LAU 1. Přepočty jsou provedeny na úroveň NUTS 3 a NUTS 2.

### 4.1 Úprava cenových dat a kalkulace cenových parit

Základní soubor představuje celkem 2 034 325 cenových zjištění o cca 700 cenových reprezentantech na území 35 bývalých okresů a v Hlavním městě Praha. Data byla dle metodického postupu nejprve očištěna kvalitativně. V prostředí specializovaného software DataClassAnalyzer, který je aplikovaným výsledkem a bude uživatelům nabízen společně s certifikovanou metodikou, bylo nejprve provedeno automatické preklastrování variet a dále samotné manuální klastrování variet.

Výsledky byly exportovány do formátu \*.xlsx a v prostředí MS Excel bylo dokončeno kvalitativní klastrování pomocí filtrů (zejm. u reprezentantů, kde charakteristickými znaky variety jsou číselné hodnoty, nikoli slovní popis).

Kvantitativní očištění cenových šetření bylo provedeno v jednotlivých letech odděleně opakovanou aplikací pravidla  $3\sigma$ . Dále byla vytvořena matice průměrných regionálních cen všech variet v rámci jednotlivých cenových reprezentantů. Varieta s nejvyšším zastoupením byla identifikována jako charakteristická. Chybějící cenová šetření u charakteristických variet v jednotlivých regionech byla doplněna v prostředí eViews 8.1 pomocí ekonometrických metod analýzy panelových dat (odhady metodou nejmenších čtverců na základě cen necharakteristických variet, cen charakteristických i necharakteristických variet v ostatních regionech a na základě vývoje cen v čase). Výsledky očišťování dat shrnuje Příloha 2 na straně 147, centrálně šetřená data byla došetřena ze zdrojů, které uvádí Příloha 3 na straně 155.

V dalším kroku byly podle metodického postupu kalkulovány nevážené cenové parity na základní úrovni cenových reprezentantů. Jedná se o geometrické průměry podílů ceny v konkrétním regionu  $A$  a ceny ve všech ostatních regionech. Tato úloha byla provedena v prostředí MS Excel. Pro ilustraci uvádí Příloha 4 na straně 158 cenové parity

na úrovni reprezentantů pro Hlavní město Praha a ostatní území ČR na základní položkové úrovni. Tento výsledek uplatní ČSÚ v rámci pravidelného reportingu pro Eurostat.

## 4.2 Odhad regionálních výdajových vah domácností

Váhy regionálních košů malých oblastí byly stanoveny metodou *Small Area Estimation* (viz kapitolu 3.1.3.1 na straně 53). Jako vhodný regresní model byl zvolen vícerozměrný lineární model ve tvaru (34), představeném na straně 62. Hodnoty závisle proměnné ( $COICOP_i$ ) byly čerpány ze statistiky rodinných účtů ČSÚ podle jednotlivých oddílů spotřebních vydání CZ-COICOP ( $i = 01, 02, 03, \dots, 12$ ) v členění dle regionů soudržnosti NUTS 2 za období 2011–2013.

V řadě výdajových tříd CZ-COICOP se jako jediný statisticky významný regresní koeficient prokázala kategoriální proměnná, tj. příslušnost k NUTS 2. Výsledky regresních modelů výdajů domácností v malých oblastech pro jednotlivé skupiny vydání jsou uvedeny rovnicemi (38) až (49):

$$COICOP_1 = 111132 + 2435,65 * I1(1) + 740,036 * I1(2) - 959,494 * I1(3) + 511,076 * I1(4) - 970,803 * I1(5) - 1426,31 * I1(6) - 1422,83 * I1(7) - 1279,3 * VEK_{15-65} \quad (38)$$

$$COICOP_2 = 3399,29 + 447,042 * I1(1) + 200,708 * I1(2) - 272,625 * I1(3) + 346,708 * I1(4) - 136,958 * I1(5) - 362,625 * I1(6) - 323,958 * I1(7) \quad (39)$$

$$COICOP_3 = 5638,54 + 1320,13 * I1(1) - 4,20833 * I1(2) - 507,875 * I1(3) - 497,542 * I1(4) - 118,875 * I1(5) + 209,792 * I1(6) + 106,792 * I1(7) \quad (40)$$

$$COICOP_4 = 32005,8 + 9853,5 * I1(1) + 1238,72 * I1(2) - 2546,66 * I1(3) - 430,797 * I1(4) - 1860,05 * I1(5) - 1477,84 * I1(6) - 4087,58 * I1(7) - 934,152 * BYT \quad (41)$$

$$COICOP_5 = 213674, + 4653,42 * I1(1) + 1723,95 * I1(2) + 1984,22 * I1(3) - 4361,8 * I1(4) + 2016,92 * I1(5) - 432,984 * I1(6) - 1694,56 * I1(7) - 4302,93 * VEK_{PRUM} + 1358,39 * UCH - 2678,43 * VEK_{0-14} \quad (42)$$

$$COICOP_6 = 333010, + 402,195 * I1(1) + 256,706 * I1(2) + 161,751 * I1(3) + 70,25 * I1(4) - 73,0461 * I1(5) - 522,083 * I1(6) - 123,615 * I1(7) - 3943,84 * VEK_{PRUM} - 3128,66 * VEK_{0-14} - 1762,34 * VEK_{15-65} \quad (43)$$

$$COICOP_7 = 12994,1 + 797,208 * I1(1) + 1248,54 * I1(2) - 547,792 * I1(3) + 1283,21 * I1(4) + 79,875 * I1(5) - 974,458 * I1(6) - 1379,13 * I1(7) \quad (44)$$

$$COICOP_8 = 5278,46 + 1532,21 \cdot I_1(1) + 388,875 \cdot I_1(2) - 416,125 \cdot I_1(3) + 554,208 \cdot I_1(4) - 320,792 \cdot I_1(5) - 653,458 \cdot I_1(6) - 531,125 \cdot I_1(7) \quad (45)$$

$$COICOP_9 = 24220,8 + 3431,66 \cdot I_1(1) + 1236,1 \cdot I_1(2) - 1810,38 \cdot I_1(3) + 610,496 \cdot I_1(4) - 302,977 \cdot I_1(5) - 857,295 \cdot I_1(6) - 1105,92 \cdot I_1(7) - 865,564 \cdot VEK_{0-14} \quad (46)$$

$$COICOP_{10} = 721,125 + 689,875 \cdot I_1(1) + 47,875 \cdot I_1(2) - 319,792 \cdot I_1(3) - 37,125 \cdot I_1(4) + 3,875 \cdot I_1(5) - 37,7917 \cdot I_1(6) - 207,125 \cdot I_1(7) \quad (47)$$

$$COICOP_{11} = 6143,17 + 1985,5 \cdot I_1(1) - 601,5 \cdot I_1(2) - 394,5 \cdot I_1(3) - 544,833 \cdot I_1(4) + 215,167 \cdot I_1(5) - 255,833 \cdot I_1(6) + 197,5 \cdot I_1(7) \quad (48)$$

$$COICOP_{12} = 13461,0 + 1382,96 \cdot I_1(1) + 741,292 \cdot I_1(2) - 357,042 \cdot I_1(3) + 177,292 \cdot I_1(4) - 215,708 \cdot I_1(5) - 300,375 \cdot I_1(6) - 706,708 \cdot I_1(7) \quad (49)$$

Výdaje osob bydlící ve vlastním bytě byly kalkulovány podle postupu detailně uvedeného v části 2d) kapitoly 3.2 na straně 64, na bázi platebního přístupu. Váhy jednotlivých variet (reprezentantů) byly dle metodického postupu uvedeného v bodě 2e) kapitoly 3.2 odhadnuty lineárně dle výsledků podrobného šetření vydání a spotřeby domácností statistiky rodinných účtů z roku 2010. S ohledem na rozsah datového souboru uvádí Příloha 5 na straně 162 pouze výsledný průměrný regionální koš, který bude použit při kalkulaci Paascheho indexu ve třetí části postupu, a pro srovnání a ilustraci regionální koš pro Hlavní město Praha.

### 4.3 Agregace a výpočet regionálních cenových hladin

Cenová hladina je do podoby indexního čísla kalkulována pomocí Törnqvistova cenového indexu (35), který je geometrickým průměrem Laspeyresova a Paascheho geometrického indexu – viz kapitolu 3.2 na straně 65. Ověřené výsledky uplatnění metodiky pro různé regionální úrovně, včetně jejich rozkladu podle CZ-COICOP, shrnuje Tabulka 3, Tabulka 4 a Tabulka 5.

Agregace cenových indexů na úroveň NUTS 3 a NUTS 2 je dle certifikovaného metodického postupu provedena metodou váženého geometrického průměru oblastně příslušných regionálních cenových indexů (*RCI*). Váhou je podíl regionálních výdajů domácností na celkových výdajích domácností ve všech posuzovaných oblastech v rámci NUTS 3 či NUTS 2.

Regionální cenové hladiny jsou vizualizovány v kartografickém podkladu s podkresem situace na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 (viz Obrázek 10). Další kartogramy pak



postupně zobrazují regionální cenové hladiny ve všech dvanácti výdajových skupinách CZ-COICOP (viz Obrázek 11 až Obrázek 22).

**Tabulka 3: Regionální cenové hladiny na úrovni vybraných okresů ČR v rozkladu podle výdajových oddílů CZ-COICOP**

Kód okresu	Okres	RCI	odd. 01	odd. 02	odd. 03	odd. 04	odd. 05	odd. 06	odd. 07	odd. 08	odd. 09	odd. 10	odd. 11	odd. 12
1100	Praha	1,165	1,012	1,006	1,057	1,410	1,009	1,042	1,152	1,006	1,101	1,459	1,104	1,118
2103	Kladno	1,041	1,004	0,994	0,982	1,098	0,990	1,050	1,026	0,982	1,007	1,203	1,033	1,070
2104	Kolín	1,034	1,037	1,018	1,060	1,052	0,978	1,024	1,004	1,002	1,062	1,081	1,008	1,030
2108	Nymburk	1,017	1,022	1,014	1,026	1,086	1,013	0,938	0,979	1,008	0,988	1,039	0,920	0,947
2111	Příbram	1,023	1,010	0,988	1,054	1,028	1,007	1,069	1,024	0,995	1,036	1,013	1,015	1,029
3101	České Budějovice	1,022	1,033	0,986	1,043	1,026	1,028	0,974	1,015	0,997	1,055	1,037	1,055	0,974
3106	Strakonice	0,972	1,032	0,978	0,939	0,946	1,024	0,965	0,913	1,008	0,986	0,916	0,971	0,965
3107	Tábor	0,995	1,002	0,993	1,069	0,968	0,992	0,971	0,996	0,991	0,988	0,950	1,064	1,016
3202	Klatovy	0,954	0,977	0,988	0,960	0,906	1,020	1,001	0,941	1,002	0,995	0,979	1,017	0,933
3203	Plzeň-město	1,032	1,013	1,004	0,992	1,062	0,988	0,970	1,034	0,998	0,995	1,251	1,061	1,065
4101	Cheb	0,965	0,999	1,011	0,928	0,898	0,992	0,976	0,992	1,003	1,020	0,967	1,009	0,986
4102	Karlovy Vary	0,990	0,993	1,013	1,131	0,939	1,032	0,966	1,047	0,999	1,018	1,108	0,910	1,008
4201	Děčín	0,988	1,007	0,960	0,989	0,907	1,021	1,008	1,043	1,013	1,010	0,906	1,005	1,093
4206	Teplice	0,994	1,010	0,999	0,968	0,960	0,977	1,011	1,069	0,997	0,986	0,929	1,000	1,013
4207	Ústí nad Labem	0,967	0,976	0,993	0,939	0,929	0,911	0,980	1,033	1,013	0,985	1,018	0,932	1,012
5103	Liberec	1,038	0,994	1,006	1,067	1,066	1,032	1,044	1,037	1,006	1,029	1,074	1,041	1,049
5201	Hradec Králové	1,050	1,016	1,021	1,001	1,153	0,979	1,046	1,036	1,024	0,989	1,019	1,052	0,969
5203	Náchod	0,978	1,001	1,004	0,988	0,976	0,979	1,059	0,972	0,991	0,980	0,935	0,940	0,931
5301	Chrudim	0,972	1,017	1,000	0,951	0,948	0,975	0,981	0,962	0,990	1,024	0,974	1,015	0,903
5302	Pardubice	1,040	1,016	1,025	1,070	1,045	1,015	1,042	1,045	1,004	1,041	1,138	1,087	1,055
6102	Jihlava	0,981	0,997	1,006	1,008	0,939	1,001	1,071	1,034	1,005	0,986	0,889	0,942	0,988
6105	Žďár nad Sázavou	0,962	1,000	0,990	0,998	0,935	0,995	0,934	0,965	0,990	0,977	0,964	0,890	0,950
6202	Brno-město	1,085	1,021	1,012	0,989	1,210	1,018	1,011	0,986	0,995	1,038	1,155	1,151	1,106
6205	Hodonín	0,988	1,001	1,003	0,983	0,977	1,020	0,985	0,968	0,996	0,983	0,945	0,986	0,997
6207	Znojmo	0,976	1,009	0,998	1,006	0,931	1,032	1,000	0,942	0,987	0,983	0,821	0,989	1,006
7102	Olomouc	1,003	0,986	0,993	1,003	1,008	1,002	0,956	1,037	0,996	0,999	0,946	1,071	0,984
7104	Přerov	0,984	0,992	1,011	0,969	0,987	0,995	0,969	0,956	1,000	0,960	0,978	1,051	0,972
7105	Šumperk	0,965	0,971	1,006	1,018	0,953	1,030	1,005	0,941	0,999	0,964	0,700	1,010	0,912
7202	Uherské Hradiště	1,009	1,002	1,015	0,967	1,028	1,018	1,004	0,975	0,974	1,012	0,915	1,009	1,037
7203	Vsetín	0,996	0,991	0,998	1,004	1,029	1,012	1,019	0,984	0,995	0,947	0,924	0,897	1,012
7204	Zlín	1,032	1,007	1,001	0,987	1,101	0,985	0,968	1,025	0,995	0,991	1,100	0,978	1,030
8101	Bruntál	0,933	0,938	0,990	0,986	0,893	0,994	0,985	0,911	1,011	0,941	0,866	0,935	0,938
8103	Karviná	0,970	0,990	0,993	1,011	0,950	0,989	1,021	0,958	0,998	0,945	0,913	0,944	0,981
8104	Nový Jičín	0,974	0,957	0,983	0,980	0,939	1,003	1,026	0,961	1,020	1,017	1,041	0,986	1,024
8105	Opava	1,004	0,984	1,002	0,905	1,051	0,972	0,921	1,041	0,998	0,966	0,949	1,041	0,974
8106	Ostrava-město	1,001	0,992	1,004	1,006	1,006	0,980	1,034	1,038	1,016	1,017	1,064	0,945	0,973

Zdroj: vlastní

**Tabulka 4: Regionální cenové hladiny na úrovni krajů ČR (NUTS 3) v rozkladu podle výdajových oddílů CZ-COICOP**

Kód kraje	Kraj	RCI	odd. 01	odd. 02	odd. 03	odd. 04	odd. 05	odd. 06	odd. 07	odd. 08	odd. 09	odd. 10	odd. 11	odd. 12
CZ010	Hlavní město Praha	1,165	1,012	1,006	1,057	1,410	1,009	1,042	1,152	1,006	1,101	1,459	1,104	1,118
CZ031	Jihočeský kraj	1,005	1,024	0,986	1,029	0,996	1,018	0,972	0,989	0,998	1,021	0,987	1,041	0,984
CZ064	Jihomoravský kraj	1,043	1,014	1,008	0,991	1,114	1,022	1,004	0,974	0,994	1,015	1,036	1,080	1,061
CZ041	Karlovarský kraj	0,979	0,995	1,012	1,037	0,921	1,013	0,971	1,022	1,001	1,019	1,043	0,952	0,998
CZ063	Kraj Vysočina	0,971	0,998	0,998	1,003	0,937	0,998	0,986	0,998	0,997	0,981	0,927	0,910	0,969
CZ052	Královéhradecký kraj	1,021	1,010	1,014	0,995	1,086	0,979	1,051	1,009	1,011	0,986	0,984	1,005	0,953
CZ051	Liberecký kraj	1,038	0,994	1,006	1,067	1,066	1,032	1,044	1,037	1,006	1,029	1,074	1,041	1,049
CZ080	Moravskoslezský kraj	0,983	0,980	0,996	0,983	0,980	0,986	1,008	0,993	1,008	0,982	0,981	0,966	0,979
CZ071	Olomoucký kraj	0,988	0,984	1,001	0,998	0,989	1,007	0,970	0,990	0,998	0,979	0,910	1,050	0,962
CZ053	Pardubický kraj	1,014	1,017	1,015	1,023	1,010	0,996	1,017	1,012	0,999	1,035	1,072	1,059	0,994
CZ032	Plzeňský kraj	1,008	1,001	0,999	0,982	1,017	1,000	0,978	1,003	0,999	0,995	1,157	1,047	1,021
CZ020	Středočeský kraj	1,030	1,016	1,001	1,024	1,069	0,997	1,022	1,011	1,094	1,022	1,095	0,999	1,025
CZ042	Ústecký kraj	0,983	0,998	0,984	0,966	0,931	0,966	0,999	1,048	1,007	0,994	0,948	0,980	1,040
CZ072	Zlínský kraj	1,014	1,001	1,004	0,986	1,058	1,006	0,996	0,998	0,988	0,984	0,988	0,962	1,027

Zdroj: vlastní

**Tabulka 5: Regionální cenové hladiny na úrovni regionů soudržnosti ČR (NUTS 2) v rozkladu podle výdajových oddílů CZ-COICOP**

Kód NUTS2	Region soudržnosti	RCI	odd. 01	odd. 02	odd. 03	odd. 04	odd. 05	odd. 06	odd. 07	odd. 08	odd. 09	odd. 10	odd. 11	odd. 12
CZ06	Jihovýchod	1,023	1,010	1,005	0,994	1,064	1,016	0,999	0,980	0,995	1,006	1,006	1,034	1,036
CZ03	Jihozápad	1,006	1,014	0,992	1,009	1,005	1,012	0,974	0,995	0,998	1,009	1,057	1,043	1,000
CZ08	Moravskoslezsko	0,983	0,980	0,996	0,983	0,980	0,986	1,008	0,993	1,008	0,982	0,981	0,966	0,979
CZ01	Praha	1,165	1,012	1,006	1,057	1,410	1,009	1,042	1,152	1,006	1,101	1,459	1,104	1,118
CZ05	Severovýchod	1,022	1,009	1,013	1,023	1,051	1,003	1,036	1,017	1,005	1,014	1,038	1,034	0,991
CZ04	Severozápad	0,982	0,997	0,994	0,991	0,930	0,977	0,991	1,039	1,005	1,003	0,981	0,970	1,025
CZ02	Střední Čechy	1,030	1,016	1,001	1,024	1,069	0,997	1,022	1,011	0,994	1,022	1,095	0,999	1,025
CZ07	Střední Morava	1,001	0,992	1,002	0,992	1,022	1,007	0,983	0,994	0,993	0,981	0,950	1,005	0,994

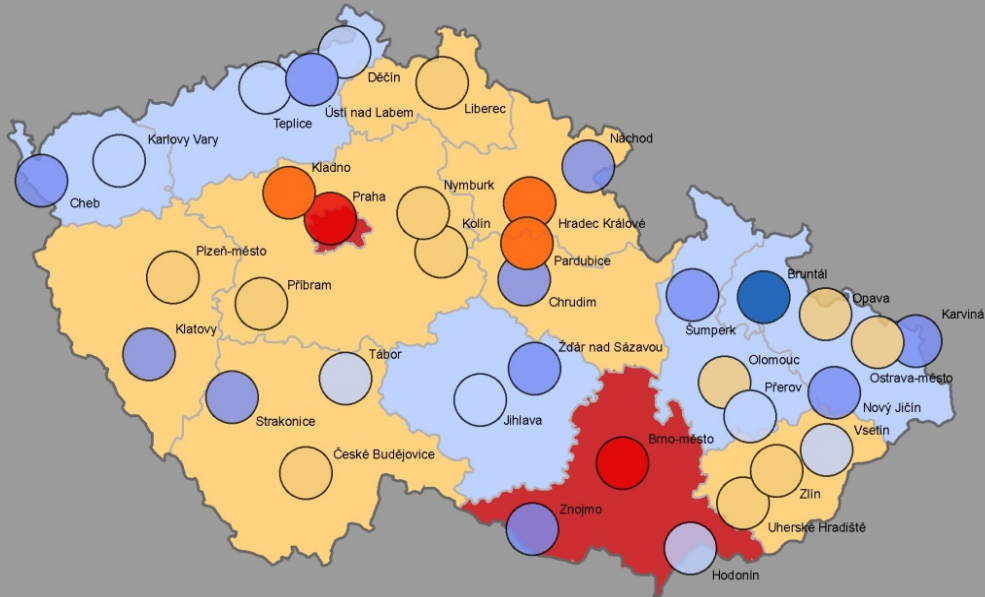
Zdroj: vlastní



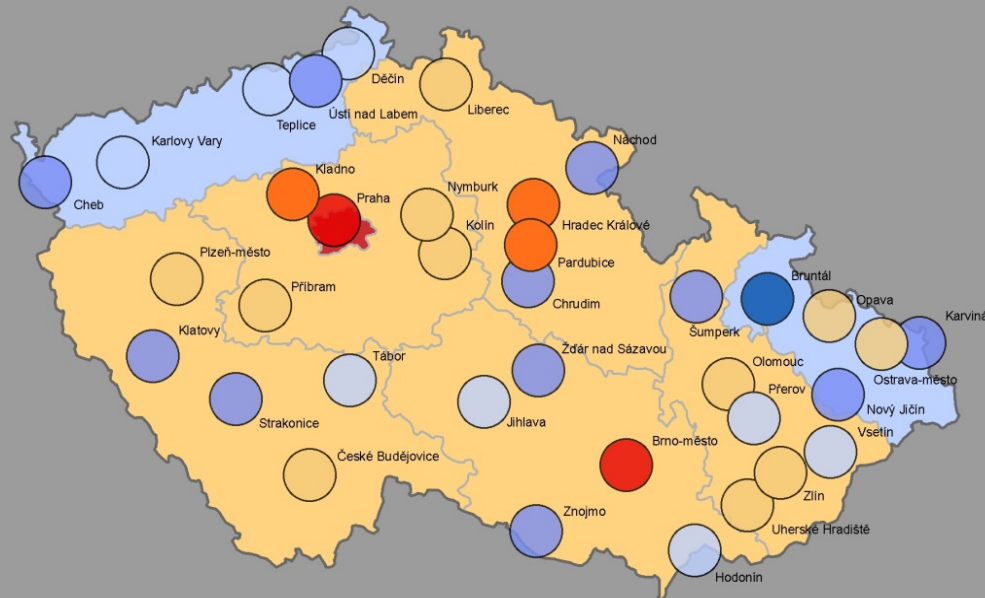
# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

MAPA 1

kraje v porovnání s vybranými okresy



NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy

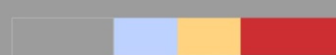


regionální cenové hladiny, okresy



méně než 0,940  
0,941 - 0,960  
0,961 - 1,000  
1,001 - 1,040  
1,041 - 1,080  
1,081 a více

regionální cenový index, NUTS 3 a 2



0,961 - 1,000  
1,001 - 1,040  
1,041 a více

Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec, 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 10: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2**

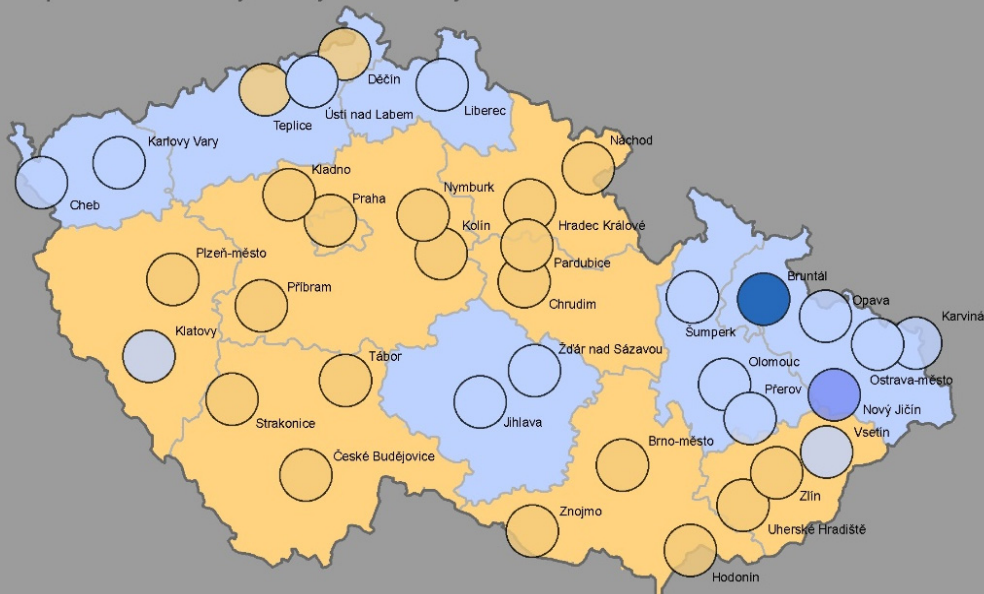
Zdroj: vlastní

# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

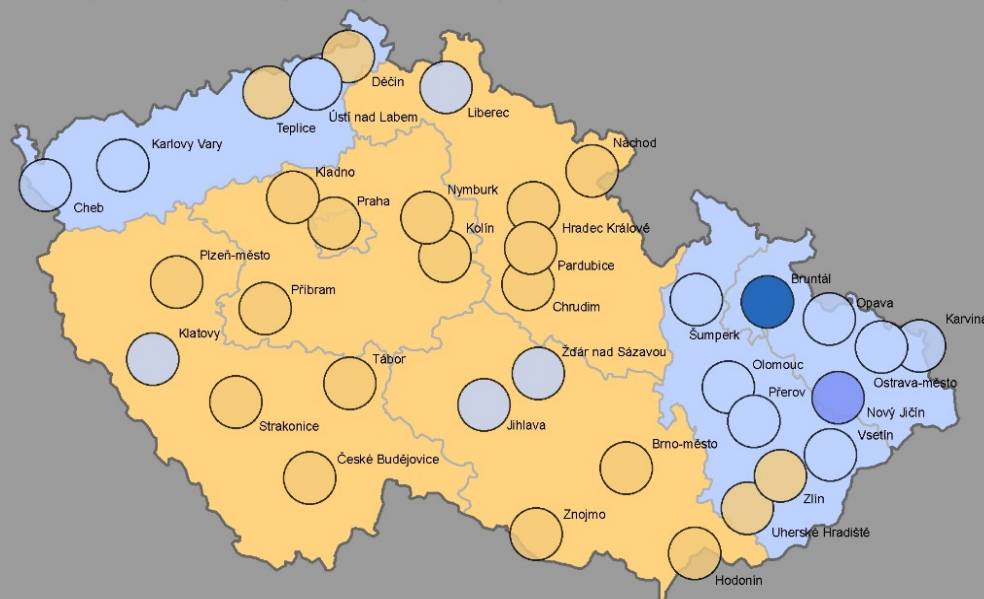
## COICOP 1 - Potraviny a nealkoholické nápoje

kraje v porovnání s vybranými okresy

MAPA 2



NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy

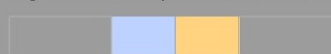


regionální cenové hladiny, okresy



méně než 0,940  
0,941 - 0,960  
0,961 - 1,000  
1,001 - 1,040

regionální cenový index, NUTS 3 a 2



0,961 - 1,000  
1,001 - 1,040

Technická univerzita v Liberci | Ekonomická fakulta | Liberec 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 11: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 pro CZ-COICOP 01: Potraviny a nealkoholické nápoje**

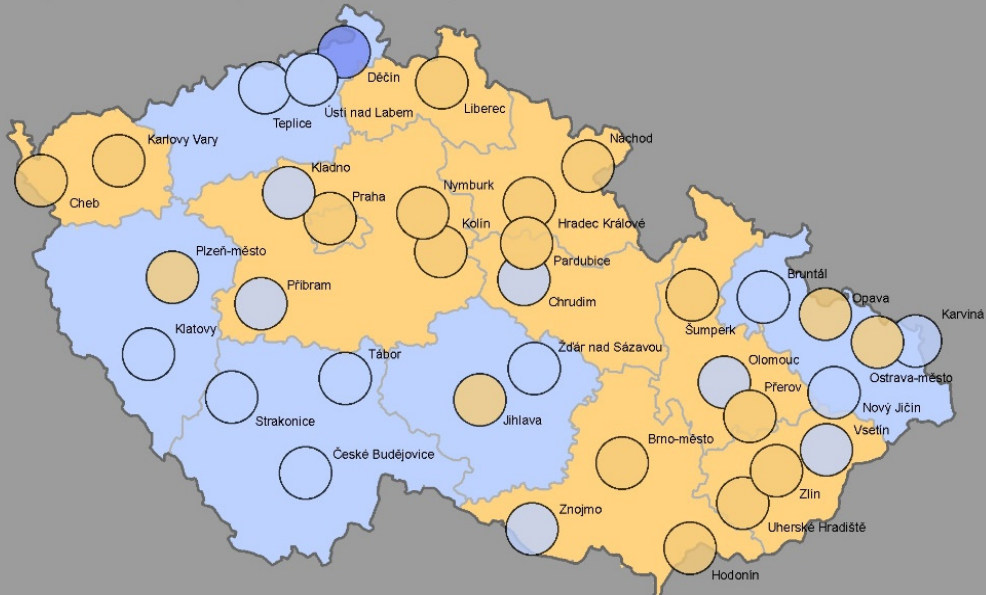
Zdroj: vlastní

# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

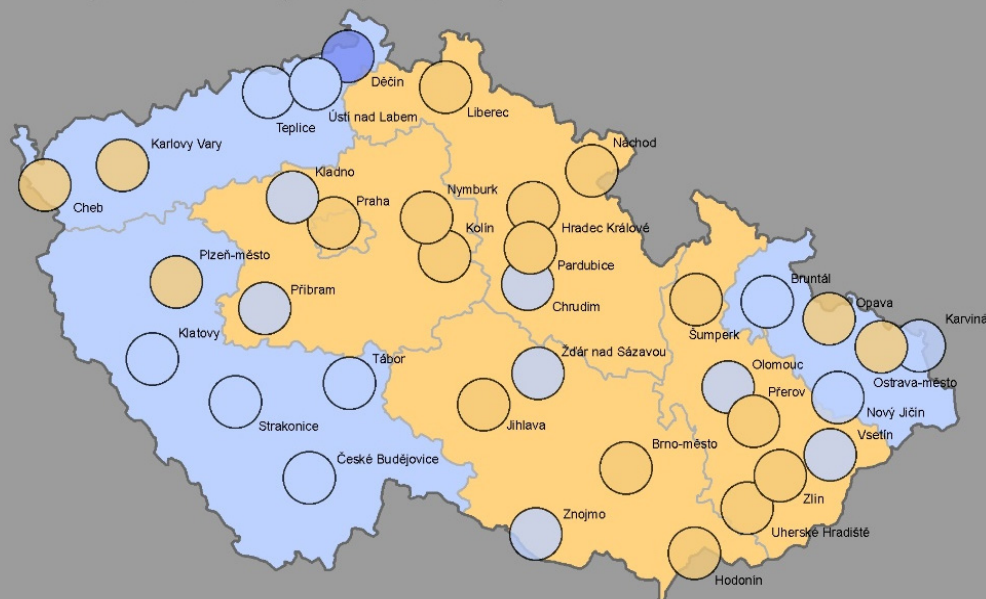
## COICOP 2 - Tabák a alkoholické nápoje

kraje v porovnání s vybranými okresy

MAPA 3



NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy

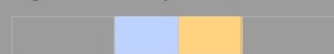


regionální cenové hladiny, okresy



0,941 - 0,960  
0,961 - 1,000  
1,001 - 1,040

regionální cenový index, NUTS 3 a 2



0,961 - 1,000  
1,001 - 1,040

Technická univerzita v Liberci | Ekonomická fakulta | Liberec 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 12: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 pro CZ-COICOP 02: Tabák a alkoholické nápoje**

Zdroj: vlastní

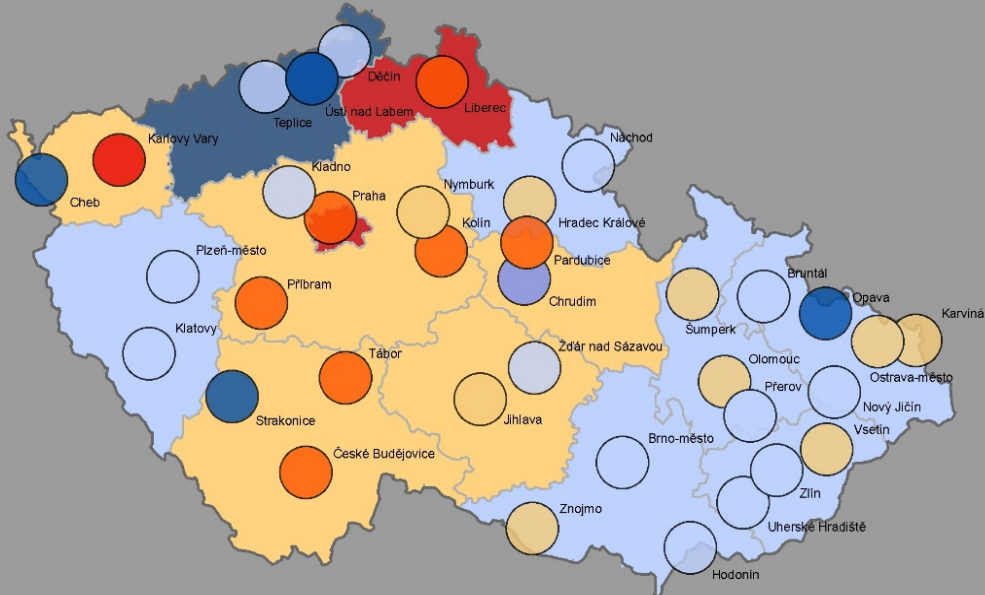


# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

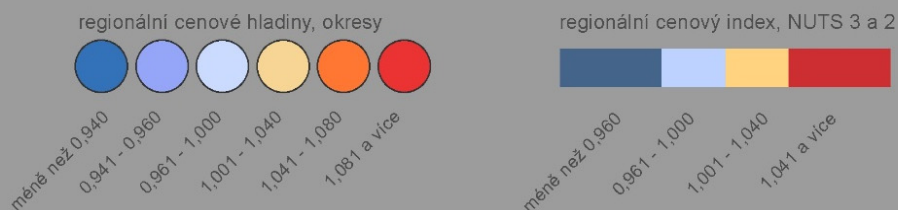
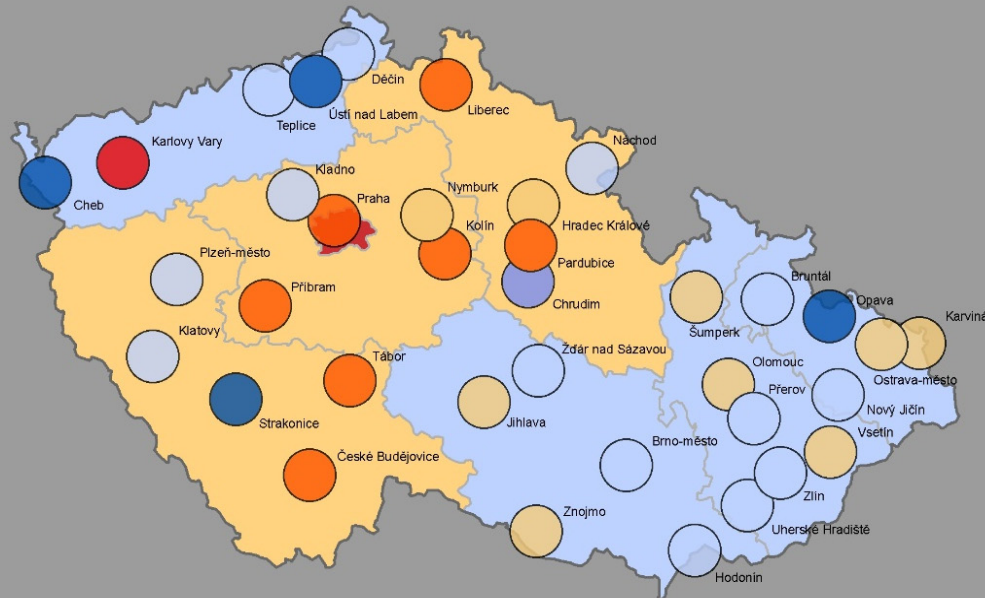
## COICOP 3 - Odívání a obuv

kraje v porovnání s vybranými okresy

MAPA 4



NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy



Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec, 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 13: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 pro CZ-COICOP 03: Odívání a obuv**

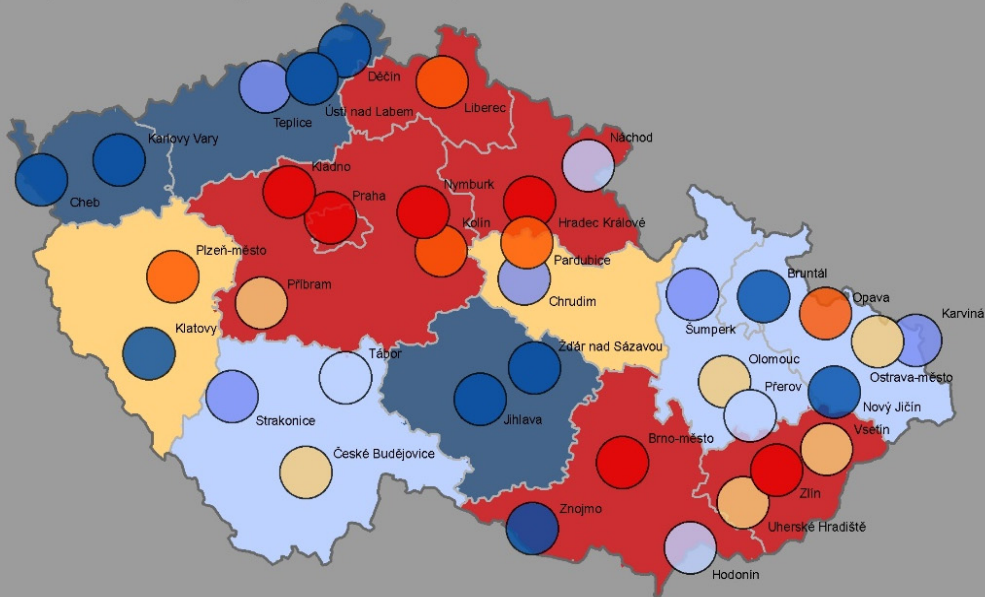
Zdroj: vlastní

# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

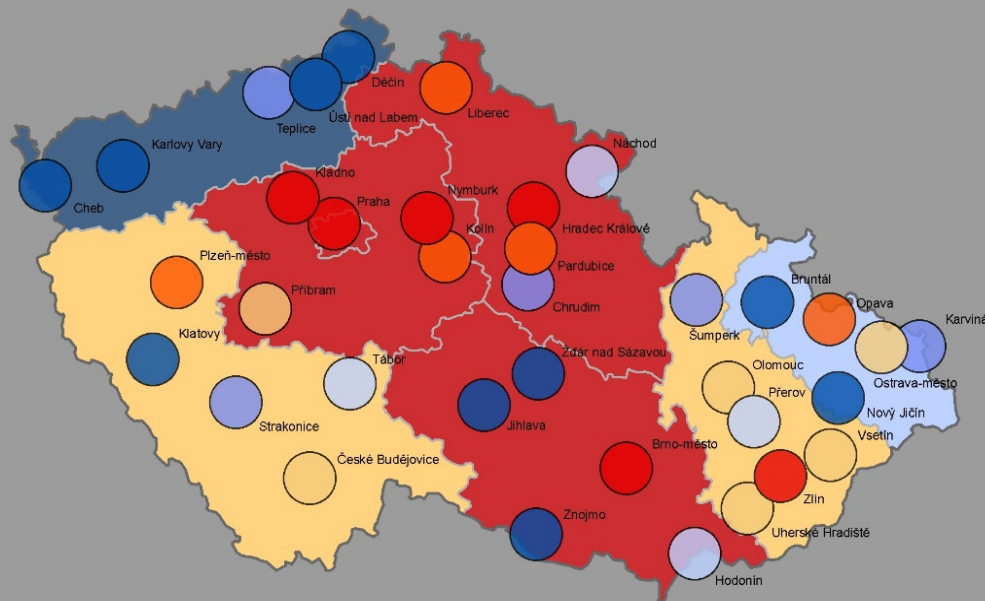
COICOP 4 - Bydlení, voda, energie, paliva

kraje v porovnání s vybranými okresy

MAPA 5



NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy



méně než 0,940  
0,941 - 0,960  
0,961 - 1,000  
1,001 - 1,040  
1,041 - 1,080  
1,081 a více

méně než 0,960  
0,961 - 1,000  
1,001 - 1,040  
1,041 a více

Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec, 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 14: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 pro CZ-COICOP 04: Bydlení, voda, energie, paliva**

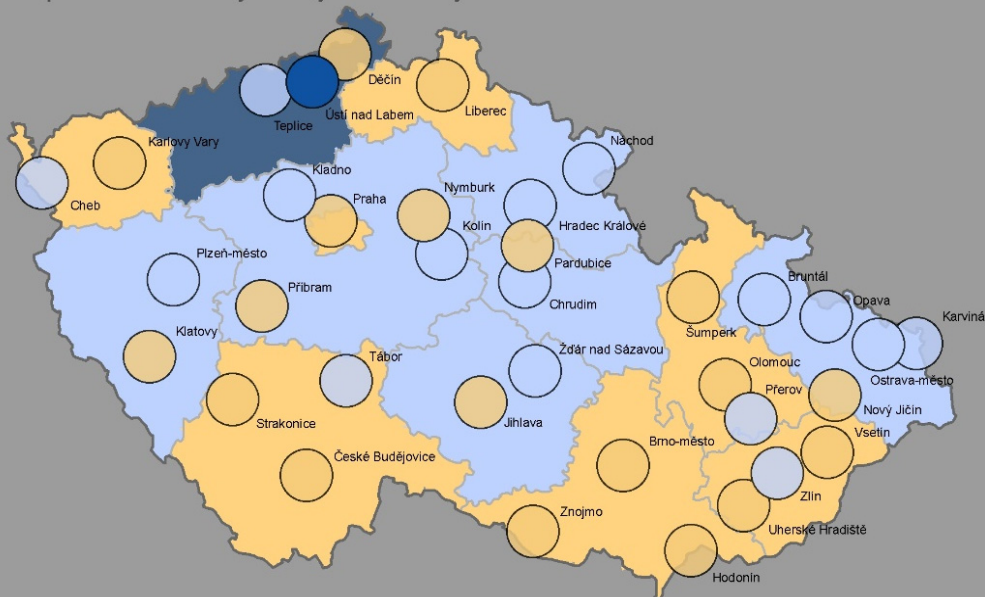
Zdroj: vlastní

# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

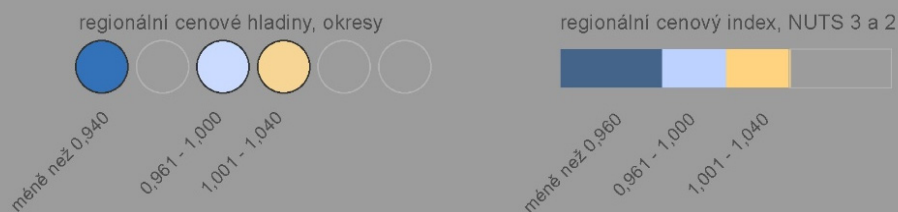
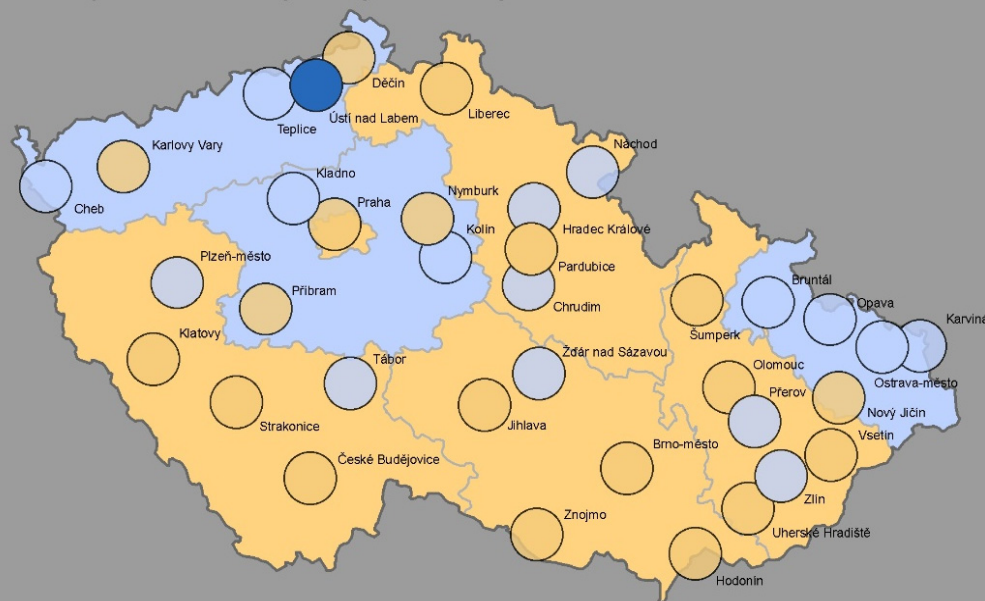
COICOP 5 - Bytové vybavení, zařízení domácnosti, opravy

kraje v porovnání s vybranými okresy

MAPA 6



NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy



Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 15: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 pro CZ-COICOP 05: Bytové vybavení, zařízení domácnosti, opravy**

Zdroj: vlastní

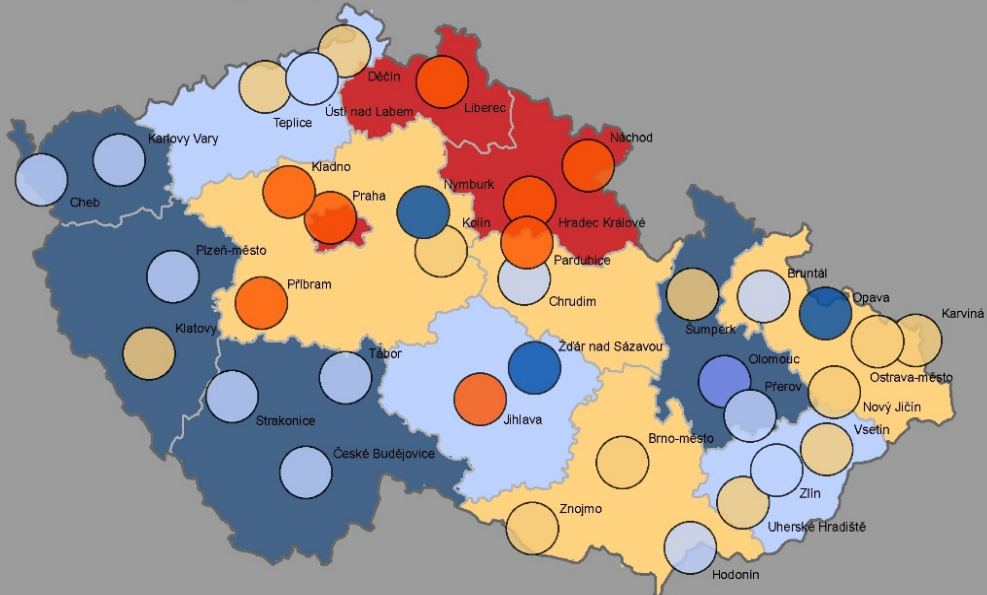


# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

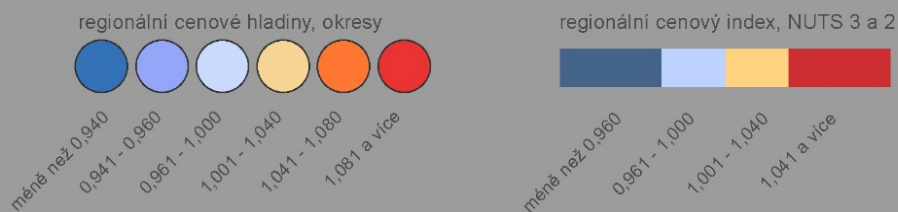
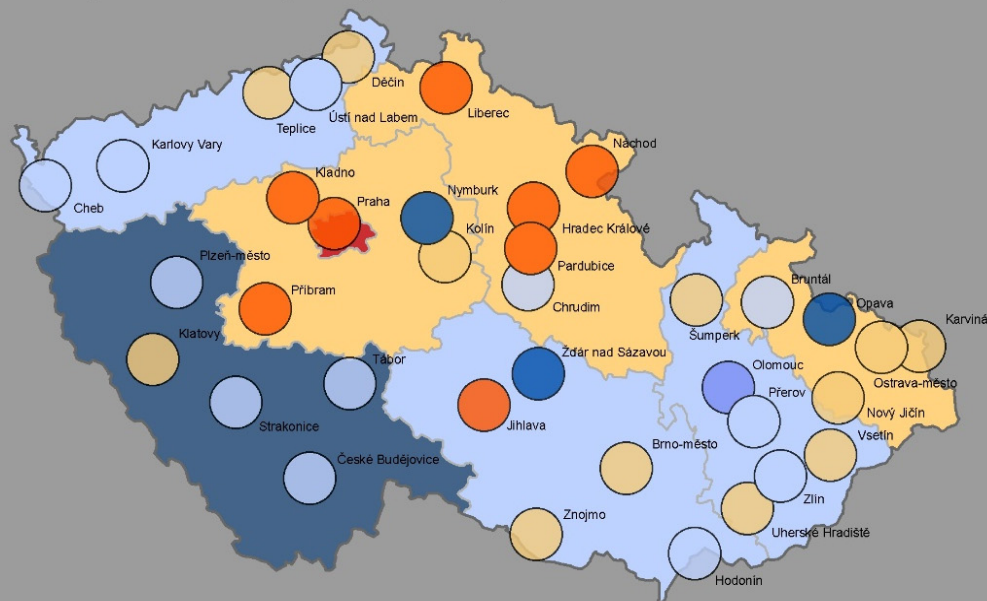
## COICOP 6 - Zdraví

kraje v porovnání s vybranými okresy

MAPA 7



NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy



Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec, 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 16: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 pro CZ-COICOP 06: Zdraví**

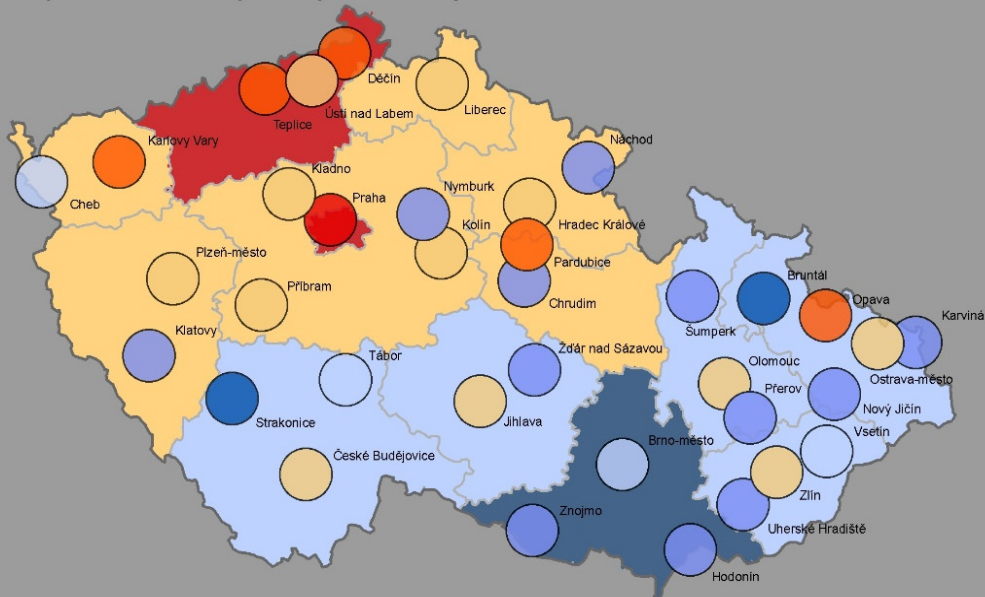
Zdroj: vlastní

# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

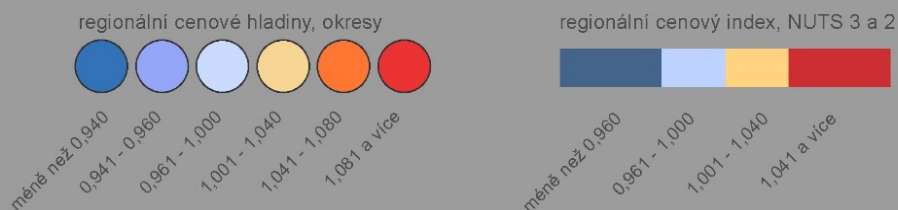
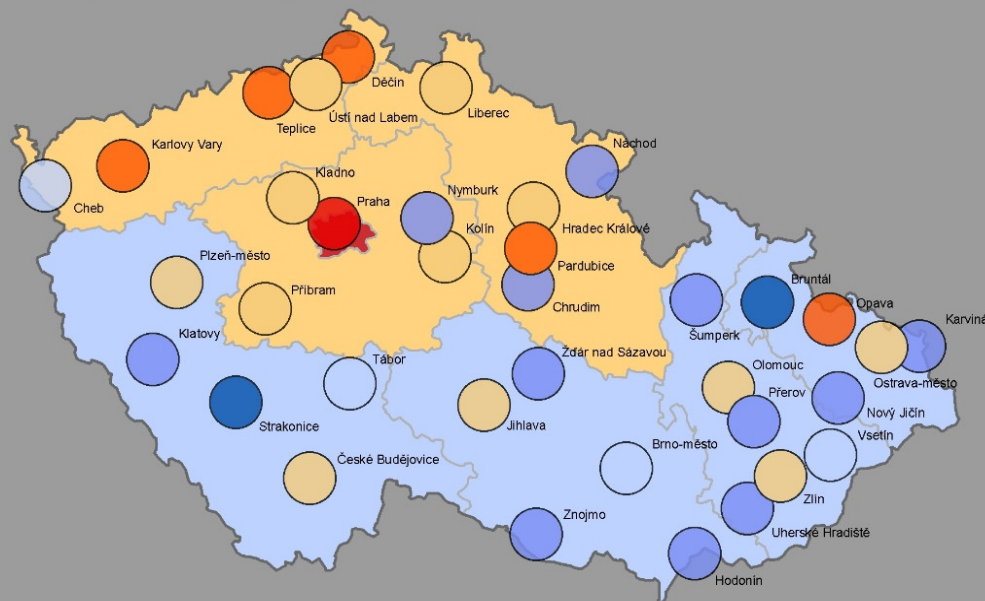
## COICOP 7 - Doprava

kraje v porovnání s vybranými okresy

MAPA 8



NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy



Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec, 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 17: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 pro CZ-COICOP 07: Doprava**

Zdroj: vlastní

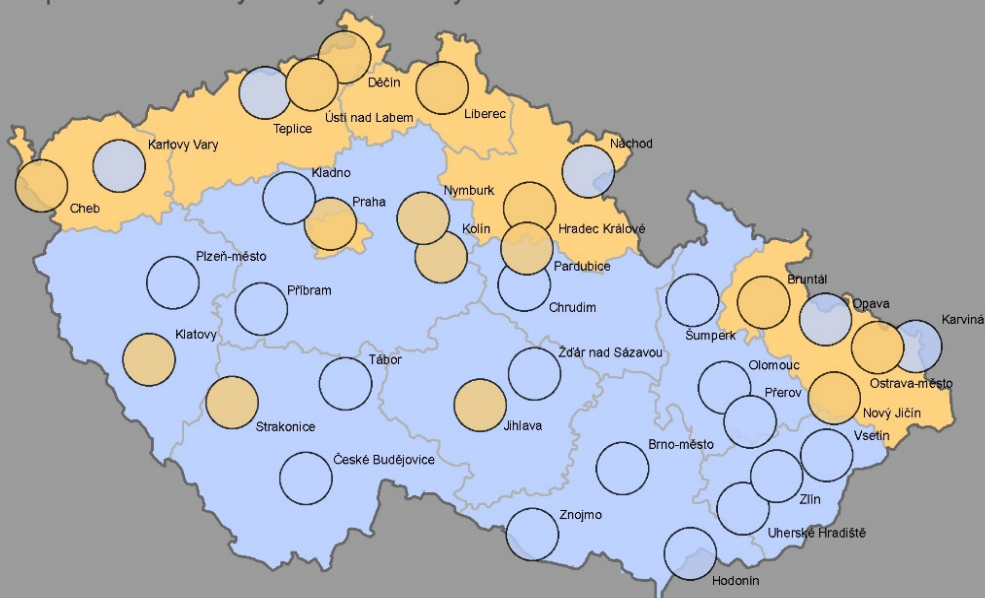


# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

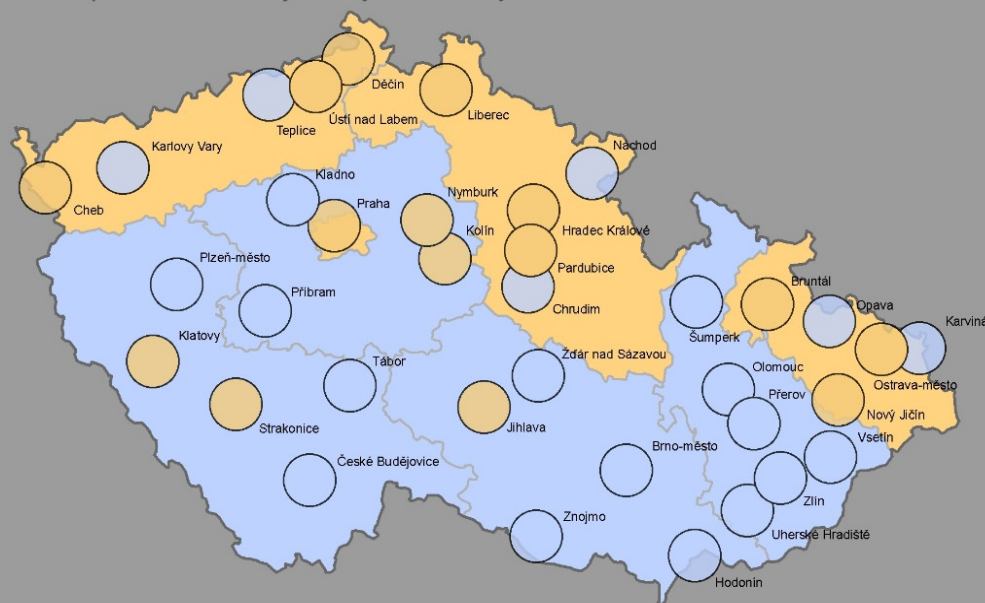
COICOP 8 - Pošty a telekomunikace

kraje v porovnání s vybranými okresy

MAPA 9



NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy

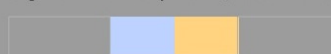


regionální cenové hladiny, okresy



0,961 - 1,000  
1,001 - 1,040

regionální cenový index, NUTS 3 a 2



0,961 - 1,000  
1,001 - 1,040

Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec, 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 18: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 pro CZ-COICOP 08: Pošty a telekomunikace**

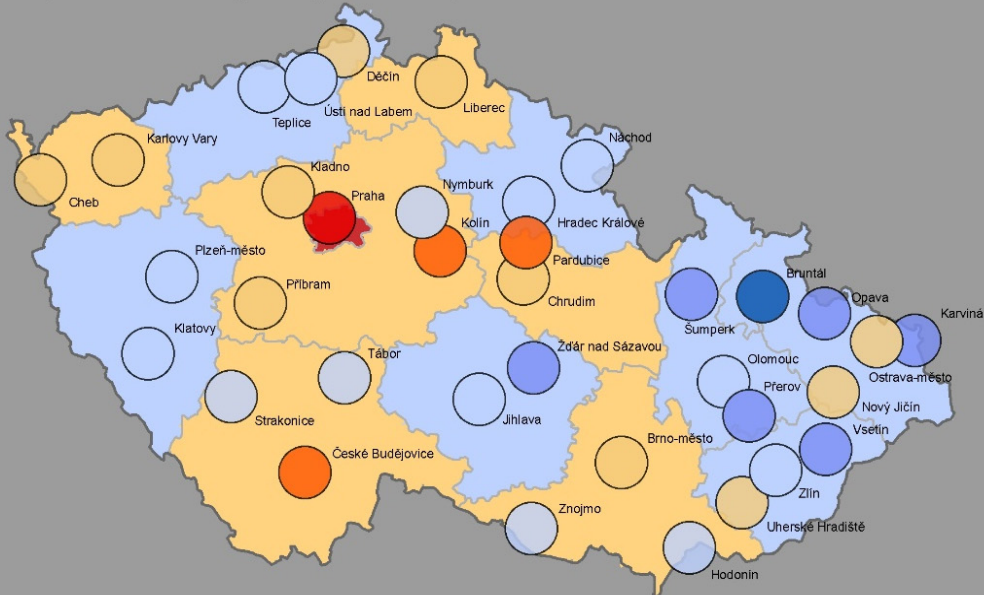
Zdroj: vlastní

# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

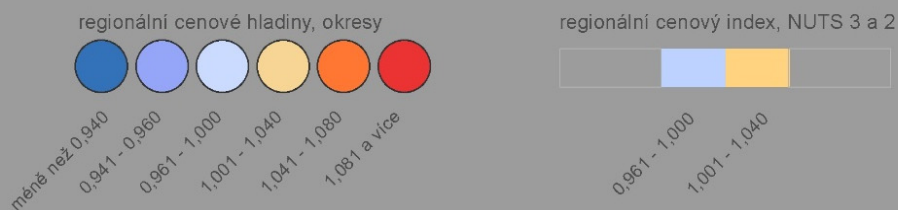
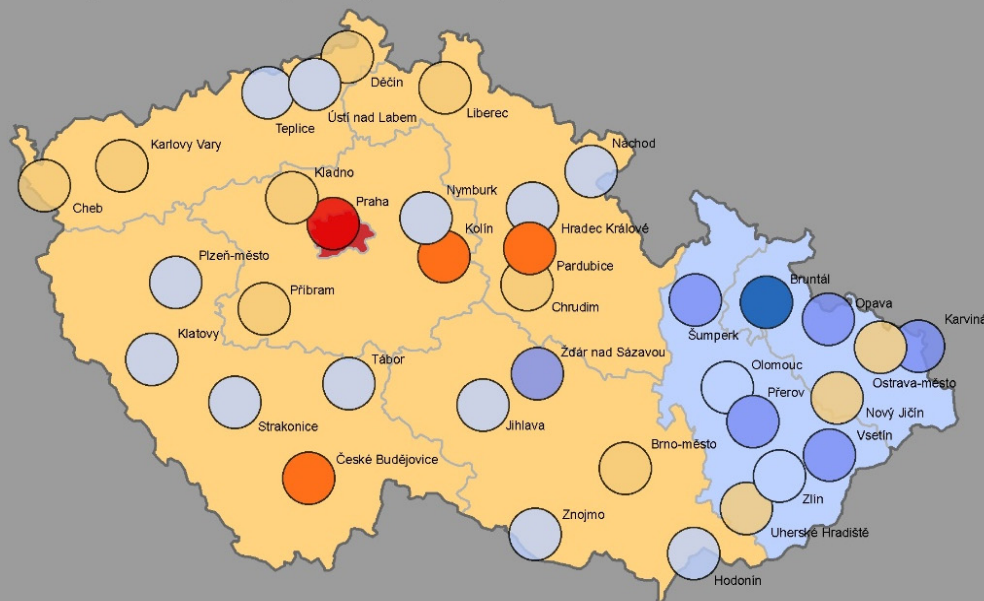
## COICOP 9 - Rekreace a kultura

kraje v porovnání s vybranými okresy

MAPA 10



NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy



Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec, 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

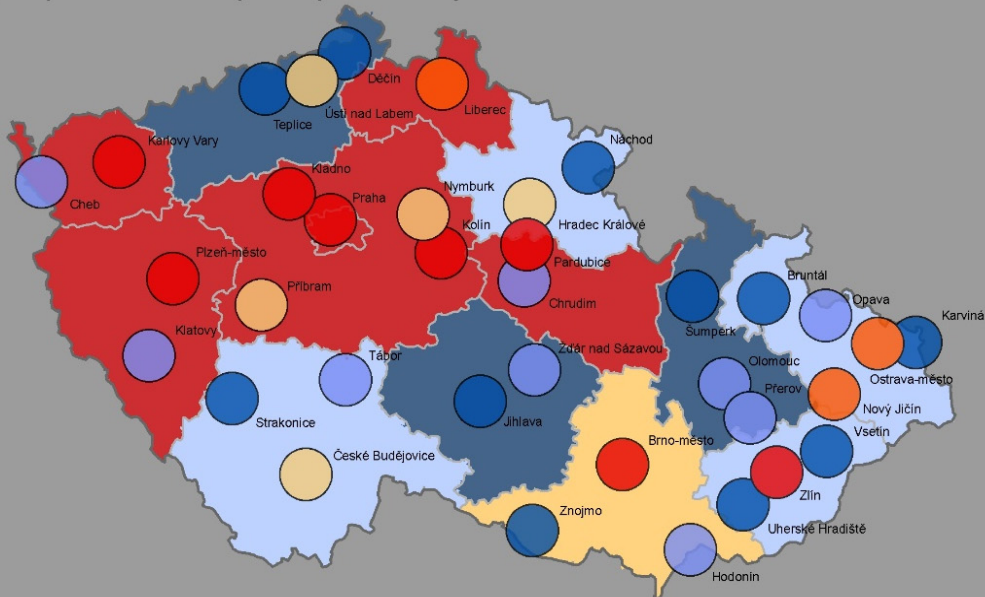
**Obrázek 19: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 pro CZ-COICOP 09: Rekreace a kultura**

Zdroj: vlastní

# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

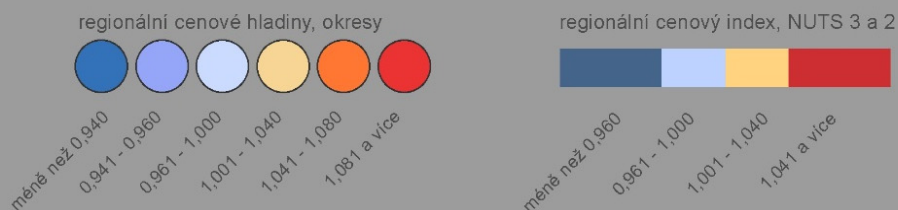
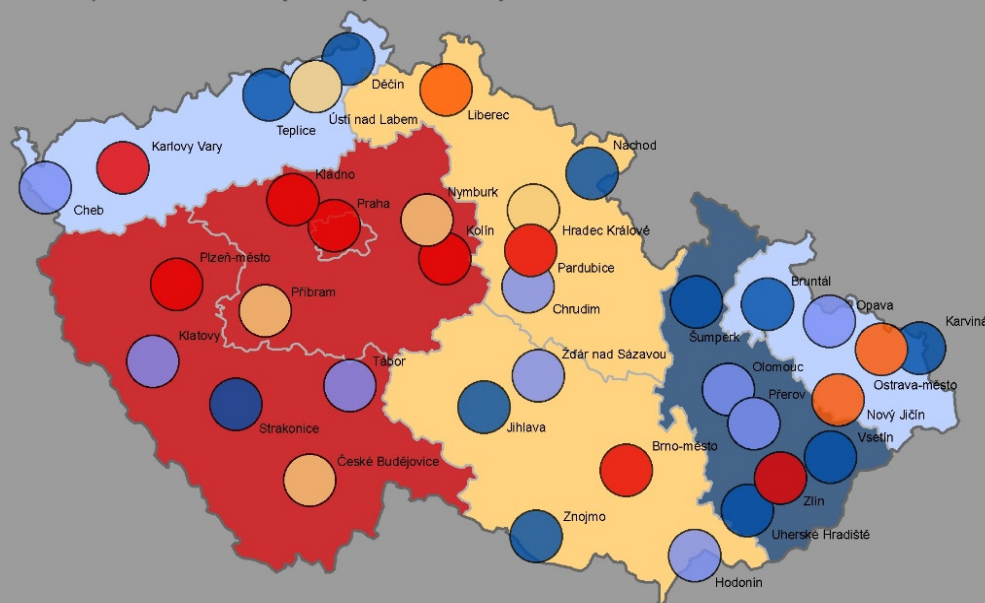
## COICOP 10 - Vzdělávání

kraje v porovnání s vybranými okresy



MAPA 11

NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy



Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec, 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 20: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 pro CZ-COICOP 10: Vzdělávání**

Zdroj: vlastní

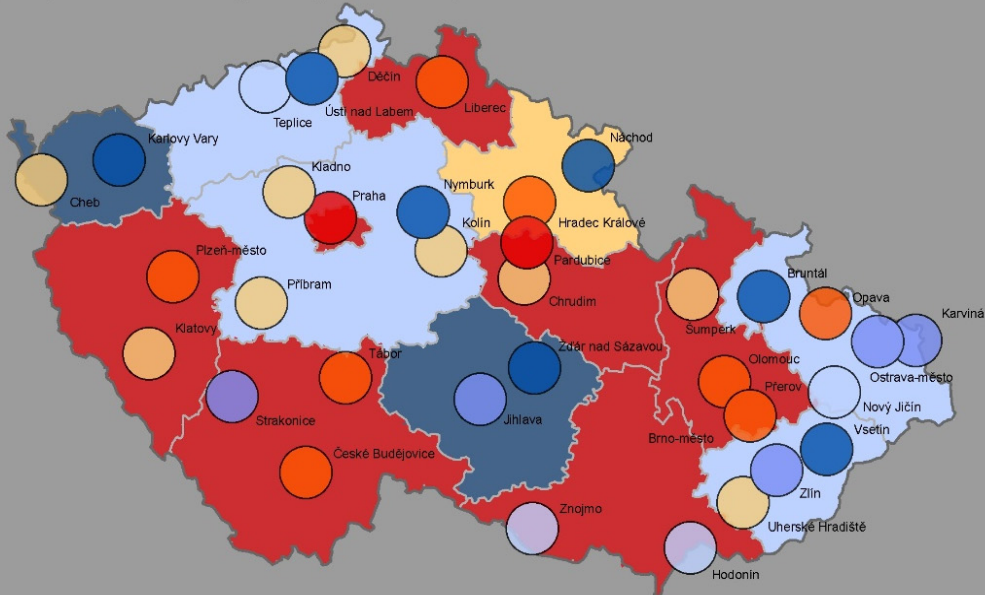


# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

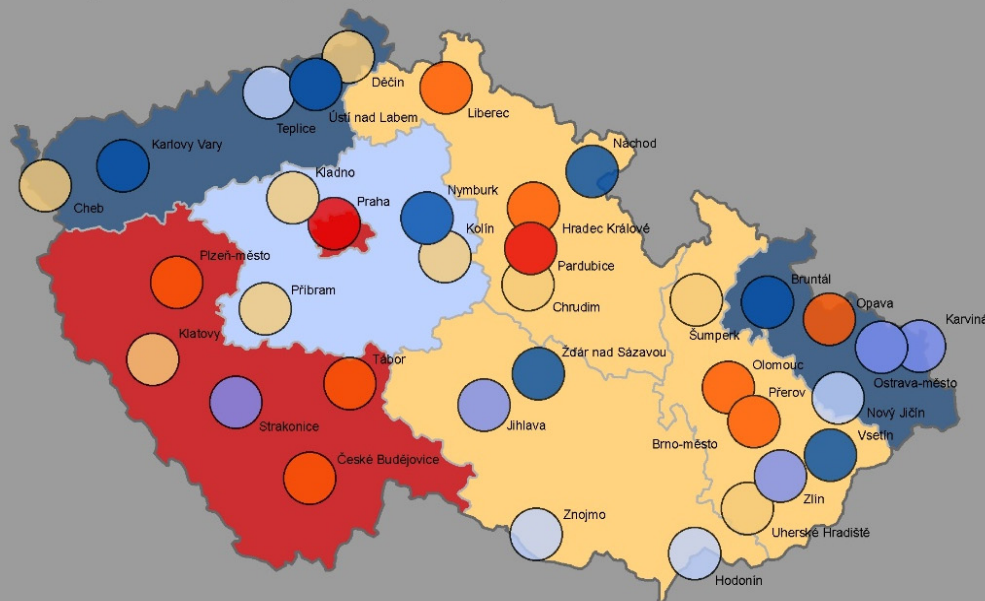
COICOP 11 - Stravování a ubytování

kraje v porovnání s vybranými okresy

MAPA 12



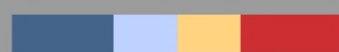
NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy



regionální cenové hladiny, okresy



regionální cenový index, NUTS 3 a 2



Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec, 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 21: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 pro CZ-COICOP 11: Stravování a ubytování**

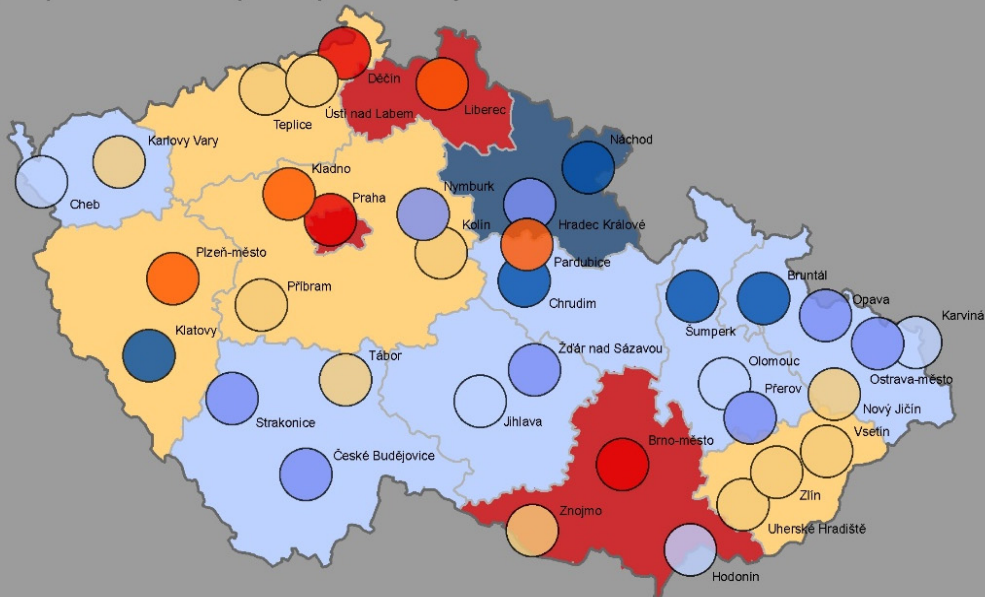
Zdroj: vlastní

# REGIONÁLNÍ CENOVÉ HLADINY, ČR 2011-2013

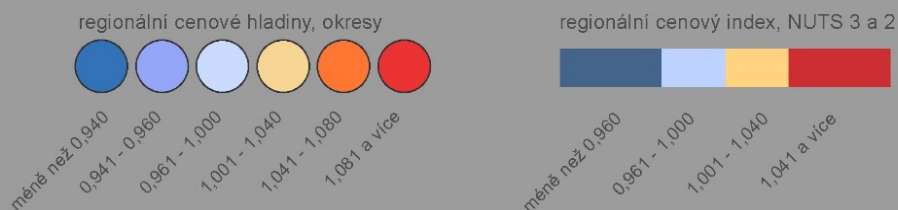
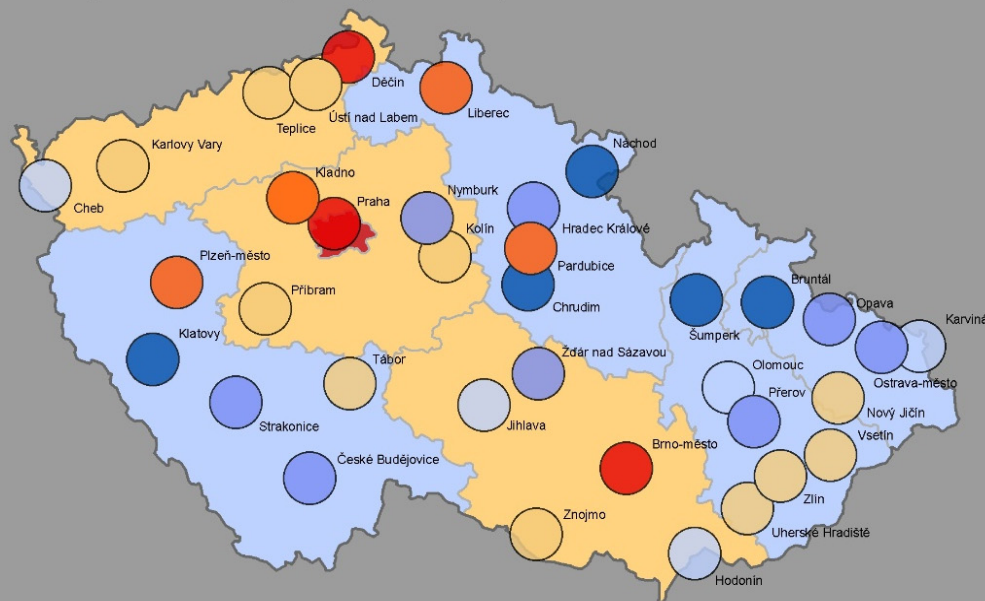
## COICOP 12 - Ostatní zboží a služby

kraje v porovnání s vybranými okresy

MAPA 13



NUTS 2 v porovnání s vybranými okresy



Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec, 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 22: Regionální cenové hladiny na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 pro CZ-COICOP 12: Ostatní zboží a služby**

Zdroj: vlastní

## 5 Vazba RCI na relevantní ekonomické fenomény jako východisko řešení cenové diferenciacce v regionech

Jiří Kraft

---

Regionální cenové hladiny (zde označované jako regionální cenový index *RCI*) vystupují jako důležitý ekonomický fenomén, neboť dokáží porovnat realitu cenových úrovní v jednotlivých regionech, což je důležité nejen pro ekonomickou teorii, ale zvláště pro ekonomickou praxi. V rámci ekonomické teorie je zdůvodněno, že ekonomický rozvoj je úspěšnější při existenci ekonomické reality, odrážející se v existenci přibližně stejné ekonomické vyspělosti (HAMPL a kol., 2001) (CAPELLO, 2007). Právě odlišnost *RCI* v jednotlivých regionech naznačuje určitou ekonomickou nehomogenitu. Ta může být řešena spontánní tržní autoregulací, nebo státní intervencí cílenými zásahy, např. formou přerozdělovacích procesů. Významným momentem hospodářských politik je regionalizace ekonomických parametrů (ZDRAŽIL a KRAFTOVÁ, 2014) (KRAMULOVÁ a MUSIL, 2013), proto je třeba i cenový index regionalizovat.

Tím se z teoretického vnímání reality problém transformuje do ekonomické praxe, pro niž je důležité, aby rozdílná vyspělost regionů nevedla obyvatelstvo k hromadným odchodům do regionů vyspělejších, ale aby setrvalo i v regionech méně vyspělých. A právě *RCI* je důležitým momentem pro racionální úvahu potenciálně migrujícího obyvatelstva, neboť nižší *RCI*, resp. povědomí o tom, že *RCI* je v daném regionu nižší – tedy že je tam levněji, by mohl „přesvědčit“ obyvatele, aby v takovém regionu setrvali, neboť byl-li by *RCI* skutečně v méně vyspělých regionech nižší než v regionech vyspělých, byla by tím kompenzována předpokládaná skutečnost, že v méně vyspělých regionech jsou zpravidla nižší důchody obyvatel. V úvahu je třeba brát jak důchody pracovní, tak i sociální, které jsou zvláště u starobních důchodů z pracovních vypočítávány.

V případě, že by autoregulace trhem nebyla dostatečně účinná a obyvatelstvo by mělo tendenci dané regiony opouštět, je třeba zvážit případné státní zásahy cestou přerozdělovacích procesů. Nejde ale především o variantu dotací, ale o podporu ekonomických aktivit v daném regionu.

*RCI* je ekonomickým fenoménem s celou řadou dalších vazeb. Váže se např. na kapitálovou vybavenost regionů, související s podnikatelskou aktivitou, ale i s mírou urbanizace a mírou nezaměstnanosti, váže se i na další ekonomické fenomény; vlastně je těmito a dalšími skutečnostmi ovlivňován.

Cílem této části monografie je analyzovat a následně vyhodnotit vazby RCI na vybrané ekonomické i neekonomické ukazatele, ale i upozornit na další souvislosti, které byly v průběhu výzkumu ověřovány; na základě toho pak vypracovat návrh adekvátních opatření hospodářské a regionální politiky.

Výběr vazeb RCI není náhodný, i když je determinován dostupnými statistickými údaji. Prvotní je vazba RCI na ekonomickou výkonnost v podobě hrubého domácího produktu na obyvatele, neboť právě odlišná tvorba bohatství je základem ekonomické nehomogenity regionů, promítající se do rozdílného RCI. Na výši hrubého domácího důchodu je závislý druhý ze zkoumaných parametrů, tentokrát z oblasti spotřeby, čistý disponibilní důchod domácností na obyvatele, který determinuje poptávku v regionech. Ta je ale samozřejmě z druhé strany ovlivněna mírou nezaměstnanosti. Samotná úroveň nezaměstnanosti se zároveň váže na výši investic v regionech, které jsou právě v nich spojovány s malými a středními podniky, mající převážně regionální působnost. Samotná tvorba HDP na obyvatele v kraji však závisí také na pracovním potenciálu a ten je možný spojit s atraktivitou regionu. Je-li region atraktivní, láká obyvatelstvo – a tedy i pracovní sílu – k přistěhování, čímž ovlivňuje poptávku a tím i RCI, na kterém se její růst projeví.

Vzhledem k tomu, že RCI je aplikací vytvořené metodiky konstruován pro roky 2011–2013, je výzkum vazeb mezi RCI a vybranými indikátory soustředěn rovněž na roky 2011–2013. Analýze je podrobena úroveň regionů NUTS 3, tj. 14 krajů ČR.

Jsou ověřovány následující hypotézy:

- a) regionální variabilita RCI v krajích ČR je relativně nízká, variační koeficient RCI celkem i v jeho jednotlivých oddílech nepřesahuje v 20 %;
- b) existuje statisticky významná, resp. silná korelace přesahující hodnotu korelačního koeficientu 0,8 ve všech sledovaných letech, mezi RCI na jedné straně a na straně druhé:
  - hrubým domácím produktem na obyvatele (kladná);
  - čistým disponibilním důchodem na obyvatele (kladná);
  - obecnou mírou nezaměstnanosti (záporná);
  - tvorbou hrubého fixního kapitálu na obyvatele (kladná);
  - počtem malých a středních podniků (kladná);
  - indexem atraktivity regionu (kladná).

Při analýze variability bylo zjištěno kromě variačního koeficientu rovněž variační rozpětí v jednotlivých letech, jehož úroveň v absolutních hodnotách koresponduje s relací průměrné hodnoty a směrodatné odchylky.

V rámci korelační analýzy byl využit Spearmanův korelační koeficient hodnocený na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ , kdy kritickou hodnotu představuje 0,538.

Podpůrně byly kraje ČR klasifikovány do tří, resp. čtyř skupiny podle výkonnosti měřené hrubým domácím produktem na obyvatele: regiony s nízkou výkonností, regiony se střední výkonností a regiony s vysokou výkonností s využitím vizualizační metody tzv. semaforu. Původně uvažovaná třískupinová klasifikace byla rozšířena na čtyřskupinovou, aby tak byl zviditelněn nepřehlédnutelný náskok Hlavního města Prahy v hrubém domácím produktu na obyvatele. Byla proto vytvořena čtvrtá skupina – region s velmi vysokou výkonností, která může být ale chápána i jako podskupina skupiny třetí. V rámci dané klasifikace krajů podle jejich výkonnosti byly hodnoceny souvislosti mezi RCI jako celkem (předpoklad přímé úměry mezi RCI a ekonomickou výkonností regionu) a mezi jednotlivými oddíly RCI a ekonomickou výkonností regionu (předpoklad, že se regiony ČR odlišné svou výkonností liší úrovní RCI v jednotlivých oddílech).

V rámci dalšího zpracování jsou užívány (zejména v tabulkách či grafech nikoli vždy v rámci komentářů z důvodů jejich přehlednosti) tyto zkratky:

- pro kraje ČR (s využitím zkratk zavedených ČSÚ):

Hlavní město Praha	PHA	Moravskoslezský kraj	MSK
Jihočeský kraj	JHC	Olomoucký kraj	OLK
Jihomoravský kraj	JHM	Pardubický kraj	PAK
Karlovarský kraj	KVK	Plzeňský kraj	PLK
Kraj Vysočina	VYS	Středočeský kraj	STC
Královéhradecký kraj	HKK	Ústecký kraj	ULK
Liberecký kraj	LBK	Zlínský kraj	ZLK

- pro oddíly RCI:

Potraviny a nealkoholické nápoje	Odd. 01	Doprava	Odd. 07
Tabák a alkoholické nápoje	Odd. 02	Pošty a telekomunikace	Odd. 08
Odívání a obuv	Odd. 03	Rekreace a kultura	Odd. 09
Bydlení, voda, energie, paliva	Odd. 04	Vzdělávání	Odd. 10
Bytové vybavení, zařízení domácnosti, opravy	Odd. 05	Stravování a ubytování	Odd. 11
Zdraví	Odd. 06	Ostatní zboží a služby	Odd. 12

- pro označení skupin regionů podle jejich výkonnosti:

Regiony s nízkou výkonností	N	Regiony s vysokou výkonností	V
Regiony se střední výkonností	S	Regiony s velmi vysokou výkonností	VV



## 5.1 Variabilita RCI celkem a jeho oddílů

Variability RCI je hodnocena jednak variačním rozpětím a variačním koeficientem za RCI celkem a podle jednotlivých oddílů. Východiskem analýzy je Tabulka 6, v níž jsou tučně zvýrazněny hodnoty RCI nejvyšší (celkem i v jednotlivých oddílech), šedivě podbarveny naopak – analogicky – hodnoty nejnižší. Celá tabulka je doplněna o vypočtené hodnoty variačního rozpětí.

**Tabulka 6: RCI podle krajů ČR a jeho 12 oddílů**

Kraj	RCI	odd. 01	odd. 02	odd. 03	odd. 04	odd. 05	odd. 06	odd. 07	odd. 08	odd. 09	odd. 10	odd. 11	odd. 12
PHA	<b>1,165</b>	1,012	1,006	1,057	<b>1,410</b>	1,009	1,042	<b>1,152</b>	1,006	<b>1,101</b>	<b>1,459</b>	<b>1,104</b>	<b>1,118</b>
JCK	1,005	<b>1,024</b>	0,986	1,029	0,996	1,018	0,972	0,989	0,998	1,021	0,987	1,041	0,984
JMK	1,043	1,014	1,008	0,991	1,114	1,022	1,004	0,974	0,994	1,015	1,036	1,080	1,061
KVK	0,979	0,995	1,012	1,037	0,921	1,013	0,971	1,022	<b>1,001</b>	1,019	1,043	0,952	0,998
VYS	0,971	0,998	0,998	1,003	0,937	0,998	0,986	0,998	0,997	0,981	0,927	0,915	0,969
HKK	1,021	1,010	1,014	0,995	1,086	0,979	<b>1,051</b>	1,009	1,011	0,986	0,984	1,005	0,953
LBK	1,038	0,994	1,006	<b>1,067</b>	1,066	<b>1,032</b>	1,044	1,037	1,006	1,029	1,074	1,041	1,049
MSK	0,983	0,980	0,996	0,983	0,980	0,986	1,008	0,993	1,008	0,982	0,981	0,966	0,979
OLK	0,988	0,984	1,001	0,998	0,989	1,007	0,970	0,990	0,998	0,979	0,913	1,050	0,962
PAK	1,014	1,017	<b>1,015</b>	1,023	1,010	0,996	1,017	1,012	0,999	1,035	1,072	1,059	0,994
PLK	1,008	1,001	0,999	0,982	1,017	1,000	0,978	1,003	0,999	0,995	1,157	1,047	1,021
STC	1,030	1,016	1,001	1,024	1,069	0,997	1,022	1,011	0,994	1,022	1,095	0,999	1,025
ULK	0,983	0,998	0,984	0,966	0,931	0,966	0,999	1,048	1,007	0,994	0,948	0,980	1,040
ZLK	1,014	1,001	1,004	0,986	1,058	1,006	0,996	0,998	0,988	0,984	0,988	0,962	1,027
var. rozpětí	0,195	0,044	0,032	0,101	0,489	0,066	0,081	0,178	0,022	0,122	0,546	0,190	0,165
var. koef. (%)	4,57	1,23	0,90	2,86	11,26	1,67	2,70	4,13	0,61	3,13	12,59	5,17	4,29

*Zdroj: vlastní*

Tabulka 6 v zásadě indikuje, že rozdíly mezi RCI v jednotlivých krajích sice nejsou příliš velké, ale rozhodně existují. Minimální hodnotu RCI vykazuje Kraj Vysočina (s RCI 0,971), maximální pak Hlavní město Praha (s RCI 1,165).

Vypočte-li se variační rozpětí, vyjde číslo 0,194, variační koeficient představuje 4,57 %. Životní náklady rozdílné tedy rozhodně jsou a mají vliv na kupní sílu peněz v jednotlivých krajích. Reálné hodnoty a hodnoty nominální se v důsledku toho odklánějí, reálná kupní síla nominálního důchodu je odlišná. To z pohledu celkového RCI. Důležitý je ale i pohled na jednotlivé oddíly. Oddílem, kde se vyskytuje nejnižší hodnota cenové hladiny, je „10 Vzdělávání“ v Olomouckém kraji a naopak ve stejném oddíle se vyskytuje i hodnota RCI nejvyšší, a to v Hlavním městě Praze.

Bude-li zkoumáno variační rozpětí sledovaných veličin, pak právě vzdělání vykazuje maximální hodnotu tohoto ukazatele, dosahuje výše 0,546. Největší úrovně dosahuje v této oblasti, tedy „10 Vzdělávání“, i variační koeficient, konkrétní číslo je 12,6 %.

Opačně, tudíž nejnižší hodnoty dosahuje variační rozpětí oddílu „08 Pošty a telekomunikace“, kde jde o hodnotu 0,022; minimální je v tomto případě i variační koeficient, ten nabývá hodnoty 0,6 %.

Při bližším pohledu ale Tabulka 6 naznačuje i další souvislosti, přičemž překvapující není, že Hlavní město Praha dosahuje nejvyšších veličin RCI hned v šesti oddílech, a to „01 Potraviny a nealkoholické nápoje“ (1,710); „07 Doprava“ (1,152); „09 Rekreační a kultura“ (1,101); výše uvedené „10 Vzdělávání“ (1,459), ale i „11 Stravování a ubytování“ (1,104) a „12 Ostatní zboží a služby“ (1,118). Logicky proto i RCI je v Hlavním městě Praze jednoznačně nejvyšší (1,165).

Překvapení mohou představovat nejvyšší hodnoty jak v oddíle „06 Zdraví“ (1,051) a „08 Pošty a telekomunikace“ (1,011) v kraji Královéhradeckém. Podobnou situaci představuje také ve dvou položkách Liberecký kraj. Jde o oddíl „03 Odívání a obuv“ (1,067) a oddíl „05 Bytové vybavení, zařízení domácnosti, opravy“ (1,032). Kraje s nejvyšší hodnotou RCI oddílu doplňuje Jihočeský kraj v oddíle „01 Potraviny a nealkoholické nápoje“ (1,024). Pardubický kraj uzavírá skupinu krajů s největší hodnotou RCI v některém z oddílů, a to v oddíle „02 Tabák a alkoholické nápoje“ s RCI 1,015.

Druhou stranu představují kraje dosahující v položkách RCI minimálních hodnot.

Olomoucký kraj dosahuje ve třech oddílech minimálních hodnot RCI, jde o „06 Zdraví“ (0,970); „09 Rekreační a kultura“ (0,979) a „10 Vzdělávání“ (0,913). Ve stejné pozici je i kraj Ústecký, když nejnižší hodnoty RCI jsou dosaženy v oddíle „02 Tabák a alkoholické nápoje“ (0,984); „03 Odívání a obuv“ (0,966) a „05 Bytové vybavení, zařízení domácnosti, opravy“ (0,966). Kraj Vysočina má minimální RCI vůbec (0,971) a vystupuje tak jako protipól Hlavního města Prahy, ta má RCI největší, navíc má nejnižší RCI v oddíle „11 Stravování a ubytování“ (0,915). Zlínský kraj má nejnižší RCI v oddíle „08 Pošty a telekomunikace“ (0,988). Moravskoslezský kraj má nejnižší RCI v oddíle „01 Potraviny a nealkoholické nápoje“ (0,980). Karlovarský kraj v oddíle „04 Bydlení, voda, energie, paliva“ (0,921), Jihomoravský v oddíle „07 Doprava“ (0,974). Jedině Královéhradecký kraj vystupuje v obou skupinách. Mimo výše zmíněných dvou maximálních RCI má i minimální RCI, a to v oddíle „12 Ostatní zboží a služby“ s hodnotou 0,953.

Ostatní kraje, jakou jsou Plzeňský a Středočeský, nedosahují ani maximálních, ani minimálních hodnot v RCI jako celku, ani v jednotlivých oddílech.

V souvislosti s uváděnými výsledky by bylo žádoucí alespoň některé vzniklé souvislosti vysvětlit. Jde o velice „tenký led“, neboť RCI je ovlivňován celou řadou ekonomických skutečností, kterým bude v dalším textu věnována pozornost. Přesto základem je vždy vazba nabídky a poptávky, které jsou dále zkoumanými ekonomickými entitami ovlivňovány. To, že je právě v Hlavním městě Praze vysoká poptávka po vzdělání těžko někoho překvapí, minimálně půjde-li o střední a vysoké školy. Proč je ale variační rozpětí Hlavní město Praha vs. Olomoucký kraj tak velké, je méně zřejmé. Nicméně, do úvah o vazbě mezi nabídkou a poptávkou je nutné zařadit i fenomén konkurence. A právě konkurence v oblasti vzdělávání bude ze strany Brna, případně Ostravy pro Olomouc velmi vysoká a bude odčerpávat část poptávky po vzdělání v Olomouci, což se může v cenách vzdělávacích služeb v Olomouckém kraji projevit, opět ve vazbě na středoškolské a vysokoškolské vzdělání.

Naopak nejnižší úroveň dosahuje variační rozpětí u oddílu „08 Pošty a telekomunikace“. Zdůvodnění lze spatřovat ve faktické monopolizaci poštovních služeb, resp. při benevolentnějším pohledu na stržní struktury jde o oligopol s dominantní firmou, přičemž dominantní firmou je Česká pošta, s.p. Ostatní subjekty, např. DHL a další, pak představují konkurenční lem.

Hypotéza a) předpokládající nízkou úroveň variability RCI krajů ČR měřena variačním koeficientem byla v daném období potvrzena. Variační koeficient RCI celkem je od úrovně 5 % (4,57 %), obdobně se pod úrovní 5 % (hypotézou byla stanovena 20% hranice) nacházejí všechny jednotlivé oddíly s výjimkou „04 Bydlení, voda, energie, paliva“ (variační koeficient 11,26 %) a „10 Vzdělávání“ (variační koeficient 12,59).

## **5.2 Vazba RCI na hrubý domácí produkt na obyvatele**

Rozdílná výše RCI v jednotlivých krajích ČR a jednotlivých oddílech, kterou se zabývala předchozí kapitola, může mít vazbu na hrubý domácí produkt, na jeho rozdílnou úroveň v relaci k počtu obyvatel kraje. Lze předpokládat, že čím větší bude v jednotlivých krajích hrubý domácí produkt na obyvatele, tím vyšší bude i RCI, s ohledem na předpokládanou vyšší kupní sílu obyvatelstva. Takový předpoklad může být ale nesprávný, neboť – a to se ukázalo v předchozích výzkumech (KRAFTOVÁ a KRAFT, 2014) – vyšší hrubý domácí produkt na obyvatele v určitých regionech, vedoucí k vyšší úrovni důchodů obyvatel, vede

i k větší koncentraci na straně nabídky produktů, čímž zvyšuje konkurenci na straně nabídky, která v těchto vyspělejších regionech ceny produktů stlačuje dolů, a tím stlačuje i úroveň RCI. (Tato vazba je v kapitole 5.3 na straně 93 ověřována na čistém disponibilním důchodu domácností na obyvatele). V dalších úvahách vychází text z dat, která ukazuje Tabulka 7.

**Tabulka 7: Klasifikace krajů podle výkonnosti s vazbou na RCI**

pořadí krajů podle výše hrubého domácího produktu na obyvatele (řazeno vzestupně)			RCI	označení skupiny
2011	2012	2013		
KVK	KVK	KVK	KVK 0,979	N
LBK	LBK	OLK	LBK 1,038	
OLK	OLK	LBK	OLK 0,988	
ULK	ULK	ULK	ULK 0,983	
VYS	PAK	PAK	PAK 1,014	S
JHC	VYS	MSK	VYS 0,971	
PAK	ZLK	VYS	ZLK 1,014	
ZLK	JHC	ZLK	JHC 1,005	
MSK	MSK	JHC	MSK 0,983	V
HKK	HKK	HKK	HKK 1,021	
STC	PLK	STC	STC 1,030	
PLK	STC	PLK	PLK 1,008	
JHM	JHM	JHM	JHM 1,043	
PHA	PHA	PHA	PHA 1,165	VV

*Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat (ČSÚ, 2015c)*

Tabulka 7 řadí kraje České republiky podle ekonomické výkonnosti měřené hrubým domácím produktem na obyvatele ve třech po sobě jdoucích letech 2011, 2012, 2013. Kraje jsou rozděleny do tří, resp. čtyř skupin podle výkonnosti, a to od nejnižší výkonnosti (vždy Karlovarský kraj) až po nevyšší Hlavní město Prahu.

Hranici mezi kraji s nízkou výkonností a kraji se střední výkonností vždy tvoří Ústecký kraj, mezi skupinou se střední výkonností a skupinou s vysokou výkonností pak kraj Královéhradecký – opět ve všech třech letech.

Ke zvážení je oddělení Hlavního města Prahy od ostatních krajů ve skupině s vysokou výkonností do podskupiny s velmi vysokou výkonností, což by na čelní pozici mezi kraji této skupiny umístilo Jihomoravský kraj. Pořadí krajů se v jednotlivých skupinách v letech mění. Ve skupině s nízkou výkonností si na úkor Olomouckého kraje polepšil kraj Liberecký v roce 2013. Ve skupině krajů se střední výkonností se systematicky zlepšuje Kraj Vysočina, výrazně se v čase propadá Moravskoslezský kraj. Ve skupině krajů s vysokou výkonností se prakticky pravidelně střídají kraje Plzeňský a Středočeský.

Porovná-li se dosahovaná výkonnost s RCI, ukazuje se zřetelně, že to, jak se vytvořily skupiny krajů podle výkonnosti, koresponduje s odlišným průměrem RCI. (Prostý aritmetický průměr se jeví pro danou úvahu jako parametr s dostatečnou vypovídající schopností.) U první skupiny, tedy u krajů s nízkou výkonností, je průměrný RCI 0,997 143 - tedy nejmenší, neboť u druhé skupiny se střední výkonností dosahuje hodnoty nepatrně vyšší, konkrétně 0,997 411, tj. difference obou průměrů je 0,000 269. U třetí skupiny, tj. krajů s vysokou výkonností, dosahuje průměrný RCI hodnoty 1,025 596, a to bez Hlavního města Prahy. Difference proti předchozí skupině je tudíž 0,028 184. Samotné Hlavní město Praha, kraj s vysokou výkonností, má RCI 1,165 487, tzn., že difference od skupiny krajů s vysokou výkonností dosahuje úrovně 0,139 891 a je tak nejvyšší. Vazba výkonnosti a RCI je prokazatelná v jednotlivých skupinách, i když zde je nutné poznamenat „až na výjimky“.

**Tabulka 8: Míra korelace RCI a hrubého domácího produktu na obyvatele**

kraj	RCI	HDP na obyvatele (v Kč)		
		2011	2012	2013
PHA	<b>1,165487</b>	808 490	803 559	807 486
JHC	<b>1,004577</b>	319 614	326 066	331 474
JHM	<b>1,042867</b>	361 063	370 535	385 622
KVK	<b>0,979078</b>	272 823	270 953	270 921
VYS	<b>0,970876</b>	315 793	322 618	326 186
HKK	<b>1,021304</b>	330 297	331 871	333 658
LBK	<b>1,037588</b>	293 619	298 671	300 639
MSK	<b>0,982963</b>	328 364	331 321	323 090
OLK	<b>0,988463</b>	296 099	299 335	299 515
PAK	<b>1,014184</b>	320 213	305 082	312 191
PLK	<b>1,008143</b>	353 547	345 375	361 465
STC	<b>1,030069</b>	345 593	348 294	347 177
ULK	<b>0,983442</b>	301 370	301 682	300 926
ZLK	<b>1,014456</b>	323 620	323 256	329 349
Spearmanův korelační koeficient.	<b>x</b>	0,912693	0,913055	0,918282

*Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat (ČSÚ, 2015c)*

V první skupině krajů s nízkou výkonností představuje výjimku kraj Liberecký, jehož RCI je vyšší než jedna, konkrétně 1,038, a to při průměru skupiny 0,997 143. Ve druhé skupině jsou difference naprosto nepatrné, tři kraje mají RCI těsně nad hodnotou 1, dva těsně pod ní. Ve třetí skupině krajů s vysokou výkonností mají RCI všechny participující kraje těsně nad hodnotou 1. Hlavní město Praha s RCI 1,165 jednoznačně dominuje. Lze tedy konstatovat, že je v hodnoceném období prokazatelná souvislost mezi úrovní ekonomické výkonnosti měřené hrubým domácím produktem na obyvatele a

velikostí RCI. Vyšší úroveň hrubého domácího produktu na obyvatele s sebou nese vyšší RCI a naopak. Takovou vazbu potvrzuje i Tabulka 8. Z ní je zřejmá velmi vysoká korelace. Spearmanův korelační koeficient převyšuje ve všech třech sledovaných letech hodnotu 0,91. Pozornosti je hoden rovněž fakt postupného růstu míry korelace RCI a hrubého domácího produktu na obyvatele v jednotlivých sledovaných letech. Hypotéza ba) o silné kladné korelaci mezi oběma ukazateli (nad hranicí 0,8) byla ve sledovaném období potvrzena.

Lze-li konstatovat, že vyšší hrubý domácí produkt na obyvatele s sebou nese i vyšší důchody obyvatel (bude zohledněno i v čistém disponibilním důchodu domácností – NDHI), pak vyšší RCI souvisí s vyšší úrovní poptávky, což vede k růstu cenové hladiny. Důležitá je ale i opačná souvislost. V těch krajích, kde jsou nízké důchody obyvatel, je i levněji. Trh tedy kompenzuje bez nutnosti státních zásahů nízké důchody nízkou úrovní RCI, tj. typický odraz vazby nabídky a poptávky.

Je ale skutečností, že záleží vždy na míře věci. Zároveň není možné nezmínit už na tomto místě, že kupní síla sociálních důchodů, které jsou ve všech krajích vypočítané na stejné bázi, mají v zaostalejších regionech s nižším RCI vyšší kupní sílu, dosahují-li stejné nominální výše.

**Tabulka 9: Hodnocení struktury RCI podle oddílů a výkonnostní klasifikační skupiny kraje**

odd. 01	odd. 02	odd. 03	odd. 04	odd. 05	odd. 06	odd. 07	odd. 08	odd. 09	odd. 10	odd. 11	odd. 12
MSK	ULK	ULK	KVK	ULK	OLK	JHM	ZLK	OLK	OLK	VYS	HKK
OLK	JHC	PLK	ULK	HKK	KVK	JHC	JHM	VYS	VYS	KVK	OLK
LBK	MSK	MSK	VYS	MSK	JHC	OLK	STC	MSK	ULK	ZLK	VYS
KVK	VYS	ZLK	MSK	PAK	PLK	MSK	VYS	ZLK	MSK	MSK	MSK
ULK	PLK	JHM	OLK	STC	VYS	ZLK	JHC	HKK	HKK	ULK	JHC
VYS	OLK	HKK	JHC	VYS	ZLK	VYS	OLK	ULK	JHC	STC	PAK
ZLK	STC	OLK	PAK	PLK	ULK	PLK	PAK	PLK	ZLK	HKK	KVK
PLK	ZLK	VYS	PLK	ZLK	JHM	HKK	PLK	JHM	JHM	JHC	PLK
HKK	PHA	PAK	ZLK	OLK	MSK	STC	KVK	KVK	KVK	LBK	STC
PHA	LBK	STC	LBK	PHA	PAK	PAK	PHA	JHC	PAK	PLK	ZLK
JHM	JHM	JHC	STC	KVK	STC	KVK	LBK	STC	LBK	OLK	ULK
STC	KVK	KVK	HKK	JHC	PHA	LBK	ULK	LBK	STC	PAK	LBK
PAK	HKK	PHA	JHM	JHM	LBK	ULK	MSK	PAK	PLK	JHM	JHM
JHC	PAK	LBK	PHA	LBK	HKK	PHA	HKK	PHA	PHA	PHA	PHA

*Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat (ČSÚ, 2015c)*

Podrobnější analýza výkonnosti krajů v závislosti na velikosti hrubého domácího produktu na obyvatele vychází z výpočtu RCI podle jednotlivých oddílů. Závěry, které

nabízí Tabulka 9, jsou ovšem nejednoznačné. Logicky rozděluje kraje do tří, resp. čtyř skupin podle hrubého domácího produktu na obyvatele, tj. s vydělením Hlavního města Prahy v rámci skupiny krajů s vysokou výkonností. Dalo by se předpokládat, že Hlavní město Praha se svým největším hrubým domácím produktem na obyvatele bude ve všech oddílech zaujímat poslední, tedy nejnižší řádek – odrážející nevyšší úroveň RCI. Není tomu tak ale v oddíle „01 Potraviny a nealkoholické nápoje“, ani v oddíle „02 Tabák a alkoholické nápoje“ – zde je dokonce v prostřední třetině. RCI Hlavního města Prahy je ale nižší i v oddíle „03 Odívání a obuv“, „05 Bytové vybavení, zařízení domácnosti, opravy“, v oddíle „06 Zdraví“, ale i v oddíle „08 Pošty a telekomunikace“. Jako velmi překvapující se ukazuje umístění Libereckého kraje v oddílech „03 Odívání a obuv“ a „05 Bytové vybavení, zařízení domácnosti, opravy“ v pozici nejvyšších RCI, když úroveň HDP na obyvatele zaujímá tento kraj pozici ve skupině s nízkou výkonností. Menším překvapením pak může být umístění v nejvyšší pozici RCI u Jihočeského kraje – oddíl „01 Potraviny a nealkoholické nápoje“, Pardubického kraje v oddíle „02 Tabák a alkoholické nápoje“ a pozice Královéhradeckého kraje dokonce ve dvou oddílech, konkrétně „06 Zdraví“ a „08 Pošty a telekomunikace“. Z pohledu těchto výsledků se česká realita jeví jako relativně homogenní, neboť kraje s nízkou výkonností často zaujímají v jednotlivých oddílech RCI pozice středního či vysokého RCI a naopak. (Výjimky v této souvislosti ale existují – viz Liberecký kraj.) Například Jihomoravský kraj, patřící ke špičce hrubého domácího produktu na obyvatele (ve skupině s vysokou výkonností) všech třech sledovaných letech zaujímá v oddíle „07 Doprava“ pozici s absolutně nejnižším RCI a předposlední pozici v oddíle „08 Pošty a telekomunikace“.

### **5.3 Vazba RCI na čistý disponibilní důchod domácností na obyvatele**

Z pohledu vazby RCI a spotřeby je žádoucí zkoumat realitu čistého disponibilního důchodu domácností na obyvatele, jenž představuje částku, kterou mohou domácnosti věnovat na konečnou spotřebu, na úspory finančních aktiv a na akumulaci hmotných i nehmotných aktiv (KOSFELD, ECKEY a LAURIDSEN, 2008). Základem pro další úvahy bude Tabulka 10.

V zásadě lze konstatovat, že i zde je vazba obou veličin prokázána, a to v tom smyslu, že vyšší čistý disponibilní důchod domácností (*net disposable household income* – NDHI) na obyvatele s sebou přináší vyšší RCI. Vazba na HDP na obyvatele se tímto potvrzuje.

Předpoklad tendence k vyrovnávání reálných kupních sil v jednotlivých krajích se tak také potvrzuje.

**Tabulka 10: Vazba RCI na čistý disponibilní důchod domácností na obyvatele**

kraj	RCI	čistý disponibilní důchod domácností na obyvatele v Kč		
		2011	2012	2013
PHA	<b>1,165486555</b>	261 953	260 112	260 894
STC	<b>1,030068975</b>	214 895	218 503	213 931
JHC	<b>1,004577392</b>	187 598	188 296	186 699
PLK	<b>1,008142787</b>	196 718	201 356	203 436
KVK	<b>0,979077759</b>	176 299	174 541	177 353
ULK	<b>0,983441669</b>	175 804	173 601	173 601
LBK	<b>1,037588399</b>	182 555	183 692	184 014
HKK	<b>1,02130354</b>	188 663	192 563	192 893
PAK	<b>1,014183822</b>	183 030	188 568	187 246
VYS	<b>0,970876043</b>	188 473	189 181	190 820
JHM	<b>1,042867203</b>	191 052	195 530	198 991
OLK	<b>0,988463158</b>	178 055	180 662	177 869
ZLK	<b>1,014456355</b>	182 118	185 078	184 373
MSK	<b>0,982963215</b>	178 585	179 597	178 352
Spearmanův korelační koeficient	<b>x</b>	0,894769	0,89438	0,901221

*Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat (ČSÚ, 2015c)*

Spearmanův koeficient pořadové korelace na mezi RCI vázaný k období 2011–2013 a NDHI na obyvatele v letech 2011, 2012 a 2013 představuje svými výsledky - v roce 2011 0,895, v roce 2012 0,894 a v roce 2013 0,901 potvrzení výše uvedeného předpokladu, tj. korelace mezi posuzovanými ukazateli uvažovaná hypotézou bb) je silná kladná, přesahuje hranici 0,8.

Je-li vysoká úroveň čistého disponibilního důchodu domácností na obyvatele, roste poptávka, což zvyšuje RCI. Odmyslet lze nyní od faktu, že růst čistého disponibilního důchodu domácností na obyvatele vede k poklesu mezního sklonu ke spotřebě, tedy i sklonu průměrného. To ale nic nemění na faktu, že absolutní veličina spotřeby se i přes její relativní pokles zvyšuje.

## 5.4 Vazba RCI na obecnou míru nezaměstnanosti

Zvláštní pozici zaujímá vazba RCI na obecnou míru nezaměstnanosti. Míra nezaměstnanosti představuje podíl nezaměstnaných ke všem osobám schopným pracovat. Obecná míra nezaměstnanosti je ukazatel zjišťovaný ČSÚ. Tato míra je



vypočítána na základě výběrového šetření pracovníků, vychází tedy z reprezentativního vzorku společnosti.

V zásadě platí, že je-li míra nezaměstnanosti nízká, pak je RCI vysoký a naopak. Tuto skutečnost potvrzuje Tabulka 11.

**Tabulka 11: Vazba RCI na obecnou míru nezaměstnanosti**

kraj	RCI	obecná míra nezaměstnanosti v %		
		2011	2012	2013
PHA	<b>1,165486555</b>	3,6	3,1	3,1
STC	<b>1,030068975</b>	5,1	4,6	5,2
JHC	<b>1,004577392</b>	5,5	5,7	5,2
PLK	<b>1,008142787</b>	5,2	4,8	5,2
KVK	<b>0,979077759</b>	8,5	10,5	10,2
ULK	<b>0,983441669</b>	9,9	10,8	9,4
LBK	<b>1,037588399</b>	7,2	9,3	8,3
HKK	<b>1,02130354</b>	7,1	7,1	8,2
PAK	<b>1,014183822</b>	5,6	7,7	8,4
VYS	<b>0,970876043</b>	6,4	6,4	6,7
JHM	<b>1,042867203</b>	7,5	8,1	6,8
OLK	<b>0,988463158</b>	7,6	7,7	9,2
ZLK	<b>1,014456355</b>	7,6	7,4	6,8
MSK	<b>0,982963215</b>	9,3	9,5	9,9
Spearmanův korelační koeficient	<b>x</b>	-0,632	-0,58806	-0,67419

*Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat (ČSÚ, 2015c)*

Výsledky je možné vnímat spíše pozitivně, ve smyslu autoregulačních efektů trhu. Dochází totiž k tomu, že vysoká nezaměstnanost spojená s nižší kupní silou stlačuje RCI dolů ve vazbě na nízkou poptávku. Navíc, jak již bylo výše uvedeno, výpočet sociálních dávek probíhá ve všech krajích podle stejných principů, což vede k tomu, že reálná kupní síla těchto dávek je tím větší, čím nižší je RCI a ten je nízký tam, kde je vysoká nezaměstnanost. To potvrzuje i Spearmanův koeficient pořadové korelace. Ten v roce 2011 dosáhl hodnoty - 0,632, v roce 2012 hodnoty - 0,588 a v roce 2013 hodnoty - 0,674. Jde tedy ve všech případech o zápornou korelaci, všechny výsledky přesahují kritickou hodnotu pro hladinu významnosti  $\alpha = 0,05$ , avšak není možné nevidět, že jejich úroveň je v absolutní hodnotě nižší než u předcházejících hodnocených vazeb, tj. vazby RCI na hrubý domácí produkt na obyvatele a čistý disponibilní důchod domácností na obyvatele. Hypotéza bc) předpokládající silnou zápornou korelaci nebyla potvrzena, neboť ve všech

sledovaných letech dosáhl sice korelační koeficient zápornou hodnotu, nepřesáhl však úroveň - 0,8.

## 5.5 Vazba RCI na investice a na počet malých a středních podniků

Z pohledu budoucího ekonomického vývoje se ukazuje jako důležitá vazba RCI na charakteristiky podnikatelského prostředí (KOSFELD a ECKEY, 2010), zejména na investice v podobě tvorby hrubého fixního kapitálu na obyvatele. Význam má i vazba RCI na počet malých a středních podniků v jednotlivých krajích ČR, která bude posouzena následně. Vazbu RCI a investic ukazuje Tabulka 12.

**Tabulka 12: Vazba RCI na tvorbu hrubého fixního kapitálu na obyvatele**

kraj	RCI	tvorba hrubého fixního kapitálu na obyvatele v Kč		
		2011	2012	2013
PHA	<b>1,165486555</b>	224 107	218 878	228 690
STC	<b>1,030068975</b>	102 950	104 947	101 903
JHC	<b>1,004577392</b>	80 262	79 635	91 614
PLK	<b>1,008142787</b>	86 307	80 578	81 539
KVK	<b>0,979077759</b>	78 970	81 178	58 107
ULK	<b>0,983441669</b>	95 030	89 116	86 995
LBK	<b>1,037588399</b>	71 672	76 242	65 714
HKK	<b>1,02130354</b>	61 345	58 416	56 759
PAK	<b>1,014183822</b>	76 444	73 663	68 833
VYS	<b>0,970876043</b>	72 557	75 123	69 407
JHM	<b>1,042867203</b>	100 691	97 357	84 532
OLK	<b>0,988463158</b>	76 377	72 274	69 271
ZLK	<b>1,014456355</b>	75 777	73 585	69 211
MSK	<b>0,982963215</b>	84 925	85 187	80 901
Spearmanův korelační koeficient	<b>x</b>	0,870611	0,871079	0,867784

*Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat (ČSÚ, 2015c)*

Z výsledků korelační analýzy zřetelně vyplývá, že výše RCI souvisí s ekonomickými aktivitami představovanými investicemi. Za výjimku potvrzující pravidlo je možné, jak už tomu bylo i výše, považovat Liberecký kraj, kde relativně vysoký RCI je provázen nejmenšími investicemi ze všech sledovaných krajů.

Vysoký je ale v této souvislosti i Spearmanův koeficient dosahující hodnoty cca 0,871 v letech 2011 a 2012 a mírně nižší úrovně cca 0,868 v roce 2013. Hypotéza bd) předpokládající silnou kladnou (tj. nad hranicí 0,8) vzájemnou souvislost mezi uvažovanými ukazateli byla ve sledovém období potvrzena.

S investičními aktivitami souvisí i počet malých a středních podniků, které je možné považovat za regionálně velmi důležité. V tomto případě byl zvolen ukazatel počtu malých a středních podniků, zahrnující subjekty se zjištěnou aktivitou s nenulovým počtem zaměstnanců až po hranici 250 zaměstnanců, tj. s vyloučením mikropodniků, jež představují osoby samostatně výdělečně činné bez zaměstnanců. Tendence k podpoře těchto subjektů zajišťujících nezanedbatelné procento zaměstnanosti v krajích, subjektů představujících relativně konkurenční prostředí a relativně vysokou úroveň inovační flexibility ve vazbě na poptávku byla předmětem zájmu v rámci EU jako celku, ale i v ČR. Tabulka 13 ukazuje na ekonomickou realitu let 2011–2013.

**Tabulka 13: Vazba RCI na počet malých a středních podniků**

kraj	RCI	počet malých a středních podniků (mikropodniků)		
		2011	2012	2013
PHA	<b>1,165486555</b>	12120	11934	11980
STC	<b>1,030068975</b>	5587	5370	5217
JHC	<b>1,004577392</b>	3158	3015	2954
PLK	<b>1,008142787</b>	2841	2672	2589
KVK	<b>0,979077759</b>	1407	1292	1275
ULK	<b>0,983441669</b>	3411	3140	3020
LBK	<b>1,037588399</b>	2045	1941	1889
HKK	<b>1,02130354</b>	2747	2588	2541
PAK	<b>1,014183822</b>	2563	2440	2431
VYS	<b>0,970876043</b>	2469	2338	2259
JHM	<b>1,042867203</b>	6796	6473	6350
OLK	<b>0,988463158</b>	3098	2958	2924
ZLK	<b>1,014456355</b>	3249	3062	2981
MSK	<b>0,982963215</b>	5398	5121	4984
Spearmanův korelační koeficient	<b>x</b>	0,838158	0,845854	0,852346

*Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat (ČSÚ, 2015c)*

I v této souvislosti se projevuje pevná vazba mezi podnikatelskými aktivitami v jednotlivých krajích a výší RCI. Tedy vyšší úroveň podnikatelských aktivit spojená s větším množstvím těchto subjektů vede k vyšší úrovni RCI. Jasná vazba vyplývá i ze Spearmanova korelačního koeficientu. Ten dosahuje v čase mírně narůstajících hodnot: 0,838 v roce 2011; 0,846 v roce 2012 a více než 0,852 v roce 2013. I v tomto případě byla tedy potvrzena hypotéza b) o silné pozitivní korelaci mezi uvažovanými indikátory, přesahující ve sledovaných letech stanovenou hranici 0,8.

Pracovní závěr, který je zde možné učinit, je pro další úvahy důležitý, neboť právě malé a střední podniky, resp. iniciace jejich vzniku se ukazují jako možná cesta umožňující mezikrajské vyrovnání RCI. K rozvoji takových podniků je třeba disponovat dostatečným množstvím zdrojů. Dostatečný počet obyvatel a tedy i potenciálních pracovníků a podnikatelů v regionu je logickým předpokladem nejen dostatečné poptávky, ale i dostatečného zdroje pracovníků pro fungování strany nabídky – podniků, a to především zmiňovaných malých a středních. (Samozřejmě i mikropodniků, ty ale nejsou do úvah zahrnuty.)

## 5.6 RCI ve vazbě na index atraktivity regionu

Index atraktivity regionu pracuje s demografickými charakteristikami hrubé imigrace a hrubé emigrace, resp. představuje podíl čisté migrace (migračního salda) a hrubé migrace (celkového objemu migrace) určitého regionu za určité období. Lze jej vyjádřit vzorcem (50):

$$IA_{r,t} = \frac{HI_{r,t} - HE_{r,t}}{HI_{r,t} + HE_{r,t}}, \quad (50)$$

kde  $IA$  = index atraktivity,  $HI$  = hrubá imigrace,  $HE$  = hrubá emigrace,  $r$  = region,  $t$  = období.

Výsledky výpočtu vazby RCI na index atraktivity krajů ukazuje Tabulka 14, která současně ilustruje výše zmíněnou metodou semaforu příslušnost jednotlivých krajů k výkonnostní skupině.

**Tabulka 14: Vazba RCI na index atraktivity regionu**

označení skupiny	kraj	RCI	index atraktivity regionu		
			2011	2012	2013
VV	PHA	1,165487	-0,07996	0,054901	0,11314
S	JHC	1,004577	0,03584	0,036188	0,044548
V	JHM	1,042867	0,03641	0,099031	0,112282
N	KVK	0,979078	-0,16385	-0,19773	-0,10656
S	VYS	0,970876	-0,11209	-0,09266	-0,05218
V	HKK	1,021304	-0,06502	-0,06061	-0,0455
N	LBK	1,037588	-0,01132	-0,02613	0,033255
S	MSK	0,982963	-0,25908	-0,2327	-0,23662
N	OLK	0,988463	-0,08955	-0,0769	-0,01833
S	PAK	1,014184	-0,01656	0,00549	0,026667
V	PLK	1,008143	0,148325	0,145986	0,099576
V	STC	1,030069	0,228729	0,261945	0,318854
N	ULK	0,983442	-0,02969	-0,03702	-0,01682
S	ZLK	1,014456	-0,09158	-0,11674	-0,07362
Spearmanův korelační koeficient		x	0,181875	0,423472	0,476797

Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat (ČSÚ, 2015c)

Kladná čísla indexu atraktivity se projevují v šesti krajích, záporná v osmi krajích. Mezi kraji s průměrným kladným relativním přírůstkem obyvatel je na prvním místě kraj Středočeský s nejvyšší dosaženou hodnotou indexu atraktivity (cca 0,270). Největší průměrný relativní úbytek obyvatel se projevuje u kraje Moravskoslezského (cca - 0,243).

(Je třeba si uvědomit, že u indexu atraktivity regionu jde o veličinu zkoumající přírůstek obyvatel nebo jeho úbytek v relaci k pohybu obyvatel, tj. celkovému objemu migrace. Proto je zdůrazňováno slovo relativní. Navíc je možné z matematického hlediska zdůraznit, že pohyb obyvatelstva v podobě celkového objemu migrace (jmenovatel zlomku) nesmí být roven nule.)

Oba uvedené kraje, u nichž se tyto extrémní hodnoty projevují, patří mezi kraje vyskytující se např. v HDP na obyvatele, ale i v dalších zkoumaných parametrech, na středních pozicích mezi kraji.

Hrubým domácím produktem na obyvatele nejhorší kraj má ale také citelný relativní úbytek obyvatel (- 0,086). Naopak Jihomoravský kraj, který má hrubý domácí produkt na obyvatele trvale největší – je-li Hlavní město Praha osamostatněna do podskupiny s velmi vysokou ekonomickou výkonností – dosahuje tento kraj třetí relativně největší přírůstek obyvatel. Vzhledem k tomu, že část přírůstku obyvatel Středočeského kraje je s vysokou pravděpodobností skrytý přírůstek pracovníků pro Hlavní město Prahu (dojíždění za prací je velmi častým jevem), jeví se vazba mezi produkční výkonností kraje na hlavu významným momentem migrace obyvatel. Na druhé straně je nutné vidět, že část Pražanů opouští hlavní město právě směrem do Středočeského kraje, odkud za prací do Hlavního města Prahy dojíždějí.

V tomto případě ukazuje Tabulka 14 nízký stupeň provázanosti mezi indexy - mezi indexem atraktivity regionu a RCI. Spearmanův korelační koeficient nedosahuje hodnot při zvolené hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  ani v jednom ze sledovaných let kritické hranice. Korelace mezi oběma jevy je sice pozitivní, avšak statisticky nevýznamná. Hypotéza b) tedy potvrzena u daného vztahu ve sledovaném období v krajích ČR nebyla.

Na druhou stranu nelze ale nevidět, že hodnota tohoto koeficientu ve sledovaném období výrazně roste, a to z 0,182 v roce 2011 na 0,477 v roce 2013. (V případě volby hladiny významnosti na úrovni  $\alpha = 0,1$ , už by v tomto roce byla kritická hodnota, která je 0,464, překročena. Pak by tedy platilo: je-li kraj atraktivní a počet jeho obyvatel roste, roste i RCI, což je logické, neboť s přírůstkem obyvatel roste v daném kraji i poptávka.

Nicméně záporný verdikt vůči stanovené hypotéze bf) předpokládající silnou pozitivní korelaci by se nezměnil.)

## 5.7 Další zkoumané souvislosti

Spolu s tvorbou metodiky výpočtu RCI byly realizovány i některé předběžné výsledky vypočteného RCI. Zkoumaný byl RCI ve vazbě na tržní struktury, tedy na existenci monopolů, oligopolů či monopolistické konkurence v jednotlivých krajích. Právě odlišnosti jednotlivých forem nedokonalé konkurence mohou mít vliv na RCI. Ze zkoumání však vyplynulo, že vliv na regionální cenový index v uvedených souvislostech pravděpodobně nebude zásadní, neboť ceny produktů monopolních producentů budou na celém území státu téměř stejné (KRAFT, 2015). Jistý posun by ale mohla znamenat různá regionální realita v případech oligopolů s dominantní firmou právě z důvodu působení konkurenčního lemu, méně u kartelů, naopak nejvíce u firem v rámci monopolistické konkurence. Bohužel česká statistika nerozděluje podle krajů koncentraci takových podniků, a proto je dokazování čísla nerealizovatelné.

Blíže byla rozpracována vazba RCI na čistý disponibilní důchod domácností v kapitole 6.3 na straně 113. Z výzkumu je zřejmé, že čistý disponibilní důchod domácností na obyvatele je v jednotlivých krajích odlišný. Byla provedena strukturální analýza statistických dat publikovaných MPSV, určen lokalizační kvocient z pohledu vzdělanostní struktury zaměstnanců, vypočten a porovnán Giniho koeficient regionálního rozložení příjmů zaměstnanců a zpracován model odhadu jejich koupěschopné poptávky (KRAFTOVÁ a KRAFT, 2014).

Důležitým závěrem je skutečnost, že jednotlivé kraje se odlišují podle vzdělanostní struktury, přičemž právě tato skutečnost může být významnou příčinou rozdílného NDHI v jednotlivých krajích ČR a potažmo příčinou rozdílných RCI.

Vzájemná vazba mezi RCI, mírou urbanizace a trhem práce byla zkoumána s cílem posoudit vliv míry urbanizace a míry nezaměstnanosti na RCI (KRAFTOVÁ a KRAFT, 2015). Jde tedy o rozšíření výše zkoumané vazby na sídlení strukturu. Za zajímavou je možné považovat míru korelace RCI a počtu obyvatel podle velikostní kategorie obce krajů ČR.

**Tabulka 15: Míra korelace RCI a počtu obyvatel podle velikostní kategorie obce krajů ČR**

kategorie	od 50 000	od 20 000	od 10 000	<b>od 5 000</b>	<b>od 2 000</b>	od 1 000	od 500	od 200	<b>vše</b>
korelační koeficient	0,9155	0,8767	0,8643	<b>0,8240</b>	<b>0,7577</b>	0,6763	0,6021	0,5478	<b>0,5312</b>

*Zdroj: převzato z (KRAFTOVÁ a KRAFT, 2015: 248)*

Hodnocení míry korelace bylo provedeno pro vztah RCI a míry urbanizace, resp. počtu obyvatel velikostních kategorií obcí v jednotlivých krajích (v tom i uvažovaná reálná a obecná míra urbanizace) pro rok 2011. Hodnoty Spearmanova korelačního koeficientu zachycuje Tabulka 15. Zjištěné hodnoty pozitivní korelace vykazují lineární klesající trend, který lze vyjádřit rovnicí  $y = - 0,0533x + 0,9992$ , a to s vysokou spolehlivostí  $R^2 = 0,9703$ .

Lze dedukovat závěr, že na rozdíl RCI českých krajů mají v této souvislosti vliv souhrnné životní, resp. sociálně ekonomické podmínky dané velikostí sídla, kde obyvatelé žijí.

## 5.8 Návrhy na řešení současného stavu

Současný stav lze charakterizovat v rámci krajů ČR odlišnou úrovní RCI. Na výši RCI má vliv celá řada skutečností, přičemž na vybrané z nich byla výše zaměřena pozornost. RCI je možno chápat jako indikátor nehomogenity ekonomického prostoru, tedy i krajů v ČR. Lze si proto položit otázku, zda je vůbec realita rozdílných RCI v jednotlivých krajích problémem a zda vyžaduje řešení typu státního zásahu či zásahů. Na první část otázky, tedy zda je rozdílnost RCI problémem lze odpovědět kladně. Cílem hospodářské prosperity ČR, ale i Evropské unie je homogenita korespondující s alespoň přibližně stejnou ekonomickou vyspělostí regionů, tedy i krajů. Ta v zásadě koresponduje se závěry ekonomické teorie, která v rozevírání nůžek ekonomických úrovní problém spatřuje také.

Z výše uvedeného textu zároveň vyplývá, které ekonomické skutečnosti mají na rozdílnou úroveň vliv, přičemž rozhodně nejde o všechny působící, uvedeny byly pouze některé. Ale minimálně ty, které uvedeny byly, je možné v rámci hospodářské politiky ovlivňovat, a to i jednotlivě. Jde o to, zda je to nutné, případně zda je to vůbec žádoucí.

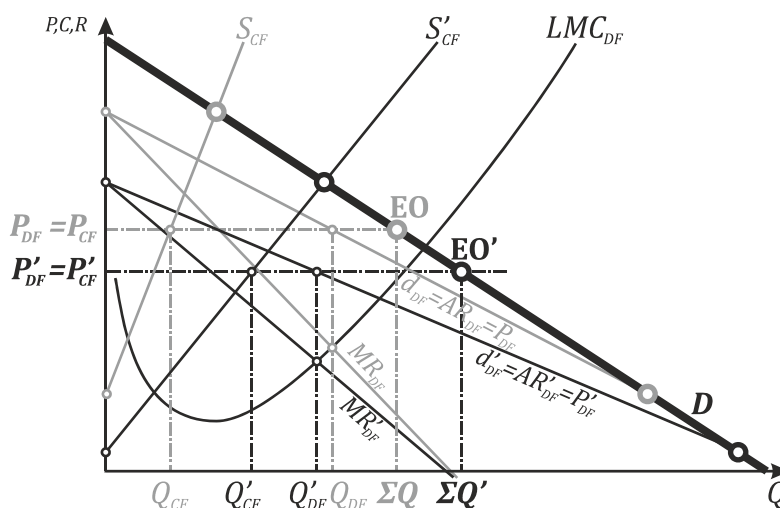
Je třeba vzít v úvahu, že nízké RCI v regionu je provázáno nižším NDHI a naopak, čímž se skutečnosti v reálných veličinách na rozdíl od veličin nominálních v krajích s vysokým a s nízkým RCI výrazně neliší. Na druhou stranu, toto sice logické, ale zároveň číselně těžko dokazatelné konstatování, nemění nic na faktu, že kraje jsou různě výkonné, měřeno pomocí HDP na obyvatele, což je také příčina, pravděpodobně primární, která RCI ovlivňuje. A právě rozdílná ekonomická výkonnost krajů problémem je a řešení vyžaduje.

Jde o to, zda řešení nastane spontánně, na základě tržních impulsů či nikoliv. Podmínky pro spontánní řešení existují. V nízko ekonomicky výkonných krajích je např.

nižší mzdová úroveň, větší počet nezaměstnaných a nižší RCI, tedy vyšší reálná kupní síla měny. Tedy ideální prostředí pro podnikání až na fakt, že v takovém kraji bude i menší poptávka po produktech s ohledem na nižší důchody obyvatel a tendence obyvatel takový zaostalejší kraj opouštět, což uváděnou situaci ještě zhorší. Přičemž právě tato skutečnost může příliv podnikatelských aktivit do zaostalejšího regionu brzdit. Z toho vychází důvodná obava, že na spontánní řešení problému není možné se s jistotou spolehnout (FRIJTERS, HAIKEN-DENEW a SHIELDS, 2004).

Připustí-li se tedy státní zásahy vedoucí k vyrovnání výkonnosti krajů jako žádoucí, pak je otázkou, jaké použít, přičemž úspěšnost takového zásahu by se jistě promítla také do změny RCI daného kraje.

Možností zásahů je celá škála, nicméně některý z nich je třeba pro demonstraci vybrat, přičemž jedním z těch, které byly již teoreticky řešeny, je zásah do tržních struktur (KRAFT a kol., 2010). Bylo sice prokázáno, že samotné tržní struktury zásadním způsobem a přímo neovlivňují RCI, nicméně podpora malého a středního podnikání by mohla přinést zvýšení ekonomické aktivity, a tím i růst výkonnosti regionu v souvislosti se změnami tržních struktur, resp. změnami uvnitř těchto tržních struktur. V rámci ekonomických aktivit hrají v jednotlivých krajích významnou roli oligopoly, zvláště pak oligopoly s dominantní firmou. Jejich působnost je krajová, i když u dominantní firmy i nadkrajová, což ale není problém.



**Obrázek 23: Oligopol s dominantní firmou a jeho změna**

*Zdroj: převzato z (KRAFT a kol., 2012: 85)*

Za předpokladu, že by stát malé a střední podniky intenzivněji podporoval některým z finančních nástrojů, mohla by být narušena stávající realita fungování oligopolu



s dominantní firmou ve smyslu zvýšení konkurenčních tlaků mezi participujícími subjekty strany nabídky, jak naznačuje Obrázek 23.

Naznačený výchozí stav – tedy před zvažovanou intervencí – ukazuje, kolik produkce vyrobí dominantní subjekt ( $Q_{DF}$ ), kolik konkurenční lemu ( $Q_{CF}$ ) a kolik produkce bylo vyrobeno celkově ( $\Sigma Q$ ). Zároveň je zřejmé, za jakou cenu bude produkce prodávána.

Došlo-li by ke zvažované podpoře malých a středních firem, přičemž dominantní firma je řazena mezi firmy velké, pak by to rozhodně ovlivnilo pozitivním směrem nabídku konkurenčního lemu ( $S_{CF}$ ), ta by vzrostla. To by vedlo k navýšení produkce konkurenčního lemu ( $Q_{CF}'$ ), ke snížení produkce dominantní firmy ( $Q_{DF}$ ), ale přesto k navýšení produkce celkové ( $\Sigma Q$ ). Ekonomická výkonnost kraje by tak vzrostla, přičemž růst RCI by byl brzděn poklesem ceny produkce vyvolaném konkurenčnějším prostředím v rámci oligopolu, iniciované právě podporou malých a středních firem, ale zároveň navyšován rostoucí poptávkou vyvolanou růstem důchodu těch, kteří se v uvedených souvislostech zapojili do ekonomických aktivit (růst počtu firem konkurenčního lemu, tj. růst počtu zaměstnanců i podnikatelů).

Je otázkou, zda by taková podpora malých a středních firem měla probíhat plošně, ve všech krajích ČR a spoléhat se na to, že v méně vyspělých krajích je větší prostor pro růst aktivit konkurenčního lemu např. v souvislosti s větší nezaměstnaností v takových krajích a nižší mzdovou úrovní, nebo zda podporu malých a středních firem podle krajů selektovat.

Taková selekce by teoreticky vzato mohla vycházet právě z výše HDP na obyvatele v jednotlivých krajích. Tato varianta má ale svá legislativní úskalí. Na druhou stranu podpora malých a středních firem nebude kontraproduktivní svým pozitivním výsledkem ani v krajích vyspělejších.

## 6 Aplikace regionálních cenových hladin v praxi

*Pavla Bednářová, Šárka Laboutková, Jana Šimanová, Jiří Šmída*

Aplikace regionálních cenových hladin na nominální ukazatele představuje jeden z možných přístupů k hodnocení reálných socioekonomických regionálních disparit. Konečným výstupem výše uvedené metodiky a experimentálních propočtů je regionální cenový index (RCI), který měří prostorové rozdíly v životních nákladech obyvatel v regionech České republiky. Ukazatel však zásadně získává na významu, pokud je dán do souvislosti s příjmy obyvatelstva v daném regionu, které tak získají punc parity kupní síly alias reálné životní úrovně obyvatel regionu. Vyčíslení regionálních cenových hladin umožňuje zpřesnění odhadu reálných veličin v regionech a pomáhá lépe zacílit případné intervence regionální politiky.

Při posuzování hospodářsky slabých oblastí a socio-ekonomické úrovně tamních obyvatel by měla být brána v potaz nejen výše nominálních příjmů (důchodů, mezd), ale i životních nákladů a dalších okolnosti, jako je občanská vybavenost apod. Vysoké mzdy (resp. čisté disponibilní důchody domácností) mají tendenci být kompenzovány vyššími spotřebitelskými cenami, cenami realit, dojížděnkou za prací, někdy nižší kvalitou občanské vybavenosti či environmentálního prostředí apod. Proto komparace nominálních hodnot ukazatelů typu čistý disponibilní důchod domácnosti (*net disposable household income – NDHI*) mezi regiony nevystihuje skutečnou socio-ekonomickou pozici regionu a jeho obyvatel. V praxi je hospodářská politika silně zaměřena na místa (oblasti), což je indikováno obecně převládajícím, avšak velmi diskutabilním přístupem, že život v určitých lokalitách negativně ovlivňuje individuální životní úroveň. Obvykle se hospodářská politika snaží o zlepšení „špatných“ oblastí. Avšak vhodnější alternativou je zaměřit se na zlepšení životní úrovně jednotlivců, kteří v těchto oblastech žijí.

### 6.1 Reálné regionální socioekonomické disparity

Výsledky výpočtů regionálních cenových hladin v ČR, které jsou založené na nových metodických postupech, mohou být využity na akademické půdě, v politicko-hospodářské praxi na makroekonomické úrovni i na úrovni regionální politiky. Regionální cenový index RCI je sestaven jako prostorový index životních nákladů s reálnou vypovídací schopností o životní úrovni obyvatelstva v regionech ČR v prostorovém (regionálním) kontextu, což umožňuje jeho využití v rámci:

- **Hospodářské politiky**, resp.
  - regionální politiky – ke zpřesňování vstupních údajů pro měření disparit v životní úrovni obyvatelstva (pro ukazatele čistého disponibilního důchodu, životních podmínek, průměrné a mediánové mzdy) a při vymezení regionální konkurenceschopnosti v rámci pilíře 8, který zachycuje velikost trhu, tj. regionální HDP na obyvatele a disponibilní důchod domácností a
  - sociální politiky – např. při vymezení chudoby, jako podíl domácností s čistým měsíčním příjmem pod hranicí životního minima.
- **Komerční praxe**, např.:
  - jako zdroj informací v případě tzv. geomarketingu (MATZKA a NACHBAGAUER, 2009), což představuje službu, která primárně umožňuje optimalizovat roznos informačních a propagačních materiálů pomocí na míru vytvořeného distribučního plánu. Jejím cílem je zefektivnění reklamní kampaně pomocí výběru nejvhodnějších oblastí pro roznos a slouží pro zacílení letáků, ke snižování nákladů, pro poznání zákazníků, pro porovnání rozmístění prodejen, pro přizpůsobení firemní strategie kupní síle v regionu, k efektivnímu využití dat nebo
  - při rozhodování o nejvýhodnější lokalizaci firem.
- **Spotřebitelského rozhodování**, kde z hlediska možného chování občanů nelze nezmínit Tieboutovu hypotézu, kterou by bylo možné aplikovat i v případě znalostí o regionálně rozdílných spotřebitelských cenách. Originálně je konstruována pro oblast veřejných statků, veřejných příjmů a výdajů a ve své podstatě říká, že volič, pokud je plně mobilní, si pro svůj život volí komunitu s pro něj nejvýhodnějším poměrem nabízených veřejných statků, respektive strukturou veřejných výdajů na straně jedné (tj. co v rámci komunity dostává) a daní, respektive jiných plateb, které musí platit (co v rámci komunity odevzdává). Není-li volič s daným poměrem spokojen, může hlasovat nohama a přestěhovat se do jiné komunity. Jak konstatuje Špalek, praktická realizace daného hlasování nohama je omezena. Tieboutova hypotéza totiž vychází z relativně silných předpokladů, že volič je vskutku plně mobilní, že je informován o daných poměrech v jednotlivých komunitách, že existuje velké množství komunit, že trhy práce v jednotlivých komunitách jsou vzájemně homogenní apod. (ŠPALEK, 2011).

## 6.2 Informační potenciál RCI

Proces hospodářsko-politických rozhodování je procesem práce s informacemi. Maximální množství kvalitních a přesných informací snižuje riziko omylu a selhání aktérů či nositelů hospodářské politiky. Každé rozhodnutí je tedy výsledkem zpracování informací jak pro oblast rozhodování, tak jako prostředek výkonu rozhodnutí (ovlivňování). Při tvorbě hospodářské politiky, jejíž součástí je regionální politika, se uplatňuje obecný koncept řízení, který v sobě zahrnuje následující posloupnost činností:

- makroekonomickou analýzu,
- diagnózu a zdůvodnění volby opatření,
- prognózu a tvorbu programu,
- kontrolu prognózovaných variant makroekonomickou analýzou.

Potenciál uplatnění zjišťování regionálních rozdílů v cenových hladinách v praktické hospodářské resp. regionální či sociální politice je zejména v jejich informativní hodnotě. Svoji povahou tedy vstupuje zejména do první fáze tvorby hospodářské politiky.

Hlavním zdrojem informací po hospodářsko-politickou praxi je systém národních účtů, makroekonomická analýza a prognóza. Systém národních účtů doplňují dílčí statistiky, ať již odvětvového či průřezového charakteru, ale i další realizovaná šetření, průzkumy, mezinárodní zdroje apod. Tyto informace jsou významné zejména v poznávací fázi hospodářské politiky, a slouží pak pro formulaci opatření v dalších politikách. Z hlediska využití regionálního cenového indexu (RCI), který měří prostorové rozdíly v životních nákladech obyvatel v regionech České republiky a umožňuje prostorové srovnání reálné kupní síly (a zprostředkovaně také životní úrovně) obyvatel v regionech, se jedná zejména o jeho využití v rámci regionální politiky. Jako vstupní informace mohou být v rámci Systému národních účtů použity regionální účty (HDP, čistý disponibilní důchod domácností), dále šetření průměrných mezd, či šetření životní úrovně obyvatel.

Z hlediska praktického využití RCI pro hospodářsko-politickou praxi se tedy jedná o zvýšení vypovídacích schopností údajů v rámci hodnocení disparit v socioekonomické úrovni jednotlivých regionů, což může:

- adresněji zacílit nástroje regionální politiky díky přesnějšímu vymezení socioekonomických disparit prostřednictvím reálných ukazatelů na úrovni LAU 1, NUTS 3 a NUTS 2.
- sloužit jako součást analytických podkladů pro potřeby územního rozvoje a SWOT analýzy, včetně vyčíslení relativní pozice regionu v meziregionálním srovnání,

- lépe identifikovat socioekonomickou pozici domácností v regionech v kontextu jejich příjmů a životních nákladů.

### **6.2.1 RCI jako zdroj informací pro regionální politiku**

Definicí regionální politiky se vyskytuje v odborné literatuře velké množství, přičemž všechny definice pojmají regionální politiku jako cílevědomou činnost organizací či představitelů státní správy a samosprávy, která směřuje k zajištění ekonomického růstu spravovaného území, musí mít jasně definované cíle a nástroje, které mohou jmenované organizace používat. Klaassen a Vanhove definují regionální politiku jako všechny veřejné intervence, které vedou ke zlepšování geografického rozdělení ekonomických činností, resp. které se pokoušejí napravit určité prostorové důsledky volné tržní ekonomiky pro dosažení dvou vzájemně závislých cílů – ekonomického růstu a zlepšení sociálního rozdělení ekonomických efektů (KLAASSEN a VANHOVE, 1987). Dle Adamčíka představuje regionální politika všechny veřejné přímé i nepřímé intervence státu, regionu, obcí a měst, vedoucí k lepšímu prostorovému rozdělení ekonomických i mimoekonomických činností (ADAMČÍK, 1997). Lze v ní vidět snahu korigovat určité prostorové důsledky volné tržní ekonomiky ve smyslu dosažení dvou vzájemně závislých cílů, jimiž je ekonomický růst a zlepšení sociálního rozdělení. V rámci Strategie regionálního rozvoje ČR (MMR, 2000) zahrnuje regionální politika, která je součástí hospodářské politiky veškeré kroky a opatření, které byly uvědoměle přijaty se zřetelem na jejich prostorové účinky. Jde tedy o souhrn hospodářsko-politických zásad a opatření mající za cíl ovlivňovat prostorovou strukturu regionů a jejich ekonomických aktivit. (MMR, 2000). Z makroekonomického pohledu je možné regionální politiku charakterizovat jako koncepční a výkonnou činnost státu a jeho regionálních správních orgánů (LACINA, 2005). Dle Wokouna a Matese představuje regionální politika soubor intervencí, které ovlivňují rozložení ekonomických aktivit v území, sloužících k rozvoji infrastruktury a ke snížení nerovnováhy v sociálním rozvoji (WOKOUN, MATES a kol., 2006). Má tři základní funkce, a to růstovou – podpora využití potenciálu jednotlivých území, disparitní – řešení dlouhodobé regionální nerovnováhy a preventivní – předcházení rizikům budoucího vývoje. Současná Strategie regionálního rozvoje ČR pro období 2014–2020 (MMR, 2013) definuje regionální politiku jako soubor intervencí, které ovlivňují rozložení ekonomických aktivit v území, k rozvoji infrastruktury a ke snížení nerovnováhy v sociálním rozvoji. Důležitá je vzájemná vazba s dalšími podpůrnými

státními politikami, například se sociální politikou a s průmyslovou politikou. Dochází také k zohledňování regionální dimenze v rámci sektorových politik (LABOUNKOVÁ a kol., 2014).

V kontextu regionálního rozvoje lze nástroje regionální politiky vymezit jako všechny prostředky, které napomáhají k dosažení rozvojových cílů daného území. Existuje velké množství dílčích pohledů na nástroje rozvoje regionů, resp. rozvoje jednotlivých sektorů či věcných oblastí, nicméně základní klasifikace dle charakteru nástrojů definuje nástroje finanční a nástroje nefinanční, případně regulativní. Wokoun a Mates provedli detailní srovnání uplatňování nástrojů regionální politiky v evropských zemích včetně souvisejících teoreticko-metodologických klasifikací (WOKOUN, MATES a kol., 2006). Jeho širší interpretaci a rozšíření navrhl řešitelský tým GaREPU<sup>17</sup> v následující struktuře, která detailněji rozvíjí nástroje nefinanční povahy. Je přímo využitelná jako klasifikace nástrojů rozvoje venkova, resp. regionálního rozvoje:

- administrativní nástroje (legislativa, závazné procedury, postupy, organizační normy),
- koncepční nástroje (strategie, programy, plány, politické deklaráce, územně plánovací dokumenty, pozemkové úpravy),
- institucionální nástroje (instituce, spolupráce, regionální management),
- věcné nástroje (infrastruktura, poskytnutí prostor, služeb, hmotného plnění, poradenství),
- sociálně-psychologické nástroje (vzdělávání, komunikace, motivace),
- finanční nástroje (systémy finančních podpor, dotace, granty).

Vzhledem k cílům rozvoje regionů je třeba zohlednit nevyváženost míry působení jednotlivých nástrojů na různé složky regionů, kdy soustředění na nejdostupnější nástroje může vést k rozvojovým disproporcím a k rozvojové deformaci celého území. Rozvíjená území je nutno brát jako provázaný komplex a harmonicky jej rozvíjet ve všech oblastech.

### **6.2.2 RCI jako kritérium hodnocení regionálních disparit**

Regionální disparita je definována jako rozdílnost či nerovnost znaků, jevů či procesů, které mají zcela jednoznačnou územní alokaci a jež se vyskytují alespoň ve dvou entitách

---

<sup>17</sup> Společnost GaREP, spol. s r.o. působí v oblasti regionálního rozvoje. Klíčovou specializací, kterou společnost rozvíjí od počátku své existence, je strategické plánování, konkrétně tvorba rozvojových dokumentů pro kraje, obce, svazky obcí a další typy regionů.

dané územní struktury (KUTSCHERAUER a kol., 2007). Významným příspěvkem k účelovému pojetí regionálních disparit je přístup Molleho, který uvádí, že základní klíčovou otázkou, z níž vycházejí také politiky Evropské unie, je otázka koheze (soudržnosti) a nedostatek koheze je měřen velikostí disparit (MOLLE, 2007). Ministerstvo pro místní rozvoj ČR vymezuje regionální disparity jako „neodůvodněné regionální rozdíly v úrovni ekonomického, sociálního a ekologického rozvoje regionů“. Disparitami, které je třeba řešit, jsou „rozdíly vyvolané subjektivní lidskou činností, nikoliv rozdíly vzniklé z objektivních příčin, například na základě přírodních podmínek“ (GaREP, 2009). Jednou z mnoha regionálních disparit jsou regionální cenové disparity, přičemž zavedení a kvantifikace regionálně odlišné parity kupní síly je významným faktorem umožňujícím přesnější regionální komparace. Vyloučení vlivu rozdílu cenových hladin mezi zeměmi je prováděno prostřednictvím standardu parity kupní síly (resp. PPS), avšak i nadále zůstávají minimálně zohledněny rozdíly v cenových hladinách mezi regiony uvnitř jednotlivých států (CECCHETTI, MARK a SONORA, 2002).

Metody měření regionálních disparit vyžadují multidimenzionální soubor ukazatelů, neboť v sobě zahrnují sociální, ekonomický a environmentální rozměr. Ukazatele, které jsou v současné době k dispozici na regionální úrovni, jsou velmi omezeny co do rozsahu a nezahrnují četné dimenze týkající se regionálního rozvoje. Jmenovitě se jedná o dimenze ekonomické, sociální, demografické, environmentální a týkající se kvality lidského kapitálu. Většina statistik ohledně regionální politiky, dostupných na úrovni Evropské unie i ČR, je zaměřena zejména na ekonomickou dimenzi. Index RCI rozšiřuje a prohlubuje poznání vývoje územních nerovností, které vedou k disparitám ovlivňujícím rozvoj jednotlivých regionů v ČR.

Z hlediska podstaty cenových regionálních disparit je možné RCI zařadit mezi hmotné ukazatele s objektivní měřitelností. Hmotný objektivní ukazatel je konstruován na základě měřitelných (tvrdých) dat, jako např. příjem na obyvatele, počet aut v domácnosti, připojení na internet, počet lékařů na 1000 obyvatel, dosažená úroveň vzdělání apod. Subjektivní (měkká) data jsou pak založena na vnímání obyvatel, jejich názorů na danou věc, pocitová hlediska apod. Dalším charakteristickým znakem je ovlivnitelnost daného ukazatele nositeli hospodářské (regionální) politiky. Toto hledisko se v dostupné literatuře příliš nevyskytuje, nicméně např. Hučka se tímto hlediskem zabývá (HUČKA a kol., 2010) a ukazuje, že lze samotnou ovlivnitelnost disparity vyjádřit jako možnost či účelnost určitými nástroji regionální politiky dosáhnout žádoucí změny



disparity (disparita je v tomto případě objektem regionální politiky). Z tohoto pohledu se jedná o měření regionální disparity, která může být nepřímo ovlivnitelná vhodně zvolenou hospodářskou, resp. regionální politikou. Rozdíly v cenách dle regionů je možné zařadit mezi disparity vznikající činností člověka, konkrétně mezi disparity vyvolané ekonomickou činností. Tabulka 16 shrnuje uvedené charakteristiky.

**Tabulka 16: Charakteristika regionálních cenových disparit měřené pomocí RCI na základě vybraných atributů**

Atribut RD polaritního charakteru		Atribut RD výčtu možností	
Podstata	hmotná: objektivní	Sféra výskytu	sociální
Míra konkrétnosti	specifičnost	Teritorialita	NUTS 2, NUTS 3, LAU 1
Míra komplexnosti	parciálnost	Měřitelnost - indikátor - metoda - objektivnost	primární srovnávací hodnota objektivní (kvantitativní)
Tendence změny	konvergence		
Ovlivnitelnost	ovlivnitelné nepřímo		
Způsob vzniku	(Ekonomickou) činností člověka	Čas - horizont - dynamika	krátkodobý okamžitý stav
		Dopady	citlivé pro obyvatelstvo

*Zdroj: vlastní na základě členění atributů dle (KUTSCHERAUER, 2010)*

### 6.2.3 RCI jako zdroj hodnocení regionálního rozvoje

Hlavním nástrojem a zároveň programovým dokumentem regionální politiky je strategie regionálního rozvoje (SRR). Strategie regionálního rozvoje je základní koncepční dokument v oblasti regionálního rozvoje a slouží jako nástroj realizace regionální politiky. Strategie slouží jako důležité východisko při přípravě programového období 2014–2020, proto je posílena reflexe relevantních vazeb s dokumenty Evropské unie (MMR, 2013). Stěžejní je Evropa 2020 – Strategie pro inteligentní a udržitelný růst podporující začlenění (EK, 2010). SRR je nástrojem realizace regionální politiky a koordinace působení ostatních veřejných politik na regionální rozvoj. SRR propojuje odvětvová hlediska (témata a priority) s územními aspekty. Pro správné navržení cílů, priorit a konkrétních opatření je v rámci SRR nejprve nutné vypracovat podrobnou analýzu klíčových faktorů rozvoje území a jejich syntézu z hlediska dosaženého stupně ve čtyřech základních pilířích:

- ekonomický rozvoj a regionální konkurenceschopnost;
- územní soudržnost;
- environmentální udržitelnost;
- veřejná správa.

Strategie regionálního rozvoje je mnohem více zaměřena oproti letům minulým na řešení specifík funkčních území, které vyžadují provázané intervence zohledňující komplexnost problémů, se kterými se daná území musí potýkat. V souladu s Územní agendou Evropa 2020 se jedná i o promítnutí tzv. *place-based approach* (přístup založený na identifikaci a uspokojování místních potřeb). SRR ČR je postavena na nové typologii území ČR (viz kapitolu 2.1.2 na straně 18), která rozděluje podle socio-ekonomických ukazatelů a polohového potenciálu území České republiky do třech typů – rozvojová (dále členěna do třech podtypů), stabilizovaná a periferní území. V těchto typech pak navrhuje SRR ČR specifické, tematické zaměření podpor, jež mají více zohledňovat územní potřeby a zároveň plnit hlavní cíle regionální politiky v České republice (MMR, 2013).

Ukazatele sloužící k identifikaci regionálních rozdílů a ke sledování pokroku v regionálním rozvoji jsou rozděleny do dvou skupin pokrývajících ekonomickou a sociální oblast, jak uvádí Tabulka 17.

**Tabulka 17: Indikátory pro sledování regionálních rozdílů**

Ekonomická oblast	Hrubý domácí produkt na 1 obyvatele (Kč)
	Čistý disponibilní důchod domácností na 1 obyvatele (Kč)
	Hrubá přidaná hodnota (Kč)
	Míra ekonomické aktivity obyvatel (v %)
	Průměrná produktivita práce (HDP na pracovníka; v tis. Kč)
	Daňová výtěžnost obcí na 1 obyvatele (v tis. Kč)
	Zadluženost obcí na 1 obyvatele (v tis. Kč)
Sociální oblast	Obecná míra nezaměstnanosti (v %)
	Míra dlouhodobé nezaměstnanosti (v %)
	Míra registrované nezaměstnanosti (v %)
	Index závislosti II (v %)
	Výdaje na dávky pomoci v hmotné nouzi (Kč)
	Počet vyplacených dávek/počtu obyvatel 15-64 let
	Saldo migrace

*Zdroj: vlastní zpracování dle (MMR, 2013)*

Dalším vhodným ukazatelem, kde je možné nalézt jistý potenciál pro uplatnění RCI, je kvantifikace regionální konkurenceschopnosti. Podle Viturky je regionální konkurenceschopnost „výsledek společného úsilí o co nejproduktivnější využívání vnitřních zdrojů rozvoje v interakci s využíváním vnějších zdrojů a rozvojových příležitostí cíleného na trvale udržitelné zvyšování produkčního potenciálu regionů“ (VITURKA, 2007). Hodnocení vychází z metodiky Evropské komise, která ji použila při zpracování 5. zprávy o hospodářské, sociální a územní soudržnosti (EU, 2010). Index regionální konkurenceschopnosti (celkem 32 ukazatelů) je složen ze tří dílčích sub-indexů, které se dále rozpadají do 8 pilířů konkurenceschopnosti. Základní sub-index (*basic*) zahrnuje pilíře: (1) instituce, (2) makroekonomická stabilita, (3) infrastruktura,

(4) zdraví a (5) kvalita základního a středního vzdělávání. Jak se regionální hospodářství vyvíjí a dělá pokrok v konkurenceschopnosti, vstupují do hry další faktory související s více kvalifikovanou pracovní silou a účinnějším trhem práce. Tyto faktory jsou součástí skupiny sub-indexu účinnosti (*efficiency*), který zahrnuje tři pilíře: (6) vysokoškolské vzdělávání, odborná příprava a celoživotní učení, (7) výkonnost trhu práce a (8) velikost trhu. V rámci osmého pilíře – velikost trhu jsou použity ukazatele regionální HDP na obyvatele, disponibilní důchod domácností, potenciální trh vyjádřený počtem obyvatel v rozvojových osách a oblastech.

V rámci druhé prioritní osy územní soudržnosti se analyzují především faktory charakterizující některé rysy populačního vývoje, ekonomického uplatnění obyvatel a životních podmínek v území. Dále se zde hodnotí výsledky snahy regionální politiky o snížení regionálních rozdílů a vyvážený rozvoj regionů. Územní soudržnost je chápána jako snaha o zajištění srovnatelných podmínek pro život obyvatel a vytvoření prostředí pro vyvážený rozvoj regionů a obcí. Z hlediska územní soudržnosti zde vznikají disparity především v důsledku socioekonomické vývoje.

Regionální cenový index je sestaven jako prostorový index životních nákladů s reálnou vypovídací schopností o životní úrovni obyvatelstva v regionech ČR v prostorovém (regionálním) kontextu. Hodnocení životní úrovně zpravidla zahrnuje velmi širokou škálu ukazatelů jak kvantitativní tak i kvalitativní povahy. K získání komplexního obrázku je nutné využít multikriteriální přístup. Pro samotné hodnocení vzájemného postavení regionů a stanovení pořadí je vhodné využít indikátory agregované. Agregaci lze provádět různými způsoby, v nichž mohou být využity jak velmi jednoduché postupy (např. shrnutí pořadí vybraných ukazatelů v regionech), tak i sofistikované postupy založené na výsledcích vícerozměrných statistických analýz – jako jsou analýza hlavních komponent, shluková analýza či faktorová analýza. Ke konstrukci agregovaných indikátorů, které jsou schopny popsat zkoumaný jev ve větší komplexnosti s jednodušším interpretačním potenciálem než soubor dílčích ukazatelů, je však nutná důkladná detailní analýza dílčích ukazatelů, které mají na vývoj životní úrovně zásadní význam.

Využití RCI při měření regionálních rozdílů je možné ke zrealnění nominálních ukazatelů hrubý domácí produkt, čistý disponibilní důchod domácností, regionální příjmy domácností a průměrné mzdy. Ve všech případech by využití reálných ukazatelů (veličin „očištěných“ od rozdílů v regionálních cenových hladinách, tj. jejich skutečná hodnota vzhledem ke kupní síle peněz) umožňovalo sledovat reálné meziregionální

socioekonomické disparity. Experimentální výsledky prezentované v akademických člancích potvrzují, že reálné disparity mezi regiony jsou nižší než nominální, jelikož existuje pozitivní korelace mezi výší příjmů regionálních domácností a regionální cenovou hladinou.

### 6.3 Reálné regionální ukazatele

Regionální cenový index (RCI), který měří prostorové rozdíly v životních nákladech obyvatel v regionech České republiky, umožňuje prostorové srovnání reálné kupní síly (a zprostředkované také životní úrovně) obyvatel v regionech na základě tzv. reálných příjmových ukazatelů domácností v paritě kupní síly, které lze vypočítat prostřednictvím aplikace regionálního cenového indexu (reprezentujícího regionální cenovou hladinu) na nominální příjmové indikátory vykazované např. v rámci regionálních účtů (regionální HDP, čistý disponibilní důchod domácností), šetření průměrných mezd (MPSV ČR), šetření životní úrovně obyvatel (SILC, ČSÚ).

Hodnoty reálných regionálních ukazatelů a jejich vývoj mohou významně přispět k vymezení, hodnocení a identifikaci potřeb a problémů specifických regionů. Jsou důležité pro přesnější zacílení nástrojů regionální politiky, a to nejen při tvorbě strategických dokumentů regionálního rozvoje, ale i při realizaci konkrétních politik a jejich následné evaluaci (SLESNICK, 2002). Regionální cenové hladiny mohou být rovněž jedním z posuzovaných indikátorů odůvodněnosti socioekonomických intervencí v hospodářsky slabých oblastech apod.

#### 6.3.1 Reálný čistý disponibilní důchod domácností v paritě kupní síly

Jedním z dílčích ukazatelů, který je součástí dekompozice regionálních disparit v oblasti sociální a slouží také jako jeden z parametrů modelových regionů, je čistý disponibilní důchod domácností v nominálním vyjádření (NDHI). Čistý disponibilní důchod domácností je částka, kterou mohou domácnosti věnovat na konečnou spotřebu, na úspory finančních aktiv a na akumulaci hmotných i nehmotných aktiv. Ukazuje, jak se saldo prvotních důchodů<sup>18</sup> umísťuje znovurozdělením: běžnými daněmi, sociálními

<sup>18</sup> Prvotní rozdělení důchodů představuje příjmy domácností vytvářené přímo z tržních transakcí, a to zejména nákup a prodej produkčních faktorů. To zahrnuje jako hlavní položku náhradu zaměstnancům, tj. příjem z prodeje práce jako produkčního faktoru. Domácnosti mohou mít také příjem z majetku, zejména úroky, dividendy a nájmy. Pak je tu také příjem z čistého provozního

příspěvků a dávkami a ostatními běžnými transfery. Ukazatel nám do velké míry naznačuje úroveň materiálního bohatství domácností trvale bydlících v jednotlivých regionech (RISY, 2015b).

Využití ukazatele pro typologii modelových regionů je v dostupné literatuře velmi časté (CZESANÁ a kol., 2009) (VITURKA a KLÍMOVÁ, 2006) (TULEJA, 2011). Typologie modelových regionů je zpravidla založena na důkladné analýze ekonomicko-prostorové a sociálně-prostorové dimenze sledovaných regionů a poté následuje výběr konkrétních indikátorů pro zhodnocení meziregionálních rozdílů. Zároveň je ukazatel čistého disponibilního důchodu domácností využíván i ve Strategii regionálního rozvoje k vymezení regionálních disparit (viz kapitolu 6.2.2 na straně 108). Regionální cenový index může sloužit jako nástroj ke zpřesnění tohoto nominálního ukazatele, resp. k jeho zrealnění, a může tak zpřesnit proces typologizace modelových regionů (KAHOUN, 2010).

Reálný čistý disponibilní důchod domácností v paritě kupní síly (nominální NDHI očištěný o regionální cenovou hladinu) byl vypočítán pro 36 okresů ČR a prokázal statisticky významný *trade off* mezi regionální úrovní životních nákladů a NDHI, kdy vyšší úrovně čistého disponibilního důchodu domácností implikují vyšší cenovou hladinu v regionu. Zároveň nominální hodnoty indikátoru NDHI vykazovaly v letech 2011–2013 vyšší variabilitu než regionální hodnoty reálného ukazatele. Meziregionální cenové rozdíly tak snižují regionální disparity a zlepšují socioekonomickou pozici obyvatel v problémových regionech České republiky (ŠIMANOVÁ a KOCOUREK, 2015).

Využitím agregovaných ukazatelů cenových hladin na úrovni krajů je možné získat regionální hodnoty reálného čistého disponibilního důchodu domácností v paritě kupní síly na úrovni NUTS 3 ČR, což zachycuje Obrázek 24. Použití reálného ukazatele čistého disponibilního důchodu oproti nominální veličině čistého disponibilního důchodu znamenalo pro Karlovarský kraj a pro Moravskoslezský kraj zvýšení hodnoty o více než 8 000,- Kč na osobu a rok. Naopak v Libereckém kraji velikost regionální cenové hladiny snížila reálnou hodnotu ukazatele čistého disponibilního důchodu na méně než 178 tis. Kč na osobu a rok. Patrné snížení reálné hodnoty ukazatele je prokázáno i v případě Jihočeského kraje.

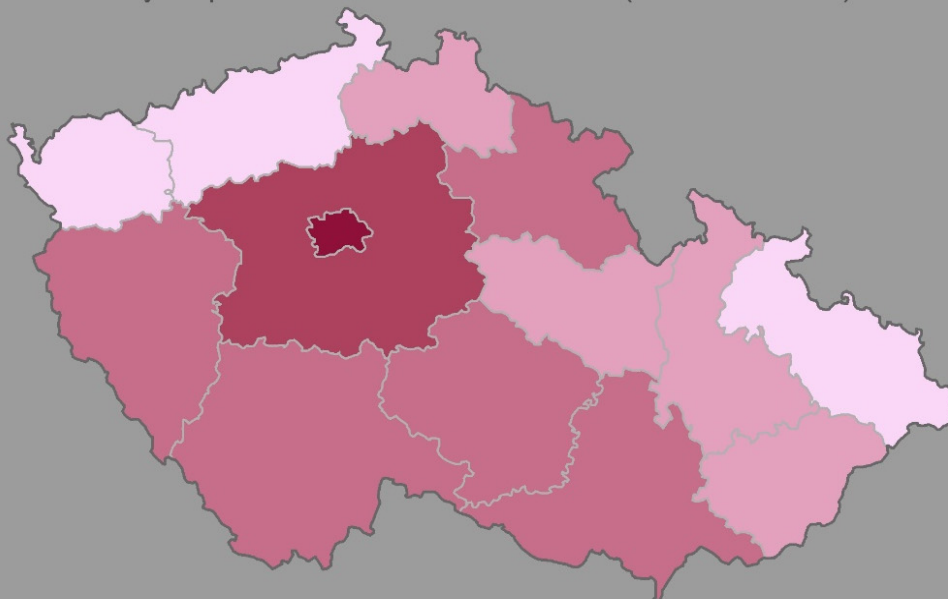
---

přebytku a sebezaměstnání. Placené úroky a nájmy jsou zaznamenány jako záporné příjmy domácností. Bilance všech těchto transakcí se nazývá prvotní důchod domácností.

# ČISTÝ DISPONIBILNÍ DŮCHOD DOMÁCNOSTÍ

NUTS 3 ČR, 2011-2013

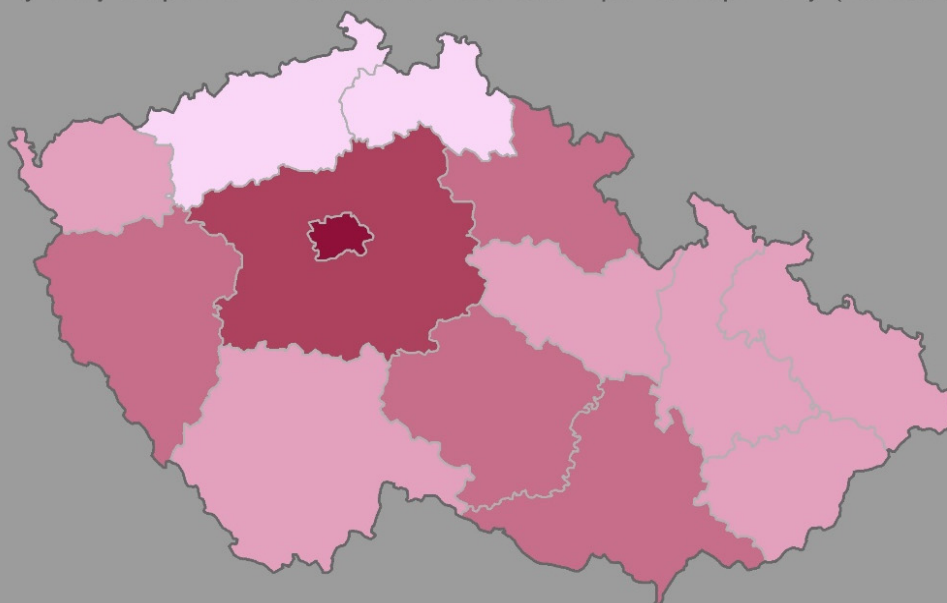
Nominální čistý disponibilní důchod domácností (na osobu a rok)



MAPA 14

0 50 km

Reálný čistý disponibilní důchod domácností v paritě kupní síly (na osobu a rok)



čistý disponibilní důchod v tis. Kč na osobu a rok



méně než 178,0  
178,1 - 186,0  
186,1 - 200,0  
200,1 - 215,0  
215,1 a více

Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

**Obrázek 24: Čistý disponibilní důchod domácností**

Zdroj: vlastní

### 6.3.2 Reálné regionální příjmy domácností

Další možné uplatnění indexu RCI je ve zrealnění výsledků výběrového šetření o příjmech a životních podmínkách domácností v rámci výběrové šetření Životní podmínky, které Český statistický úřad pravidelně zajišťuje od roku 2005, a které je národní modifikací celoevropského šetření EU-SILC (*European Union – Statistics on Income and Living Conditions*). Toto šetření je prováděno ČSÚ každoročně na základě Nařízení (EC) 1177/2003 (EU, 2006) a navazujících prováděcích nařízení Evropské komise a přináší údaje o sociální a ekonomické situaci českých domácností. Účelem šetření je získávat reprezentativní údaje o úrovni a rozdělení příjmů v jednotlivých typech domácností, informace o způsobu, kvalitě a finanční náročnosti bydlení, o vybavení domácností předměty dlouhodobého užívání a o pracovních, hmotných a zdravotních podmínkách dospělých osob žijících v domácnostech. Zjištěná data slouží k výpočtu ukazatelů peněžní a materiální chudoby a intenzity ekonomické aktivity. Neméně důležitým cílem je poskytnout informace jak pro směřování sociální politiky státu, tak i pro hodnocení dopadu přijatých opatření.

Ukazatelem příjmové situace domácností je v šetření Životní podmínky čistý disponibilní příjem domácnosti, který zahrnuje různé typy příjmů, jako jsou příjmy zaměstnanců, příjmy z podnikání a jiné samostatně výdělečné činnosti, příjmy z druhého zaměstnání a vedlejších činností, příjmy ze sociálního pojištění a sociální dávky, příjmy z pronájmu a z finančních aktiv, přijaté a vyplacené výživné a finanční podpora mimo domácnost. Tyto příjmy domácnosti jsou přepočteny na každou osobu domácnosti, čímž je zohledněna její velikost. (ČSÚ, 2014b)

V případě porovnání vývoje nominálních a reálných hodnot ročních čistých celkových příjmů na osobu v letech 2011–2013 je možné prokázat, že ačkoli nominální hodnoty naměřené v regionech NUTS 3 divergují, reálné hodnoty přepočtené prostřednictvím RCI se naopak k sobě přibližují (LABOUTKOVÁ a BEDNÁŘOVÁ, 2015). Konkrétně, pokud rozptyl u nominálních hodnot ročních čistých celkových příjmů na osobu v letech 2011–2013 mezi kraji v ČR byl 16 900 Kč; 16 700 Kč a 17 500 Kč, potom meziregionální rozptyl u reálných ročních čistých celkových příjmů na osobu v letech 2011–2013 byl pouze 12 000 Kč; 11 700 Kč a 11 800 Kč.

Porovnání výsledných úhrnných příjmů z mikrodat s příjmy na makroúrovni vykazovanými statistikou národních účtů za sektor domácností (i po jejich očištění od položek, které se při šetření v soukromých domácnostech nesledují) je poměrně obtížné.



Co do objemu jsou příjmy zjišťované přímým dotazem v domácnostech vždy nižší, nicméně vývoj příjmů domácností je zhruba v souladu s trendy národního účetnictví.

### 6.3.3 Reálné ukazatele měsíční mzdy

Průměrná hrubá měsíční mzda představuje podíl mezd bez ostatních osobních nákladů připadající na jednoho zaměstnance evidenčního počtu za měsíc. Do mezd se zahrnují základní mzdy a platy, příplatky a doplatky ke mzdě nebo platu, odměny, náhrady mezd a platů, odměny za pracovní pohotovost a jiné složky mzdy nebo platu, které byly v daném období zaměstnancům zúčtovány k výplatě. Nezahrnují se náhrady mzdy nebo platu za dobu trvání dočasné pracovní neschopnosti nebo karantény placené zaměstnavatelem. Jedná se o hrubé mzdy, tj. před snížením o pojistné na všeobecné zdravotní pojištění a sociální zabezpečení, zálohové splátky daně z příjmů fyzických osob a další zákonné nebo se zaměstnancem dohodnuté srážky. Nevypovídá tedy o výplatě jednoho konkrétního zaměstnance. Výsledky strukturálních výdělkových statistik, kdy jsou k dispozici údaje o výdělcích jednotlivých zaměstnanců, uvádějí, že zhruba dvě třetiny zaměstnanců mají mzdu nižší, než je celostátní průměr (ČSÚ, 2015a).

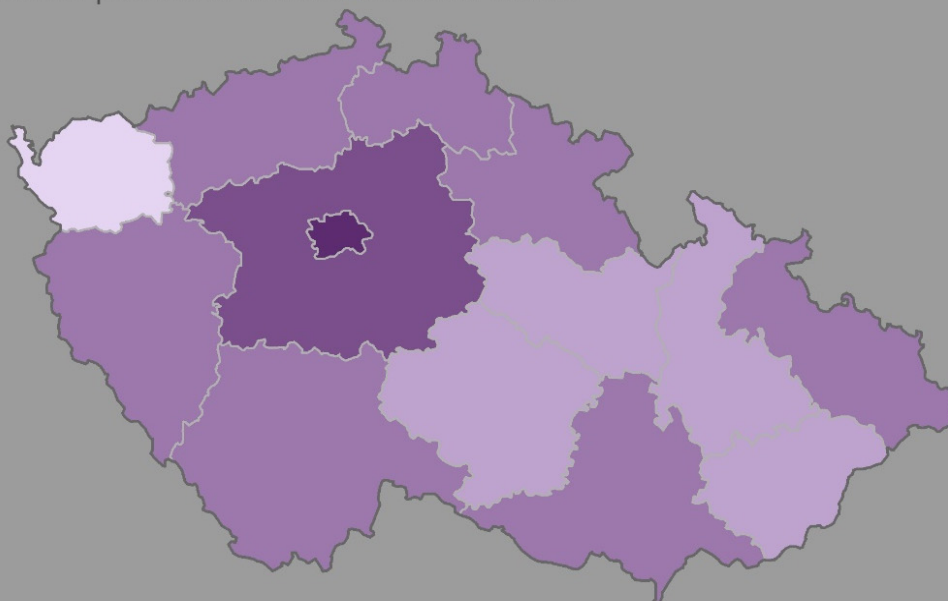
Meziregionální rozdíly reálné průměrné měsíční mzdy v paritě kupní síly jsou výrazně nižší než v případě nominálních průměrných měsíčních mezd (viz Obrázek 25). Pouze ve dvou případech došlo zrealněním ukazatele průměrné měsíční mzdy ke zvýšení oproti nominální hodnotě, a to v případě kraje Vysočina a Karlovarského kraje, ve kterém reálné průměrné měsíční mzdy překročily 22 501 Kč. Pro kraje Hlavní město Praha, Středočeský, Liberecký a Královehradecký znamenalo zohlednění regionálních cenových hladin významnější pokles reálných průměrných měsíčních mezd. Reálné průměrné měsíční mzdy ve Zlínském kraji „spadly“ do nejnižší kategorie méně než 22 500 Kč. Pro polovinu českých krajů se reálné průměrné měsíční mzdy lišily od nominálních hodnot pouze nevýrazně. Zohlednění regionálních rozdílů v cenových hladinách tedy má prokazatelný vliv na relativní výši průměrných reálných mezd, platů a důchodů v jednotlivých regionech NUTS 3 a zároveň meziregionální rozdíly reálných průměrných měsíčních mezd jsou nižší než v případě nominálních hodnot.

Prostřednictvím RCI je možné také teoreticky zjistit a prostorově porovnat, kolik by si reálně vydělal pracovník ve stejném zaměstnání v jednotlivých krajích, pokud by byla zohledněna republiková mediánová mzda v daném zaměstnání. Medián představuje hodnotu mzdy zaměstnance uprostřed mzdového rozdělení; to znamená, že polovina

# PRŮMĚRNÁ MĚSÍČNÍ MZDA

NUTS 3 ČR, 2011-2013

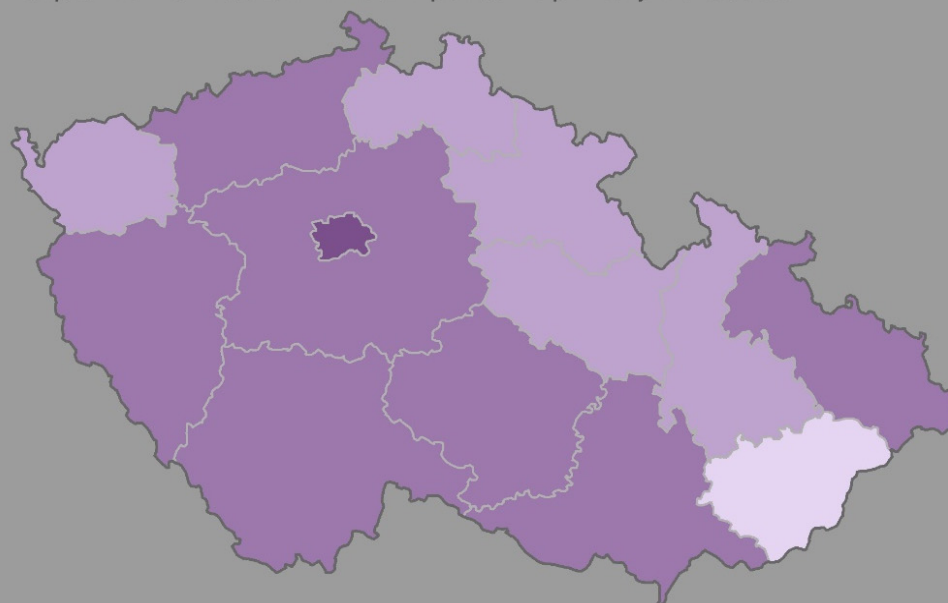
Nominální průměrná měsíční mzda na osobu



MAPA 15

0 50 km

Reálná průměrná měsíční mzda v paritě kupní síly na osobu



průměrná měsíční mzda na osobu v Kč



méně než 22.500

22.501 - 23.600

23.601 - 26.000

26.001 - 30.000

30.001 a více

Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta, Liberec 2015 | Zdroj dat: ČSÚ 2014, vlastní výpočty

Obrázek 25: Průměrná měsíční mzda

Zdroj: vlastní

hodnot mezd je nižší a druhá polovina je vyšší než medián. Na rozdíl od průměrné mzdy, která je vypočtena na základě podkladů z podnikového výkaznictví, je medián nutné odvozovat ze statisticko-matematického modelu na podkladě výběrového šetření, neboť podnikové výkazy obsahují jen agregované údaje za celý podnik nebo organizaci (ČSÚ, 2015a). Tímto výpočtem lze zodpovědět na otázku, jakou reálnou kupní sílu by měly mzdy zaměstnanců v každém kraji, pokud by tito zaměstnanci pobírali stejnou (mediánovou) mzdu. Dle výsledků zkoumání (LABOUTKOVÁ a BEDNÁŘOVÁ, 2015) si nejvíce v roce 2011 vydělali zaměstnanci v Ústeckém kraji, na Vysočině, Moravskoslezském a Plzeňském kraji: v těchto krajích dosahuje reálná mediánová mzda ve všech kategoriích zaměstnání 103 % (v případě Ústeckého kraje a Vysočiny), resp. 102 % (v případě Moravskoslezského a Plzeňského kraje) celorepublikové mediánové mzdy v daných kategoriích zaměstnání. V Olomouckém a Jihočeském kraji se reálné mzdy od mediánu nominálních hrubých mezd příliš neměnily (100 %, resp. 99 %). Lehce pod mediánem mezd se pohybovaly reálné mzdy ve Zlínském, Pardubickém, Středočeském, Karlovarském a Královohradeckém kraji (98 %, 97 %, 97 %, 96 %). Nejhůře na tom byli pracovníci v Libereckém, Jihomoravském kraji a v hlavním městě Praha; zde by si zaměstnanci reálně vydělali pouze 95, 93 a 88 % mediánové nominální mzdy.

Využití v praktické hospodářské politice je v tomto případě spíše v teoretické rovině. K obdobným závěrům dospěli ve své studii i Bajgar a Janský, kteří konstatují, že „zohlednění regionálních cenových hladin při stanovování platů státních zaměstnanců, starobních důchodů a sociálních dávek by mohlo snížit regionální nerovnosti v reálných příjmech mezi některými skupinami obyvatel a vést k částečnému narovnání možnosti získat pro práci ve veřejném sektoru kvalitní zaměstnance. Zároveň by ovšem mohlo dále prohloubit ekonomické rozdíly mezi jednotlivými kraji a potenciálně by vyžadovalo citelné náklady spojené s administrativou a dodatečným sběrem dat“ (BAJGAR a JANSKÝ, 2014: 1).

#### **6.3.4 Reálný regionální hrubý domácí produkt**

Hrubý domácí produkt (HDP) představuje nejzákladnější ukazatel makroekonomického vývoje. Zachycuje hodnotu produkováných statků a služeb ve všech odvětvích na určitém území (stát, region) za určité období (rok, čtvrtletí). HDP je velmi komplexním ukazatelem měřícím makroekonomickou výkonnost včetně odhadů za šedou ekonomiku, netržní produkci domácností apod. Pro stanovení HDP na regionální úrovni se užívá převážně

výrobní metoda výpočtu jako souhrn přidaných hodnot místních jednotek (pracovišť) ekonomicky aktivních na území daného regionu a čistých daní z produktů. Ukazatel představuje celkovou hodnotu zboží a služeb vyrobených a poskytnutých osobami zaměstnanými v daném regionu. Takto vytvořený důchod, který následně podléhá řadě meziregionálních transferů domácností, nadnárodních transferů a veřejnému přerozdělování, však vede k tomu, že jen v omezené míře souvisí s obyvatelstvem daného regionu a s jeho životní úrovní. Hlavním omezením vypovídací schopnosti regionálního HDP na obyvatele je skutečnost, že celková výše HDP, která je zjištěna podle „místa pracoviště“, se dělí – vztahuje se k obyvatelstvu podle rezidenčního přístupu. Tím vzniká nekonzistence ovlivněná dojížděnkou a vyjížděnkou do zaměstnání – tzn. lidmi, kteří pracují v jednom regionu, ale bydlí v jiném, a zaměstnaností cizinců bez statutu rezidentů. Nejzřetelnějším příkladem této nekonzistence bývají metropolitní regiony nezahrnující svou širší spádovou oblast (KAHOUN, 2014). Pro prostorové porovnání regionálního HDP se obvykle používá srovnání úrovně regionálního celku s národní úrovní nebo s celky nadnárodními. Nejčastěji se uvádí porovnání HDP na obyvatele s průměrnou úrovní EU měřené ve standardu kupní síly (PPS), pomocí kterého se vylučují rozdíly v cenových hladinách mezi zeměmi. Propočet HDP na obyvatele umožňuje srovnání i ekonomik a regionů, které se výrazně liší svou velikostí. HDP na obyvatele ve standardu kupní síly (PPS) je klíčová proměnná pro rozhodování o regionech na úrovni NUTS 2 v rámci strukturální politiky Evropské unie (ČSÚ, 2015b).

Omezujícím faktorem pro regionální srovnání je skutečnost, že prostřednictvím standardu kupní síly PPS dochází sice k vyloučení vlivu rozdílu cenových hladin mezi zeměmi, avšak i nadále zůstávají nezohledněny rozdíly v cenových hladinách mezi regiony uvnitř jednotlivých států. Přitom rozdíly v cenových hladinách mezi metropolitními oblastmi a ostatními regiony jsou značné, především kvůli ceně nájmu a některých dalších druhů služeb (viz kapitolu 4.3 na straně 69). To způsobuje, že nominálně obvykle dochází v hlavním městě k větší tvorbě hrubé přidané hodnoty, než která může být potom reálně užita obyvatelstvem na daném místě. Reálné příjmy obyvatel jsou tak ve skutečnosti ve srovnání s ostatními regiony menší, než se zdá (k tomu dále působí vliv dojížděnkou do zaměstnání a zaměstnanost cizinců na celkovou výši HDP). Česká republika je v tomto ohledu typickým příkladem, protože hlavní město je vyčleněno jako samostatný region soudržnosti NUTS 2 vymezený přesně hranicemi města. (KAHOUN a SIXTA, 2013). Index regionálních cenových hladin nabízí možnost reálného vyjádření, i když pouze v omezené

míře, neboť RCI je kvantifikován na základě cen spotřebitelských produktů, které se na HDP podílejí zhruba padesáti procenty.

## **6.4 Možnosti hospodářské politiky při ovlivňování regionálních cenových rozdílů**

Meziregionální cenové rozdíly vyplývají z řady faktorů, některé z nich byly uvedeny v předcházejících kapitolách. Mezi nejvýznamnější patří vyšší příjmy, a tedy i vyšší koupěschopná poptávka, nedostatečná infrastruktura, která na jedné straně odrazuje malé a střední podniky ke vstupu na regionální trhy a tím vytvoření větší konkurence, na straně druhé zvyšuje transakční náklady spotřebitelům, chtějí-li si statek opatřit v sousedním regionu a dále je to existence přirozených monopolů.

V prvé řadě by se hospodářská politika a potažmo i regionální měla zaměřit na tzv. regulativní a systémotvornou hospodářskou politiku. Regulativní část hospodářské politiky vychází ze skutečnosti, že praktická hospodářská politika je výsledkem dlouholetých tradic, hospodářského, kulturního a politického vývoje (vývoje institucí a organizací, který sám v sobě obsahuje obecně regulující prvky, jako jsou konvence, normy, jednání společenská tabu, zvyková chování apod. (ŽÁK a kol., 2002). Kromě toho do regulativní hospodářské politiky patří i „regulační realita“ neboli současný stav uspořádání koordinace ekonomiky. V tomto systému pak hraje dominantní roli systémotvorná hospodářská politika, která je zaměřena na zajištění legislativního rámce pro fungování ekonomiky a na ochranu hospodářského řádu. Hospodářský řád podle Žáka vyžaduje v první řadě ochranu soukromého vlastnictví, ochranu smluv a volný přístup na trhy (ŽÁK a kol., 2002).

Výdajové skupiny domácností dle členění CZ-COICOP se týkají více jak z poloviny výrobků a služeb, které jsou zajišťovány v rámci monopolistické tržní konkurence vyznačující se vysokým počtem substitutů, a není tedy žádoucí, aby vláda do těchto tržních procesů zasahovala. Jejím úkolem je zejména péče o konkurenční prostředí a podpora šíření informací. Z hlediska horší infrastrukturní vybavenosti některých regionů včetně nízké nabídky některých služeb, mohou aktéři regionální politiky selektivně zvýhodňovat vstup malých firem na trh, poskytovat daňové úlevy či alokovat investice na zlepšení vybavenosti zaostalých regionů. V programových dokumentech se toto objevuje v pilíři ekonomického rozvoje a regionální konkurenceschopnosti. Z hlediska regulačních přístupů by tedy měly být zvoleny tzv. nové regulační přístupy, které mají minimální

dopady na narušení tržních struktur. Podpora slabých regionů má převážně charakter a do značné míry závisí na tom, kdo je jejím příjemcem. U veřejných, případně u nezávislých neziskových organizací, je možné přímo subvencovat náklady investiční výstavby, u ziskových organizací není tato forma v souladu s předpisy o stejných podmínkách na trhu. Co se týče podpory podnikatelských subjektů v regionech se soustředěnou podporou státu, tato je poskytována pouze malým a středním podnikům. Podpora nezahrnuje přímé nevratné dotace, ale např. příspěvky na splácení úroků z úvěrů nebo úroků ze záruk.

#### **6.4.1 Regulace ekonomických aktivit**

Různé ceny za stejné zboží a služby přitahují pozornost tvůrců hospodářských politik, neboť jsou většinou výsledkem tržních rigidit, nedokonalostí a selhání. Ke slovu se zde dostává otázka regulace ekonomiky. Regulace je považována za nástroj, který je slučitelný s tržní ekonomikou. Regulace může být definována jako dohled a kontrola nad ekonomickými aktivitami soukromého sektoru v zájmu ekonomické efektivity, spravedlnosti, bezpečnosti a zdraví. Z historického hlediska je možné rozlišovat tzv. tradiční přístup k regulaci, do které patří regulace cen a mezd, regulace odvětví a firem, regulace veřejných statků a regulace stimulující hospodářský vývoj. Druhým přístupem je přístup moderní tzv. nová vlna, který se zaměřuje zejména na ochranu jednotlivců, a to jak na straně nabídky (výrobců), tak i poptávky (spotřebitelů), a dále na ochranu životního prostředí. Cílem je snížení rizik a nejistoty podporu šíření informací. Regulační nástroje jsou zpravidla definovány prostřednictvím legislativních opatření a patří sem protimonopolní zákony, pravidla na určování obchodních praktik, pracovní právo, regulace určitých odvětví, pravidla pro vstup na trhu apod. V rámci tržního mechanismu lze vytipovat skutečnosti, které mohou vést k intervenčnímu zásahu státu:

- tržní selhání;
- externality;
- existence veřejných statků;
- asymetrie informací;
- podpora konkurence;
- sociální exkluze.

Regulaci lze rozdělit do tří základních oblastí: regulace ekonomická, sociální a administrativní:

- OECD vymezuje **ekonomickou regulaci** jako přímé zasahování do fungování trhu určitého odvětví. Může se jednat o formu cenové regulace, ochrany hospodářské soutěže, omezování vstupu či výstupu v daných odvětvích. Tento typ regulace se projevuje v regulaci monopolů či souvisí s poskytováním statků veřejného zájmu (OECD, 1997). Regulace v důsledku tržního selhání je realizována se snahou snížit alokační a výrobní neefektivnost nedokonalých tržních struktur, zejména monopolu, která vyplývá ze schopností monopolu ovlivnit tržní cenu produkce. Výsledkem tržních selhání je, že ekonomika není sama schopna dosáhnout paretoovsky optimální alokace zdrojů. Viscusi, Harrington a Vernon popisují ekonomickou regulaci jako sílu státního donucení. Regulace je využití této síly k omezení rozhodování ekonomických subjektů (jednotlivců a organizací). Ekonomická regulace stanovuje limity a představuje omezení v rozhodování firem ohledně ceny, množství a vstupu nebo výstupu z odvětví (VISCUSI, HARRINGTON a VERNON, 2005).
- **Sociální regulace** se zpravidla děje v zájmu ochrany veřejného zájmu. Chráněno má být zdraví, bezpečnost, soukromí občanů, životní prostředí, pracovní podmínky zaměstnanců, ochrana spotřebitele, atd.
- **Administrativní regulace** představuje administrativní zátěž soukromého sektoru. Vláda požaduje po podnicích různé administrativní úkony a svými nařízeními zasahuje do jejich ekonomického rozhodování. Administrativní regulace může mít dopad na výkonnost soukromého sektoru.

Jednou z hlavních příčin vládního selhání je špatná a neefektivní regulace. Efektivní regulace řeší selhávání trhu, které brzdí produktivní investice a sladuje soukromý a veřejný zájem. Účinná regulace by tedy měla sledovat požadavky přiměřenosti (regulovat pouze v nutných případech – zvážit alternativní řešení), odpovědnosti (kdo je komu odpovědný za co), konzistence (regulace musí být předvídatelná, aby poskytovala stabilitu a jistotu těm, na které se vztahuje x problém časové nekonzistence) a transparentnosti (regulace by měla být jasná, jednoduchá, srozumitelná včetně jasně definovaných sankcí).

#### 6.4.2 Regulace cen

Cena je uzlovým bodem tržního systému a jeho mechanismu, neboť je v zásadě jedinou informací, kterou tržní prostředí poskytuje. Podle jejího vývoje ovlivňujícího poměrování



užitku s obětí, se subjekty rozhodují. Cenu je tedy možné považovat za základní informaci v tržní ekonomice a plní zde řadu funkcí. Z hlediska mechanismu trhu jako nástroje koordinace hospodářského systému je mimořádně závažná alokační (regulační) funkce ceny, kdy informuje subjekty na trhu o vzácnosti zdrojů a pomáhá hledat odpověď na otázky co, kde, kým, kdy a jak má být vyrobeno. Všechny další funkce jsou z této základní funkce odvozeny. Koordinační funkce ceny umožňuje vzájemně sladit výrobní plány na straně nabídky s požadavky kupujících na straně poptávky. Směrem k producentům se uplatňuje signální a stimulační funkce ceny. Signální funkce ceny upozorňuje na nedostatek určitého statku na trhu – vede k lepšímu zásobení trhu, vstupu dalších firem do odvětví apod. Stimulační funkce ceny (někdy nazývaná jako funkce vytěšňovací či diferenciační) působí na snížení nákladů firem efektivnějším využíváním zdrojů, kterými firma disponuje. Pokud se firmy nejsou schopny přizpůsobit, cenové podmínky tlačí na odchod z trhu těch subjektů. Směrem ke spotřebitelům plní cena funkci omezovací. Tržní produkci získávají ti, kteří jsou schopni a ochotni tržní cenu uhradit. Tržní cena vyrovnávající nabídku a poptávku vždy znamená, že spotřebovat mohou jen někteří, ostatní jsou vyloučeni. Ekonomicky významná je i funkce distribuční. Cena je nástrojem distribuce důchodů při směnných transakcích.

Vliv na tvorbu ceny mají interní a externí faktory. Mezi interní faktory patří náklady a jejich struktura, kapitálové parametry (podrobněji viz kapitolu 5 na straně 84), marketingové cíle, marketingový mix a firemní politika. K externím faktorům patří povaha trhu – tržní struktura (Tabulka 18), povaha poptávky – spotřebitelské preference, rozpočtové omezení apod., ceny a nabídka konkurence, ekonomické podmínky, politika vlády.

**Tabulka 18: Typy tržních struktur a vliv na cenu**

	Dokonalá konkurence	Monopolistická konkurence	Oligopol	Monopol
Počet firem	mnoho	mnoho	několik	jedna
Typy produktu	stejný	diferencovaný	Stejný nebo diferencovaný	nesubstituovatelný
Bariéry vstupu	žádné	dílčí	ekonomické	Ekonomické, právní
Kontrola ceny	žádná	dílčí	značná	určující
Míra koncentrace	žádná	nízká	vysoká	100 %
Příklady	Komoditní trhy	Zboží denní spotřeby	Automobily, počítače	energie

*Zdroj: upraveno podle (Wonnacott, 1986)*

Regulace cen je jedním z nejjednodušších způsobů regulace. Zároveň bývá jako nástroj hospodářské politiky častým terčem kritiky, neboť umělé udržování cen pod rovnovážnou úrovní vede k narušení koordinace cenovým mechanismem a v dlouhodobém využívání může vést k významné distorzi trhu. Cenová regulace se uplatňuje zejména při řešení absolutních bariér vstupu na trh, kterými mohou být držba mimořádného zdroje, či jeho mimořádné kvality, vlastnictví rozvodné sítě – síťový monopol, vlastnictví patentů a mimořádné dovednosti (KLIKOVÁ a KOTLÁN, 2012). Cenová regulace je de facto přímou regulací. Přímá regulace se týká přímé kontroly struktury, vedení anebo výkonu daného monopolu vládou. Tato forma vládního zásahu se obvykle omezuje na případy vážného narušení tržní konkurence, které není napravitelné protitrustovou (antimonopolní) legislativou. Cílem je zabránění abnormálním či monopolním ziskům. Monopolní zisky se nacházejí zejména v síťových monopolech na místní, regionální či národní úrovni. Jedná se zejména o elektrické, plynárenské, vodárenské či kanalizační společnosti.

Cenová regulace spočívá v tom, že vláda na základě zákonného pověření zasahuje do procesu tvorby cen. V ČR se řídí regulace cen zákonem č. 526/1990 Sb. a obsahuje tyto nástroje (MV, 1990):

1. úředně stanovené ceny, pojaté výhradně jako ceny maximální, resp. ojedinele minimální (tzv. garantované ceny vybraných zemědělských produktů)
2. věcné usměrňování cen, jakožto volnější forma regulace cen, kdy se přímo nestanoví částka ceny, nýbrž závazné nebo přípustné způsoby její konstrukce (např. pouze z nutných nákladů a přiměřeného zisku)
3. časové usměrňování cen umožňující regulujícímu cenovému orgánu pozdržet realizaci zvýšení cen zamýšleného tržně dominantním prodávajícím
4. nouzové opatření - cenové moratorium, kdy se jedná v podstatě o velkoplošné uplatnění maximálních cen. Cílem je řešit vážné poruchy tržního mechanismu.

Z těchto čtyř způsobů bylo a je využíváno především stanovení cen formou úředně stanovených maximálních cen anebo věcně usměrňovaných cen, které se každým rokem novelizují cenovými výměry.

Individuální cenové stropy (maximální ceny) poskytují spotřebitelům více záruk při kontrole jednotlivých služeb, jsou však poměrně náročné na informace o nákladech jednotlivých služeb, a tím, jak se mění určité náklady na službu, rychle pozbývají platnosti (BAILEY, 2004). Výhody cenové regulace spočívají především v tom, že společnosti musí

čelit stimulům ke snižování nákladů – všechny zisky pocházející ze zlepšení nákladové efektivnosti si ponechávají, neexistuje žádná tendence ke kapitálovým investicím a cenový strop je pro řízení jednoduchý – tržní ceny jsou mnohem nápadnější než výrobní náklady. Nevýhody cenové regulace spočívají v nebezpečí, že se maximální cena stane cenou skutečnou – firmy využijí cenového stropu v možném snížení kvality a univerzality služby, příp. v distorzi trhu v dlouhodobém časovém horizontu, neboli ve vytváření značné nejistoty ohledně skutečného výstupu regulace.

V současné době je v České republice regulováno kolem 5 % cen a týká se zejména regulace síťových monopolů (např. rozvody vody, plynu, elektrické energie). Regulace vodárenského odvětví je ve světě běžná, především tam, kde existuje vysoká míra zapojení soukromého sektoru. Světový trend v regulování vodárenství spočívá ve zřizování nezávislého regulátora, jehož role spočívá v dosažení rovnováhy mezi veřejným zájmem a zájmy soukromého provozovatele, a to z pozice výrazně nezávislejší, než je pozice politická. Oddělitelnost regulátora od politiky může mít pozitivní efekt na ekonomickou udržitelnost oboru, pomocí postupné aplikace plně nákladového tarifu a snižování závislosti oboru na dotacích z veřejných rozpočtů.

#### 6.4.2.1 Síťové monopoly – případ vodárenství v ČR.

Na vodovod je napojeno 94 procent českých domácností. Výdaje na nákup vody jsou z hlediska výdajových skupin domácností (v členění CZ-COICOP) zařazeny do čtvrté skupiny (bydlení, voda, energie, paliva), která se podílí na výdajích domácností více jak jednou třetinou. V ČR existují markantní rozdíly v regionálních cenách vody fakturované v roce 2015 vodárnami, kdy nejdražší voda byla v Táboře (106,2 Kč) a naopak nejlevnější byla voda v České Třebové (61,64 Kč). Rozdíly závisí například na dostupnosti vodních zdrojů, na výši investic do oprav a údržby sítí či do výstavby nových nebo v řadě případů jsou cenové diskrepance výsledkem nevhodně nastavených vlastnických struktur (NOVOTNÝ, 2015). Závěry analýzy Transparency International Česká republika na příkladech společností Pražské vodovody a kanalizace, Severomoravské vodovody a kanalizace Ostrava, Vodovody a kanalizace Zlín, Vodovody a kanalizace Kroměříž dokazují, že v rámci atomizace vodního hospodářství, která byla důsledkem převodů majetku státu na obce na začátku devadesátých let, došlo k neprůhlednému nastavení vlastnických práv a dlouhodobých provozovatelských smluv (TI, 2009). Smlouvy byly uzavírány na dlouhá období — převážně na více jak 15 let (někdy i na dobu přesahující

25 let). Tím podporují monopolní postavení některých společností a zaručují provozovatelům nadstandardní podmínky, přičemž náklady zůstávají vlastníkům infrastruktury, tj. městům a obcím, zatímco zisky soukromníkům. Veřejné investice do infrastruktury se de facto přeměňují v nepřímou podporu soukromého provozovatele. Tato skutečnost vedla i k pozastavení čerpání ze strukturálních fondů EU.

Návrhy na zajištění účinné a vyvážené regulace trhu, který je ze své podstaty přirozeným monopolem, prostřednictvím nezávislého regulátora se již delší dobu objevují v materiálech ministerstva životního prostředí. Existence nezávislého regulátora může znamenat vyšší míru transparentnosti chování soukromých vodárenských společností, např. prostřednictvím uplatňování vzorce pro výpočet vodného a stočného motivujícího k úsporám namísto navyšování nákladů nebo porovnávání kvality poskytovaných služeb sledováním vybraných standardů. Dále existence nezávislého regulátora může zajistit ochranu veřejného zájmu proti zájmům soukromým, a to především s ohledem na vyváženost smluvních vztahů, nastavení přiměřenosti zisků soukromých společností nebo zajištění podílu veřejného sektoru na zisku z provozu (TI, 2009).

### **6.4.3 Politika na ochranu hospodářské soutěže**

Politika na ochranu hospodářské soutěže vychází zpravidla z platné legislativy a je vymezena příslušným institucionálním rámcem. Zákon o ochraně hospodářské soutěže je přitom přísnější na soutěžitele v dominantním postavení než na jejich konkurenty, jejichž pozice na trhu je marginální. Urban uvádí tyto jevy a činnosti, které by se měly řešit v rámci antimonopolní politiky:

- omezující obchodní praktiky firem, které narušují konkurenční prostředí
- zneužití dominantního postavení na trhu
- kontrola fúzí
- deregulace (odstranění nadměrné či již nepotřebné regulace)
- metody nekalé soutěže (URBAN a kol., 1994)

Kliková a Kotlán nástroje doplňují o:

- finanční zvýhodnění vstupu malých firem na trh
- daňové úlevy
- zakládání státních podniků s cílem oživení konkurence na daném trhu (KLIKOVÁ a KOTLÁN, 2012).

Nejznámějším a nejvíce nebezpečným příkladem zakázaných dohod jsou dohody o přímém určení cen. Občan v takových případech nemá možnost nakupovat zboží či služby za konkurenční ceny, ale pouze za ceny určené kartelovou dohodou, které bývají zpravidla vyšší. Neméně závažné jsou také dohody o rozdělení trhu, na němž si pak soutěžitelé přirozeně nekonkurují, trh se nevyvíjí a stagnuje. Takovým jednáním si soutěžitelé udržují pozici a na trhu a brání vstupu nových konkurentů. Spotřebitel je omezen v možnosti výběru mezi prodejci a s nízkou konkurencí přicházejí vyšší ceny nabízeného zboží či služeb. Výsledkem kartelových dohod může být i stagnace inovací, neboť tyto dohody mají zajistit svým účastníkům pravidelný zisk bez rizik a nejistot vyplývajících z konkurenčního boje, a tudíž bez nutnosti investovat do svého rozvoje a inovací.

Ochranu hospodářské soutěže v České republice zastrešuje Úřad na ochranu hospodářské soutěže (ÚOHS). V roce 2004 vytvořil efektivní nástroj v boji s kartely a to tzv. *Leniency program*. Úřad nabízí v rámci programu účastníkům kartelů shovívavost a případně i možnost neudělení pokuty. Úřad neuloží pokutu, která by soutěžiteli jinak byla uložena, pokud soutěžitel jako první předloží Úřadu takové informace a důkazy, které mu umožní provést šetření na místě, nebo soutěžitel jako první předloží Úřadu takové informace a důkazy, které mu umožní prokázat existenci kartelové dohody. Úřad může na základě *Leniency* programu snížit pokutu v případě, že sice soutěžitel nepřijde s podáním první, ale předloží Úřadu takové informace a důkazy o kartelové dohodě, které představují významnou přidanou hodnotu ve vztahu k informacím a důkazům, které má již Úřad k dispozici. V současné době je tento program zaměřen pouze na zakázané dohody uzavírané mezi vzájemnými konkurenty na trhu, smyslem ochrany hospodářské soutěže v oblasti fúzí rozhodně není mařit podnikatelské plány firem, ale zasahovat pouze tehdy, když je navrhované spojení způsobilé narušit soutěž na trhu (ÚOHS, 2012).

Aktéři hospodářské politiky mohou ovlivnit cenové rozdíly ve výdajových skupinách CZ-COICOP 04, případně CZ-COICOP 07, a to lepšími smlouvami s dodavateli energií (neuzavírání nevýhodných smluv), realizací aukcí na dodávky energií, vytváření lepšího konkurenčního prostředí, což vytvoří tlak na snižování cen (např. v dopravě). V rámci sociální politiky by bylo možné využít různé dávky zvyšující regionální disponibilní důchod domácností, jako např. příspěvky na bydlení, na poplatky za školku (po odečtení plošné daňové slevy), dávky pomoci v hmotné nouzi apod. Teoreticky se lze na úsilí snížení výrazných meziregionálních diferencí v průměrných příjmech dívat jako na povzbuzení regionální poptávky, kdy by se v podstatě jednalo o zvyšování rozpočtového

omezení spotřebitelů v dané lokalitě. Problematickým se jeví především fakt, že lidé často pracují v jiných krajích či okresech, než kde žijí. Tím, že utrácejí své platy, důchody a dávky v místě kde žijí, podporují místní ekonomiku a zohlednění cen by v průměru znamenalo přesun veřejných prostředků od chudších k bohatším regionům, což by přispívalo k prohlubování ekonomických rozdílů mezi nimi. Nižší cenová hladina v méně rozvinutých regionech zároveň snižuje motivaci k odchodům obyvatel do jiných regionů. Cenové hladiny se často neliší jen mezi kraji, ale i mezi obcemi v rámci jednoho kraje. Obyvatelé sousedních vesnic na hranicích krajů by tak dostávali rozdílné důchody, přestože by ve skutečnosti čelili stejným cenám (BAJGAR a JANSKÝ, 2014). Z hlediska typu regionální politiky by se jednalo spíše o stabilizačně orientovanou regionální politiku, která se však často dostává do rozporu s politikami usilující o posílení regionální hospodářské konkurenceschopnosti.

Cílem předkládané vědecké monografie byl návrh metodických postupů, které umožní vyčíslení a porovnání regionálních cenových hladin, a prezentace experimentálních výsledků navržených metodických postupů v současných podmínkách sběru dat.

První kapitola předloženého textu zmapovala současnou praxi prostorového srovnání cenových hladin a představuje základní metodické postupy používané při sestavování prostorových indexů.

Ve druhé kapitole jsou popsány a charakterizovány různé přístupy k výpočtu prostorových cenových indexů. Pozornost je zde věnována především problematickým fázím procesu kalkulace regionálních cenových hladin, oblastem, v nichž nepanuje obecná shoda na tom, který postup nebo která metoda výpočtu je nejlepší a dává nejrobustnější výsledky. Tato kapitola je metodickou základnou stěžejní části monografie.

Stěžejní teoretický základ předložené monografie je obsažen ve třetí kapitole, kde byla provedena metodika kalkulace indexu regionální cenové hladiny v České republice. Ukázalo se, že kalkulace regionálních cenových hladin v ČR vyžaduje rozvinutí nových postupů, které se opírají o rozhodnutí v základních otázkách a vytvářejí tak unikátní metodický rámec samotného regionálního cenového indexu RCI. Výsledkem jsou regionální cenové hladiny vyčíslené pro 36 oblastí České republiky, které jsou superlativní a tranzitivní. Žádný region zde není nadřazen. Indexy nejsou přirozeně aditivní, dekompozice indexu je však provedena na úroveň oddílu CZ-COICOP, která umožňuje srovnání cenových hladin také u dílčích oddílů výdajů domácností v regionech.

Samotný výpočet regionálních cenových hladin v České republice obsahuje kapitola čtvrtá. Zde je uveden vzorový příklad užití metodiky, který je zpracován především na základě dat z cenových šetření ČSÚ a statistiky rodinných účtů ČSÚ za roky 2011–2013. Tento vzorový příklad představuje experimentální ověření metodiky, tj. postup kalkulace cenových hladin na celém území ČR, kde základní územní jednotkou pro určení cenových hladin je LAU 1 (okresy), přičemž přepočty jsou provedeny na úroveň NUTS 3 (kraje) a NUTS 2 (regiony soudržnosti).

Regionální cenové indexy na úrovni NUTS 3 a NUTS 2 jsou vizualizovány na sérii kartogramů, které jednak umožňují snadnou orientaci v realizovaných výsledcích, jednak



také dobře reflektují proces přepočtu regionálních cenových hladin na úroveň vyšších územně-správních celků.

Vazbu RCI na relevantní ekonomické fenomény (typu ekonomická výkonnost, úroveň nezaměstnanosti, příjmy obyvatel, počet podnikatelských jednotek apod.) definuje kapitola pátá. Lze totiž předpokládat, že cenová diferenciacie v regionech má svůj původ v lokálně odlišné ekonomické realitě. Jeví se jako účelné poukázat na vazby mezi uvedenými ekonomickými fenomény a naznačit jejich vzájemné působení. V rámci této kapitoly proto rovněž proveden ilustrativní návrh řešení problému rozdílných RCI v regionech na příkladu ovlivnění tržních struktur.

Aplikaci regionálních cenových hladin měřících prostorové rozdíly v životních nákladech obyvatel v regionech České republiky včetně diskuse ohledně hospodářsko-politických opatření je věnována poslední kapitola. Zde je v souladu s předcházejícím textem konstatováno, že aplikace regionálních cenových hladin narovnává pohled na regionální problematiku pozitivním vnímáním hospodářsky slabých regionů. Slabé regiony se v převážné většině vyznačují nižší cenovou hladinou, která tak vytváří v určitém smyslu jejich komparativní výhodu. Rozdíly mezi bohatými a chudými regiony se v reálných veličinách snižují, a lze proto akcentovat doporučení, aby hospodářská politika byla zacílena spíše než na území, především na obyvatelstvo.

Současná regionální politika představuje všechny veřejné přímé i nepřímé intervence státu, regionů, obcí a měst je zaměřena zejména na optimální prostorové rozdělení ekonomických i mimoekonomických činností. Z hlediska praktického využití regionálních cenových hladin pro hospodářsko-politickou praxi je proto možné konstatovat, že RCI umožňuje zvýšení vypovídací schopnosti údajů v rámci hodnocení disparit socio-ekonomické úrovně jednotlivých regionů. Tím může vytvořit prostor pro přesnější zacílení hospodářské, respektive regionální politiky.

Text publikace představil metodický postup kalkulace regionálních cenových hladin a předložil návrhy, jakými cestami by se hospodářská politika disponující znalostí nově pojatého RCI měřícího prostorové rozdíly v životních nákladech obyvatel v regionech České republiky mohla ubírat právě v oblasti politiky regionální. Je vhodné připomenout, že odhad regionálních cenových hladin představený v této monografii se týká výlučně výdajů domácností, které tvoří cca 50 % regionálního HDP (MUSIL a kol., 2012). Certifikovanou metodikou navržený postup je tedy vhodný především pro zpřesnění odhadu rozdílů v příjmových ukazatelích domácností typu čistý disponibilní důchod

domácností, mzdy apod. Tyto jsou vykazovány např. v rámci *regionálních účtů* (čistý disponibilní důchod domácností), šetření *průměrných mezd* (MPSV ČR), šetření *životní úrovně obyvatel* (SILC, ČSÚ). Bohužel právě tyto ukazatele jsou na nejnižší regionální úrovni dostupné pro NUTS 3, zatímco RCI je odhadnuto po okresech (a aproximováno na NUTS 3). S problémem odhadu nominálních ukazatelů domácností se v ČR lze vypořádat v zásadě dvěma způsoby:

- 1) provést odhad na menší oblasti metodou *Small Area Estimation* nebo
- 2) na základě údajů z daňových přiznání o příjmech domácností ze zaměstnání, samostatné výdělečné činnosti, pronájmů apod. a vybraných údajů MPSV o sociálních dávkách prostou adicí odhadnout příjmy obyvatelstva na požadované úrovni LAU 1 (okresy).

Autoři se vydali oběma směry a výsledky budou prezentovat v dalších vědeckých statích. Z pilotních výzkumů vyplývá, že mezi příjmy a cenovou hladinou existuje pozitivní korelace a výsledné reálné disparity jsou nižší než nominální disparity. Aplikace regionálních cenových hladin narovnává pohled na regionální problematiku pozitivním vnímáním hospodářsky slabých regionů, které se (kromě jiného) vyznačují nižší cenovou hladinou, jež vytváří jistou komparativní výhodu. Rozdíly mezi bohatými a chudými regiony se významně zplošťují a akcentují přístup, kdy hospodářská politika by měla být zacílena především na obyvatelstvo (jednotlivce), nikoli na lokality.

## Seznam použité literatury

---

- ADAMČÍK, Stanislav, 1997. *Regionalistika, regionální politika a veřejná správa*. Opava: Slezská univerzita. 117 s. ISBN 80-85879-69-7.
- AIZCORBE, Ana a Bettina H. ATEN, 2004. An Approach to Pooled Time and Space Comparisons [online]. In: *SSHRC Conference on Index Number Theory and the Measurement of Prices and Productivity*. Vancouver, Kanada: Social Sciences and Humanities Research Council of Canada, 2004. [cit. 2014-08-27]. 19 s. Dostupné z: <http://www.ipeer.ca/papers/Aizcorbe&Aten,June24,2004,Bazjune604.pdf>.
- ARÉVALO, Raquel a Javier RUIZ-CASTILLO, 2006. On the Imputation of Rental Prices to Owner-Occupied Housing. *Journal of the European Economic Association*. Vídeň, Rakousko: European Economic Association, 2006, **4**(4), s. 830–861. ISSN 1542-4774.
- ATEN, Bettina H., Eric B. FIGUEROA a Troy M. MARTIN, 2011. Research Spotlight – Regional Price Parities by Expenditure Classes, 2005–2009. *Survey of Current Business*. Washington, D.C., USA: Bureau of Economic Analysis, 2011, **91**(5), s. 73–87. ISSN 0039-6222.
- BAILEY, Stephen. J., 2004. *Veřejný sektor. Teorie, politika, praxe*. Praha: Eurolex Bohemia, 2004. 455 s. ISBN 80-86432-61-0.
- BAJGAR, Matěj a Petr JANSKÝ, 2014. *Regionální rozdíly v kupní síle: ceny, platy, mzdy a důchody*. Praha: Národohospodářský ústav AV ČR, v. v. i., 2014, Studie 7.
- BALK, Bert M., 2004. Decompositions of Fisher Indexes. *Economics Letters*. The Netherlands: Elsevier, 2004, **82**(1), s. 107–113. ISSN 0165-1765.
- BALL, Adrian a David FENWICK, 2004. Relative Regional Consumer Price Levels in 2003. *Economic Trends*. United Kingdom: Office for National Statistics, 2004, No. 603, s. 42–51. ISSN 0013-0400.
- BEDNÁŘOVÁ, Pavla a Šárka LABOUTKOVÁ, 2014. The Effect of Agglomeration on the Regional Price Levels in the Czech Republic. In: *Proceedings of the articles from the 6<sup>th</sup> annual international scientific conference Region in the development of society 2014*. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2014. s. 41–47. ISBN 978-80-7509-139-0.
- BEDNÁŘOVÁ, Pavla, 2015. Spatial Concept of Market Zones in the Czech Republic. In: KOCOUREK, Aleš. ed. *Proceedings of the 12<sup>th</sup> International Conference Liberec*

- Economic Forum 2015*. 1. vyd. Liberec: Technická univerzita v Liberci, 2015. s. 10–19. ISBN 978-80-7494-225-9.
- BIGMAN, David a Hippolyte FOFACK, 2000. Geographical Targeting for Poverty Alleviation. *The World Bank Economic Review*. Washington, D.C., USA: World Bank Group, 2000, **14**(1): s 129–145. ISSN 0258-6770.
- BLS, 2007. *Consumer Price Indexes for Rent and Rental Equivalence* [online]. Washington, USA: United States Department of Labor, Bureau Of Labor Statistics, 2007. [cit. 2014-08-09]. Dostupné z: <http://www.bls.gov/cpi/cpifact6.htm>.
- BRAITHWAIT, Steven D., 1980. The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes. *The American Economic Review*. Pittsburgh, PA, USA: American Economic Association, 1980, **70**(1), s. 64–77. ISSN 0002-8282.
- BRANDT, Loren a Carsten A. HOLZ, 2006. Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications. *Economic Development and Cultural Change*. Chicago: The University of Chicago Press, **55**(1), s. 43–86. ISSN 0013-0079.
- CAPELLO, Roberta, 2007. *Regional Economics*. Devon: Florence Production Ltd, 2007. 322 s. ISBN 0-415-39520-8.
- CAVES, Douglas W., Laurits R. CHRISTIANSEN a Erwin W. DIEWERT, 1982. The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity. *Econometrica*. New York, NY, USA: Econometric Society, 1982, **50**(6), s. 1393–1414. ISSN 1468-0262.
- CECCHETTI, Stephen G., Nelson C. MARK a Robert J. SONORA, 2002. Price Level Convergence Among United States Cities. *International Economic Review*. The Economics Department of the University of Pennsylvania and the Osaka University Institute of Social and Economic Research Association, **43**(4), s. 1081–1099. ISSN 1468-2354.
- CZESANÁ, Věra a kol., 2009. *Ročenka konkurenceschopnosti České republiky 2007-2008*. Praha: Linde, 2009. 398 s. ISBN 978-80-86131-78-5.
- ČADIL, Jan a Petr MAZOUCH, 2011. PPS and EU Regional Price Level Problem. *The Open Political Science Journal*. United Kingdom: Bentham Open, 2011, **4**(4), s. 1–5. ISSN 1874-9496.
- ČADIL, Jan, Petr MAZOUCH, Petr MUSIL a Jana KRAMULOVÁ, 2012. *The Issue of Regional PPS Indicators – Case Study of the Czech Republic* [online]. Seaford: Regional Studies Association, 2012. [cit. 2014-12-15]. 10 s. Dostupné z: <http://www.regional-studies-assoc.ac.uk/events/2012/May-Delft/papers/pdfs/cadil-et-al.pdf>.

- ČSÚ, 2012. *Opatření a sdělení ČSÚ* [online]. Praha: Český statistický úřad, 2012. [cit. 2014-08-26]. Dostupné z: [https://www.czso.cz/csu/czso/opatreni\\_a\\_sdeleni\\_csu](https://www.czso.cz/csu/czso/opatreni_a_sdeleni_csu).
- ČSÚ, 2014a. *Data z interní databáze Českého statistického úřadu* [CD-ROM]. Český statistický úřad, 2014.
- ČSÚ, 2014b. *Příjmy a životní podmínky domácností – 2014* [online]. Praha: Český statistický úřad, 2015. [cit. 2015-08-12]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/prijmy-a-zivotni-podminky-domacnosti-2014>.
- ČSÚ, 2015a. *Průměrná mzda a evidenční počet zaměstnanců – Metodika* [online]. Praha: Český statistický úřad, 2015. [cit. 2015-08-12]. Dostupné z: [https://www.czso.cz/csu/czso/1-pmz\\_m](https://www.czso.cz/csu/czso/1-pmz_m).
- ČSÚ, 2015b. *Regionální hrubý domácí produkt* [online]. Praha: Český statistický úřad, 2015. [cit. 2015-08-12]. Dostupné z: <http://apl.czso.cz/pll/eutab/html.h?ptabkod=tgs00003>.
- ČSÚ, 2015c. *Veřejná databáze Českého statistického úřadu*. [online]. Praha: Český statistický úřad, 2015. [cit. 2015-11-27]. Dostupné z: <https://vdb.czso.cz>.
- DIEWERT, Erwin W., 1983. The Theory of the Cost-of-Living Index and the Measurement of Welfare Change. In: DIEWERT, E. W. a C. MONTMARQUETTE. *Price Level Measurement*. Ottawa: Statistics Canada, 1983, s. 163–239.
- DIEWERT, Erwin W., 2001. *The Consumer Price Index and Index Number Theory: A Survey*. Canada: The University of British Columbia, 2001. Discussion Paper 01-02.
- DIEWERT, Erwin W., 2002a. *Harmonized Indexes of Consumer Prices: Their Conceptual Foundations*. Germany: European Central Bank, 2002, Working Paper 130. ISSN 1561-0810.
- DIEWERT, Erwin W., 2002b. *Weighted Country Product Dummy Variable Regression and Index Number Formulae*. Canada: The University of British Columbia, 2002. Discussion Paper 02-15.
- DIEWERT, Erwin W., 2004. *On the Stochastic Approach to Linking the Regions in the ICP*. Canada: The University of British Columbia, 2004, Discussion Paper 04-16.
- DOWRICK, Steve a John QUIGGIN, 1997. True Measures of GDP and Convergence. *The American Economic Review*. Pittsburgh, PA, USA: American Economic Association, 1997, **87**(1), s. 41–64. ISSN 0002-8282.

- DRECHSLER, Lazlo, 1973. Weighting of Index Numbers in Multilateral International Comparisons. *The Review of Income and Wealth*. London: Wiley-Blackwell, 1973, **22**(1), s. 17–34. ISSN 0034-6586.
- EK, 2010. *Strategie Evropa 2020* [online]. Brusel, Belgie: Evropská komise, 2010. [cit. 2015-06-30]. Dostupné z: [http://www.vlada.cz/assets/evropske-zalezitosti/evropske-politiky/strategie-evropa-2020/Evropa\\_2020\\_cz\\_Sdeleni\\_EK.pdf](http://www.vlada.cz/assets/evropske-zalezitosti/evropske-politiky/strategie-evropa-2020/Evropa_2020_cz_Sdeleni_EK.pdf)
- EK, 2012. *Eurostat–OECD Methodological Manual on Purchasing Power Parities*. Brusel, Belgie: Evropská komise, 2012. ISBN 978-92-79-25983-8.
- EK, 2013. *Owner-Occupied Housing Price Indices – House Price Indices Manual* [online]. Brusel, Belgie: Evropská komise, 2012. [cit. 2015-02-12]. Dostupné z: [http://ec.europa.eu/eurostat/documents/272892/272983/Methodological\\_manual\\_referred\\_in\\_Reg\\_93\\_2013.pdf](http://ec.europa.eu/eurostat/documents/272892/272983/Methodological_manual_referred_in_Reg_93_2013.pdf).
- ELBERS, Chris, Jean O. LANJOUW a Peter LANJOUW, 2003. Micro--Level Estimation of Poverty and Inequality. *Econometrica*. New York, NY, USA: Econometric Society, 2003, **71**(1), s. 355–364. ISSN 1468-0262.
- ÉLTETŐ Ödön a Pál KÖVES, 1964. Egy nemzetközi összehasonlításoknál fellépő indexszámítási problémáról. *Statisztikai Szemle*. Budapešť: Központi Statisztikai Hivatal, 1964, **42**(5), s. 507–518. ISSN 0039-0690.
- EU, 2006. *Nařízení Evropského parlamentu a Rady (ES) č. 1177/2003 o statistice Společenství v oblasti příjmů a životních podmínek (EU-SILC)* [online]. Brusel, Belgie: Evropská unie, 2006 [cit. 2014-12-12]. Dostupné z: <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/CS/TXT/?uri=OJ:L:2006:118:TOC>.
- EU, 2010. *Fifth Report on Economic, Social and Territorial Cohesion. Investing in Europe's future*. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2010, 286 s. ISBN 978-92-79-16978.
- FENWICK, David a Jim O'DONOGHUE, 2003. Developing Estimates of Relative Regional Consumer Price Levels. *Economic Trends*. United Kingdom: Office for National Statistics, 2003, No. 599, s. 72–83. ISSN 0013-0400.
- FIGUEROE, Eric B., Bettina H. ATEN a Troy M. MARTIN, 2014. *Expenditure Weights in the Regional Price Parities*. United States: Bureau of Economic Analysis, 2014, Working Paper 0112.
- FRIJTERS, Paul, John P. HASKEN-DENEW a Michael A. SHIELDS, 2004. Money Does Matter! Evidence from Increasing Real Incomes and Life Satisfaction in East

- Germany Following Reunification. *The American Economic Review*. Pittsburgh, PA, USA: American Economic Association, 2004, **94**(3), s. 730–740. ISSN 0002-8282.
- GARDEREN, Kees Jan van a Chandra SHAH, 2002. Exact Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations. *The Econometrics Journal*. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc., 2002, **5**(1), s. 149–159. ISSN 1368-423X.
- GaREP, 2009. *Metodická podpora regionálního rozvoje* [online]. Brno, GaREP, 2009 [cit. 2014-06-18]. Dostupné z: <http://www.regionaldevelopment.cz/index.php/diskuze.437/items/definice-pojmu-disparita.html>
- GEARY, R. C., 1958. A Note to Comparison of Exchange Rates and Purchasing Power between Countries. *Journal of Royal Statistical Society*. London, UK: Wiley-Blackwell, 1958, **121**(1), s. 97–99. ISSN 0964-1998.
- GONG, Cathy Honge a Xin MENG, 2008. *Regional Price Differences in Urban China 1986 – 2001: Estimation and Implication*. Germany: Institute for the Study of Labor, 2008, IZA Discussion Papers 3621.
- GOODHART, Charles, 2001. What Weights Should Be Given to Asset Prices in the Measurement of Inflation? *The Economic Journal*. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc., 2001, **111**(472), s. 335–356. ISSN 1468-0297.
- HALÁS, Marian a Pavel KLAPKA, 2010. Regionalizace Česka z hlediska modelování prostorových interakcí. *Geografie*. Praha: Česká geografická společnost, 2010, **115**(2), s. 144–160. ISSN 1212-0014.
- HAMILTON, Bruce W., 2001. Using Engel's Law to Estimate CPI Bias. *The American Economic Review*. Pittsburgh, PA, USA: American Economic Association, 2001, **91**(3), s. 619–630. ISSN 0002-8282.
- HAMPL, Martin a kol., 2001. *Regionální vývoj: specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie*. Praha: UK, 2001. 328 s. ISBN 80-902686-6-8.
- HAMPL, Martin a Miroslav MARADA, 2015. Sociogeografická regionalizace Česka. *Geografie*. Praha: Česká geografická společnost, 2015, **120**(3), s. 397–421. ISSN 1212-0014.
- HASLETT, Stephen, Alasdair NOBLE a Felibel ZABALA, 2008. New Approaches to Small Area Estimation of Unemployment [online]. *Official Statistics Research Series*. New Zealand: Official Statistics System, 2008, **3**, 144 s. ISSN 1177-5017. [cit. 2015-01-30]. Dostupné z: [http://www3.stats.govt.nz/Official\\_Statistics\\_Vol3/SmallDomainEstimationUnemployment\\_Haslett.pdf](http://www3.stats.govt.nz/Official_Statistics_Vol3/SmallDomainEstimationUnemployment_Haslett.pdf)



- HASLETT, Stephen, Geoffrey JONES a Jamas ENRIGHT, 2008. Small Domain Estimation of Māori Expenditure Patterns [online]. *Official Statistics Research Series*. New Zealand: Official Statistics System, 2008, **3**, 88 s. [cit. 2015-01-30]. ISSN 1177-5017. Dostupné z: [http://www3.stats.govt.nz/Official\\_Statistics\\_Vol3/SmallDomainEstimationMaoriExpenditure\\_Haslett.pdf](http://www3.stats.govt.nz/Official_Statistics_Vol3/SmallDomainEstimationMaoriExpenditure_Haslett.pdf)
- HAYES, Peter, 2005. Estimating UK regional price indices, 1974–96. *Regional Studies*. Seaford: Regional Studies Association, 2005, **39**(3), s. 333–344. ISSN 0034-3404.
- HILL, Robert J. a Daniel MELSER, 2005. *Constructing Panel Price Indexes Using Hedonic Methods: The Case of House Prices in Sydney*. Working paper presented at NZAE conference.
- HILL, Robert J., 1999. Comparing Price Levels Across Countries Using Minimum Spanning Trees. *The Review of Economics and Statistics*. Cambridge: The MIT Press Journals, 2005, **81**(1), s. 135–142. ISSN 0034-6535.
- HILL, Robert J., 2000. Measuring Substitution Bias in International Comparisons Based on Additive Purchasing Power Parity Methods. *European Economic Review*. The Netherlands: Elsevier, 2000, **44**(1), s. 145–162. ISSN 0014-2921.
- HILL, Robert J., 2004. Constructing Price Indexes Across Space and Time: The Case of the European Union. *American Economic Review*. Pittsburgh, PA, USA: American Economic Association, 2004, **94**(5), s. 1379–1410. ISSN 0002-8282.
- HILL, Robert J., 2006. Superlative Index Numbers: Not All of Them are Super. *Journal of Econometrics*. The Netherlands: Elsevier, 2006, **130**(1), s. 25–43. ISSN 0304-4076.
- HUBÁČKOVÁ, Veronika a Tomáš KREJČÍ, 2007. Regionální vliv Slovácka pohledem Reillyho modelu, na příkladu České republiky. In: KLÍMOVÁ, Viktorie. ed. *Proceedings of the articles from the X. mezinárodní kolokvium o regionálních vědách*. Brno: Masarykova univerzita, 2007. ISBN 978-80-210-4325-1.
- HUČKA Miroslav a kol., 2010. *Vnik regionálních disparit, jejich pojetí, charakteristika a klasifikace*. [online]. Ostrava: VŠB-TU, 2010. Dostupné z: [http://alkut.cz/edice\\_cd/cd7\\_vyzkumne\\_studie\\_2010/pdf/01\\_studie\\_du2.pdf](http://alkut.cz/edice_cd/cd7_vyzkumne_studie_2010/pdf/01_studie_du2.pdf).
- CHRISTALLER, Walter, 1933. *Die zentralen Orte in Süddeutschland*. Jena: Gustav Fischer, 1933. 331 s. ISBN 3-534-04466-5.
- ILO, 2004. *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*. Geneva: ILO/IMF/OECD/UNECE/Eurostat/The World Bank, 2004. ISBN 92-2-113699-X.

- ISARD, Walter, 1956. *Location and space-economy; a general theory relating to industrial location, market areas, land use, trade, and urban structure*. Cambridge, MA, USA: Technology Press of MIT, 1956. 350 s. ISBN 978-02-6209-001-8.
- JOHNSTON, Richard, Martin MCKINNEY a Tom STARK, 1996. Regional Price Level Variations and Real Household Incomes in the United Kingdom, 1979/80-1993. *Regional Studies*. Seaford: Regional Studies Association, 1996, **30**(6), s. 567–578. ISSN 0034-3404.
- KAHOUN Jaroslav, 2014. O čem skutečně vypovídá regionální HDP? *Statistika a my. Měsíčník ČSÚ*. Praha: Český statistický úřad, 2014, **3**(2), s. 25–27. ISSN 1804-7149.
- KAHOUN, Jaroslav a Jaroslav SIXTA, 2013. Regional GDP Compilation: Production, Income and Expenditure Approach. *Statistika: Statistics and Economy Journal*. Česká republika: Praha, 2013, **93**(4), s. 24–36. ISSN 0322-788x.
- KAHOUN, Jaroslav, 2010. *Regionální ekonomická výkonnost a disponibilní důchod domácností*. Česká republika: Centrum výzkumu konkurenční schopnosti české ekonomiky, 2010, Working Paper 15/2010. ISSN 1801-4496.
- KHAMIS, Salem H., 1972. A New System of Index Numbers for National and International Purposes. *Journal of Royal Statistical Society*. London, UK: Wiley-Blackwell, 1972, **135**(1), s. 96–121. ISSN 0964-1998.
- KLAASSEN, Leo H. a Norbert VANHOVE, 1987. *Regional Policy. A European Approach*. Aldershot: Gover Publishing Company. 398 s. ISBN 0-566-05413-2.
- KLIKOVÁ, Christiana. a Igor KOTLÁN, 2012. *Hospodářská politika*. Ostrava: Sokrates, 2012. 293 s. ISBN 9788086572765.
- KOKOSKI, Mary F., Brent R. MOULTON a Kimberly D. ZIESCHANG, 1999. Interarea Price Comparisons for Heterogeneous Goods and Several Levels of Commodity Aggregation. In: HESTON, Alan a Robert E. LIPSEY. eds. *International and Interarea Comparisons of Income, Output, and Prices*. Chicago: University of Chicago Press, 1999. s. 123–169. ISBN 978-0-226-33110-2.
- KOKOSKI, Mary F., Patrick CARDIFF a Brent R. MOULTON, 1994. Interarea Price Indices for Consumer Goods and Services: An Hedonic Approach Using CPI Data. *Bureau of Labor Statistics – Office of Prices and Living Conditions Working Papers*, 1994, July, 256. [cit. 2014-11-15]. Dostupné z: [http://www.bls.gov/osmr/workpapers\\_catalog\\_1994.htm#1994](http://www.bls.gov/osmr/workpapers_catalog_1994.htm#1994)
- KONÜS, Alexander A., 1924. The Problem of the True Index of the Cost of Living, *Econometrica*. Oxford: Blackwell Publishers, 1939, **7**(1), s. 10–29. ISSN 1468-0262.

- KOO, Jahyeong, Keith R. PHILLIPS a Fiona D. SIGALLA, 2000. Measuring Regional Cost of Living. *Journal of Business and Economic Statistics*. United States of America: American Statistical Association, 2000, **18**(1), s. 127–136. ISSN 0735-0015.
- KOSFELD, Reinhold a Hans-Friedrich ECKEY, 2010. Market Access, Regional Price Level and Wage Disparities: The German Case. *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*. Germany: Springer-Verlag, 2010, **30**(2), s. 105–128. ISSN 0173-7600.
- KOSFELD, Reinhold, Hans-Friedrich ECKEY a Jorgen LAURIDSEN, 2008. Disparities in Prices and Income Across German NUTS 3 Regions. *Applied Economics Quarterly*. Germany: Duncker & Humblot GmbH, 2008, **54**(2), s. 123–141. ISSN 1611-6607.
- KÖVES, Pál, 1999. EKS Index and International Comparisons. *Statisztikai szemle*. Budapešť: Központi Statisztikai Hivatal, 1999, **77**(3), s. 3–14. ISSN 0039-0690.
- KRAFT Jiří, Pavla BEDNÁŘOVÁ a Aleš KOCOUREK, 2012. *Globalizace na prahu 21. století*. Liberec: Technická univerzita v Liberci, 2012. 103 s. ISBN 978-80-7372-930-1.
- KRAFT, Jiří, 2015. Relations between the Regional Price Index, Market Structures, and Capital Parameters of the Region [rukopis]. 2015 [v recenzním řízení časopisu].
- KRAFT, Jiří, Pavla BEDNÁŘOVÁ, Miroslava LUNGOVÁ, Iva NEDOMLELOVÁ a Lenka SOJKOVÁ, 2010. *Hospodářská krize. Vybrané makroekonomické a mikroekonomické souvislosti s projekcí na úrovni regionů*. 1. vydání. Liberec: Technická univerzita v Liberci, 2010. 157 s. ISBN 978-80-7372-678-2.
- KRAFTOVÁ Ivana a Jiří KRAFT, 2015. Vzájemná vazba mezi RCI, mírou urbanizace a trhem práce. In: KLÍMOVÁ, Viktorie a Vladimír ŽÍTEK. eds. *XVIII. mezinárodní kolokvium o regionálních vědách. Sborník příspěvků*. Brno: Masarykova univerzita, 2015. s. 245–251. ISBN 978-80-210-7861-1.
- KRAFTOVÁ Ivana, Jiří KRAFT, 2014. Jsou regiony ČR z hlediska mezd a platů homogenní? In: KLÍMOVÁ, Viktorie a Vladimír ŽÍTEK. eds. *XVII. Mezinárodní kolokvium o regionálních vědách. Sborník příspěvků*. Brno: Masarykova univerzita, 2014. s. 69–76. ISBN 978-80-210-6840-7.
- KRAMULOVÁ Jana a Petr MUSIL, 2013. Experimentální odhad složek výdajové metody regionálního HDP v ČR. *Politická ekonomie*, 2013, **61**(6), s. 814–833. ISSN 0032-3233.
- KUTSCHERAUER, Alois, 2010. *Regionální disparity: Disparity v regionálním rozvoji České republiky - pojetí, teorie, klasifikace a hodnocení* [online]. Ostrava: VŠB-TU, 2010. [cit. 2015-06-19]. Dostupné z: [http://disparity.vsb.cz/vysledky/15\\_zaverecna\\_%20zprava\\_2010.pdf](http://disparity.vsb.cz/vysledky/15_zaverecna_%20zprava_2010.pdf).

- KUTSCHERAURER, Alois a kol., 2007. *Identifikace, klasifikace a hodnocení regionálních disparit* [online]. Ostrava: VŠB-TU, 2007. [cit. 2015-06-20]. Dostupné z: [http://disparity.vsb.cz/vysledky/01\\_rocni\\_zprava\\_2007.pdf](http://disparity.vsb.cz/vysledky/01_rocni_zprava_2007.pdf).
- LABOUNKOVÁ, Vladimíra a kol., 2014. *Hodnocení Indikátorů: Strategie regionálního rozvoje 2007–2013*. Česká republika: Ministerstvo pro místní rozvoj, 2014.
- LABOUTKOVÁ, Šárka a Pavla BEDNÁŘOVÁ, 2015. Perspectives of Regional Price Index as a Potential Indicator of Spatial Social and Economic Status of the Residents: Experimental Stage. In: MACHOVÁ, Zuzana. ed. *Proceedings of the 13<sup>th</sup> International Scientific Conference "Economic Policy in the European Union Member Countries"*. Ostrava: VŠB-TU, 2015. 12 s. ISBN 978-80-248-3796-3.
- LACINA, Karel, 2005. *Evropské systémy veřejné správy*. Pardubice: FES UPa, 2005. 54 s. ISBN 80-7194-820-9.
- LIPPE, Peter von der, 2007. *Index Theory and Price Statistics*. International Academic Publishers: Peter Lang, 2007. ISBN 978-3-631-56317-5.
- LONGFORD, N. T., 2006. *Missing Data and Small-Area Estimation: Modern Analytical Equipment for the Survey Statistician*. Berlín, Německo: Springer Science & Business Media, 2006. 360 s. ISBN 978-1-846-28195-2.
- LÖSCH, August, 1954. *The Economics of Location*. New Haven: Yale University Press, 1954. 556 s. ISBN 0-300-00727-2.
- MATZKA, Christina a Andreas NACHBAGAUER, 2009. Reale Kaufkraft 2008: Einkommen unter Berücksichtigung des Regionalen Preisniveaus [online]. *ÖGM Studie*. Vídeň, Rakousko: Österreichische Gesellschaft für Marketing, 2009, Juli. [cit. 2015-05-17]. 198 s. Dostupné z: <http://www.ogm.at/inhalt/2012/04/RealeKaufkraft11.pdf>.
- MELSER, Daniel a Robert HILL, 2007. Methods for Constructing Spatial Cost of Living Indexes [online]. *Official Statistics Research Series*. New Zealand: Official Statistics System, 2008, 1, 113 s. ISSN 1177-5017. [cit. 2015-01-31]. Dostupné z: <http://www.statisphere.govt.nz/~media/Statistics/about-us/statisphere/Files/official-statistics-research-series/osr-series-v1-2007-methods-for-constructing-spatial-col-indexes.pdf>
- MMR, 2000. *Strategie regionálního rozvoje ČR* [online]. Praha: Ministerstvo pro místní rozvoj České republiky, 2000. [cit. 2015-06-15]. Dostupné: <http://www.mmr.cz/cs/Podpora-regionu-a-cestovni-ruch/Regionalni-politika/Ko>

- ncepce-Strategie/Archiv-koncepci-a-strategii-regionalni-politika/Strategie-region  
alniho-rozvoje-CR-z-roku-2000.
- MMR, 2013. *Strategie regionálního rozvoje ČR 2014–2020*. Praha: Ministerstvo pro místní  
rozvoj České republiky, 2013. [cit. 2014-08-28]. Dostupné z: [http://www.mmr.cz/  
cs/Podpora-regionu-a-cestovni-ruch/Regionalni-politika/Koncepce-Strategie/Stra  
ategie-regionalniho-rozvoje-CR-2014-2020](http://www.mmr.cz/cs/Podpora-regionu-a-cestovni-ruch/Regionalni-politika/Koncepce-Strategie/Strategie-regionalniho-rozvoje-CR-2014-2020).
- MOLLE, Willem, 2007. *European Cohesion Policy*. London: Routledge, 2007. 347 s.  
ISBN 978-0-415-43811-7.
- MUSIL, Petr, Jana KRAMULOVÁ, Jan ČADIL a Petr MAZOUCH, 2012. Application of Regional  
Price Levels on Estimation of Regional Macro-Aggregates Per Capita in PPS. *Statistika:  
Statistics and Economy Journal*. Praha: Český statistický úřad, 2012, **49**(4), s. 4–13.  
ISSN 0322-788x.
- MV, 1990. *Zákon o cenách* [online]. Praha: Ministerstvo vnitra České republiky, 1990. [cit.  
2015-07-06]. Dostupné z: [https://portal.gov.cz/app/zakony/download?idBiblio  
=38895&nr=526~2F1990~20Sb.&ft=pdf](https://portal.gov.cz/app/zakony/download?idBiblio=38895&nr=526~2F1990~20Sb.&ft=pdf).
- NOVOTNÝ, Radek, 2015. *Cenová mapa vodného a stočného v České republice* [online].  
[cit. 2015-07-12]. Dostupné z: <http://www.pravdaovode.cz/>
- NUXOLL, Daniel, 1994. Differences in Relative Prices and International Differences in  
Growth Rates. *The American Economic Review*. Pittsburgh, PA, USA: American  
Economic Association, 1994, **84**(5), s. 1423–1436. ISSN 0002-8282.
- OECD, 1997. *The OECD Report on Regulatory Reform: Synthesis*. Paris, France: Organization  
for Economic Co-operation and Development, 1997. [cit. 2015-07-09]. Dostupné z:  
<http://www.oecd.org/gov/regulatory-policy/2391768.pdf>.
- OECD, 2005. International Comparability of the Consumer Price Index: owner occupied  
housing. In: *OECD seminar: Inflation Measures: Too high – Too low – Internationally  
Comparable?* Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, 2005.
- PITTAU, Maria G., Roberto ZELLI a Riccardo MASSARI, 2011. Do Spatial Price Indices  
Reshuffle the Italian Income Distribution? *Modern Economy*. Irvine, CA, USA:  
Scientific Research Publishing Inc., 2011, **2**(3), s. 259–265. ISSN 2152-7261.
- POLLACK, Robert A., 1975. The Intertemporal Cost-of-Living Index. *Annals of Economic  
and Social Measurement*. New York, NY, USA: National Bureau of Economic Research,  
1975, **4**(1), s. 179–195. ISSN 0044-832X.

- RADVANSKÝ, Marek a Ladislav FUCHS, 2009. Computing Real Income at NUTS 3 Regions [online]. Brusel, Belgie: EcoMod, 2009. [cit. 2014-05-13]. Dostupné z: [http://ecomod.net/system/files/Computing real income at NUTS 3 regions Radvansky Fuchs.pdf](http://ecomod.net/system/files/Computing_real_income_at_NUTS_3_regions_Radvansky_Fuchs.pdf)
- RAO, D. S. Prasada, 2001. *Weighted EKS and Generalised CPD Methods for Aggregation at Basic Heading Level and Above Basic Heading Level*. Paper presented at the Joint World Bank-OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications. Washington, D.C., USA: 2001, 30 January – 1 February.
- RAO, D. S. Prasada, 2004. [Annex] 4. Spatial Comparisons of Consumer Prices, Purchasing Power Parities and the International Comparison Program. In: International Labour Office. *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*. Geneva: ILO/IMF/OECD/UNECE/Eurostat/The World Bank, 2004, s. 495–506. ISBN 92-2-113699-X.
- RAO, D. S. Prasada, 2005. On the Equivalence of Weighted Country-Product-Dummy (CPD) Method and the Rao-System for Multilateral Price Comparison. *Review of Income and Wealth*. Canada: International Association for Research in Income and Wealth, 2005, **51**(4), s. 571–580. ISSN 1475-4991.
- RISY, 2015a. *Regionální informační servis* [online]. Praha: Centrum pro regionální rozvoj České republiky, 2015. [cit. 2014-08-26]. Dostupné: [http://www.risy.cz/Files/Images/mapy/mapy\\_ke\\_stazeni/Admin\\_RIS\\_A3.jpg](http://www.risy.cz/Files/Images/mapy/mapy_ke_stazeni/Admin_RIS_A3.jpg).
- RISY, 2015b. *Srovnání makroekonomických ukazatelů* [online]. Praha: Centrum pro regionální rozvoj České republiky, 2015. [cit. 2014-08-26]. Dostupné: <http://www.risy.cz/cs/krajske-ris/stredocesky-kraj/kraj/hospodarske-prostredi/makroekonomicke-ukazatele>
- ROOS, Michael W. M., 2006. Regional Price Levels in Germany. *Applied Economics*. United Kingdom: Routledge, 2006, **38**(13), s. 1553–1566. ISSN 0003-6846.
- SCHULTZE, Charles a Christopher MACKIE, 2002. *The NAS Panels Analysis of Quality Change and the Use of Hedonic Techniques in the CPI* [online]. Washington, USA: Brookings, 2002 [cit. 2014-09-17]. Dostupné z: [http://www.brookings.edu/es/research/projects/productivity/workshops/20020201\\_schultze.pdf](http://www.brookings.edu/es/research/projects/productivity/workshops/20020201_schultze.pdf).
- SCHULTZE, Charles, 2003. The Consumer Price Index: Conceptual Issues and Practical Suggestions. *Journal of Economic Perspectives*. Pittsburgh, PE, USA: American Economic Association, 2003, **17**(1), s. 3–22. ISSN 0895-3309.

- SLESNICK, Daniel T., 2002. Prices and Regional Variation in Welfare. *Journal of Urban Economics*. The Netherlands: Elsevier, 2002, **51**(3), s. 446–468. ISSN 0094-1190.
- STRÖHL, Gerd, 1994. Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten. *Wirtschaft und Statistik*. Deutschland: Statistisches Bundesamt, 1994, **45**(6), s. 415–434. ISSN 0043-6143.
- SUMMERS, Robert, 1973. International Price Comparisons Based Upon Incomplete Data. *Review of Income and Wealth*. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc., 1973, **19**(1), s. 1–16. ISSN 1475-4991.
- SZULC, Bohdan, 1964. Indeksy dla porównan wieloregionalnych. *Przegląd Statystyczny*. Varšava: Polska Akademia Nauk, 1964, **11**(3), s. 239–254. ISSN 0033-2372.
- ŠIMANOVÁ, Jana a Aleš KOCOUREK, 2015. Nominal vs. Real Regional Income Disparities in Selected Cities of the Czech Republic. In: KOCOUREK, Aleš. ed. *Proceedings of the 12<sup>th</sup> International Conference Liberec Economic Forum 2015*. 1. vyd. Liberec: Technická univerzita v Liberci, s. 193–200. ISBN 978-80-7494-225-9.
- ŠPALEK, Jiří, 2011. *Veřejné statky. Teorie a experiment*. Praha: C. H. Beck. 204 s. ISBN 978-80-7400-353-0.
- TI, 2009. *Privatizace vodárenství v České republice: Kam odtékají zisky?* [online]. Praha: Transparency International Česká republika, 2009. [cit. 2015-07-12]. ISBN 978-80-87123-08-9. Dostupné: [http://www.transparency.cz/wp-content/uploads/TIC\\_vodarenstvi\\_cz.pdf](http://www.transparency.cz/wp-content/uploads/TIC_vodarenstvi_cz.pdf).
- TRIPLETT, Jack E., 2001. Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for the Consumer Price Index? *The Economic Journal*. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc., 2001, **111**(472), s. 311–334. ISSN 1468-0297.
- TULEJA, Pavel, 2011. Modelové regiony a možnosti jejich využití při hodnocení regionálních disparit. *Acta academica karviniensia*. Opava: Slezská univerzita v Opavě, 2011, **13**(3), s. 134–149. ISSN 1212-415X.
- ÚOHS, 2012. *Leniency program* [online]. Brno: Úřad pro ochranu hospodářské soutěže, 2012. [cit. 2015-07-12]. Dostupné: <https://www.uohs.cz/cs/hospodarska-soutez/zakazane-dohody-a-zneuziti-dominance/leniency-program.html/>.
- URBAN, Luděk a kol., 1994. *Hospodářská politika*. Praha: Victoria Publishing, 1994. ISBN 80-85865-01-7.



- VISCUSI, Kip W., Joseph E. HARRINGTON a John M. VERNON, 2005. *Economics of Regulation and Antitrust*. 4<sup>th</sup> ed. Cambridge, MA, USA: MIT Press, 2005. 960 s. ISBN 9780262220750.
- VITURKA, Milan a Viktorie KLÍMOVÁ, 2006. Globálně orientované hodnocení konkurenční pozice krajů ČR. *Research Centre for Competitiveness of Czech Economy Working Paper*. Praha: Národní vzdělávací fond, 2006, č. 20, s. 41. ISSN 1801-4496.
- VITURKA, Milan, 2007. Konkurenceschopnost regionů a možnosti jejího hodnocení. *Politická ekonomie*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 2007, **55**(5), s. 637–658. ISSN 0032-3233.
- WASCHKA, Alex a kol., 2003. Comparing Living Costs in Australian Capital Cities. *32<sup>nd</sup> Australian Conference of Economists*. Australia: Australian Bureau of Statistics, 2003. ISBN 978-0-64248-289-1.
- WB, 2015. *History of International Comparison Programme* [online]. Washington, D.C., USA: World Bank Group, 2015. [cit. 2015-10-08]. Dostupné z: <http://go.worldbank.org/U1URXPOF70>.
- WOKOUN, René, Pavel MATES a kol., 2006. *Management regionální politiky a reforma veřejné správy*. Praha: Linde, 2006. 352 s. ISBN 80-7201-547-8. 29.
- WOOLFORD, Keith, 2010. *An Exploration of Alternative Treatments of Owner-Occupied Housing in a CPI* [online]. Washington, D.C., USA: World Bank Group, 2010. [cit. 2014-12-13]. Dostupné z: [http://siteresources.worldbank.org/ICPINT/Resources/270056-1255977007108/6483550-1257349667891/6544465-1263333205953/01.01\\_ICP-TAG02\\_AlternTreatOwner-OccupiedHousing\\_CPI.pdf](http://siteresources.worldbank.org/ICPINT/Resources/270056-1255977007108/6483550-1257349667891/6544465-1263333205953/01.01_ICP-TAG02_AlternTreatOwner-OccupiedHousing_CPI.pdf)
- ZDRAŽIL, Pavel a Ivana KRAFTOVÁ, 2014. Regionální odvětvová struktura investic a její vliv na růst konkurenceschopnosti regionu. In: *Sborník příspěvků z mezinárodní vědecké konference Region v rozvoji společnosti 2014*. Brno: Mendelova univerzita v Brně. 2014. s. 1006–1015. ISBN 978-80-7509-139-0.
- ŽÁK, Milan a kol., 2002. *Velká ekonomická encyklopedie*. 2. vyd. Praha: Linde, 2002. 887 s. ISBN 80-7201-381-5.
- ŽIŽKA, Miroslav a kol. 2013. *Hospodářský rozvoj regionů*. Praha: Kamil Mařík – Professional Publishing, 2013. 224 s. ISBN 978-80-7431-131-4.

# Příloha 1 – Osvědčení o uznání Certifikované metodiky výzkumu, vývoje a inovací

---



MINISTERSTVO  
PRO MÍSTNÍ  
ROZVOJ ČR

## OSVĚDČENÍ

(007/2015)

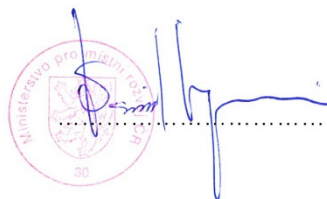
o uznání Certifikované metodiky výzkumu, vývoje a inovací

**„Metodika stanovení regionálních spotřebních košů a cenových  
parit pro kalkulaci regionálních cenových hladin  
(regionálního cenového indexu)“**

*prof. Ing. Jiří Kraft, CSc.  
Ing. Aleš Kocourek, Ph.D.  
Ing. Jana Šimanová, Ph.D.  
Mgr. et Mgr. Jiří Rozkovec*

Certifikovaná metodika byla vytvořena v rámci řešení projektu  
ev. č. TD020047 „Regionální cenový index jako indikátor reálných sociálních  
a ekonomických disparit“.

**Ing. David Koppitz**  
ředitel odboru regionální politiky



V Praze ...*8.12.2015*.....

## Příloha 2 – Analýza dat z cenových šetření CPI v ČR

Jana Šimanová, Aleš Kocourek

Spotřebitelský koš je podle klasifikace individuální spotřeby COICOP členěn do 12 oddílů, 185 skupin a 700 cenových reprezentantů. Cenová šetření jsou v České republice prováděna ve 36 oblastech z celkového počtu 76 (jedná se o bývalé okresy a Hlavní město Prahu). Z hlediska prostorové srovnatelnosti dat byly identifikovány pro každého cenového reprezentanta tzn. kvalitativně srovnatelné variety. Jejich četnost a hustota výsledných maticových polí (viz též Tabulka 1 na straně 33 a Tabulka 2 na straně 38) má zásadní vliv na konečnou podobu spotřebního koše na regionální úrovni.

### CZ-COICOP 01 Potraviny a nealkoholické nápoje

Tento oddíl COICOP má celkovou váhu v CPI 15 %, tedy druhý nejvýznamnější podíl po oddílu 04 Bydlení. Oddíl je členěn do 56 skupin na úrovni vyšší než položkové (COI4), na elementární položkové úrovni se jedná o 160 položek. Každá položka je šetřena v každém v nejméně třech prodejnách, nejvíce variet je šetřeno ve velkých městech – Praha a Brno. Cenová šetření jsou prováděna tazatelkami ČSÚ převážně v supermarketech a běžných obchodech. Znakem oddílu COICOP 1 je poměrně velké množství a detailnější specifikace reprezentantů, které jsou šetřeny. Konkrétní cenová šetření jsou tazatelkou opatřena údajem v poznámce o přesném typu produktu (specifikace variety). Forma poznámky však není sjednocena. Proto je nutné provést výběr srovnatelných položek na bázi syntaktického klastrování ve speciálně vyvinutém softwaru DataClassAnalyzer (blíže viz stranu 58). Výsledky uvádí Tabulka 19.

Tabulka 19: CZ-COICOP 01 Potraviny a nealkoholické nápoje

Výdajové skupiny COI4	Váhový podíl na celkových výdajích [v promile]	Počet cenových reprezentantů / počet jejich nejvýznamnějších variet	Počet cenových šetření pro nejvýznamnější identifikované variety
01.111 Chléb	5,64	3 / 13	9472
01.112 Pečivo běžné	5,73	2 / 5	8435
01.113 Pečivo jemné	3,11	4 / 14	8694
01.114 Pečivo trvanlivé	4,24	5 / 24	8523
01.115 Pšeničná mouka	0,97	2 / 18	4459
01.116 Těstoviny	0,95	2 / 13	6199
01.117 Ostatní výrobky z obilovin	2,24	3 / 16	6286
01.118 Rýže	0,69	1 / 2	3754
01.121 Maso vepřové	7,41	5 / 13	12333
01.122 Maso hovězí	2,80	4 / 9	9980

01.123 Ostatní masa a vnitřnosti	1,82	3 / 8	5390
01.124 Uzenářské zboží	13,74	13 / 40	25723
01.125 Masové konzervy a ostatní masné výrobky	1,69	2 / 9	6148
01.126 Drůbež	7,61	5 / 17	12918
01.131 Ryby čerstvé, chlazené, mražené a výrobky z nich	1,67	3 / 14	5224
01.132 Ostatní ryby a rybí výrobky	2,00	2 / 16	5175
01.141 Vejce a vaječné výrobky	2,77	1 / 2	4949
01.143 Mléko čerstvé, trvanlivé	4,71	5 / 7	13007
01.144 Mléko konzervované a sušené	0,68	2 / 5	3647
01.145 Sýry	8,69	7 / 26	13772
01.146 Jogurty	4,38	3 / 15	7804
01.147 Ostatní mléčné výrobky	5,31	4 / 37	7972
01.151 Máslo	2,61	2 / 24	5974
01.152 Vepřové sádlo a slanina	0,33	1 / 7	2221
01.153 Jedlé oleje	1,62	3 / 17	4896
01.154 Rostlinné a ostatní tuky	1,67	3 / 6	8780
01.161 Citrusy	1,9	2 / 4	8493
01.162 Banány	1,32	1 / 2	4968
01.163 Jablka a ostatní jádroviny	2,25	1 / 4	4678
01.164 Peckoviny a bobuloviny	3,84	3 / 10	7913
01.165 Ostatní ovoce	0,85	2 / 5	6079
01.166 Ovocné výrobky	0,55	1 / 12	2363
01.167 Suché plody a sušené ovoce	1,51	3 / 33	7346
01.171 Brambory	2,65	1 / 4	5165
01.172 Výrobky z brambor	1,24	3 / 32	9584
01.173 Plodová zelenina (čerstvá i mražená)	3,78	3 / 12	13469
01.174 Ostatní zelenina (čerstvá i mražená)	3,79	8 / 38	27526
01.175 Zeleninové výrobky	1,24	4 / 42	9751
01.176 Luštěniny	0,27	1 / 7	3169
01.181 Marmelády, džemy	0,26	1 / 8	3148
01.182 Cukr	1,83	2 / 12	5127
01.183 Čokoláda a čokoládové výrobky	3,77	4 / 25	7518
01.184 Cukrovinky nečokoládové	1,83	3 / 13	5340
01.185 Cukrářské výrobky	1,72	2 / 11	5138
01.186 Med, ovocné cukry, umělá sladidla	0,75	1 / 9	1654
01.191 Polévky a omáčky	1,16	2 / 9	3906
01.192 Sůl, koření	0,93	3 / 28	9491
01.193 Přípravky k doplnění a dochucení jídel	1,81	3 / 28	6833
01.194 Potřeby pro pečení a ostatní potraviny a pochutiny	1,31	2 / 15	3528
01.211 Kakaový prášek	0,31	1 / 7	1591
01.212 Káva	3,13	3 / 25	7515
01.213 Čaj	1,67	2 / 21	6368
01.214 Kávové náhražky a směsi	0,31	1 / 4	3175
01.221 Sirupy a koncentráty	0,71	1 / 11	1863
01.222 Ovocné a zeleninové šťávy	0,97	2 / 18	5088
01.223 Minerální a pramenité vody	5,2	2 / 10	8356
01.224 Ostatní nealkoholické nápoje	2,62	3 / 17	7029

Zdroj: vlastní zpracování dat z (ČSÚ, 2014a)

## CZ-COICOP 02 Alkoholické nápoje a tabákové výrobky

Oddíl COICOP 2 obsahuje pouze 4 skupiny na vyšší než položkové úrovni (COI4) a celková váha v CPI činí 9,6 %. Znakem tohoto oddílu je podobně jako u potravin šetření rozdílných, někdy obtížně či vůbec regionálně nesrovnatelných variet. Výhodou však je fakt, že ceny cigaret a tabákových výrobků jsou kolkové a vykazují nulovou regionální variabilitu. Nepodílí se tedy na meziregionálních cenových rozdílech a jejich cenová parita (poměr cen) činí 1 v každém z regionů. Stejně jako u potravin, i v COICOP 2 bylo nutné alespoň na části cenových dat (pomineme-li regionálně neměnné ceny cigaret) provést výběr srovnatelných položek na bázi syntaktického klastrování ve speciálně vyvinutém softwaru DataClassAnalyzer (blíže viz stranu 58). Výsledky shrnuje Tabulka 20.

**Tabulka 20: CZ-COICOP 02 Alkoholické nápoje a tabákové výrobky**

Výdajové skupiny COI4	Váhový podíl na celkových výdajích [v promile]	Počet cenových reprezentantů / počet jejich nejvýznamnějších variet	Počet cenových šetření pro nejvýznamnější identifikované variety
02.111 Lihoviny	15,01	8 / 19	4809
02.121 Vína	9,00	4 / 11	9949
02.131 Pivo	22,87	3 / 19	7401
02.201 Tabák	49,13	8 / 0	

*Zdroj: vlastní zpracování dat z (ČSÚ, 2014a)*

## CZ-COICOP 03 Odívání a obuv

Oddíl COICOP 3 obsahuje 17 skupin na vyšší než položkové úrovni (COI4) a celková váha v CPI činí 3,6 %. Už z předběžných kalkulací je zřejmé, že tento oddíl bude jedním z nejvíce problematických, co se vytipování regionálně srovnatelných variet týče. Reprezentanty jsou velmi volně nadefinovány, přičemž popis vybrané variety v poznámce není v mnoha případech dostatečným vodítkem pro určení shody. Na druhé straně lze předpokládat, že ceny srovnatelných druhů tohoto zboží nebudou vykazovat velké meziregionální rozdíly. I zde byl proveden pokus o výběr srovnatelných položek syntaktického klastrování ve speciálně vyvinutém softwaru DataClassAnalyzer (blíže viz stranu 58). Výsledky uvádí Tabulka 21.

**Tabulka 21: CZ-COICOP 03 Odívání a obuv**

Výdajové skupiny COI4	Váhový podíl na celkových výdajích [v promile]	Počet cenových reprezentantů / počet jejich nejvýznamnějších variet	Počet cenových šetření pro nejvýznamnější identifikované variety
03.111 Oděvní materiály	0,28	1 / 8	2708
03.121 Prádlo a pletené ošacení pánské	3,33	6 / 69	7464

03.122 Prádlo a pletené ošacení dámské	5,72	6 / 135	10611
03.123 Prádlo a pletené ošacení dětské	1,74	6 / 81	8649
03.124 Konfekce pánská	3,52	6 / 122	8004
03.125 Konfekce dámská	7,61	9 / 156	5872
03.124 Konfekce dětská	1,16	4 / 73	4091
03.127 Punčochy a ponožky pánské	0,54	1 / 32	1718
03.128 Punčochy a ponožky dámské	0,58	2 / 56	4176
03.129 Punčochy a ponožky dětské	0,28	2 / 44	2508
03.131 Oděvní doplňky	1,16	3 / 24	2422
03.132 Textilní galanterie	0,36	1 / 9	2044
03.141 Čištění, opravy a půjčování oděvů	0,44	2 / 2	3736
03.211 Obuv pánská	2,7	4 / 49	8033
03.212 Obuv dámská	4,75	5 / 69	9916
03.213 Obuv dětská	1,42	6 / 108	9775
03.221 Opravy a půjčování obuvi	0,32	1 / 2	3207

Zdroj: vlastní zpracování dat z (ČSÚ, 2014a)

## CZ-COICOP 04 Bydlení, voda, energie, paliva

Oddíl COICOP 4 obsahuje 14 skupin na vyšší než položkové úrovni (COI4) a celková váha v národním spotřebním koši činí 28 %. Jedná se o nejvyšší podíl na výdajích domácností. Oblast bydlení rovněž generuje největší regionální rozdíly. Způsob, kterým jsou ceny bydlení ve vlastním šetření pro účely CPI není pro potřeby prostorových cenových indexů ideální. Datový soubor totiž vykazuje následující charakteristické znaky:

- Nejvýznamnější položkou je imputované nájemné vlastníků nemovitostí (s váhou 10,8 %). Samotný subindex je pro potřeby CPI kalkulován tzv. akviziční metodou (pro podrobnosti viz kapitolu 2.6.1 na straně 40).
- Poměrně vysoký podíl zaznamenávají tzv. centrálně zjišťované ceny (subindexy), které v mnohých případech nelze jednoduše regionalizovat. Příloha 3 sumarizuje konkrétní položky, které jsou centrálně zjišťované, a uvádí možnosti jejich došetření na regionální úrovni.

**Tabulka 22: CZ-COICOP 04 Bydlení, voda, energie, paliva**

Výdajové skupiny COI4	Váhový podíl na celkových výdajích [v promile]	Počet cenových reprezentantů / počet jejich nejvýznamnějších variet	Počet cenových šetření pro nejvýznamnější identifikované variety
04.111 Čisté nájemné placené nájemníky v nájemních bytech	37,82	9 / 87 + SUBI RK	95152
04.112 Úhrada placená v bytech bytových družstev	9,38	3 / 40	37434
04.211 Hypotetické nájemné vlastníků	108,22	1 SUBI	
04.311 Výrobky pro běžnou údržbu a opravy bytu	2,49	9 / 77	16537

04.321 Služby pro běžnou údržbu a opravy bytu	1,91	6 / 20	17240
04.411 Vodné	9,57	1 SUBI	
04.421 Sběr pevných odpadů	4,57	1 SUBI	
04.431 Stočné	4,21	1 SUBI	
04.441 Ostatní služby související s bydlením	3,17	2 / 33	43076
04.511 Elektřina	44,02	1 SUBI	
04.521 Plyn ze sítě	28,6	1 SUBI	
04.522 Plyn v bombách	0,25	1 / 1	1695
04.531 Tekutá paliva	0,02	2 / 0	
04.541 Tuhá paliva	5,39	6 / 16	6686
04.551 Teplo a teplá voda	20,72	1 / 3	1318

Zdroj: vlastní zpracování dat z (ČSÚ, 2014a)

## Další oddíly CZ-COICOP

Další oddíly jsou představeny tabulkovými výčty, které shrnují výsledky očišťování datového souboru v unikátním softwarovém nástroji DataClassAnalyzer.

**Tabulka 23: CZ-COICOP 05 Bytové vybavení, zařízení domácnosti, opravy**

Výdajové skupiny COI4	Váhový podíl na celkových výdajích [v promile]	Počet cenových reprezentantů / počet jejich nejvýznamnějších variet	Počet cenových šetření pro nejvýznamnější identifikované variety
05.111 Nábytek	13,66	12 / 176	8327
05.112 Bytové zařízení a doplňky	4,02	2 / 27	1792
05.121 Krytiny	3,89	2 / 93	3694
05.131 Opravy nábytku, zařízení a podlahových krytin	0,27	1 / 2	601
05.201 Bytový textil	4,30	3 / 37	2558
05.202 Ložní a stolní prádlo	4,21	4 / 70	5368
05.311 Chladničky, mrazničky	1,84	2 / 22	534
05.312 Pračky a sušičky, myčky nádobí	2,46	2 / 24	527
05.313 Vařicí a vyhřívací zařízení	2,05	3 / 47	4694
05.314 Ostatní zařízení a přístroje pro domácnost	0,89	2 / 30	5196
05.321 Malé domácí elektrické spotřebiče	1,75	3 / 42	7711
05.331 Opravy domácích spotřebičů	0,85	1 / 10	1129
05.401 Skleněné porcelánové a keramické nádobí	1,52	4 / 76	6281
05.402 Kovové nádobí a příbory	1,19	3 / 42	9596
05.403 Ostatní kuchyňské potřeby	1,27	3 / 49	6647
05.511 Elektromechanické ruční nástroje a nářadí	2,32	3 / 39	5756
05.521 Ruční mechanické nářadí aj. potřeby pro dům a zahradu	0,49	6 / 52	7736
05.611 Prací prostředky	4,48	3 / 48	6945
05.612 Čistící a úklidové prostředky aj. drogistické zboží	3,72	10 / 66	23463
05.613 Ostatní potřeby pro domácnost	1,88	4 / 52	6855
05.621 Služby pomoci v domácnosti	0,89	3 / 7	4877

Zdroj: vlastní zpracování dat z (ČSÚ, 2014a)



**Tabulka 24: CZ-COICOP 06 Zdraví**

Výdajové skupiny COI4	Váhový podíl na celkových výdajích [v promile]	Počet cenových reprezentantů / počet jejich nejvýznamnějších variant	Počet cenových šetření pro nejvýznamnější identifikované variety
06.111 Léky předepsané lékařem	5,27	1 / 0	
06.112 Léky bez receptu a další léčiva	6,80	1 / 0	
06.121 Ostatní zdravotnické výrobky	0,39	5 / 28	6527
06.131 Léčebné a protetické prostředky	3,44	4 / 28	12438
06.211 Ambulantní lékařská péče	2,35	4 / 0	
06.221 Ambulantní stomatologická péče	2,99	2 / 14	5192
06.231 Ambulantní zdravotní péče ostatní	0,31	1 / 0	
06.301 Ústavní zdravotní péče	1,52	2 / 0	

Zdroj: vlastní zpracování dat z (ČSÚ, 2014a)

**Tabulka 25: CZ-COICOP 07 Doprava**

Výdajové skupiny COI4	Váhový podíl na celkových výdajích [v promile]	Počet cenových reprezentantů / počet jejich nejvýznamnějších variant	Počet cenových šetření pro nejvýznamnější identifikované variety
07.111 Automobily nové	14,18	15 / 0	
07.112 Automobily ojeté	20,15	15 / 0	
07.121 Motocykly	0,78	1 / 0	
07.131 Jízdní kola	1,22	2 / 44	5118
07.211 Náhradní díly a příslušenství	4,80	6 / 24	11706
07.221 Pohonné hmoty	33,93	5 / 0	
07.222 Oleje a podobné přípravky	0,32	1 / 4	2442
07.231 Údržba a opravy osobních dopravních prostředků	6,15	7 / 9	17394
07.241 Ostatní služby týkající se prostředků osobní dopravy	3,17	3 / 31	7000
07.311 Kolejová osobní doprava	2,92	1 / 0	
07.321 Silniční osobní doprava - MHD	4,75	6 / 6	7822
07.322 Silniční osobní doprava - autobus	4,96	7 / 7	7516
07.323 Silniční osobní doprava- taxi	1,99	1 / 1	1702
07.331 Letecká osobní doprava	2,14	1 / 0	
07.351 Kombinovaná osobní doprava - MHD	5,28	7 / 7	1554
07.361 Ostatní placené služby v dopravě	0,14	1 / 6	1216

Zdroj: vlastní zpracování dat z (ČSÚ, 2014a)

**Tabulka 26: CZ-COICOP 08 Pošty a telekomunikace**

Výdajové skupiny COI4	Váhový podíl na celkových výdajích [v promile]	Počet cenových reprezentantů / počet jejich nejvýznamnějších variant	Počet cenových šetření pro nejvýznamnější identifikované variety
08.101 Poštovní služby	0,68	2 / 0	
08.202 Mobilní telefony	1,84	1 / 3	2465
08.301 Telefonické a telefaxové služby	33,56	1 / 0	

Zdroj: vlastní zpracování dat z (ČSÚ, 2014a)

**Tabulka 27: CZ-COICOP 09 Rekreace a kultura**

Výdajové skupiny COI4	Váhový podíl na celkových výdajích [v promile]	Počet cenových reprezentantů / počet jejich nejvýznamnějších variet	Počet cenových šetření pro nejvýznamnější identifikované variety
09.111 Televizní přijímače a videorekordéry	5,46	2 / 14	2276
09.112 Rozhlasové přijímače, audio zařízení	0,58	2 / 28	4609
09.121 Foto-kino přístroje a optické přístroje	1,03	2 / 16	6138
09.131 Zařízení pro zpracování dat	6,65	4 / 24	4663
09.141 Nosná média pro záznam obrazu a zvuku	2,26	5 / 23	9322
09.151 Opravy audio-video a výpočetní techniky	0,69	1 / 1	3043
09.221 Hudební nástroje a sportovní zařízení	1,60	1 / 8	1264
09.311 Hračky	4,28	9 / 59	15360
09.312 Drobné zboží kulturní potřeby	1,19	1 / 2	2175
09.321 Sportovní potřeby	3,66	7 / 48	16472
09.331 Květiny a výrobky z květin	3,57	5 / 14	10416
09.332 Potřeby pro pěstování květin a zahrady	2,12	3 / 24	8846
09.341 Domácí zvířata	5,42	4 / 27	9558
09.351 Služby zvěrolékařů	1,32	1 / 3	3338
09.411 Rekreční a sportovní služby	7,83	5 / 27	14085
09.421 Kulturní a zábavní služby	5,55	6 / 26	15491
09.422 Rozhlas a televize	9,24	3 / 0	
09.511 Knihy	2,30	5 / 0	
09.521 Noviny a časopisy	3,79	13 / 0	
09.531 Ostatní tiskoviny	1,14	3 / 20	5694
09.541 Papírenské zboží, psací a malířské potřeby	1,42	5 / 67	12065
09.601 Rekreace tuzemská	4,53	2 / 0	
09.602 Rekreace zahraniční	14,27	13 / 0	

Zdroj: vlastní zpracování dat z (ČSÚ, 2014a)

**Tabulka 28: CZ-COICOP 10 Vzdělávání**

Výdajové skupiny COI4	Váhový podíl na celkových výdajích [v promile]	Počet cenových reprezentantů / počet jejich nejvýznamnějších variet	Počet cenových šetření pro nejvýznamnější identifikované variety
10.101 Mateřská škola	0,901	1 / 3	3453
10.201 Základní škola 6.-9. ročník	0,04	1 / 1	1686
10.202 Střední vzdělání	0,70	1 / 1	1815
10.301 Pomaturitní nástavbové vzdělávání	0,19	1 / 1	2614
10.401 Vyšší a vysokoškolské vzdělávání	2,32	4 / 0	
10.501 Vzdělávání nedefinované podle úrovně	3,61	4 / 8	12758

Zdroj: vlastní zpracování dat z (ČSÚ, 2014a)

**Tabulka 29: CZ-COICOP 11 Stravování a ubytování**

Výdajové skupiny COI4	Váhový podíl na celkových výdajích [v promile]	Počet cenových reprezentantů / počet jejich nejvýznamnějších variet	Počet cenových šetření pro nejvýznamnější identifikované variety
11.111 Jídla ve veřejném stravování	24,64	19 / 52	48606
11.112 Ovocné a zeleninové šťávy ve veřejném stravování	0,26	1 / 3	1837
11.113 Minerální a pramenité vody ve veřejném stravování	0,37	1 / 3	3276
11.114 Ost. Nealkoholické nápoje ve veřejném stravování	0,88	1 / 2	3454
11.115 Pivo ve veřejném stravování	4,06	2 / 5	2490
11.116 Víno ve veřejném stravování	0,85	2 / 5	5153
11.117 Ost. Alkoholické nápoje ve veřejném stravování	0,44	2 / 5	4584
11.121 Závodní jídelny	4,98	1 / 1	3114
11.122 Školní jídelny	3,38	4 / 4	5845
11.123 Stravování v mateřské škole	0,91	1 / 1	1734
11.201 Ubytovací služby	7,77	7 / 13	15446

Zdroj: vlastní zpracování dat z (ČSÚ, 2014a)

**Tabulka 30: CZ-COICOP 12 Ostatní zboží a služby**

Výdajové skupiny COI4	Váhový podíl na celkových výdajích [v promile]	Počet cenových reprezentantů / počet jejich nejvýznamnějších variet	Počet cenových šetření pro nejvýznamnější identifikované variety
12.111 Kadeřnické salóny a služby osobní	12,61	3 / 4	9433
12.121 Elektrické přístroje pro osobní péči	0,64	3 / 9	9128
12.131 Drogistické aj. zboží pro osobní hygienu	11,57	14 / 46	39386
12.132 Kosmetické zboží	10,16	7 / 19	14622
12.311 Klenoty, hodiny a hodinky	2,82	2 / 3	5159
12.321 Cestovní potřeby, osobní doplňky	3,07	2 / 6	2759
12.322 Dětské kočárky a nosítka	0,32	2 / 6	1858
12.323 Ostatní průmyslové zboží	0,14	1 / 3	2512
12.401 Sociální péče	5,63	2 / 3	2572
12.521 Pojištění domácnosti	1,98	4 / 0	
12.531 Úrazové a ostatní osobní pojištění	1,43	2 / 0	
12.541 Pojištění motorových vozidel	3,80	4 / 0	
12.621 Finanční služby	11,75	1 / 0	
12.701 Poradenské, administrativní a jiné služby	2,29	1 / 1	1721
12.702 Správní a jiné poplatky	0,80	1 / 2	3368

Zdroj: vlastní zpracování dat z (ČSÚ, 2014a)

# Příloha 3 – Přehled cenových reprezentantů s centrálně šetřenými cenami

Jana Šimanová

Cenový reprezentant	Zdroje dat
04.111.07 SUBI TRŽNÍ NÁJEMNÉ ZPROSTŘEDKOVANÉ RK	<b>Zdroj:</b> Sazebník obvyklých úhrad za služby RK Česká komora realitních kanceláří, dostupný z <b>Postup:</b> Dle sazebníku je zřejmé, že cena zprostředkování koreluje s výší nájmu, proto je cenová Export průměrných cen za m <sup>2</sup> po okresech proveden do *.xls. souboru.
04.211.01 SUBI HYPOTETICKÉ NÁJEMNÉ VLASTNÍKŮ nahrazeno výdaji na bydlení ve vlastním - splátky hypotečních úvěrů vč. úroků	<b>Zdroj:</b> Šetření cen nemovitostí (House Price Index, ČSÚ) a údaje ze SLBD, 2011 (ČSÚ) <b>Postup:</b> z údajů SLBD, 2011 byla specifikována nemovitost (byt a dům), která je v ČR nejčastěji trvale obývána svými vlastníky. Kalkulace průměrné ceny těchto typových nemovitosti v letech 2011 – 2013 v okresech provedena na základě údajů MF ČR z daňových přiznání. Dle počtu převodů domů a bytů je dále kalkulována vážená cenová regionální parita za byty a domy. Pozn. výdajovou vahou je objem splátek hypoték vč. úroků v daném regionu a čase. Export průměrných cen za m <sup>2</sup> po okresech proveden do *.xls. souboru.
04.411.01 VODNÉ	<b>Zdroj:</b> internetový portál vodárenství dostupný z <a href="https://www.vodarenstvi.com">https://www.vodarenstvi.com</a> a statistika SLBD <b>Postup:</b> za okresy kalkulovány vážené průměry (cena za m3), kde vahou je počet obyvatel v daném městě/obci/městysu/mikroregionu, který spravuje konkrétní vodárenská společnost Export průměrných cen za m <sup>3</sup> po okresech proveden do *.xls. souboru.
04.431.01 STOČNÉ	<b>Zdroj:</b> internetový portál vodárenství dostupný z <a href="https://www.vodarenstvi.com">https://www.vodarenstvi.com</a> a statistika SLBD <b>Postup:</b> za okresy kalkulovány vážené průměry (cena za m3), kde vahou je počet obyvatel v daném městě/obci/městysu/mikroregionu, který spravuje konkrétní vodárenská společnost Export průměrných cen za m <sup>3</sup> po okresech proveden do *.xls. souboru.
04.511.01 SUBI ELEKTRĚNA	<b>Zdroj:</b> internetový portál doporučený MF ČR: Cena energie, dostupný z <a href="http://www.cenyenergie.cz/">http://www.cenyenergie.cz/</a> a internetový portál TZB info, dostupný z: <a href="http://www.tzb-info.cz/ceny-paliv-a-energi">http://www.tzb-info.cz/ceny-paliv-a-energi</a> <b>Postup:</b> u regionálních dodavatelů byl zkoumán nejčastější tarif domácností, tj. tarif D 02d (jednotarifová sazba – pro střední spotřebu) a jistič nad 3x20A do 3x25A. Export průměrných cen za MWh po okresech proveden do *.xls. souboru
04.521.01 SUBI PLYN ZE SÍTĚ	<b>Zdroj:</b> internetový portál doporučený MF ČR: Cena energie, dostupný z <a href="http://www.cenyenergie.cz/">http://www.cenyenergie.cz/</a> a internetový portál TZB info, dostupný z: <a href="http://www.tzb-info.cz/ceny-paliv-a-energi">http://www.tzb-info.cz/ceny-paliv-a-energi</a> <b>Postup:</b> u regionálních dodavatelů byl zkoumán tarif pro nejčastější spotřebu plynu v České republice je 31 MWh za rok pro domácnost. Roční odběr je v pásmu nad 30 do 35 MWh. Export průměrných cen po okresech za kWh proveden do *.xls. souboru
06.111.90 SUBI LÉKY PŘEDEPSANÉ	Cena regionálně neměnná*
06.211.03 POPLATEK ZA NÁVŠTĚVU	Cena regionálně neměnná*
07.221.02 BENZIN AUTOMOBILOVÝ NATURAL 95 OKTANU	<b>Zdroj:</b> internetová databáze cen paliv společnosti CCS, dostupné z: <a href="http://www.ccs.cz/pages/phm2.php">http://www.ccs.cz/pages/phm2.php</a> <b>Postup:</b> databáze umožňuje sledovat na denní bázi ceny paliv v regionálním členění až na úroveň okresů, z těchto cen byl v letech 2011 - 2013 kalkulován aritmetický průměr. Export průměrných cen po okresech za litr proveden do *.xls. souboru
07.221.05 MOTOROVÁ NAFTA	<b>Zdroj:</b> internetová databáze cen paliv společnosti CCS, dostupné z: <a href="http://www.ccs.cz/pages/phm2.php">http://www.ccs.cz/pages/phm2.php</a> <b>Postup:</b> databáze umožňuje sledovat na denní bázi ceny paliv v regionálním členění až na úroveň okresů, z těchto cen byl v letech 2011 - 2013 kalkulován aritmetický průměr. Export průměrných cen po okresech za litr proveden do *.xls. souboru
07.241.04 POPLATEK ZA DÁLNIČNÍ	Cena regionálně neměnná*
07.311.01 SUBI Kolejová osobní doprava	Cena regionálně neměnná*
07.331.02 SUBI Letecká doprava	Cena regionálně neměnná*
08.101.01 POŠTOVNÉ ZA DOPIS V	Cena regionálně neměnná*
08.101.02 POŠTOVNÉ ZA CENNÝ	Cena regionálně neměnná*
08.101.03 POŠTOVNÉ ZA BALÍK DO	Cena regionálně neměnná*
08.301.01 SUBI TELEFONICKÉ A	Cena regionálně neměnná*
09.422.01 ROZHLASOVÝ POPLATEK	Cena regionálně neměnná*
09.422.02 TELEVIZNÍ POPLATEK	Cena regionálně neměnná*
09.521.01 MLADÁ FRONTA DNES	Cena regionálně neměnná*
09.521.02 BLESK	Cena regionálně neměnná*
09.521.03 PRÁVO	Cena regionálně neměnná*
09.521.04 LIDOVÉ NOVINY	Cena regionálně neměnná*
09.521.05 REGIONÁLNÍ DENÍK	Cena regionálně neměnná*
09.521.06 ABC	Cena regionálně neměnná*
09.521.07 CHIP	Cena regionálně neměnná*
09.521.08 STORY	Cena regionálně neměnná*
09.521.09 TV MAGAZÍN	Cena regionálně neměnná*
09.521.10 VLASTA	Cena regionálně neměnná*

Cenový reprezentant	Zdroje dat
09.521.11 KVĚTY	Cena regionálně neměnná*
09.521.12 REFLEX	Cena regionálně neměnná*
09.521.13 TÝDENÍK TELEVIZE	Cena regionálně neměnná*
09.602.01 KANÁRSKÉ OSTROVY	Ceny nejvýznamnějších prodejců jsou regionálně neměnné* (ověřeno u největších CK a CA v ČR
09.602.02 ŠPANĚLSKO	Ceny nejvýznamnějších prodejců jsou regionálně neměnné* (ověřeno u největších CK a CA v ČR
09.602.03 CHORVATSKO - hotel	Ceny nejvýznamnějších prodejců jsou regionálně neměnné* (ověřeno u největších CK a CA v ČR po internetu i telefonicky).
09.602.04 ITÁLIE	Ceny nejvýznamnějších prodejců jsou regionálně neměnné* (ověřeno u největších CK a CA v ČR po internetu i telefonicky).
09.602.05 CHORVATSKO -	Ceny nejvýznamnějších prodejců jsou regionálně neměnné* (ověřeno u největších CK a CA v ČR
09.602.09 SLOVENSKO	Ceny nejvýznamnějších prodejců jsou regionálně neměnné* (ověřeno u největších CK a CA v ČR po internetu i telefonicky).
09.602.10 ŘECKO	Ceny nejvýznamnějších prodejců jsou regionálně neměnné* (ověřeno u největších CK a CA v ČR po internetu i telefonicky).
09.602.12 BULHARSKO	Ceny nejvýznamnějších prodejců jsou regionálně neměnné* (ověřeno u největších CK a CA v ČR po internetu i telefonicky).
09.602.13 TURECKO	Ceny nejvýznamnějších prodejců jsou regionálně neměnné* (ověřeno u největších CK a CA v ČR po internetu i telefonicky).
09.602.14 TUNISKO	Ceny nejvýznamnějších prodejců jsou regionálně neměnné* (ověřeno u největších CK a CA v ČR po internetu i telefonicky).
09.602.15 EGYPY	Ceny nejvýznamnějších prodejců jsou regionálně neměnné* (ověřeno u největších CK a CA v ČR po internetu i telefonicky).
10.401.01 ŠKOLNÉ NA VYŠŠÍ ODBORNÉ ŠKOLE	<b>Zdroj:</b> internetový portál Rejstřík škol a školských zařízení MŠMT, dostupný z: <a href="http://rejskol.msmt.cz/">http://rejskol.msmt.cz/</a> a www stránky VOŠ <b>Postup:</b> Regionální poplatek je váženým průměrem zjištěných cen, kde vahou je počet studentů dané školy v daném roce Export průměrných cen po okresech proveden do *xls. souboru
10.401.02 POPLATEK ZA PŘIJÍMACÍ ŘÍZENÍ NA VYSOKOU ŠKOLU	<b>Zdroj:</b> internetový portál Rejstřík škol a školských zařízení MŠMT, dostupný z: <a href="http://rejskol.msmt.cz/">http://rejskol.msmt.cz/</a> a www stránky konkrétních VŠ státních a veřejných <b>Postup:</b> Regionální poplatek je váženým průměrem zjištěných cen, kde vahou je počet studentů dané školy v daném roce Export průměrných cen po okresech proveden do *xls. souboru
10.401.04 ŠKOLNÉ NA SOUKROMÉ VYSOKÉ ŠKOLE	<b>Zdroj:</b> internetový portál MŠMT ČR, dostupný z <a href="http://www.msmt.cz/ministerstvo/odkazy/vysoke-skoly">http://www.msmt.cz/ministerstvo/odkazy/vysoke-skoly</a> a www stránky soukromých škol <b>Postup:</b> Regionální školné je váženým průměrem zjištěných cen, kde vahou je počet studentů dané školy v daném roce Export průměrných cen po okresech proveden do *xls. souboru
11.111.17 HAMBURGER BIG MAC -	Cena regionálně neměnná*
11.209.09 HOTEL *** - internetový prodej	<b>Zdroj:</b> internetový portál ubytování, dostupný z <a href="http://www.ubytovani.in/">http://www.ubytovani.in/</a> <b>Postup:</b> do automatického vyhledávače zadána specifikace konkrétního detailního typu hotelu (počet hvězdiček, počet lůžek, vybavení pokojů, vybavení objektu) Export průměrných cen po okresech proveden do *xls. souboru
12.531.01 ÚRAZOVÉ POJIŠTĚNÍ MUŽE	Cena regionálně neměnná*
12.531.02 ÚRAZOVÉ POJIŠTĚNÍ	Cena regionálně neměnná*
12.541.01 POJIŠTĚNÍ MOTOROVÝCH VOZIDEL-ŠKODA OCTAVIA	<b>Zdroj:</b> internetový portál České kanceláře pojistitelů, dostupný z <a href="http://www.ckp.cz/tisk/statistiky_a_informace.php?id=0">http://www.ckp.cz/tisk/statistiky_a_informace.php?id=0</a> <b>Postup:</b> Ceny zjišťovány u 6ti největších pojistitelů v ČR, regionální diferenační koeficienty zjištěny u 4 společností - dle velikosti měst. Při stanovení základní sazby pojistného jsou zohledněna úhrnně tato kritéria: pojistník, RČ/IČ, věk, místo trvalého pobytu (obec), objem a stáří vozidla (30ti letý muž s nulovými bonusy, objemem vozidla 2720 ccm, RV 2006. Vypočteny vážené průměry. Export průměrných cen po okresech proveden do *xls. souboru
12.541.04 POJIŠTĚNÍ MOTOROVÝCH VOZIDEL-ŠKODA FABIA	<b>Zdroj:</b> internetový portál České kanceláře pojistitelů, dostupný z <a href="http://www.ckp.cz/tisk/statistiky_a_informace.php?id=0">http://www.ckp.cz/tisk/statistiky_a_informace.php?id=0</a> <b>Postup:</b> Ceny zjišťovány u 6ti největších pojistitelů v ČR, regionální diferenační koeficienty zjištěny u 4 společností - dle velikosti měst. Při stanovení základní sazby pojistného jsou zohledněna úhrnně tato kritéria: pojistník, RČ/IČ, věk, místo trvalého pobytu (obec), objem a stáří vozidla (30ti letý muž s nulovými bonusy, objemem vozidla 2720 ccm, RV 2006. Vypočteny vážené průměry. Export průměrných cen po okresech proveden do *xls. souboru
12.541.06 SUBI POVINNÉ RUČENÍ MOTOROVÝCH VOZIDEL	<b>Zdroj:</b> internetový portál České kanceláře pojistitelů, dostupný z <a href="http://www.ckp.cz/tisk/statistiky_a_informace.php?id=0">http://www.ckp.cz/tisk/statistiky_a_informace.php?id=0</a> <b>Postup:</b> Ceny zjišťovány u 6ti největších pojistitelů v ČR, regionální diferenační koeficienty zjištěny u 4 společností - dle velikosti měst. Při stanovení základní sazby pojistného jsou zohledněna úhrnně tato kritéria: pojistník, RČ/IČ, věk, místo trvalého pobytu (obec), objem a stáří vozidla (30ti letý muž s nulovými bonusy, objemem vozidla 2720 ccm, RV 2006. Vypočteny vážené průměry. Export průměrných cen po okresech proveden do *xls. souboru

Cenový reprezentant		Zdroje dat
12.541.07	POJIŠTĚNÍ MOTOROVÝCH	Export průměrných cen po okresech proveden do *xls. souboru
12.621.01	SUBI FINANČNÍ SLUŽBY	Cena regionálně neměnná*
12.701.02	SUBI SLUŽBA REALITNÍCH KANCELÁŘÍ	<p><b>Zdroj:</b> Sazebník obvyklých úhrad za služby RK Česká komora realitních kancelářů, dostupný z <a href="http://www.ckrk.cz/download/SazebnikSluzebCKRK.pdf">http://www.ckrk.cz/download/SazebnikSluzebCKRK.pdf</a> a data z šetření cen nemovitostí (House Price Index, ČSÚ) a SLBD 2011</p> <p><b>Postup:</b> Dle sazebníku je zřejmé, že cena zprostředkování % z pořizovací ceny nemovitosti, kde je k cenovým pásmům přiřazena % výše provize RK. Touto průměrnou cenou je cena nemovitosti, která je pro bydlení ve vlastním v ČR charakteristická (viz SLBD 2011) s ohledem na výši % provize pro dané cenové pásmo.</p> <p>Export průměrných cen po okresech proveden do *xls. souboru</p>
12.702.01	POPLATEK PŘI PODÁNÍ	Cena regionálně neměnná*
12.702.02	VYDÁNÍ STAVEBNÍHO	Cena regionálně neměnná*
12.702.03	SEPSÁNÍ ZÁVĚTI	Cena regionálně neměnná*
12.702.05	VYDÁNÍ CESTOVNÍHO PASU	Cena regionálně neměnná*

# Příloha 4 – Cenové parity na úrovni reprezentantů pro Hlavní město Praha a ostatní území ČR

Aleš Kocourek

COICOP	NÁZEV	Hl. město Praha	zbytek ČR
01.111.01	CHLĚB KONZUMNÍ KMINOVÝ	0,99	1,000
01.111.02	PEČIVO PŠENIČNO ŽITNÉ	1,06	0,998
01.111.03	CHLĚB TOUSTOVÝ SVĚTLÝ	1,10	0,997
01.112.01	PEČIVO PŠENIČNÉ BÍLÉ	0,95	1,001
01.112.02	BAGETA SVĚTLÁ FRANCOUZSKÁ	1,02	1,000
01.113.01	MASLOVÝ KOLÁČ Z KYNUTEHO TĚSTA	1,06	0,998
01.113.02	KOBLIHA CUKRÁRSKÁ	1,03	0,999
01.113.04	PÍŠKOTOVÁ ROLÁDA	1,07	0,998
01.113.05	PIZZA S NÁPLNÍ BALENÁ MRAŽENÁ	0,98	1,001
01.114.01	SUŠENKY NEPLNĚNÉ	0,99	1,000
01.114.02	SUŠENKY SLEPOVANÉ NEMÁČENÉ	1,00	1,000
01.114.03	SLADKÉ OPLATKY PLNĚNÉ NEMÁČENÉ	0,98	1,000
01.114.04	DROBNÝ SLANÝ KRAKER	0,98	1,001
01.114.05	PÍŠKOTY DĚTSKÉ SVĚTLÉ	1,00	1,000
01.115.01	PŠENIČNÁ MOUKA HLADKÁ	1,01	1,000
01.115.02	PŠENIČNÁ MOUKA HRUBÁ	0,94	1,002
01.116.01	ŠPAGETY NEVAJEČNÉ	1,00	1,000
01.116.02	TĚSTOVINY VAJEČNÉ	1,00	1,000
01.117.01	KUKUŘIČNÉ LUPINKY (CORNFLAKES)	1,04	0,999
01.117.02	HOUSKOVÉ KNEDLÍKY V PRAŠKU	1,00	1,000
01.117.03	LÍSTOVÉ TĚSTO MRAŽENÉ	1,05	0,999
01.118.01	RYŽE LOUPANÁ DLOUHOZRNÁ	1,01	1,000
01.121.01	VEPŘOVÁ PEČENĚ S KOSTÍ	1,00	1,000
01.121.02	VEPŘOVÁ KYTA BEZ KOSTI	1,06	0,998
01.121.03	VEPŘOVÁ KRKOVICE	0,99	1,000
01.121.04	VEPŘOVÁ PLEC	1,03	0,999
01.121.05	VEPŘOVÝ BŮČEK	1,00	1,000
01.122.01	HOVĚZÍ MASO ZADNÍ BEZ KOSTI	0,94	1,002
01.122.02	HOVĚZÍ MASO PŘEDNÍ BEZ KOSTI	1,03	0,999
01.122.03	HOVĚZÍ MASO PŘEDNÍ S KOSTÍ	1,01	1,000
01.122.04	HOVĚZÍ SVÍČKOVÁ PRAVÁ	1,03	0,999
01.123.01	MASO MLETÉ	0,90	1,003
01.123.02	VEPŘOVÁ JÁTRA	1,07	0,998
01.123.03	KRALÍK DOMÁČÍ	1,05	0,999
01.124.01	ŠPEKÁČKY	1,00	1,000
01.124.02	JEMNÉ PÁRKY	1,09	0,997
01.124.03	GOTHAJSKÝ SALÁM	1,08	0,998
01.124.05	ŠUNKOVÝ SALÁM	1,00	1,000
01.124.07	PAPRIKOVÁ KLOBÁSA	1,04	0,999
01.124.08	POLÍČAN	1,08	0,998
01.124.10	ŠUNKA VEPŘOVÁ	1,05	0,999
01.124.12	ŠUNKA KRŮTÍ	1,11	0,997
01.124.13	ANGLICKÁ SLANINA	1,06	0,998
01.124.14	JÁTROVÁ PAŠTIKA	1,04	0,999
01.124.16	TLACENKA SVĚTLÁ DRŮBĚŽÍ	1,09	0,998
01.124.17	UZENÁ VEPŘOVÁ KRKOVICE	1,02	0,999
01.124.18	UZENÁ KUŘECÍ STEHNA	1,06	0,998
01.125.01	LUNCHEON MEAT	1,06	0,998
01.125.03	GRILOVANÉ KUŘE	0,97	1,001
01.126.01	KUŘATA KUCHANÁ CELÁ	1,03	0,999
01.126.02	KUŘECÍ ŘÍZKY KUCHYNSKY UPRAVENÉ	1,05	0,999
01.126.03	KUŘECÍ STEHNA	1,02	0,999
01.126.04	KRŮTY KUCHANÉ	1,03	0,999
01.126.05	KACHNY KUCHANÉ	1,04	0,999
01.131.01	KAPR CHLAZENÝ, MRAŽENÝ	1,02	1,000
01.131.02	FILÉ MRAŽENÉ	1,19	0,995
01.131.03	LOSOS FILET	1,15	0,996
01.132.01	UZENÁ MAKRELA	1,05	0,999
01.132.03	TUŇÁK RŮŽOVÝ V KONZERVĚ	1,04	0,999
01.141.01	VEJCE SLEPIČÍ ČERSTVÁ	0,97	1,001
01.143.01	MLÉKO POLOTUČNÉ PASTEROVANÉ	0,99	1,000
01.143.02	MLÉKO POLOTUČNÉ TRVANLIVÉ	0,99	1,000
01.143.03	MLÉKO ODSŤŘEDĚNÉ TRVANLIVÉ	0,93	1,002
01.143.04	MLÉKO PLNOTUČNÉ TRVANLIVÉ	0,98	1,001
01.143.05	BIO MLÉKO	1,02	0,999
01.144.01	KONDENZOVANÉ MLÉKO NESLAZENÉ	0,98	1,000
01.144.03	SUŠENÉ PLNOTUČNÉ MLÉKO (SUNAR)	1,04	0,999
01.145.02	EIDAMSKÁ CIHLA	1,02	0,999
01.145.03	HERMELÍN	1,03	0,999
01.145.04	TAVENÝ SYR NEOCHUCENÝ	1,00	1,000
01.145.05	OLOMOUCKÉ TVARŮŽKY	1,01	1,000
01.145.06	LUČIČNA	1,00	1,000
01.145.07	NIVA	0,96	1,001
01.145.08	GOUDA	0,99	1,000
01.146.01	JOGURT BÍLY NETUČNÝ	1,00	1,000
01.146.02	SMETANOVÝ JOGURT OVOCNÝ	1,02	1,000
01.146.03	BIO JOGURT OVOCNÝ	0,99	1,000
01.147.01	ZAKYŠANÉ MLÉČNÉ VÝROBKY TEKUTÉ	1,01	1,000
01.147.02	SMETANA SLADKÁ TRVANLIVÁ	0,99	1,000
01.147.03	TVAROH MĚKKÝ KONZUMNÍ	1,08	0,998
01.147.04	POLARKOVÝ DORT	1,11	0,997
01.151.01	MÁSLO ČERSTVÉ	1,00	1,000
01.151.02	TRADIČNÍ POMAŽÁNKOVÉ	1,14	0,996

COICOP	NÁZEV	Hl. město Praha	zbytek ČR
01.152.01	VEPŘOVÉ SÁDLO ŠKVAŘENÉ	0,97	1,001
01.153.01	OLEJ OLIVOVÝ	0,99	1,000
01.153.02	OLEJ ROSTLINNÝ	0,97	1,001
01.153.03	OLEJ SLUNEČNICOVÝ	1,05	0,999
01.154.01	ROSTLINNÉ MÁSLLO	0,89	1,003
01.154.02	ROSTLINNÝ TUK NA PEČENÍ	1,02	0,999
01.154.03	ZTUŽENÝ POKRMOVÝ TUK	0,98	1,000
01.161.01	POMERANČE	1,01	1,000
01.161.02	CITRONY	1,03	0,999
01.162.01	BANÁNY ŽLUTÉ	0,97	1,001
01.163.01	JABLKA KONZUMNÍ	1,04	0,999
01.164.02	BROSKVE/NEKTARINKY	1,06	0,998
01.164.03	HROZNY STOLNÍ	1,00	1,000
01.164.04	JAHODY ZAHRADNÍ	1,06	0,998
01.165.01	VODNÍ MELOUN ČERVENÝ	1,07	0,998
01.165.02	KIWI	1,12	0,997
01.166.01	KÓMPOT MERUŇKOVÝ (EVENT. BROSKVOVÝ)	0,99	1,000
01.167.01	JÁDRA LÍSKOVÝCH OŘÍŠKŮ	1,02	0,999
01.167.02	ROZINKY	0,84	1,005
01.167.03	ŠVESTKY SUŠENÉ	1,00	1,000
01.171.01	KONZUMNÍ BRAMBORY	1,08	0,998
01.172.01	HRANOLKY BRAMBOROVÉ MRAŽENÉ	1,09	0,998
01.172.02	BRAMBOROVÉ KNEDLÍKY V PRAŠKU	1,05	0,999
01.172.03	BRAMBOROVÉ LUPINKY	0,96	1,001
01.173.01	RAJSKÁ JABLKA ČERVENÁ KULATÁ	0,96	1,001
01.173.02	OKURKY SALÁTOVÉ	1,09	0,998
01.173.03	PAPRIKY	0,95	1,002
01.174.01	ZELÍ HLÁVKOVÉ BÍLÉ	1,00	1,000
01.174.02	KVĚTAK BÍLÝ CELÝ	1,02	0,999
01.174.03	MRKEV	1,03	0,999
01.174.04	CELER	1,00	1,000
01.174.05	CIBULE SUCHÁ	1,01	1,000
01.174.06	ŽAMPIONY BÍLÉ	0,88	1,004
01.174.07	ČESNEK SUCHÝ	0,99	1,000
01.174.08	BROKOLICE	1,01	1,000
01.175.01	NAKLÁDANÉ ZELÍ	0,97	1,001
01.175.02	STERILOVANÉ OKURKY	0,99	1,000
01.175.03	ŠPENÁTOVÝ PROTĚLAK MRAŽENÝ	0,81	1,006
01.175.04	DĚTSKÁ VÝŽIVA	0,99	1,000
01.176.01	ČOČKA VELKOZRNÁ	1,03	0,999
01.181.01	JAHODOVÝ DŽEM	1,20	0,995
01.182.01	CUKR KRÝSTALOVÝ	0,94	1,002
01.182.02	CUKR MOUČKOVÝ	0,97	1,001
01.183.01	ČOKOLÁDA MLÉČNÁ TABULKOVÁ	1,01	1,000
01.183.02	ČOKOLÁDOVÝ DEZERT	0,98	1,001
01.183.03	ČOKOLÁDOVÁ TYČINKA PLNĚNÁ	1,03	0,999
01.183.05	DIA ČOKOLÁDA	1,05	0,999
01.184.01	KYSELÝ OVOCNÝ DROPS	0,96	1,001
01.184.02	ŽELATINOVÉ CUKROVINKY	0,97	1,001
01.184.03	ŽYVKAČÍ GUMA	1,00	1,000
01.185.01	ŽLOUTKOVÝ VĚNEČEK	1,05	0,999
01.185.03	OVOCNÁ ZMRZLINA PRŮMYSLOVÉ VYRÁBĚNÁ	1,00	1,000
01.186.01	PRAVÝ VČELÍ MED	0,94	1,002
01.191.01	MASOVÝ EXTRAKT	1,00	1,000
01.191.02	POLÉVKA GULÁSOVÁ DEHYDROVANÁ	1,02	0,999
01.192.01	SŮL JEDLÁ PŘÍRODNÍ JODIDOVANÁ	1,16	0,996
01.192.02	PEPŘ ČERNÝ MLETÝ	1,06	0,998
01.192.03	KMÍN	1,04	0,999
01.193.01	KEČUP RAJČATOVÝ	1,11	0,997
01.193.02	HORČICE	1,02	1,000
01.193.03	TATARSKÁ OMÁČKA	1,00	1,000
01.194.01	DROŽDÍ	0,94	1,002
01.194.02	POCHOUTKOVÝ SALÁT	0,96	1,001
01.211.01	KAKAOVÝ PRAŠEK	0,93	1,002
01.212.01	KÁVA PRAŽENÁ MLETÁ	1,00	1,000
01.212.02	KÁVA ZRNKOVÁ PRAŽENÁ	1,04	0,999
01.212.03	KÁVA ROZPUSTNÁ	1,01	1,000
01.213.01	ČAJ ČERNÝ PORCOVANÝ	0,97	1,001
01.213.02	ČAJ OVOCNÝ PORCOVANÝ	0,90	1,003
01.214.01	KÁVOVINOVÝ EXTRAKT	0,98	1,001
01.221.01	OVOCNÝ SIRUP	1,03	0,999
01.222.01	POMERANČOVÁ ŠŤÁVA	1,02	1,000
01.222.02	RAJČATOVÁ ŠŤÁVA	1,00	1,000
01.223.01	PŘÍRODNÍ PRAMENITÁ VODA	1,03	0,999
01.223.02	PŘÍRODNÍ MINERÁLNÍ VODA UHLÍČITÁ	0,99	1,000
01.224.01	NEALKOHOLICKÝ NÁPOJ S OVOCNOU PŘÍCHUTÍ	1,08	0,998
01.224.02	ORANŽÁDA	1,01	1,000
01.224.03	COCA-COLA (PEPSI-COLA)	0,96	1,001
02.111.01	TUZEMSKÝ TMAVÝ (TUZEMÁK)	1,02	0,999
02.111.02	VODKA JEMNÁ	0,98	1,001
02.111.03	FERNET STOCK	1,01	1,000
02.111.04	KARLOVARSKÁ BECHEROVKA	0,99	1,000
02.111.05	PRAVÁ SKOTSKÁ WHISKY	1,01	1,000



COICOP	NÁZEV	Hl. město Praha	zbytek ČR
02.111.06	BRANDÝ	1,01	1,000
02.121.01	JAKOSTNÍ VÍNO BILÉ	1,01	1,000
02.121.02	JAKOSTNÍ VÍNO ČERVENÉ	1,01	1,000
02.121.03	ŠUMIVÉ VÍNO POLOSADKÉ	1,00	1,000
02.121.04	PRAVÝ ITALSKÝ VERMUT	1,05	0,999
02.131.01	PIVO VYČEPNÍ, SVĚTLÉ, LAHOVÉ	1,03	0,999
02.131.02	PIVO LEŽÁK - ZNAČKOVÉ, SVĚTLÉ, LAHOVÉ	1,00	1,000
02.201.02	SPARTA BLUE KS BOX	1,00	1,000
02.201.03	RED AND WHITE ORIGINAL	1,00	1,000
02.201.04	MARLBORO KS BOX	1,00	1,000
02.201.05	VICEROY SPECIAL FILTER RED	1,00	1,000
02.201.06	RONSON LONDON RED	1,00	1,000
02.201.08	WINSTON CLASSIC RED	1,00	1,000
02.201.10	MOON RED 100	1,00	1,000
02.201.11	L&M BLUE LABEL KS RCB	1,00	1,000
03.111.01	ŠATOVKA DÁMSKÁ	1,14	0,996
03.121.02	PÁNSKÉ PYŽAMO	1,13	0,996
03.121.03	PÁNSKÁ KOŠILE - KLASICKÁ	1,06	0,998
03.121.05	PÁNSKÝ PULOVŘ BA VLNĚNÝ - MIKINA	0,96	1,001
03.121.06	PÁNSKÝ PULOVŘ BA VLNĚNÝ - TRIČKO	1,01	1,000
03.121.07	PÁNSKÉ SPODNÍ PRÁDLO	1,03	0,999
03.121.08	PÁNSKÝ PULOVŘ	1,05	0,999
03.122.01	DÁMSKÉ KALHOTKY BA VLNĚNÉ	0,89	1,003
03.122.04	DÁMSKÉ PLÁVKY	1,12	0,997
03.122.05	DÁMSKÁ VESTA	0,82	1,006
03.122.06	DÁMSKÝ PULOVŘ - DLOUHÝ RUKÁV	1,10	0,997
03.122.09	DÁMSKÁ PODPRSENKA	1,00	1,000
03.122.10	DÁMSKÝ PULOVŘ - KRÁTKÝ RUKÁV	1,13	0,997
03.123.01	DĚVČÍ KALHOTKY BA VLNĚNÉ	1,20	0,995
03.123.02	DĚTSKÉ PYŽAMO BA VLNĚNÉ	1,24	0,994
03.123.04	DĚTSKÝ PULOVŘ BA VLNĚNÝ - MIKINA	0,93	1,002
03.123.05	DĚTSKÝ PULOVŘ BA VLNĚNÝ - TRIČKO	1,07	0,998
03.123.08	DĚTSKÝ PULOVŘ BA VLNĚNÝ - TRIČKO, DLOUHÝ RUKÁV	1,02	0,999
03.124.01	PÁNSKÝ OBLEK	1,03	0,999
03.124.02	PÁNSKÁ BUNDA LETNÍ	1,10	0,997
03.124.03	PÁNSKÁ BUNDA ZIMNÍ	1,47	0,989
03.124.04	PÁNSKÉ KALHOTY	1,78	0,984
03.124.05	PÁNSKÉ KALHOTY JEANSOVÉ - KLASICKÉ	0,99	1,000
03.124.06	PÁNSKÉ SPORTOVNÍ KALHOTY LYŽAŘSKÉ	0,99	1,000
03.125.01	DÁMSKÝ PLÁŠ ZIMNÍ	1,09	0,998
03.125.02	DÁMSKÁ BUNDA ZIMNÍ	1,45	0,989
03.125.07	DÁMSKÉ ŠATY LETNÍ	0,88	1,004
03.125.08	DÁMSKÁ HALENKA	0,97	1,001
03.125.12	DÁMSKÉ KALHOTY	1,02	0,999
03.125.13	DÁMSKÉ SAKO (KABÁTEK) KOŽENÉ	0,88	1,004
03.126.01	DĚTSKÁ BUNDA ZIMNÍ	0,82	1,006
03.126.04	DĚTSKÁ LYŽAŘSKÁ SOUPRAVA	0,99	1,000
03.126.05	DĚTSKÉ JEANSOVÉ KALHOTY	0,96	1,001
03.126.06	DĚVČÍ SUKNĚ	0,97	1,001
03.127.01	PÁNSKÉ PONOŽKY BA VLNĚNÉ	1,14	0,996
03.128.01	DÁMSKÉ PONOŽKY BA VLNĚNÉ	1,10	0,997
03.128.02	DÁMSKÉ PUNČOCHOVÉ KALHOTY	1,42	0,990
03.129.01	DĚTSKÉ PUNČOCHOVÉ KALHOTY	0,97	1,001
03.129.02	DĚTSKÉ PONOŽKY BA VLNĚNÉ	1,08	0,998
03.131.02	ČEPIČE BA SEBALOVÁ	1,21	0,995
03.132.01	NITĚ ŠÍČI	1,10	0,997
03.141.02	PUČOVÁNÍ SVA TEBNÍCH ŠATŮ	1,43	0,990
03.141.03	ČIŠTĚNÍ PÁNSKÉHO OBLEKU	1,21	0,995
03.211.01	PÁNSKÁ VYCHÁZKOVÁ OBUV CELOROČNÍ KOŽENÁ	1,00	1,000
03.211.02	PÁNSKÁ VYCHÁZKOVÁ OBUV LETNÍ KOŽENÁ	1,07	0,998
03.211.03	PÁNSKÁ VYCHÁZKOVÁ OBUV ZIMNÍ KOŽENÁ	1,00	1,000
03.211.04	PÁNSKÁ OBUV PRO VOLNÝ ČAS - KOŽENÁ	0,99	1,000
03.212.01	DÁMSKÁ VYCHÁZKOVÁ OBUV CELOROČNÍ KOŽENÁ	1,09	0,997
03.212.02	DÁMSKÁ VYCHÁZKOVÁ OBUV LETNÍ KOŽENÁ	1,08	0,998
03.212.03	DÁMSKÁ VYCHÁZKOVÁ OBUV ZIMNÍ KOŽENÁ	0,94	1,002
03.212.04	DÁMSKÁ OBUV PRO VOLNÝ ČAS - TEXTILNÍ	1,02	0,999
03.212.05	DÁMSKÁ OBUV DOMÁČÍ TEXTILNÍ	1,10	0,997
03.213.01	DĚTSKÁ OBUV VYCHÁZKOVÁ CELOROČNÍ KOŽENÁ	0,95	1,001
03.213.02	DĚTSKÁ OBUV VYCHÁZKOVÁ LETNÍ KOŽENÁ	0,88	1,004
03.213.03	DĚTSKÁ OBUV VYCHÁZKOVÁ ZIMNÍ KOŽENÁ	0,90	1,003
03.213.04	DĚTSKÁ OBUV PRO VOLNÝ ČAS - KOŽENÁ	0,93	1,002
03.213.06	DĚTSKÁ OBUV DOMÁČÍ TEXTILNÍ	1,07	0,998
03.213.07	DĚTSKÁ OBUV ZIMNÍ - SNĚHULE	1,11	0,997
03.221.01	VÝMĚNA DÁMSKÝCH PATNÍKŮ - EXPRES	1,29	0,993
04.111.06	BYT NÁJEMNÍ - 2 OBYTNÉ MÍSTNOSTI - SE SMLUVNÍM NÁJEMEM	1,71	0,985
04.111.07	BYT NÁJEMNÍ - 1 OBYTNÁ MÍSTNOST ZPŮSOBĚNĚ ZPROSTŘEDKOVANÉ RK	1,71	0,985
04.111.09	BYT NÁJEMNÍ - 1 OBYTNÁ MÍSTNOST S DEREGULOVANÝM NÁJEMEM OD R.2011	1,61	0,987
04.111.11	BYT NÁJEMNÍ - 2 OBYTNÉ MÍSTNOSTI S DEREGULOVANÝM NÁJEMEM OD R.2011	1,57	0,987
04.111.13	BYT NÁJEMNÍ - 3 OBYTNÉ MÍSTNOSTI S DEREGULOVANÝM NÁJEMEM OD R.2011	1,34	0,992
04.111.15	BYT NÁJEMNÍ - 4 OBYTNÉ MÍSTNOSTI S DEREGULOVANÝM NÁJEMEM OD R.2011	1,75	0,984
04.111.16	BYT NÁJEMNÍ - 1 OBYTNÁ MÍSTNOST S DEREGULOVANÝM NÁJEMEM OD R.2013	1,61	0,987
04.111.17	BYT NÁJEMNÍ - 2 OBYTNÉ MÍSTNOSTI S DEREGULOVANÝM NÁJEMEM OD R.2013	1,57	0,987
04.111.18	BYT NÁJEMNÍ - 3 OBYTNÉ MÍSTNOSTI S DEREGULOVANÝM NÁJEMEM OD R.2013	1,34	0,992
04.111.19	BYT NÁJEMNÍ - 4 OBYTNÉ MÍSTNOSTI S DEREGULOVANÝM NÁJEMEM OD R.2013	1,75	0,984

COICOP	NÁZEV	Hl. město Praha	zbytek ČR
04.112.01	BYT DRUŽSTEVNÍ I. KATEGORIE - 2 OBYTNÉ MÍSTNOSTI	1,11	0,997
04.112.02	BYT DRUŽSTEVNÍ I. KATEGORIE - 3 OBYTNÉ MÍSTNOSTI	1,28	0,993
04.112.03	BYT DRUŽSTEVNÍ I. KATEGORIE - 4 OBYTNÉ MÍSTNOSTI	0,95	1,002
04.311.01	OBKLADAČKY POROVINOVÉ	1,03	0,999
04.311.02	UMYVADLO	1,00	1,000
04.311.03	BATERIE DŘEŽOVÁ 1/2 coulová	1,05	0,999
04.311.04	OMÍTKOVÁ SMĚS	0,95	1,001
04.311.05	PRIMALEX PLUS BILÝ	1,05	0,999
04.311.07	UNIVERZÁLNÍ AKRYLÁTOVÁ BARVA	1,05	0,999
04.311.09	SÁDROKARTONOVÉ DESKY	0,98	1,001
04.311.10	SILIKONOVÝ TMEL	0,95	1,001
04.321.01	MALÍŘSKÉ PRÁCE	1,13	0,996
04.321.02	NATĚRAČSKÉ PRÁCE	1,36	0,991
04.321.03	OBKLADAČSKÉ PRÁCE	1,15	0,996
04.321.04	TOPENÁŘSKÉ PRÁCE	1,12	0,997
04.321.05	INSTALÁTEŘSKÉ PRÁCE - VÝMĚNA BATERIE	1,14	0,996
04.321.06	TRUHLÁŘSKÉ PRÁCE	1,14	0,996
04.411.01	VODNĚ	1,00	1,000
04.421.01	ODVOZ POPELA A PEVNÝCH ODPADKŮ	0,99	1,000
04.431.01	STOČNĚ	0,85	1,005
04.441.01	ÚHRADA SLUŽEB SPOJENÝCH S UŽÍVÁNÍM NÁJEMNÍHO BYTU	1,34	0,992
04.441.02	ÚHRADA SLUŽEB SPOJENÝCH S UŽÍVÁNÍM DRUŽSTEVNÍHO BYTU	2,84	0,971
04.511.01	SUBI ELEKTŘINA	1,00	1,000
04.521.01	SUBI PLYN ZE SÍTĚ	0,87	1,004
04.522.01	PROPAN - BUTAN	1,11	0,997
04.541.01	ČERNÉ UHLÍ	1,03	0,999
04.541.02	HNĚDÉ UHLÍ	0,98	1,001
04.541.03	BRIKETY HNĚDOUHELNÉ	1,02	0,999
04.541.04	KOKS ČERNOUHELNÝ	1,07	0,998
04.541.05	DŘEVO PALIVOVÉ	1,42	0,990
04.541.06	DŘEVO PALIVOVÉ LISTNATÉ	1,28	0,993
04.551.01	TEPLO PRO OTOP A PŘÍPRAVU TEPLÉ VODY	1,03	0,999
05.111.01	ŽIDLE CALOUNĚNÁ	1,02	0,999
05.111.09	ČALOUNĚNÁ SEDAČÍ SOUPRAVA	1,02	0,999
05.111.10	DĚTSKÁ POSTÝLKA	1,05	0,999
05.111.15	POSTEL - DVOULŮŽKO	0,84	1,005
05.112.01	STOLNÍ LAMPA	1,07	0,998
05.121.02	LINOLEUM	0,97	1,001
05.121.03	KOBEREC BYTOVÝ	0,91	1,003
05.201.01	PŘÍKRÝVKA PROŠÍVANÁ	0,97	1,001
05.201.03	DEKORAČNÍ TKANINA	1,01	1,000
05.201.04	PLETENÉ SYNTETICKÉ ZÁCLONY	1,29	0,993
05.202.02	LOŽNÍ SOUPRAVA (KREP)	1,06	0,998
05.202.03	PROSTĚRÁDLO BA VLNĚNÉ	0,80	1,006
05.202.06	LOŽNÍ SOUPRAVA (DAMA ŠEK, SATĚN) - e-shop	1,00	1,000
05.202.07	SMYČKOVÝ RUČNÍK (FROTÉ)	1,16	0,996
05.311.06	ELEKTRICKÁ MRAZNIČKA	0,97	1,001
05.311.07	EL. CHLADNÍČKA S MRAZNIČKOU - e-shop	1,00	1,000
05.312.05	AUTOMATICKÁ BUBNOVÁ PRAČKA - e-shop	1,00	1,000
05.313.01	SPORÁK KOMBINOVANÝ	0,87	1,004
05.313.03	PLYNOVÝ KOTEL	0,89	1,003
05.314.02	DOMÁČÍ VODARNA	1,31	0,992
05.314.04	ELEKTRICKÝ VYSAVAČ PODLAHOVÝ	1,01	1,000
05.314.05	ELEKTRICKÝ VYSAVAČ PODLAHOVÝ - e-shop	1,00	1,000
05.321.03	VARNÁ KONVICE	1,08	0,998
05.321.05	ELEKTRICKÁ ŽEHLIČKA	0,97	1,001
05.401.01	NÁPOJOVÁ SKLENKA	1,22	0,994
05.401.05	PORCELÁNOVÝ TALÍŘ	0,88	1,004
05.401.06	ŠÁLEK S PODŠÁLKEM PORCELÁNOVÝ	1,06	0,998
05.402.01	SMAŽIČÍ PÁNEV	1,07	0,998
05.402.02	JIDELNÍ PŘÍBOR	0,82	1,006
05.402.03	HRNEC KUCHYNSKÝ NEREZOVÝ	1,05	0,999
05.403.01	KUCHYNSKÝ NŮŽ	1,12	0,997
05.403.03	VAREČKA	1,07	0,998
05.511.01	MOTOROVÁ PILA	0,89	1,003
05.511.02	ELEKTRICKÁ RUČNÍ VRTAČKA	1,00	1,000
05.511.03	ELEKTRICKÁ SEKAČKA NA TRÁVU STRUNOVÁ	1,09	0,997
05.521.01	ŠROUBOVÁK	0,81	1,006
05.521.02	HŘABĚ ŽELEZNÉ S NÁ SADOU	1,06	0,998
05.521.03	SPÍNAČ KOLEBKOVÝ DOMOVNÍ	1,41	0,990
05.521.05	TUŽKOVÁ BATERIE 1.5V	1,10	0,997
05.521.06	HŘEBÍKY	1,16	0,996
05.521.07	ŽAROVKA ÚSPORNA	0,98	1,001
05.611.02	AVIVAŽNÍ PROSTŘEDEK	1,03	0,999
05.612.01	TEKUTÝ PŘÍPRAVEK NA MYTÍ NÁDOBÍ	0,99	1,000
05.612.02	TEKUTÝ PRAŠEK NA ČIŠTĚNÍ NÁDOBÍ	1,05	0,999
05.612.04	LÉPIDLO UNIVERZÁLNÍ	1,01	1,000
05.612.07	SMETÁK	0,96	1,001
05.612.08	OSVĚŽOVAČ VZDUCHU	1,00	1,000
05.612.09	TABLETY DO MYČKY NÁDOBÍ	1,04	0,999
05.612.10	UNIVERZÁLNÍ ČIŠTÍCI PROSTŘEDEK	1,08	0,998
05.612.11	ČIŠTÍCI PROSTŘEDEK NA WC	1,02	1,000
05.612.12	ČIŠTÍCI PROSTŘEDEK NA OKNA	1,04	0,999
05.612.13	ČIŠTÍCI HOUBÍČKA	1,07	0,998
05.613.01	PAPIROVÉ UBROUSKY	0,99	1,000
05.613.02	MIKROTENOVÝ SÁČEK	1,03	0,999
05.613.03	HLINÍKOVÁ FOLIE (ALOBAL)	1,03	0,999
05.613.04	NUŽKY PRO DOMÁCNOST	1,11	0,997
05.621.01	PRÁNÍ PRÁDLA	1,60	0,987

COICOP	NÁZEV	Hl. město Praha	zbytek ČR
06.111.90	SUBI LÉKY PŘEDEPSANÉ LÉKAŘEM	1,00	1,000
06.121.04	AUTOLÉKÁRNÍČKA	0,95	1,001
06.131.01	ZDRAVOTNÍ ORTOPEDECKÉ VLOŽKY DO BOT	1,00	1,000
06.131.02	MĚŘÍCÍ KREVNIHO TLAKU DIGITÁLNÍ (TONOMETR)	1,08	0,998
06.131.03	DIOPTRICKÉ BRÝLE	1,08	0,998
06.131.04	KONTAKTNÍ ČOČKY MĚKKÉ	0,99	1,000
06.211.03	POPLATEK ZA NAVŠTEVU POHOTOVOSTI	1,00	1,000
06.221.01	OŠETŘENÍ ZUBNÍHO KAZU	1,17	0,996
06.221.02	KORUNKA FASETOVANÁ PRYSKYŘIČNA	1,12	0,997
07.131.01	HORSKÉ KOLO PÁNSKÉ	1,21	0,995
07.131.02	JÍZDNÍ KOLO TREKINGOVÉ	1,21	0,995
07.211.01	PLAŠŤ NA JÍZDNÍ KOLO	1,11	0,997
07.211.04	LEŠTÍCI A KONZERVAČNÍ PROSTŘEDEK	1,01	1,000
07.211.05	TŘECÍ SEGMENT - BRZDOVÉ DESTIČKY	1,12	0,997
07.211.06	BLATNÍK PRO OSOBNÍ AUTOMOBIL	1,03	0,999
07.221.02	BENZIN AUTOMOBILOVÝ NATURAL 95 OKTANU	1,02	0,999
07.221.05	MOTOROVÁ NAFTA	1,02	0,999
07.222.01	MOTOROVÝ OLEJ	1,07	0,998
07.231.01	CENTROVÁNÍ ZADNÍHO KOLA BICYKLU	2,19	0,978
07.231.02	SERIZENÍ SBHAVOSTI PŘED. KOL	0,97	1,001
07.231.04	VÝMĚNA BLATNÍKU U AUTOMOBILU ŠKODA FABIA	1,27	0,993
07.231.05	SERVISNÍ PROHLÍDKA AUTOMOBILU ŠKODA FABIA	1,14	0,996
07.231.06	VÝMĚNA PNEUMATIKY	1,32	0,992
07.241.01	NAJEMNÉ ZA GARÁŽ	2,65	0,972
07.241.02	ŘIDIČSKÝ KURZ PRO OSOBNÍ AUTOMOBIL	1,18	0,995
07.241.03	PARKOVNÉ ZA OSOBNÍ AUTOMOBIL	1,93	0,981
07.241.04	POPLATEK ZA DÁLNIČNÍ ZNÁMKU	1,00	1,000
07.311.01	SUBI Kolejová osobní doprava	1,00	1,000
07.321.01	JEDNOTLIVÉ JÍZDNÉ V MHD SILNIČNÍ	2,66	0,972
07.321.02	MĚSÍČNÍ PŘEDPLATNÉ V MHD SILNIČNÍ	1,78	0,984
07.321.03	ČTVRTLÉTNI PŘEDPLATNÉ V MHD SILNIČNÍ	2,27	0,977
07.321.04	JEDNOTLIVÉ JÍZDNÉ PRO DÚCHODCE V MHD SILNIČNÍ	1,78	0,984
07.321.05	MĚSÍČNÍ PŘEDPLATNÉ PRO DÚCHODCE V MHD SILNIČNÍ	1,42	0,990
07.321.06	MĚSÍČNÍ ŽAKOVSKÉ PŘEDPLATNÉ V MHD SILNIČNÍ	1,77	0,984
07.322.01	OBYČEJNÉ JÍZDNÉ V AUTOBUS. DOPRAVĚ (10 KM)	0,94	1,002
07.322.02	OBYČEJNÉ JÍZDNÉ V AUTOBUS. DOPRAVĚ (25 KM)	0,98	1,001
07.322.03	OBYČEJNÉ JÍZDNÉ V AUTOBUS. DOPRAVĚ (50 KM)	0,97	1,001
07.322.04	OBYČEJNÉ JÍZDNÉ V AUTOBUS. DOPRAVĚ (100 KM)	0,96	1,001
07.322.05	MĚSÍČNÍ PŘEDPL. JÍZDNÉ V AUTOBUSOVÉ DOPRAVĚ (14-17KM)	1,01	1,000
07.322.07	ŽAKOVSKÉ JÍZDNÉ OD 15 DO 26 LET (100 KM)	0,91	1,003
07.323.01	AUTOTAXI OSOBNÍ	1,19	0,995
07.331.02	SUBI LETECKÁ DOPRAVA	1,00	1,000
07.351.01	JEDNOTLIVÉ JÍZDNÉ V MHD KOMBINOVANÉ	2,66	0,972
07.351.02	MĚSÍČNÍ PŘEDPLATNÉ V MHD KOMBINOVANÉ	1,78	0,984
07.351.03	ČTVRTLÉTNI PŘEDPLATNÉ V MHD KOMBINOVANÉ	2,27	0,977
07.351.04	ROČNÍ PŘEDPLATNÉ V MHD KOMBINOVANÉ	2,90	0,970
07.351.05	JEDNOTLIVÉ JÍZDNÉ PRO DÚCHODCE V MHD KOMBINOVANÉ	1,78	0,984
07.351.06	MĚSÍČNÍ ŽAKOVSKÉ PŘEDPLATNÉ V MHD KOMBINOVANÉ	1,42	0,990
07.351.07	MĚSÍČNÍ PŘEDPLATNÉ PRO DÚCHODCE V MHD KOMBINOVANÉ	1,77	0,984
07.361.01	AUTOTAXI NÁKLADNÍ	1,98	0,981
08.101.01	POŠTOVNÉ ZA DOPIS V TUZEMSKU	1,00	1,000
08.101.02	POŠTOVNÉ ZA CENNÝ BALÍK V TUZEMSKU	1,00	1,000
08.202.01	MOBILNÍ TELEFON - PŘÍSTROJ	1,11	0,997
08.301.01	SUBI TELEFONICKÉ A TELEFAXOVÉ SLUŽBY	1,00	1,000
09.111.10	BLU-RAY PŘEHRAVAČ - e-shop	1,00	1,000
09.112.02	RADIOMAGNETOFON PŘENOSNÝ S CD PŘEHRAVAČEM	0,99	1,000
09.112.09	MP3/MP4 PŘEHRAVAČ	1,13	0,997
09.112.10	MP3/MP4 PŘEHRAVAČ - e-shop	1,00	1,000
09.121.01	FOTOPARÁT DIGITÁLNÍ	1,05	0,999
09.131.05	MULTIFUNKČNÍ TISKÁRNA	1,07	0,998
09.131.08	MONITOR	1,04	0,999
09.141.01	CD NAHRANÉ	1,04	0,999
09.141.06	CD NENAHRAANÉ	1,08	0,998
09.141.08	DVD NENAHRAANÉ	1,02	1,000
09.151.02	PC SERVIS - ZÁLOHOVÁNÍ DAT	1,25	0,994
09.221.01	KYTARA SPANEĽSKA	1,16	0,996
09.311.01	PANENKA Z PVC	0,94	1,002
09.311.02	AUTO NA BATERII	1,02	1,000
09.311.03	AUTO MECHANICKÉ	0,95	1,001
09.311.04	STAVEBNICE TYPU LEGO	1,02	0,999
09.311.05	SKLÁDANKA PUZZLE	1,09	0,997
09.311.06	PLYŠOVÁ HRAČKA	1,19	0,995
09.311.07	KOČÁREK PRO PANENKU	1,08	0,998
09.311.11	PC hra	1,10	0,997
09.321.01	LYŽARSKÉ SJEZDOVÉ BOTY	1,15	0,996
09.321.02	MÍČ NA ODBIJENOU	1,00	1,000
09.321.04	RYBÁŘSKÝ PRUT	1,19	0,995
09.321.05	SPORTOVNÍ TLUMOK	1,27	0,993
09.321.06	CYKLISTICKÁ PŘÍLBA	0,97	1,001
09.321.08	LYŽARSKÝ SET	1,08	0,998
09.331.01	KARAFIÁT VELKOKVĚTÝ	1,21	0,995
09.331.02	RŮŽE VELKOKVĚTÁ	1,39	0,991
09.331.03	KVĚTINY HRNKOVÉ (AFRICKÁ FIALKA)	1,33	0,992
09.331.05	GERBERA VELKOKVĚTÁ	1,22	0,994
09.331.06	CHRYZANTÉMA REZANÁ	1,20	0,995
09.332.01	ZAHRADNÍ KĚRE (RŮŽE VELKOKVĚTÁ)	0,96	1,001
09.332.02	ZEM PRO POKOJOVÉ ROSTLINY	0,93	1,002

COICOP	NÁZEV	Hl. město Praha	zbytek ČR
09.332.03	UMĚLOHMOTNÝ TRUHLÍK NA KVĚTINY	1,04	0,999
09.341.01	KRMIVO PRO PSY, SUCHÉ	1,03	0,999
09.341.02	KRMIVO PRO KOČKY, V KONZERVĚ	1,02	0,999
09.341.03	PAPOUŠEK VLNKOVANÝ	1,40	0,990
09.341.05	KRMIVO PRO PSY, MASOVÝ ZÁKLAD	0,99	1,000
09.351.01	SLUŽBA ZVĚROLÉKAŘE	1,34	0,992
09.411.02	POPLATEK ZA CVIČENÍ	1,60	0,987
09.411.03	VSTUPENKA DO KRYTÉHO BAZÉNU	1,79	0,983
09.411.04	VSTUPENKA NA FOTBALOVÉ ÚTKÁNÍ	1,09	0,998
09.411.05	TANEČNÍ KURZ PRO MLÁDEŽ	2,17	0,978
09.411.06	PRONAJEM KURTU NA SQUASH	1,31	0,992
09.421.01	VSTUPENKA DO KINA	1,16	0,996
09.421.02	VSTUPENKA DO DIVADLA	0,78	1,007
09.421.03	VSTUPENKA NA KONCERT	2,83	0,971
09.421.04	VSTUPENKA DO MUZEA	1,37	0,991
09.421.05	VSTUPENKA NA DISKOTÉKU	1,50	0,988
09.421.10	DIGITÁLNÍ FOTOGRAFIE	1,10	0,997
09.422.01	ROZHLASOVÝ POPLATEK MĚSÍČNÍ	1,00	1,000
09.422.02	TELEVIZNÍ POPLATEK MĚSÍČNÍ	1,00	1,000
09.521.01	MLADÁ FRONTA DNES	1,00	1,000
09.521.02	BLESK	1,00	1,000
09.521.03	PRÁVO	1,00	1,000
09.521.04	LIDOVÉ NOVINY	1,00	1,000
09.521.05	REGIONÁLNÍ DENÍK	1,00	1,000
09.521.06	ABC	1,00	1,000
09.521.07	CHIP	1,00	1,000
09.521.08	STORY	1,00	1,000
09.521.09	TV MAGAZÍN	1,00	1,000
09.521.10	VLASTA	1,00	1,000
09.521.11	KVĚTY	1,00	1,000
09.521.12	REFLEX	1,00	1,000
09.521.13	TÝDENÍK TELEVIZE	1,00	1,000
09.531.01	POHLEDNICE BAREVNÁ	0,97	1,001
09.531.02	KALENDÁŘ STOLNÍ	1,14	0,996
09.531.03	BLAHOPŘÁNÍ K NAROZENINÁM	1,06	0,998
09.541.01	ŠKOLNÍ SEŠIT POLOTUHY	1,13	0,997
09.541.02	PASTELKY	1,03	0,999
09.541.04	KULÍČKOVÉ PERO	1,08	0,998
09.541.06	ŠKOLNÍ PENÁL	0,94	1,002
09.541.07	KANCELÁŘSKÝ PAPIR	1,02	0,999
09.602.01	KANÁRSKÉ OSTROVY	1,00	1,000
09.602.02	ŠPANEĽSKO	1,00	1,000
09.602.03	CHORVATSKO - HOTEL	1,00	1,000
09.602.04	ITALIE	1,00	1,000
09.602.05	CHORVATSKO - APARTMÁNY	1,00	1,000
09.602.06	TUNISKO	1,00	1,000
09.602.07	FRANCIE - POZNAVACÍ ZÁJEZD	1,00	1,000
09.602.08	ZÁJEZD DO ALP	1,00	1,000
09.602.09	SLOVENSKO	1,00	1,000
09.602.10	ŘECKO	1,00	1,000
09.602.11	EGYPT	1,00	1,000
09.602.12	BULHARSKO	1,00	1,000
09.602.13	TURECKO	1,00	1,000
10.101.01	ÚHRADA V MATEŘSKÉ ŠKOLE	1,61	0,987
10.201.01	ŠKOLNÉ NA SOUKROMÉM GYMNAZIU	1,93	0,981
10.202.01	ŠKOLNÉ V SOUKROMÉ STŘEDNÍ ŠKOLE S MATURITOU	1,93	0,981
10.301.01	POMATURITNÍ STUDIUM	1,25	0,994
10.401.01	ŠKOLNÉ NA VYŠŠÍ ODBORNÉ ŠKOLE	1,00	1,000
10.401.02	POPLATEK ZA PŘIJÍMACÍ ŘÍZENÍ NA VYSOKOU ŠKOLU	1,00	1,000
10.401.04	ŠKOLNÉ NA SOUKROMÉ VYSOKÉ ŠKOLE	1,19	0,995
10.501.01	VÝUKA CIZÍCH JAZYKŮ	1,42	0,990
10.501.02	ŠKOLNÉ V ZÁKLADNÍ UMĚLECKÉ ŠKOLE	1,29	0,993
10.501.03	ÚHRADA ZA ŠKOLNÍ DRUŽINU	1,98	0,981
10.501.04	KURZ PRO ZVÝŠENÍ KVALIFIKACE	2,19	0,978
11.111.01	POLÉVKA BÍLÁ	1,17	0,995
11.111.03	SVIČKOVÁ NA SMETANĚ	0,94	1,002
11.111.04	HOVĚZÍ GULÁŠ	0,98	1,001
11.111.05	VEPŘOVÁ PEČENĚ	1,09	0,997
11.111.06	ŘÍZEK VEPŘOVÝ SMAŽENÝ	1,02	0,999
11.111.07	VEPŘOVÉ PO ČINSKU	0,88	1,004
11.111.08	RYBÍ FILE/ FILET	0,88	1,004
11.111.09	SMAŽENÝ SYR	1,00	1,000
11.111.12	KNEDLÍKY PŘÍLOHOVÉ	1,17	0,995
11.111.13	ŠUNKA KRÁJENÁ - PŘEDKRM	1,35	0,991
11.111.15	KŮRE GRILOVANÉ - FAST FOOD	1,13	0,997
11.111.16	PÁREK V ROHLÍKU - FAST FOOD	1,10	0,997
11.111.17	HAMBURGER BIG MAC - FAST FOOD	1,00	1,000
11.111.18	PIZZA - FAST FOOD	1,11	0,997
11.111.19	KÁVA TURECKÁ	1,17	0,995
11.111.20	BAGETA MALÁ PLNĚNÁ	1,31	0,992
11.111.21	KŮREČÍ PRSA	1,20	0,995
11.111.22	KÁVA Z PRODEJNÍHO AUTOMATU	1,10	0,997
11.111.23	DENNÍ MENU	1,13	0,997
11.112.01	POMERANČOVÝ DŽUS V RESTAURACI	0,84	1,005
11.113.01	MINERÁLNÍ (PRAMENITÁ) VODA V RESTAURACI	1,10	0,997
11.114.01	COCA-COLA (PEPSI COLA) V RESTAURACI	0,98	1,001
11.115.01	PIVO SVĚTLÉ, SUDOVÉ, VÝČEPNÍ	1,13	0,997
11.115.02	PIVO SVĚTLÉ, SUDOVÉ - LEŽÁK	1,06	0,998
11.116.01	JAKOSTNÍ VÍNO RÉVOVÉ BÍLÉ	1,12	0,997
11.116.02	JAKOSTNÍ VÍNO RÉVOVÉ ČERVENÉ	1,09	0,998

COICOP	NÁZEV	Hl. město Praha	zbytek ČR
11.117.01	FERNET STOCK	0,96	1,001
11.121.01	KOMPLETNÍ OBĚD nebo VEČERÉ V ZÁVODNÍ JÍDELNĚ	1,14	0,996
11.122.01	OBĚD VE ŠJ (STRÁVNÍCI 7-10 LET)	1,21	0,995
11.122.02	OBĚD VE ŠJ (STRÁVNÍCI 11-14 LET)	1,18	0,995
11.122.03	OBĚD VE ŠJ (STRÁVNÍCI 15 A VÍCE LET)	1,06	0,998
11.123.01	OBĚDY A SVAČINY V MŠ(STRÁVNÍCI 3-6 LET)	1,12	0,997
11.201.01	HOTEL ****	1,14	0,996
11.201.03	PENZION ****	1,23	0,994
11.201.04	CHATA	1,51	0,988
11.201.06	UBYTOVÁNÍ V INTERNÁTĚ	1,26	0,993
11.201.07	UBYTOVÁNÍ NA VYSOKOŠKOLSKÉ KOLEJI	1,29	0,993
11.201.08	HOTEL ****	1,18	0,995
11.201.09	HOTEL **** -e-shop	1,18	0,995
12.111.03	HLOUBKOVÉ ČISTĚNÍ PLETI VČETNĚ PŘILOŽENÍ MASKY	1,21	0,995
12.111.04	PÁNSKÝ KADEŘNÍK	1,38	0,991
12.111.05	DÁMSKÝ KADEŘNÍK	1,36	0,991
12.121.01	ELEKTRICKÝ VYSOUSEČ VLASŮ	1,02	0,999
12.121.02	ELEKTRICKÝ HOLÍČÍ STROJEK PLANŽETOVÝ	1,09	0,998
12.121.03	ELEKTRICKÝ ZUBNÍ KARTÁČEK	1,28	0,993
12.131.01	TOALETNÍ MYDLO TUHÉ	1,04	0,999
12.131.03	TOALETNÍ PAPIR	1,08	0,998
12.131.04	DÁMSKÉ HYGIENICKÉ VLOŽKY	1,19	0,995
12.131.06	KARTÁČEK NA ZUBY	1,15	0,996
12.131.08	HOLÍČÍ STROJEK RUČNÍ	1,05	0,999
12.131.10	PAPIROVÉ KAPESNÍKY	1,08	0,998
12.131.11	ZUBNÍ PASTA	0,90	1,003
12.131.12	DĚTSKÉ PLENKOVÉ KALHOTKY JEDNORÁZOVÉ	1,07	0,998
12.131.13	VLASOVÝ ŠAMPON	1,04	0,999
12.131.14	SPRCHOVÝ GEL	1,01	1,000
12.131.15	TOALETNÍ MYDLO TEKUTÉ	1,01	1,000

COICOP	NÁZEV	Hl. město Praha	zbytek ČR
12.131.16	DÁMSKÉ HYGIENICKÉ TAMPONY	0,99	1,000
12.131.17	NÁHRADNÍ HLAVICE K RUČNÍMU HOLÍČÍMU STROJKU	1,02	0,999
12.131.18	VATOVÉ TYČINKY	1,06	0,998
12.132.01	KOSMETICKÝ KRÉM NIVEA	0,99	1,000
12.132.02	PLEŤOVÉ MLÉKO ČISTIČÍ	1,00	1,000
12.132.03	TOALETNÍ VODA	0,93	1,002
12.132.05	VLASOVÉ PĚNOVÉ TUŽIDLO	1,01	1,000
12.132.06	LÁK NA VLASY	1,01	1,000
12.132.07	RTĚNKA	0,96	1,001
12.132.08	TOALETNÍ VODA - e-shop	1,00	1,000
12.132.09	TĚLOVÝ DEODORANT	1,01	1,000
12.311.01	DÁMSKÉ NÁRAMKOVÉ HODINKY (QUARTZ)	1,04	0,999
12.311.04	VÝMĚNA BATERIE DO DÁMSKÝCH NÁRAMKOVÝCH HODINEK (VČETNĚ BATERIE)	1,61	0,986
12.321.01	DÁMSKÁ KABELKA KOŽENÁ	0,91	1,003
12.321.02	DÁMSKÝ DEŠTNÍK SKLÁDACÍ	0,96	1,001
12.322.01	DĚTSKÝ KOČÁREK	1,31	0,992
12.322.02	DĚTSKÁ AUTOSEDAČKA	1,15	0,996
12.323.01	POMNÍK Z PŘÍRODNÍHO KAMENE	1,58	0,987
12.401.01	UBYTOVÁNÍ V DOMOVĚ DUCHODCŮ	1,01	1,000
12.401.02	DONÁŠKA OBĚDŮ	1,08	0,998
12.531.01	ÚRAZOVÉ POJIŠTĚNÍ MUŽE VE VĚKU 40 LET	1,00	1,000
12.531.02	ÚRAZOVÉ POJIŠTĚNÍ CHLAPCE VE VĚKU 1 ROKU	1,00	1,000
12.541.01	POJIŠTĚNÍ MOTOROVÝCH VOZIDEL-ŠKODA OCTAVIA	1,10	0,997
12.541.04	POJIŠTĚNÍ MOTOROVÝCH VOZIDEL-ŠKODA FABIA	1,10	0,997
12.541.05	POJIŠTĚNÍ MOTOROVÝCH VOZIDEL-FORD FOCUS	1,10	0,997
12.541.06	SUBI POVINNÉ RUČENÍ MOTOROVÝCH VOZIDEL	1,10	0,997
12.701.02	SUBI SLUŽBA REALITNÍCH KANCELÁŘÍ	2,57	0,975
12.701.03	KREMAČE	1,30	0,992
12.702.04	POPLATEK ZE PSA	1,42	0,990









COICOP	NAZEV	CZO36LAUI	Praha
10.401.01	ŠKOLNĚ NA VYŠŠÍ ODBORNÉ ŠKOLE	0,02	0,02
10.401.02	POPLATEK ZA PŘIJÍMACÍ ŘÍZENÍ NA VYSOKOU ŠKOLU	0,01	0,01
10.401.03	ŠKOLNĚ NA VEŘEJNÉ VYSOKÉ ŠKOLE	0,00	0,00
10.401.04	ŠKOLNĚ NA SOUKROMÉ VYSOKÉ ŠKOLE	0,12	0,19
10.501.01	VÝUKA CIZÍCH JAZYKŮ	0,11	0,18
10.501.02	ŠKOLNĚ V ZÁKLADNÍ UMĚLECKÉ ŠKOLE	0,09	0,13
10.501.03	ÚHRADA ZA ŠKOLNÍ DRUŽINU	0,03	0,05
10.501.04	KURZ PRO ZVÝŠENÍ KVALIFIKACE	0,03	0,05
<b>11</b>	<b>STRAVOVÁNÍ A UBYTOVÁNÍ</b>	<b>4,61</b>	<b>5,03</b>
11.111.01	POLEVKA BÍLÁ	0,04	0,04
11.111.03	SVÍČKOVÁ NA SMETANĚ	0,16	0,17
11.111.04	HOVĚŽÍ GULÁŠ	0,16	0,17
11.111.05	VEPŘOVÁ PEČENĚ	0,17	0,19
11.111.06	ŘÍZEK VEPŘOVÝ SMAŽENÝ	0,17	0,19
11.111.07	VEPŘOVÉ PO ČINSKU	0,16	0,18
11.111.08	RYBÍ FILÉ / FILET	0,16	0,17
11.111.09	SMAŽENÝ SYR	0,11	0,12
11.111.12	KNEDLÍKY PŘÍLOHOVÉ	0,16	0,17
11.111.13	ŠUNKA KRÁJENÁ - PŘEDKRM	0,10	0,11
11.111.15	KUŘE GRILOVANÉ - FAST FOOD	0,02	0,02
11.111.16	PAREK V ROHLÍKU - FAST FOOD	0,04	0,04
11.111.17	HAMBURGER BIG MAC - FAST FOOD	0,04	0,05
11.111.18	PIZZA - FAST FOOD	0,04	0,05
11.111.19	KÁVA TUREČKÁ	0,14	0,16
11.111.20	BAGETA MALÁ PLNĚNÁ	0,05	0,05
11.111.21	KUŘECÍ PRSA	0,16	0,17
11.111.22	KÁVA Z PRODEJNÍHO AUTOMATU	0,02	0,02
11.111.23	DENNÍ MENU	0,18	0,20
11.111.24	PALAČINKA - TEPLÝ MOUČNÍK	0,00	0,00
11.112.01	POMERANČOVÝ DŽUS V RESTAURACI	0,02	0,03
11.113.01	MINERÁLNÍ (PRAMENITÁ) VODA V RESTAURACI	0,03	0,04
11.114.01	COCA-COLA (PEPSI COLA) V RESTAURACI	0,08	0,08
11.115.01	PÍVO SVĚTLÉ, SUDOVÉ, VÝČEPNÍ	0,53	0,58
11.115.02	PÍVO SVĚTLÉ, SUDOVÉ, LEŽÁK	0,26	0,28
11.116.01	JAKOSTNÍ VÍNO RÉVOVÉ BÍLÉ	0,07	0,08
11.116.02	JAKOSTNÍ VÍNO RÉVOVÉ ČERVENÉ	0,08	0,09
11.117.01	FERNET STOCK	0,13	0,14
11.117.02	OVOČNÝ LIKER	0,00	0,00
11.121.01	KOMPLETNÍ OBĚD NEBO VEČEŘE (MENU) V ZÁVODNÍ JÍDELNĚ	0,39	0,43
11.122.01	OBĚD VE ŠJ (STRÁVNÍCI 7-10 LET)	0,09	0,10
11.122.02	OBĚD VE ŠJ (STRÁVNÍCI 11-14 LET)	0,08	0,08
11.122.03	OBĚD VE ŠJ (STRÁVNÍCI 15 A VÍCE LET)	0,09	0,10
11.122.04	OBĚD VE VYSOKOŠKOLSKÉ MENZE	0,00	0,00
11.123.01	OBĚDY A SVAČINY V MŠ(STRÁVNÍCI 3-6 LET)	0,08	0,09
11.201.01	HOTEL ****	0,03	0,03
11.201.03	PENZION ***	0,29	0,32
11.201.04	CHATA	0,12	0,14
11.201.05	MLÁDEŽNICKÝ HOSTEL/YOUTH HOSTEL	0,00	0,00
11.201.06	UBYTOVÁNÍ V INTERNÁTĚ	0,02	0,02
11.201.07	UBYTOVÁNÍ NA VYSOKOŠKOLSKÉ KOLEJI	0,08	0,09
11.201.08	HOTEL ***	0,04	0,04
11.201.09	HOTEL *** - e-shop	0,02	0,03
<b>12</b>	<b>OSTATNÍ ZBOŽÍ A SLUŽBY</b>	<b>9,81</b>	<b>9,19</b>
12.111.03	HLOUBKOVÉ ČISTĚNÍ PLETI VČETNĚ PŘÍLOŽENÍ MASKY	0,52	0,49
12.111.04	PANSKÝ KADERNÍK	0,37	0,34

COICOP	NAZEV	CZO36LAUI	Praha
12.111.05	DÁMSKÝ KADERNÍK	1,60	1,50
12.121.01	ELEKTRICKÝ VYSOUŠEČ VLASŮ	0,05	0,05
12.121.02	ELEKTRICKÝ HOLÍČÍ STROJEK PLANŽETOVÝ	0,04	0,04
12.121.03	ELEKTRICKÝ ZUBNÍ KARTÁČEK	0,02	0,02
12.131.01	TOALETNÍ MÝDLO TUHÉ	0,09	0,08
12.131.03	TOALETNÍ PAPIR	0,31	0,29
12.131.04	DÁMSKÉ HYGIENICKÉ VLOŽKY	0,10	0,09
12.131.06	KARTÁČEK NA ZUBY	0,10	0,09
12.131.08	HOLÍČÍ STROJEK RUČNÍ	0,07	0,07
12.131.10	PAPIROVÉ KAPESNÍKY	0,13	0,13
12.131.11	ZUBNÍ PASTA	0,21	0,20
12.131.12	DĚTSKÉ PLENKOVÉ KALHOTKY JEDNORÁZOVÉ	0,22	0,21
12.131.13	VLASOVÝ ŠAMPON	0,24	0,22
12.131.14	SPRCHOVÝ GEL	0,16	0,15
12.131.15	TOALETNÍ MÝDLO TEKUTÉ	0,09	0,08
12.131.16	DÁMSKÉ HYGIENICKÉ TAMPONY	0,10	0,09
12.131.17	NAHRADNÍ HLAVICE K RUČNÍMU HOLÍČÍMU STROJKU	0,04	0,04
12.131.18	VATOVÉ TYČINKY	0,04	0,04
12.132.01	KOSMETICKÝ KRÉM NIVEA	0,50	0,47
12.132.02	PLETVOVÉ MLÉKO ČISTIČI	0,32	0,30
12.132.03	TOALETNÍ VODA	0,12	0,11
12.132.05	VLASOVÉ PĚNOVÉ TUŽIDLO	0,15	0,15
12.132.06	LAK NA VLASY	0,15	0,15
12.132.07	RTĚNKA	0,07	0,07
12.132.08	TOALETNÍ VODA - e-shop	0,24	0,22
12.132.09	TĚLOVÝ DEODORANT	0,17	0,16
12.311.01	DÁMSKÉ NÁRAMKOVÉ HODINKY (QUARTZ)	0,14	0,13
12.311.03	SNUBNÍ PRSTEN ZLATÝ	0,00	0,00
12.311.04	VÝMĚNA BATERIE DO DÁMSKÝCH NÁRAMKOVÝCH HODINEK (VČETNĚ BATERIE)	0,09	0,08
12.321.01	DÁMSKÁ KABELKA KOŽENÁ	0,41	0,39
12.321.02	DÁMSKÝ DEŠTNÍK SKLÁDACÍ	0,13	0,12
12.322.01	DĚTSKÝ KOČÁREK	0,04	0,04
12.322.02	DĚTSKÁ AUTOSEDAČKA	0,02	0,02
12.323.01	POMNÍK Z PŘÍRODNÍHO KAMENE	0,03	0,03
12.401.01	UBYTOVÁNÍ V DOMOVĚ DUCHODCŮ	1,16	1,09
12.401.02	DONÁŠKA OBĚDŮ	0,07	0,06
12.521.01	POJIŠTĚNÍ DOMÁCNOSTI - BYT 3+1 V PRAZE	0,00	0,00
12.521.02	POJIŠTĚNÍ RODINNÉHO DOMU V PRAZE	0,00	0,00
12.521.03	POJIŠTĚNÍ DOMÁCNOSTI - BYT 2+1 V OBCI	0,00	0,00
12.521.04	POJIŠTĚNÍ RODINNÉHO DOMU V OBCI	0,00	0,00
12.531.01	ÚRAZOVÉ POJIŠTĚNÍ MUŽE VE VĚKU 40 LET	0,16	0,15
12.531.02	ÚRAZOVÉ POJIŠTĚNÍ CHLAPECE VE VĚKU 1 ROKU	0,16	0,15
12.541.01	POJIŠTĚNÍ MOTOROVÝCH VOZIDEL-ŠKODA OCTAVIA	0,05	0,05
12.541.04	POJIŠTĚNÍ MOTOROVÝCH VOZIDEL-ŠKODA FABIA	0,04	0,04
12.541.05	POJIŠTĚNÍ MOTOROVÝCH VOZIDEL-FORD FOCUS	0,05	0,05
12.541.06	SUBI POVINNÉ RUČENÍ MOTOROVÝCH VOZIDEL	0,66	0,62
12.621.01	SUBI FINANČNÍ SLUŽBY	0,00	0,00
12.701.02	SUBI SLUŽBA REALITNÍCH KANCELÁŘÍ	0,12	0,11
12.701.03	KREMAČE	0,22	0,20
12.702.01	POPLATEK PŘI PODÁNÍ NÁVRHU NA ROZVOD MANŽELŮ	0,00	0,00
12.702.02	VYDÁNÍ STAVEBNÍHO POVOLENÍ	0,00	0,00
12.702.03	SEPSÁNÍ ZA VĚTI	0,00	0,00
12.702.04	POPLATEK ZE PSA	0,04	0,04
12.702.05	VYDÁNÍ CESTOVNÍHO PASU	0,00	0,00
<b>0</b>	<b>ÚHRN</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>



## Shrnutí

---

Vědecká monografie s názvem „Regionální cenové hladiny v ČR – teorie, metodika a praxe“ si klade za cíl zvolit na základě mezinárodní rešerše metodické postupy vhodné pro kalkulaci regionálních cenových hladin v České republice, tyto postupy experimentálně ověřit a naznačit uplatnění jejich výsledků v rámci regionální politiky. Publikace reaguje na potřebu aktérů hospodářských politik doplnit a zpřesnit nástroje pro strategické plánování a rozhodování.

Podstatou řešení je vlastní, certifikovaný metodický postup, který s využitím stávajících datových zdrojů Českého statistického úřadu, Ministerstva financí České republiky a České národní banky a aplikací vybraných statistických metod umožňuje měření regionálních cenových hladin na úrovni LAU 1 (okresy České republiky). Samotný metodický postup sestává ze tří hlavních částí, kterými jsou kvalitativní a kvantitativní očištění cenových dat, odhad regionálních výdajových vah a agregace cenových parit do indexního čísla. Výsledná cenová hladina je vyjádřena pomocí prostorového Regionálního cenového indexu (RCI). Autoři řeší i dekompozici indexního čísla do dvanácti dílčích regionálních cenových indexů v členění dle standardizované mezinárodní struktury výdajů domácností CZ-COICOP.

Nejvýznamnější aplikací realizovaných výsledků v oblasti hospodářských politik je vyčíslení příjmových ukazatelů v paritě kupní síly, které naznačují reálnou socio-ekonomickou pozici obyvatel daného regionu. Hlavním přínosem práce je zpřesnění způsobu měření regionálních disparit s vysokým potenciálem uplatnění v hospodářsko-politické praxi.

### Klíčová slova

Čistý disponibilní důchod domácností, nominální ukazatel, parita kupní síly, průměrná mzda, reálný ukazatel, regionální cenová hladina, regionální disparita, regionální politika, výdaje domácností.

## Summary

---

The research monograph entitled "Regional Price Level in the Czech Republic – Theory, Methodology, and Practice" aims to select on the basis of international research such procedures that will be suitable for the calculation of regional price levels in the Czech Republic. These procedures are experimentally verified and the application of their results is indicated in the context of regional policy. The publication responds to the needs of actors of economic policies to complement and refine the tools for strategic planning and decision making.

The core of the solution is the certified methodics which is using existing data sources of the Czech Statistical Office, Ministry of Finance of the Czech Republic and the Czech National Bank and the application of selected statistical methods to measure the regional price levels for LAU 1 (districts of the Czech Republic). The methodical procedure alone consists of three main parts, which are qualitative and quantitative price data adjustment, estimation of regional expenditure weights, and aggregation of price parities up to an index number. The resulting price level is expressed by the spatial Regional Price Index (RCI). The authors also address the decomposition of this index number to twelve partial regional price indices classified according to the standardized international structure of household expenditure CZ-COICOP.

The most important application of the results in the field of economic policy is in the quantification of the income indicators in purchasing power parity, which indicate the real socio-economic position of the inhabitants of the region. The main contribution of this work is a more accurate way of measuring regional disparities with high potential for use in the economic and political practice.

### Key Words

Average wage, household expenditure, net disposable household income, nominal indicator, purchasing power parity, real indicator, regional disparity, regional policy, regional price level.

Název	<b>Regionální cenové hladiny v ČR – teorie, metodika a praxe</b>
Autoři	prof. Ing. Jiří Kraft, CSc. PhDr. Ing. Pavla Bednářová, Ph.D. Ing. Aleš Kocourek, Ph.D. doc. Ing. Šárka Laboutková, Ph.D. Mgr. et Mgr. Jiří Rozkovec Ing. Jana Šimanová, Ph.D. Mgr. Jiří Šmída, Ph.D.
Vydavatel	Technická univerzita v Liberci
Určeno	pro odbornou veřejnost
Schváleno	Rektorátem TU v Liberci čj. RE 88/15 dne 15. 12. 2015
Vyšlo	v prosinci 2015
Vydání	první
Tiskárna	Vysokoškolský podnik, spol. s r. o., Hálkova 6, Liberec 1
Číslo publikace	55-088-15

---

Tato publikace neprošla redakční ani jazykovou úpravou.

**ISBN 978-80-7494-263-1**

Text monografie „**Regionální cenové hladiny v ČR – teorie, metodika a praxe**“ je nepochybně komfortní pro útvary územního rozvoje na úřadech veřejné správy (územní samospráva a státní správa, agentury regionálního rozvoje atp.). Přináší v oblasti cenové statistiky zajímavý, relevantní a analyticky dostatečně podložený pohled na otázky, které jsou spojené s rolí regionů v současné Evropě. Produkce statistických nástrojů je v tomto ohledu zákonitou nutností a recenzovaná monografie k tomu svým dílem rozhodně přispívá.

prof. Ing. Richard Hindls, CSc., dr. h. c. / Vysoká škola ekonomická v Praze  
Fakulta informatiky a statistiky  
katedra statistiky a pravděpodobnosti

Monografie „**Regionální cenové hladiny v ČR – teorie, metodika a praxe**“ je určena nejen odborné a laické veřejnosti, ale zejména nositelům a tvůrcům hospodářské politiky, jimž by měla pomoci při jejich rozhodování o budoucí podobě hospodářské, resp. regionální politiky. Tato publikace slouží jako ideální nástroj k vytvoření povědomí u tvůrců hospodářské politiky o možnostech, které jim při rozhodování v oblasti regionální politiky přináší ukazatele zachycující rozdíly v cenových hladinách na úrovni jednotlivých regionů.

doc. Ing. Pavel Tuleja, Ph.D. / Slezská univerzita v Opavě  
Obchodně podnikatelská fakulta v Karviné  
katedra ekonomie a veřejné správy

ISBN 978-80-7494-263-1

