



**Analytická hodnotící zpráva indikátorů, které významně přispívají k hodnocení socio-ekonomické situace v dané lokalitě a jejichž hodnoty mohou být narovnány (deflovány) RCI.**

**Výstup výzkumné aktivity VA10: Vymezení ukazatelů pro hodnocení reálných ekonomických disparit**

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

*Zpráva zpracována za období: 12/2014*





## ÚVOD

**Tato studie navazuje na dokument** Syntetická studie indikátorů používaných v hospodářko-politické praxi, které se jeví jako vhodné v kontextu aplikace regionálního cenového indexu za účelem narovnání (deflování) jejich hodnot.

### Díličmi cíli jsou

1. Identifikovat případy „dobré praxe“ ve světě, kdy jsou nominální ukazatelé narovnávány na principu parity kupní síly (viz část 1 této studie)
2. Poskytnout informace o dostupnosti dat indikátorů používaných v hospodářsko-politické praxi a které mohou být deflovány RCI, vyhledat, došetřit data pro výpočet reálných indikátorů – návaznost na syntetickou studii, kde byly tyto indikátory vymezeny.
  - Byl zpracován mapový podklad pro prezentaci výsledků nominal vs real pro NUTS3 ČR.
  - Byla navržena a aplikována metoda odhadu mezd na nižší územní celky – regresní analýza vč. výsledků statistické významnosti regresorů (vše viz část 2 této studie).
3. Vyhodnocení pilotních výsledků + prezentace na konferenci ETER 2014, Bratislava – viz část 3 této studie.
4. Provedení seznamu prací, které se zabývají problematikou NOMINAL VS REAL (viz část 4 této studie).



## Část 1.: Příklady dobré praxe: Regionální cenové indexy a publikace reálných ukazatelů ve světě

V této kapitole je uveden stručný přehled mezinárodních postupů týkající se zkoumání a sestavování prostorových cenových indexů s cílem konstrukce reálných ukazatelů – příjmů obyvatelstva. Ve světě jsou poměrně běžně v mezinárodní komparaci uvažovány reálné ukazatele. Důvodem je jiná cenová hladina mezi zeměmi, která může být zdrojem velkého zkreslení výsledků. Společným úsilím se **OECD a Eurostatu** daří od počátku 80. let minulého století poskytovat odhady rozdílů v cenových hladinách známé jako Parity kupních sil (Purchasing Power Parities – PPPs), za účelem odhadu skutečného HDP a skutečné spotřeby v zemích Evropské unie a OECD.

Nejúplnější soubor prostorových cenových indexů však sestavuje **Mezinárodní srovnávací program (International Comparisons Program – ICP)**. Poslední řada srovnání pro období 2005/06 zahrnuje 160 zemí a organizuje ji OECD, OSN, Světová banka, Mezinárodní měnový fond a Eurostat. V této kapitole se podíváme na tyto rozličné prostorové projekty.

**Australský statistický úřad (Australian Bureau of Statistics – ABS)** provádí výzkum týkající se publikování oficiálních prostorových cenových indexů.

**Úřad pro pracovní statistiku Spojených států (Bureau of Labor Statistics – BLS)** také zkoumal metody sestavování prostorových cenových indexů na základě indexů spotřebitelských cen (Consumer Price Index – CPI) a publikuje reálné příjmy/mzdy obyvatelstva.

**Národní statistický úřad Spojeného království Velké Británie a Severního Irska (Office of National Statistics – ONS)** provedl řadu srovnání cenových indexů z různých oblastí země.

V **Německu** se výpočtu reálných příjmů obyvatelstva na úrovni německých okresů zabývají autoři vědeckých publikací – Strohl, Roos, Schultze, Kosfeld a další. Zajímavý je jejich přístup k řešení problematiky odhadu RPI na základě šetření cen v 50 německých městech v r. 1994.

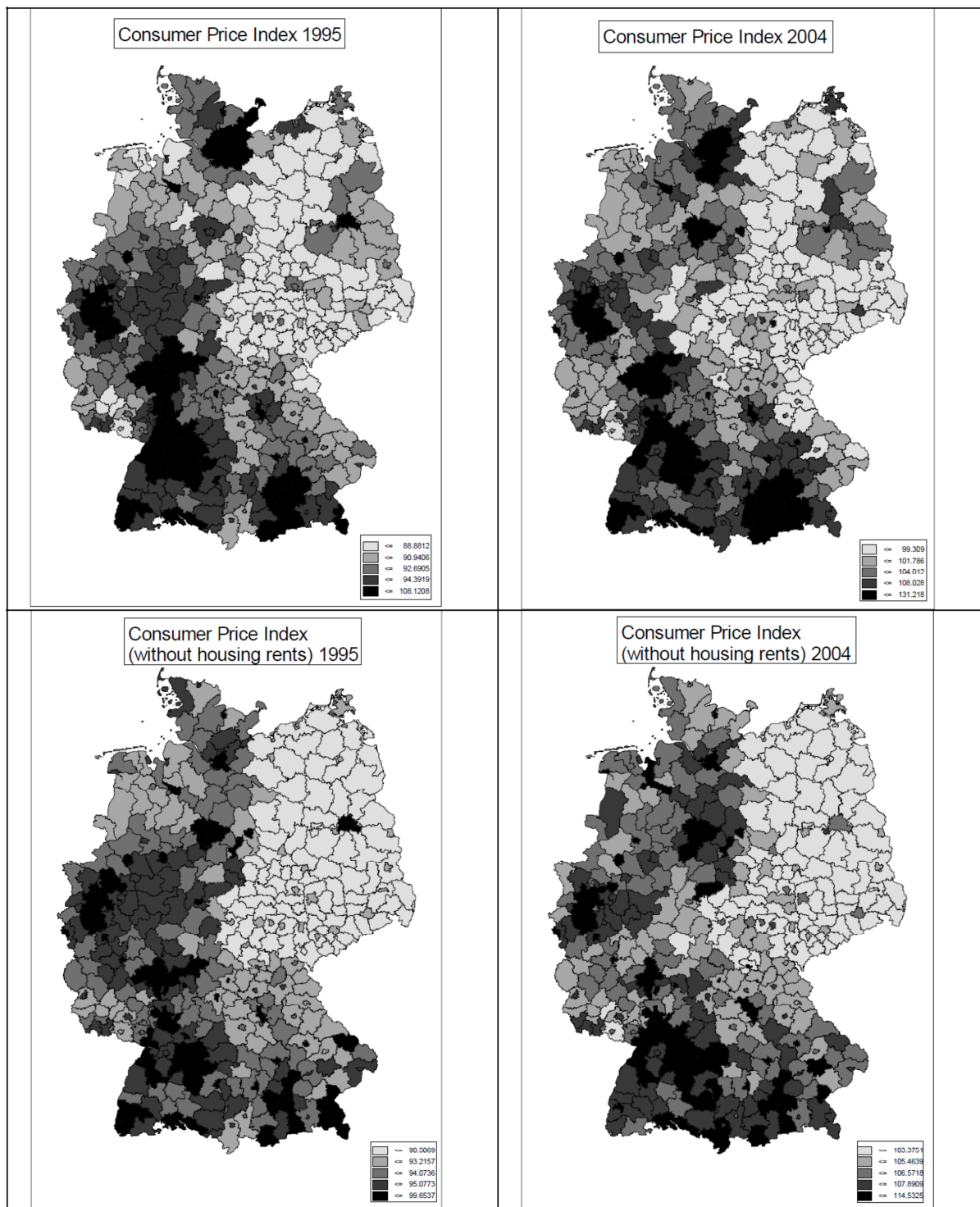
### Německo

V Německu se problematice Nominal vs Real a konstrukcím regionálního cenového indexu věnují autoři od 2. poloviny 90 let. Nejvýznamnější publikace v této oblasti, díky stále větší potřebnosti zpřesňovat regionální rozdíly a zlepšovat metody jejich výpočtu vznikají až v letech 2003 – 2008.

Všechny publikace vycházejí z cenového zjišťování (ovšem týkajícího se jen vybraného zboží a služeb), které v 50 německých městech proběhlo již v r. 1994. Prvním autorem, který jej vyhodnotil, provedl prostorové srovnání cenových hladin a okrajově se zabývá i reálnými příjmy byl Strohl (1994).

Další autoři již navazují na jeho práci a zjišťují možnosti odhadu cenových hladin v regionech (okresech), kde disponují vysvětlujícími daty např. Schultze (2001, 2002, 2003 a dále), Kosfeld (2006, 2008) a Roos (2006). Jejich přístup využívá v hojně míře regresních funkcí v ekonometrických modelech, později výpočet **doplňují indexem cen nemovitostí a nájmu**, který by v něm logicky neměl chybět. Autoři zjišťují, že reálné regionální disparity se snižují rychleji než nominální, zvláště v případě

východních regionů Německa, což značí progresivní existenci trade-off mezi výší nominálních příjmů a cenovou hladinou (Kosfeld & Eckey, 2008), (Kosfeld, Eckey & Lauridsen, 2010), (Schulze, 2003). Samotné publikace jsou umístěny na [www.kek.tul.cz](http://www.kek.tul.cz) – citovány jsou také ve 4. části tohoto dokumentu. Níže jsou uvedeny mapové a tabulkové výstupy z publikací výsledků autorů Kosfeld a kol. (2007, 2008).





**Obr. 1: Regionální cenový index na bázi CPI bez HRI (1995, 2004) a včetně HRI (1995, 2004) v německých okresech (Kreise)**

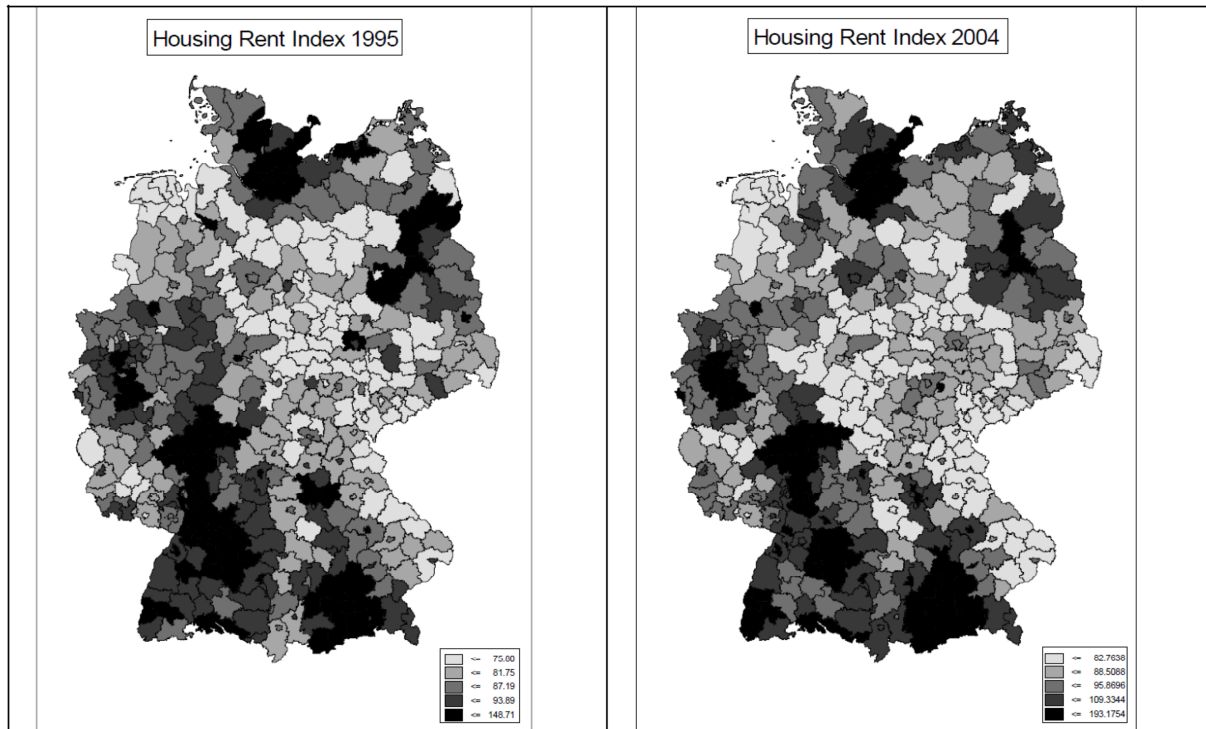
Zdroj: Kosfeld a kol. (2007)

**Tab. 1: Okresy s nejnižšími a nevyššími hodnotami RCI (bez HRI)**

1995		2004		1995		2004	
CPI (10 largest values)				CPI without housing (10 largest values)			
Frankfurt/M	108.1	Munich city	131.2	Munich city	99.7	Munich city	114.5
Munich county	107.4	Munich county	127.3	Frankfurt/M	99.6	Munich county	113.4
Munich city	107.0	Frankfurt/Main	124.7	Stuttgart	98.9	Stuttgart	113.4
Heidelberg	105.5	Starnberg	122.9	Erlangen	98.4	Erlangen	113.1
Hochtaunuskreis	105.4	Stuttgart	121.9	Munich county	98.1	Frankfurt/M	112.3
Starnberg	105.1	Heidelberg	120.0	Düsseldorf	98.2	Hamburg	112.3
Stuttgart	104.0	Hamburg	119.9	Ludwigshafen	98.1	Böblingen	112.3
Garmisch-Patenk.	102.9	Cologne	119.6	Leverkusen	98.0	Düsseldorf	112.0
Cologne	102.8	Hochtaunuskreis	119.4	Cologne	97.8	Ludwigshafen	111.5
Fürstfeldbruck	102.8	Ebersberg	118.7	Böblingen	97.7	Cologne	111.2
CPI (10 lowest values)				CPI without housing (10 lowest values)			
Stendal	86.0	Mittlerer	95.4	Mittlerer	88.4	Uecker-Randow	97.8
		Erzgebirgkreis		Erzgebirgskreis			
Uecker-Randow	86.1	Torgau-Oschatz	95.6	Demmin	88.5	Demmin	98.5
Mittl.	86.1	Vogtlandkreis	95.6	Uecker-Randow	88.6	Parchim	99.1
Erzgebirgskreis							
Prignitz	86.4	Uecker-Randow	95.6	Stollberg	88.6	Ludwigslust	99.2
Mansfelder Land	86.4	Mecklenburg-Strelitz	95.6	Vogtlandkreis	88.8	Güstrow	99.4
Aschersleben-Staßfurt	86.4	Zwickauer Land	95.7	Zwickauer Land	88.8	Mecklenburg-Strelitz	99.5
Vogtlandkreis	86.5	Löbau-Zittau	95.8	Löbau-Zittau	88.9	Nordvorpommern	99.7
Torgau-Oschatz	86.5	Demmin	95.8	Chemnitzer Land	88.9	Mittlerer	99.8
						Erzgebirgskreis	
Demmin	86.6	Ludwigslust	95.9	Prignitz	88.9	Nordwestmecklenburg	99.9
Kyffhäuserkreis	86.6	Niederschles. Oberlausitzkreis	96.2	Elbe-Elster	88.9	Stollberg	100.3

Zdroj: Kosfeld a kol. (2007)





**Obr. 2: Index cen nemovitostí v německých okresech v letech 1995 a 2004**

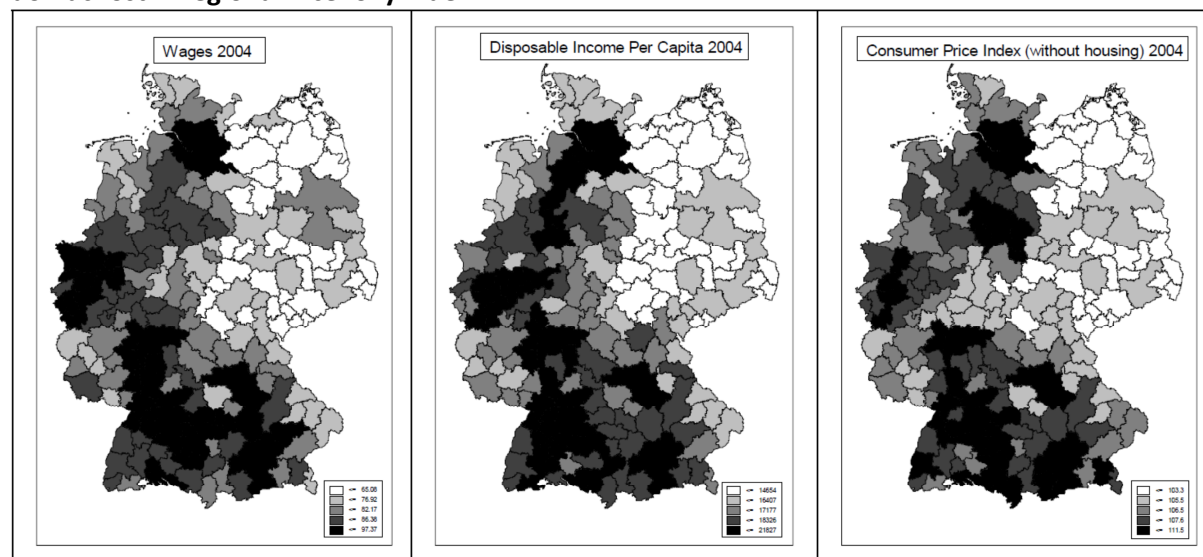
Zdroj: Kosfeld a kol. (2007)

**Tab. 2: Nejvyšší a nejnižší hodnoty indexu cen nemovitostí v německých okresech v letech 1995 a 2004**

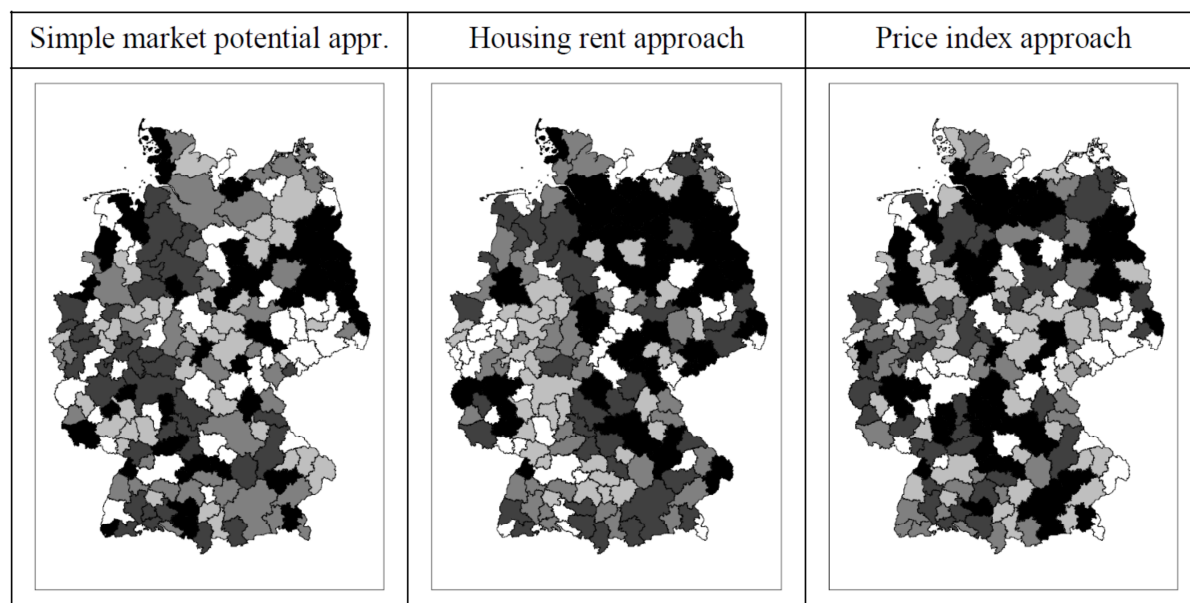
1995		2004	
<b>HRI (10 largest values)</b>			
Munich county	148.7	Munich city	193.2
Frankfurt/M	145.9	Munich county	178.8
Starnberg	145.7	Starnberg	175.0
Hochtaunuskreis	143.9	Frankfurt/M	170.6
Heidelberg	142.6	Fürstentfeldbruck	158.0
Munich city	139.5	Ebersberg	157.3
Fürstentfeldbruck	136.4	Hochtaunuskreis	157.1
Ebersberg	134.9	Heidelberg	156.6
Dachau	131.4	Stuttgart	153.5
Freising	127.7	Main-Taunus-Kreis	152.4
<b>IIRI (10 lowest values)</b>			
Stendal	62.6	Tirschenreuth	68.0
Wittmund	64.5	Hof city	71.1
Plauen	64.7	Regen	71.5
Wilhelmshaven	65.7	Werra-Meißner-Kreis	71.8
Emden	66.2	Wunsiedel	72.7
Aschersleben	66.4	Hof county	72.9
Lüchow-Dannenberg	67.1	Görlitz	73.1
Mansfelder Land	67.2	Neustadt a.d.Waldnaab	73.4
Uecker-Randow	67.5	Plauen	73.6
Halberstadt	67.5	Bremerhaven	74.1

Zdroj: Kosfeld a kol. (2007)

**Obr. 3: Nominální indikátory, které jsou deflovány RCI a HRI – mzda, čistý disponibilní důchod domácností + regionální cenový index**



Obr.: Zdroj: Kosfeld a kol. (2008)



**Obr. 4.: Reálné mzdy v okresech Německa vyjádřené 3 přístupy (hodnota tržního potenciálu, deflování RCI a deflování HRI)**

Zdroj: Kosfeld (2008)

## Austrálie

Australský statistický úřad (Australian Bureau of Statistics – ABS) již dříve publikoval časové indexy spotřebitelských cen (Consumer Price Index – CPI) ve všech osmi hlavních městech (tj. Sydney, Melbourne, Brisbane, Adelaide, Perth, Hobart, Darwin a Canberra). V r. 2011 publikuje ABS oceněný spotřebitelský koš, který čítá 500 položek rozdělených do 8 komoditních tříd pro 29 městských oblastí + Perth. Výsledky jsou uvedeny níže. Z nich pak konstruuje regionální cenový index s tím (viz tab. 4), že cenové šetření reprezentuje významnou část populace v regionech, tj. od 100 % v Kimberly až po 50 % v Perth. Přičemž benchmarkem, ke kterému je index vztažen je cenová úroveň právě v hlavním městě Perth, kde je cenový index ve výši 100. Cenová zjišťování jsou prováděna ve 2 letých periodách.

Tab. 3: Regionální a městské cenové indexy v Austrálii			
		TOWN PRICE INDICES	
Regional	%	2011	%
GASCOYNE	109.3	Carnarvon	106.7
GOLDFIELDS	105.1	Exmouth	115.8
GREAT SOUTHERN	100.2	Kalgoorlie	106.2
KIMBERLEY	120.0	Esperance	102.0
MID WEST	102.2	Leinster	110.3
PEEL	99.9	Norseman	108.6
PILBARA	137.1	Albany	99.9
SOUTH WEST	100.2	Denmark	102.7
WHEATBELT	101.0	Broome	115.2
		Derby	132.6
		Halls Creek	118.0
		Kununurra/Wyndham	117.9
		Geraldton	101.7
		Kalbarri	106.4
		Meekatharra	105.8
		Mandurah	99.4
		Serpentine	102.1
		Karratha	137.5
		Newman	137.9
		Port Hedland	136.1
		Bunbury	100.6
		Busselton	99.8
		Northam	100.3
		Narrogin	100.0
		Gingin	102.6
		Southern Cross	103.6
		Toodyay	101.4
		Perth	100.0

Zdroj: ABS, 2011

### Ve výčtu následují cenové indexy pro 8 komoditních tříd.

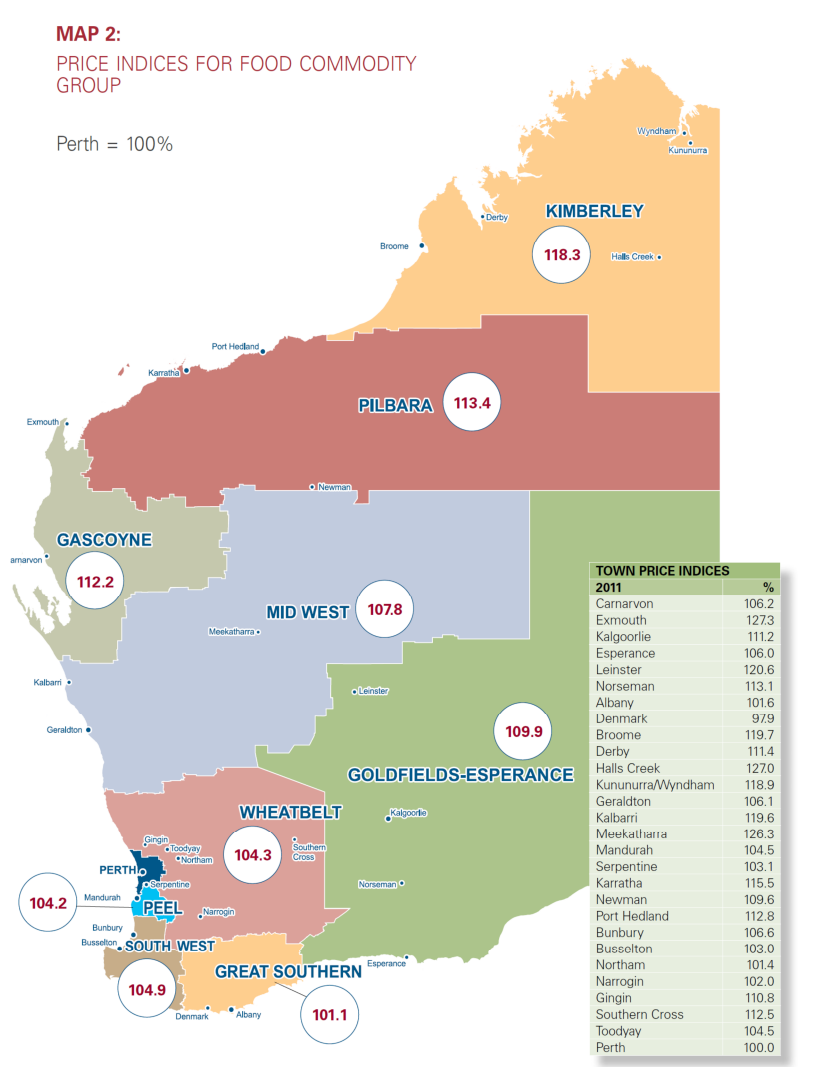
- Food
- Cigarettes, tobacco and alcoholic drinks
- Clothing
- Housing
- Household equipment and operations
- Health and personal care
- Transportation
- Recreation and education.

Tab. 4: Reprezentace populace cenového zjišťování v rámci regionu v Austrálii

Města, kde jsou provedena šetření	Region	Reprezentace populace v rámci regionu (%)
Carnarvon, Exmouth	Gascoyne	87
Esperance, Kalgoorlie-Boulder, Leonora, Dundas	Goldfields-Esperance	86
Albany, Denmark	Great Southern	70
Broome, Derby-West Kimberley, Halls Creek, Wyndham-East Kimberley	Kimberley	100
Geraldton-Greenough, Northampton, Meekatharra,	Mid West	78
Mandurah, Serpentine-Jarrahdale	Peel	81
Port Hedland, Roebourne, East Pilbara	Pilbara	86
Bunbury, Busselton	South West	41
Northam, Narrogin, Gingin, Yilgarn, Toodyay	Wheatbelt	37
Stirling, Joondalup, Wanneroo, Swan, Gosnells, Melville	Perth	50

Zdroj: ABS, 2011

Obr. 5: Mapa souhrnného regionální cenového indexu v Austrálii

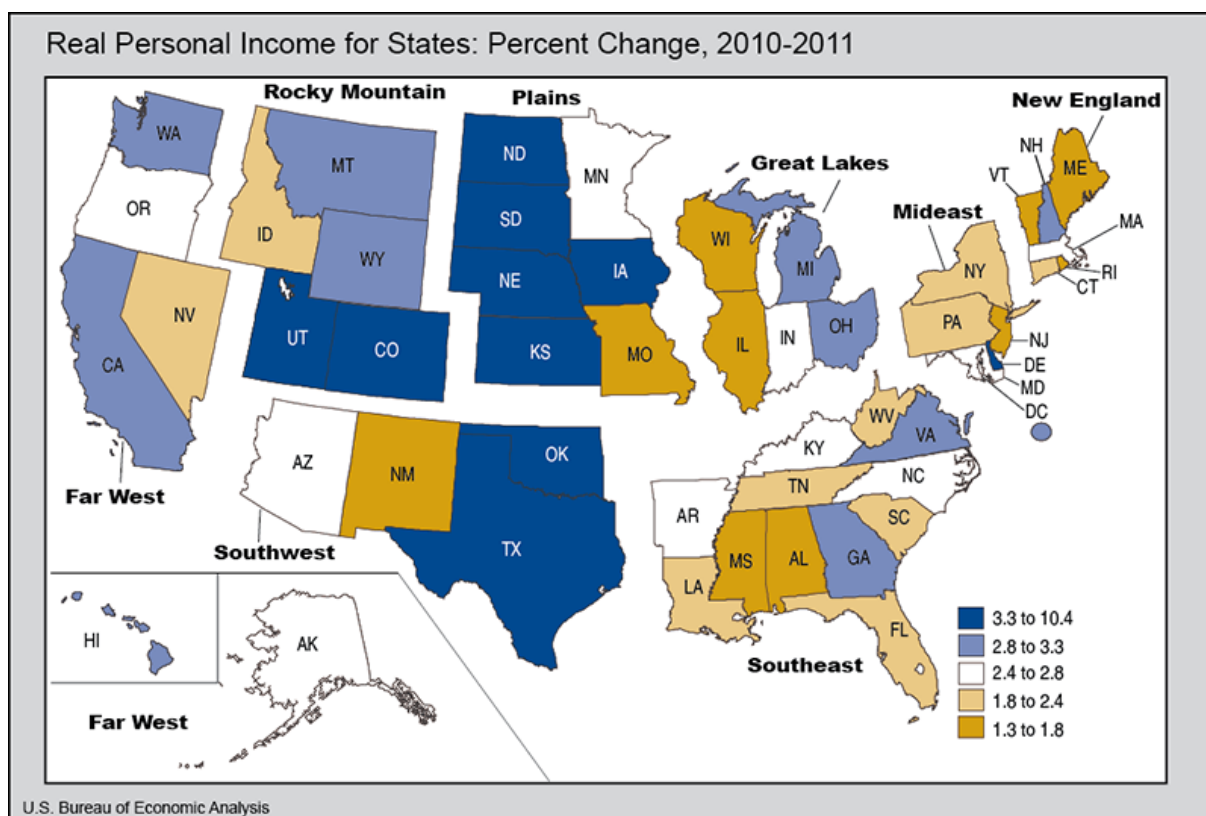


## Spojené státy americké

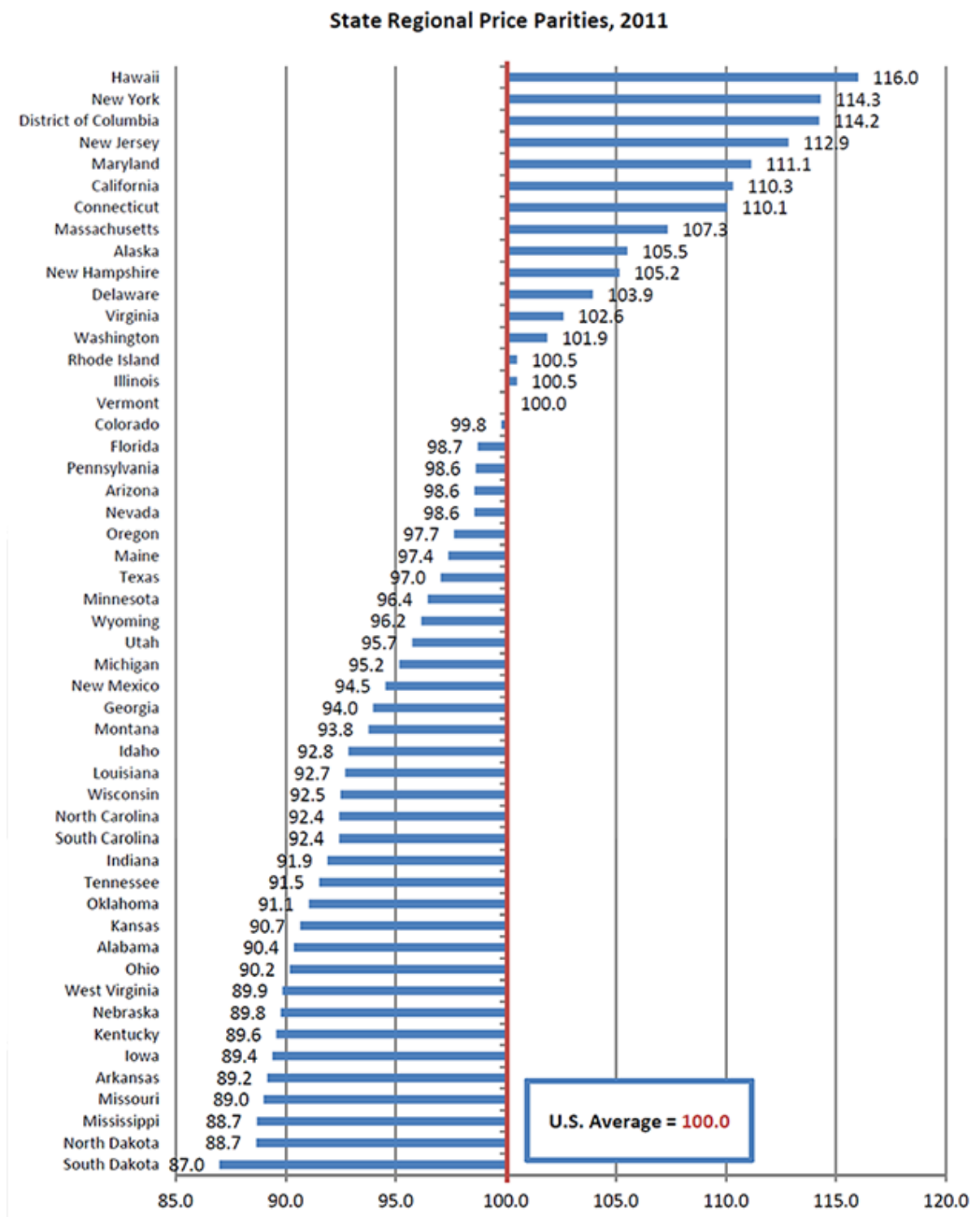
Úřad pro pracovní statistiku Spojených států (Bureau of Labor Statistics – BLS) je ve svých prostorových srovnáních daleko ambicióznější a ve velké míře používá hédonické metody. BLS se od ABS také odlišuje tím, že využívá metody ekvivalentu pronájmu pro stanovení ceny služeb spojených s bydlením (rovněž viz Evaluační zpráva – výstup z VA5). Spotřebitelský koš čítá 800 položek. Výsledky jsou publikovány po 2 letech.

Index a reálné indikátory jsou počítány pro 366 metropolitních oblastí, které jsou definovány urbanistickým centrem o 50 tis. a více obyvatelích. Z nich jsou pak vyčíslesny poměrným ukazatelem cenové úrovně pro jednotlivé státy USA (viz obr. 7). V USA jsou publikovány reálné osobní příjmy v absolutní výši i procentuální změně (viz obr. 6).

Obr. 6: Reálné osobní příjmy podle států USA v procentuální změně v letech 2010 - 11



Obr. 7: Regionální cenové indexy ve státech USA v r. 2011



## Spojené království Velké Británie a Severního Irska

Národní statistický úřad Spojeného království Velké Británie a Severního Irska (Office of National Statistics – ONS) zaujal v současné době alternativní přístup ke sběru prostorových údajů, třebaže v omezené míře, napříč 12 oblastmi. Ve Velké Británii se také zavázali k publikování výsledků prostorového srovnání každé dva roky od roku 2000. První průzkum za rok 2000 zahrnoval pouze okolo 380 druhů zboží a služeb napříč 65 městy/ oblastmi. Sběr dat zajišťovala společnost pro marketingový průzkum zvaná Research International (viz Fenwick a O'Donoghue, 2004). Výsledky průzkumu jsou doplněny o údaje RPI zahrnující okolo 170 doplňujících položek (zejména potraviny a tabák tam, kde bylo možné přiřadit přesně údaje z různých oblastí). Nicméně v poslední době se ONS věnuje spíše odhadu reálných příjmů a mezd na základě indexu cen nemovitostí HRI.

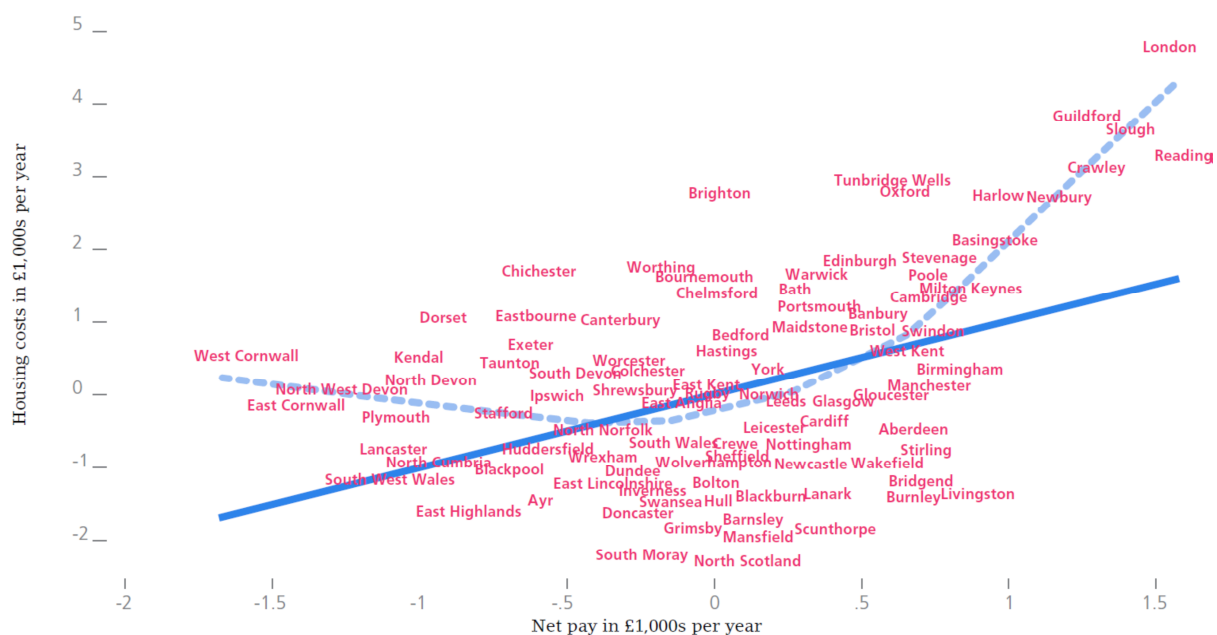
**Tab. 5: Regionální cenová úroveň spotřebního koše v r. 2000 v komparaci s národním průměrem cen**

Table 1: Regional price levels compared against the UK average: 2000

	Difference percentage between regional and average UK prices (number greater than zero means the region is more expensive than the UK average)					
	Inclusive of housing rents			Exclusive of housing rents		
	Goods	Services	Total	Goods	Services	Total
London	2.6	13.0	6.8	2.6	7.3	4.4
South East	1.8	5.1	3.1	1.8	3.8	2.5
East	0.0	3.8	1.5	0.0	2.8	1.0
South West	-0.6	-0.9	-0.7	-0.6	-0.3	-0.4
East Midlands	-0.7	-3.1	-1.7	-0.7	-0.7	-0.7
West Midlands	-0.3	-2.6	-1.2	-0.3	-1.3	-0.7
North West	-1.2	-3.5	-2.2	-1.2	-2.1	-1.6
Yorkshire and the Humber	-1.7	-5.9	-3.4	-1.7	-3.5	-2.4
North East	-2.8	-7.4	-4.7	-2.8	-5.1	-3.6
Wales	-2.1	-6.3	-3.8	-2.1	-4.9	-3.2
Scotland	0.8	-3.3	-0.9	0.8	-0.5	0.3
Northern Ireland	0.9	n/a	n/a	0.9	-2.1	-0.2

Zdroj: Fenwick a O'Donoghue (2004)

### The regional relationship between earnings and house prices in Britain



Obr. 8: Regionální vztah mezi příjmy a cenami nemovitostí

Zdroj: Overman a Gibbons (2011)

## OECD-Eurostat

V 60. letech minulého století zahájil Eurostat program srovnání cenových hladin mezi zeměmi Evropského hospodářského společenství (nyní Evropská unie). Na začátku 80. let minulého století se k Eurostatu připojilo OECD a program byl rozšířen o 26 rozvinutých zemí OECD. V současnosti zahrnuje srovnání parit kupních sil zemí OECD-Eurostat okolo 50 zemí.

Hlavním cílem těchto srovnání PPP je přechodný krok v sestavení odhadů rozdílů v reálné spotřebě a HDP mezi zeměmi. Na webové stránce OECD se píše:

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

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

Protože program PPP v rámci zemí OECD-Eurostat byl zaměřen na sestavení mezinárodních srovnání HDP, zahrnoval nejenom srovnání spotřebního zboží, ale také investiční, vládní a kapitálové statky a ceny pracovních sil. Program PPP v rámci zemí OECD-Eurostat sestavil srovnání cen a HDP za roky: 1980, 1985, 1990, 1993, 1996, 1999 a 2002. Za účelem pozdější diskuse jsou prostorová srovnání cen sestavena použitím dvou metod, a to metody EKS a Gearyho-Khamise. V poslední době je program PPP v rámci zemí OECD- Eurostat úzce koordinován spolu s rozsáhlejším Mezinárodním srovnávacím projektem (International Comparisons Project –ICP), kterým se budeme dále zabývat.

### **Evropský srovnávací program**

Srovnávací projekt Eurostatu poskytuje věcně srovnatelné údaje o hrubém domácím produktu a o složkách výdajů na jeho užití. Dalším výstupem ECP jsou cenová porovnání za vybrané skupiny výrobků a služeb. V současné době se ECP účastní 37 zemí – 27 členských zemí EU, 3 kandidátské (Chorvatsko, Makedonie a Turecko), tři členské země organizace EFTA (Island, Norsko a Švýcarsko) a čtyři země Západního Balkánu (Albánie, Bosna a Hercegovina, Černá hora a Srbsko). Všechny země jsou navzájem multilaterálně porovnávány. Srovnání je prováděno každoročně. Projekt je organizačně a územně rozdělen do 4 oblastí – severní, západní, východní a jižní. Práce v těchto skupinách jsou prováděny pod vedením Finska, Holandska, Rakouska a Portugalska. Ve veřejně přístupné databázi Eurostatu jsou pro ilustraci uvedeny PPP i za Japonsko a Spojené státy, byť jsou počítány OECD.



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

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

### **PPP parita kupní síly (Purchasing Power Parity)**

V nejjednodušší verzi PPP představuje poměr cen v národních měnách za stejné výrobky a služby v různých zemích. Například pokud stejný výrobek stojí ve Francii 10 euro a v České republice 200 českých korun, pak PPP pro tento výrobek mezi Francií a Českou republikou je 0,05 eura k české koruně ( $0,05 = 10/200$ ). To znamená, že za každou korunu obdrží kupující v České republice stejné množství tohoto výrobku, které by obdržel za 0,05 eura ve Francii. Parity kupní síly se však v ECP neporovnávají mezi zeměmi pouze bilaterálně, ale konečné parity jsou výsledkem multilaterálního srovnání.

### **PPS standard kupní síly (Purchasing Power Standard)**

PPS je uměle vytvořená měnová jednotka používaná při mezinárodních srovnáních k vyjádření objemu ekonomických souhrnných ukazatelů. V projektu ECP kupní síla 1 PPS odpovídá průměrné kupní síle jednoho Eura v Evropské unii (EU 27). A proto tedy HDP v PPS za EU27 celkem = HDP v eurech (po přepočtu směnným kursem z národních měn) za EU27 celkem. Například, hodnota 17,169 PPS za ČR v roce 2007 znamená, že v průměru si kupující v České republice koupil za 17,169 Kč stejné množství zboží a služeb jako za 1 Euro v Evropské unii. Z výše uvedených příkladu vyplývá, že údaj v PPS získáme tedy z hodnoty vyjádřené v národní měně vydělením příslušnou PPP.

### **PLI relativní cenová úroveň (Price Level Index)**

Relativní cenová úroveň se rovná podílu PPP a směnného kursu. Směnný kurs představuje průměrný kurs národní měny k 1 euru za daný rok.



## VI pc objemový index na obyvatele (Volume Index per capita)

Objemový index HDP na obyvatele je roven podílu HDP v PPS na obyvatele dané země a HDP v PPS na obyvatele za EU27. Vyjadřuje poměr objemu HDP vytvořeného v dané zemi na jednoho obyvatele k průměru Evropské unie.

### Metodika

Metodický postup ECP vychází z nalezení dvoustranných poměrů cen každé složky užití HDP ke všem srovnávaným zemím. Každá složka užití HDP je proto rozčleněna do homogenních skupin produktů, přičemž každá tato skupina produktů je v projektu reprezentována konkrétními produkty, včetně jejich cen. A právě za tyto produkty a následně skupiny produktů jsou počítány vzájemné cenové poměry.

Takto spočtené poměry jsou následně váženy pro každou zemi hodnotami výdajů na HDP. Následující výpočet koeficientů PPP se provádí za všechny úrovně agregace všech položek užití HDP i pro celkový HDP.

Uživatelé nejčastěji pracují s nejsouhrnnějším vyjádřením parity kupní síly použitelným na přepočtení celého hrubého domácího produktu z údajů v národních měnách na vzájemně porovnatelné údaje ve standardech kupní síly (PPS).

### Úloha ČSÚ v ECP

Propočet parity kupní síly je výsledkem společné práce národních statistických úřadů a Eurostatu. Úlohou jednotlivých statistických úřadů je dodat údaje, které jsou nezbytné pro tento propočet a úlohou Eurostatu je sestavit tento propočet, resp. provést multilaterální srovnávání.

Jednotlivé statistické úřady poskytují pro potřeby ECP podrobné údaje o struktuře výdajů na HDP (poskytuje statistika národních účtů) a údaje o cenách jednotlivých reprezentantů (poskytuje statistika cen). Výsledky multilaterálního srovnávání jednotlivých reprezentantů má k dispozici pouze Eurostat, národní statistické úřady vyhodnocují pouze dvoustranná srovnání cen. Důležitou rolí národních statistických úřadů je také následné posuzování výsledků, resp. případných anomálií v dílčích výsledcích.

Od roku 2006 Eurostat zavedl pro zveřejňování výsledků ECP tento časový harmonogram: T+5 měsíců: první předběžný odhad (Nowcast) PPP za rok T, založený na prvních odhadech HDP a jeho hlavních složek a extrapolovaných cenách roku T-1 T+12 měsíců: předběžné odhady PPP za rok T, založené na prvních odhadech podrobných vah výdajů na HDP, prvních výsledcích cenových šetření za rok T a prvních odhadech ostatních vstupních údajů T+24 měsíců: semidefinitivní PPP za rok T, založené na druhých odhadech podrobných vah výdajů na HDP, cenových šetřeních roku T a druhých odhadech ostatních vstupních údajů T+36 měsíců: definitivní PPP za rok T, založené na konečných údajích o podrobných vahách výdajů na HDP, cenových šetřeních roku T a konečných ostatních vstupních údajích

### HDP na obyvatele v paritě kupní síly - Index EU 27 = 100

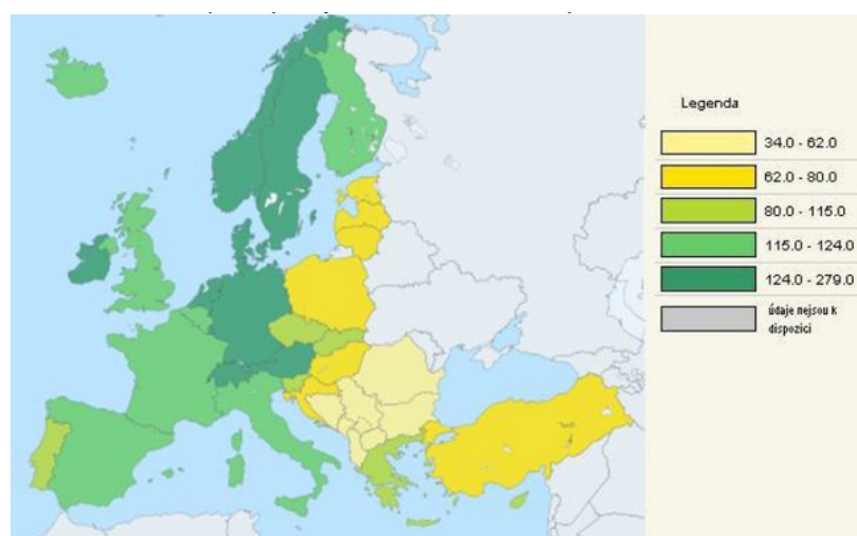
Hrubý domácí produkt (HDP) je měřítkem ekonomické výkonnosti. Představuje přidanou hodnotu veškerého vyrobeného zboží a služeb (nutno odečíst meziprodukty, které se na přidané hodnotě nepodílejí). Objemový index HDP na obyvatele vyjádřený v paritě kupní síly je v relaci k průměru EU 27, který je roven 100. Pokud je index za určitou zemi vyšší než 100, znamená to, že HDP na obyvatele této země je vyšší než je průměr EU 27 a naopak. Údaje se uvádějí ve standardu kupní síly - společné měně, která stírá rozdíly v cenových hladinách mezi zeměmi a umožňuje tak srovnání HDP spíše mezi jednotlivými zeměmi než v čase.

Podle výše objemového indexu HDP na obyvatele lze země rozdělit do čtyř skupin<sup>1)</sup> údaje jsou za rok 2011.

Tab. 6: Rozdělení zemí do skupin podle výše objemového indexu HDP na oby.

Skupina zemí	HDP na obyvatele v PPS (EU25 = 100)	Země
s vysokým příjmem	120 a vyšší	Lucembursko, Nizozemsko, Irsko, Rakousko, Švédsko, Dánsko, Německo
s vyšším středním příjmem	100-119	Belgie, Finsko, Spojené království, Francie, Itálie
s nižším středním příjmem	50-99	Španělsko, Kypr, Malta, Slovinsko, Česká republika, Řecko, Portugalsko, Slovensko, Estonsko, Lotyšsko, Maďarsko, Polsko, Litva
s nízkým příjmem	méně než 50	Rumunsko, Bulharsko

Zdroj: ČSÚ



Obr. 9: Objemový index HDP podle zemí EU

Zdroj: ČSÚ

Tab. 7: HDP v PPS v národních státech EU, kandidátských zemích, zeích EFTA, USA a Japonsku

Tab.2: HDP na obyvatele v PPS - Index (EU-27 = 100) za roky 2007 - 2011						
Země/rok	2007	2008	2009	2010	2011	Pozice v (EU27)
EU27	100	100	100	100	100	
EU15 <sup>1)</sup>	111	111	110	110	110	2010 2011
Belgie	116	116	118	119	119	7 8
Dánsko	122	125	123	128	125	4 6
Finsko	117	119	114	113	114	9 9
Francie	108	107	109	108	108	11 11
Irsko	147	132	130	129	129	3 3
Itálie	104	104	104	101	100	12 12
Lucembursko	274	263	255	267	271	1 1
Německo	115	116	115	119	121	7 7
Nizozemsko	132	134	132	131	131	2 2
Portugalsko	79	78	80	80	77	18 19
Rakousko	124	124	125	127	129	5 3
Řecko	90 (p)	93 (p)	94 (p)	87 (p)	79 (p)	15 18
Spojené království	117	113	111	111	109	10 10
Španělsko	105	104	103	99	98	13 13
Švédsko	125	124	120	124	127	6 5
<b>Nové členské státy</b>						
Bulharsko	40	43	44	44	46	27 27
Česká republika	83	81	83	80	80	18 17
Estono	70	69	63	63	67	22 21
Kypr	94	99	100	97	94	14 14
Litva	57	58	54	54	58	25 25
Lotyšsko	59	61	55	57	66 (b)	24 22
Maďarsko	61	64	65	65	66	21 22
Malta	76	79	83	85	85	16 15
Polsko	54	56	61	63	64	22 24
Rumunsko	41	47	47	47	49	26 26
Slovensko	68	73	73	73	73	20 20
Slovinsko	88	91	87	84	84	17 16
<b>Kandidátské země</b>						
Albánie	23	26	28	27	30 (e)	
Bosna a Hercegovina	28	30	31	30	30	
Černá hora	40	43	41	42	42	
Chorvatsko <sup>2)</sup>	61	63	62	59	61	
Makedonie	31	34	36	36	35	
Srbsko	33	36	36	35	35	
Turecko	45	47	46	50	52	
<b>Země EFTA</b>						
Island	121	123	120	112	111	
Norsko	181	192	177	181	186	
Švýcarsko	144	149	150	154	157	
<b>Ostatní</b>						
USA	151	147	147	147	148	
Japonsko	108	105	103	107	105	

: = Není k dispozici b = přerušení v čas. řadě p = prozatímní hodnota e = odhad

<sup>1)</sup> EU15 - členské státy EU před rokem 2004

<sup>2)</sup> Chorvatsko je členskou zemí EU od roku 2013

## Část 2: Dostupnost indikátorů (nominálních), které přicházejí v úvahu při deflování RCI (ČSÚ)

Tato část studie navazuje na výsledky Syntetické studie z období 06/2014, kde byly identifikovány ukazatele, které je vhodné deflovat (zpřesnit, upravit) pomocí regionálního cenového indexu. V tab. 8 je uvedena dostupnost těchto ukazatelů publikovaných ČSÚ. Samotné ukazatele z databáze ČSÚ jsou uvedeny v tab. 9 a 10. Bohužel všechny indikátory jsou dostupné **pouze pro regionální úroveň administrativního členění NUTS3 (kraje)** – výsledky srovnání nominálních a reálných ukazatelů typu Čistý disponibilní důchod domácností jsou uvedeny v mapovém podkladu – viz Mapa 1. Statistické vyhodnocení disparit reálných vs nominálních je uvedeno v práci (publikaci) prezentované na konferenci ETER 2014, Bratislava (viz příloha 3 této zprávy).

Navržené RCI by tedy mělo být odhadnuto na stejnou regionální úroveň, avšak ambicí projektu je subregionální úroveň. Proto byla zvolena statistická metoda (regresní analýza) pro odhad nominálních indikátorů typu ČDDD či mzdy na úroveň nižší, tj. obecní (městkou), resp. obcí s rozšířenou působností (resp. na úroveň administrativních bývalých okresů). Proto je v rámci této části navržena regresní funkce odhadu nominálních ukazatelů, která má následující tvar:

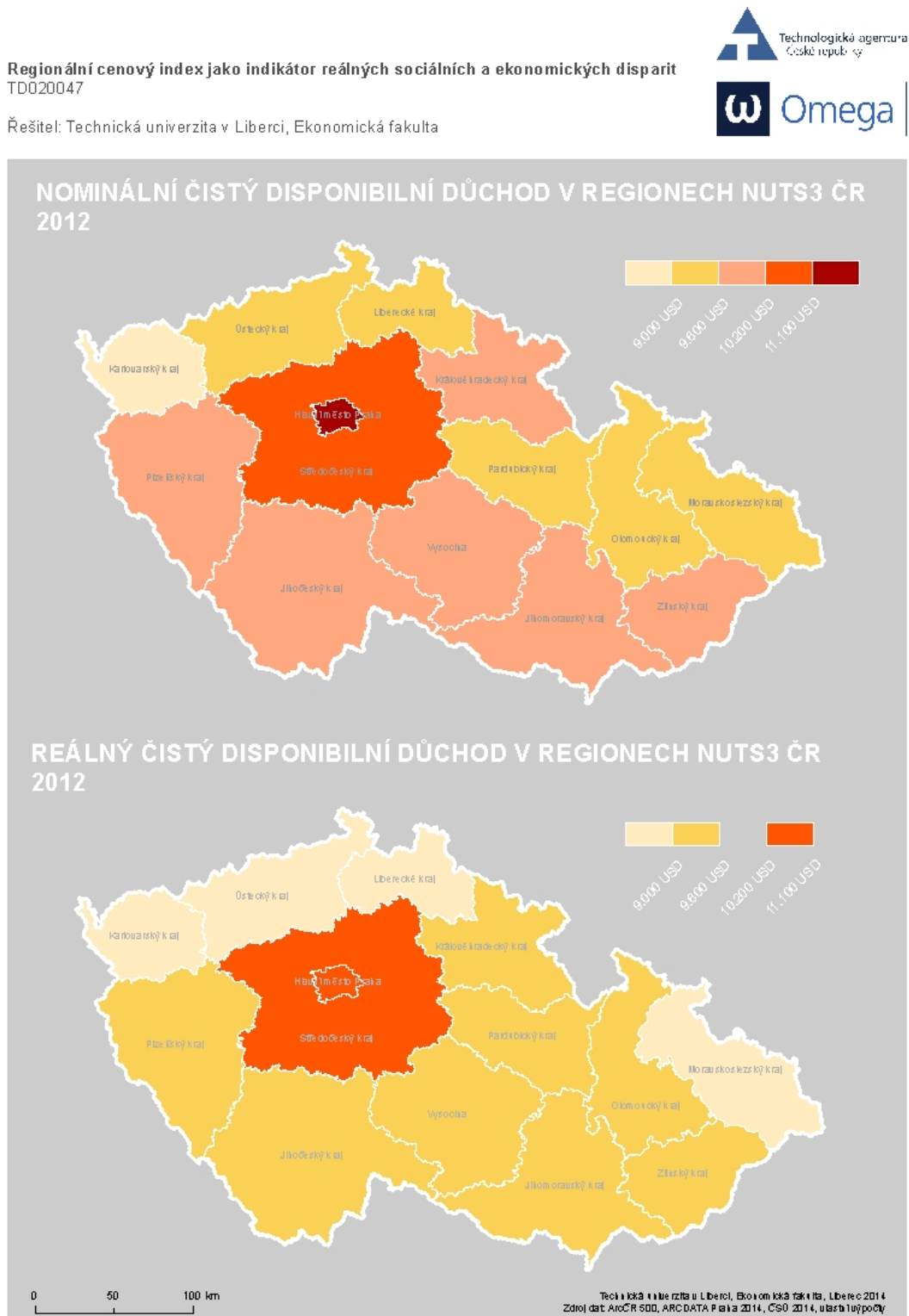
$$w_r = \alpha_0 + \alpha_3 n + \alpha_4 prim + \alpha_5 sek + \alpha_9 z + \alpha_{10} v$$

- $n$  je podíl registrovaných nezaměstnaných,
- $prim$  je podíl ekonomicky aktivních v priméru (%),
- $sek$  je podíl ekonomicky aktivních v sekundéru (%),
- $z$  je podíl osob starších 14 let bez vzdělání a s nejvyšším dokončeným základním vzděláním (%) a
- $v$  je podíl osob starších 14 let bez vzdělání a s dokončeným vysokoškolským vzděláním (%)

Výstupem je 14 regresních funkcí pro odhad mezd pro každý region.

Odhad mezd na úroveň municipalit bude pro r. 2011 - 13 proveden dosazením proměnných do regresních funkcí, tyto proměnné jsou uvedeny v tab. 11 - 17.

### Mapa 1: Čistý disponibilní důchod domácností – nominální versus reálný v r. 2012 v NUTS3 ČR



Zdroj: vlastní zpracování na základě interních výsledků RCI pro regiony NUTS3 v programu arcGIS



**Tab. 8: Dostupnost ukazatelů regionálního rozvoje, které je možné deflovat (zpřesnit) RCI v databázi ČSÚ**

Oblast statistiky	Ukazatel	Věcné třídění	Metodické upřesnění	Měřicí jednotka	Nejnižší územní jednotka	Přístup k datům (internetová adresa)
HDP, REGIONÁLNÍ ÚČTY	Hrubý domácí produkt			mil. Kč mil. EUR PPS	kraj	<a href="http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenka.indexnu_reg">http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenka.indexnu_reg</a>
HDP, REGIONÁLNÍ ÚČTY	Hrubý domácí produkt na obyvatele			Kč / obyv. EUR / obyv. PPS/obyv.	kraj	<a href="http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenka.indexnu_reg">http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenka.indexnu_reg</a>
HDP, REGIONÁLNÍ ÚČTY	Hrubá přidaná hodnota	podle odvětví CZ-NACE		mil. Kč	kraj	<a href="http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenka.indexnu_reg">http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenka.indexnu_reg</a>
HDP, REGIONÁLNÍ ÚČTY	Disponibilní důchod domácností			mil. Kč Kč / obyv.	kraj	<a href="http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenka.indexnu_reg">http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenka.indexnu_reg</a>
MZDY, NÁKLADY PRÁCE	Průměrná hrubá měsíční mzda zaměstnance (přepočteného na plně zaměstnaného)		všechny subjekty, podle místa pracoviště	Kč	kraj	<a href="http://www.czso.cz/ceske-12edicniplan.nsf/p/3107-12">http://www.czso.cz/ceske-12edicniplan.nsf/p/3107-12</a>
MZDY, NÁKLADY PRÁCE	Průměrná hrubá měsíční mzda zaměstnance (fyzické osoby)	odvětví CZ-NACE (dříve OKEČ)	všechny subjekty, podle místa pracoviště	Kč	kraj	<a href="http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/p/3107-12">http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/p/3107-12</a>





Tab. 9: Vývoj průměrných mezd v krajích v letech 2004 – 2012 (metoda podniková)

NUTS3	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Hl. m. Praha	22 935	24 109	25 914	27 396	29 407	30 028	29 545	31 252	31 939
Středočeský	16 639	17 281	18 535	20 097	23 041	21 972	23 021	23 407	24 059
Jihočeský	15 499	16 291	17 203	18 439	20 384	20 319	20 904	21 041	21 603
Plzeňský	16 281	16 866	18 173	19 330	21 668	21 864	22 506	22 452	23 045
Karlovarský	14 926	15 392	16 367	17 369	19 412	19 450	20 012	20 095	20 700
Ústecký	15 823	16 570	17 507	18 511	20 970	20 850	21 409	21 327	21 895
Liberecký	15 283	16 092	17 199	18 324	21 156	20 426	21 709	21 581	22 111
Královéhradecký	15 483	16 193	17 163	18 242	20 194	20 527	20 912	21 167	21 895
Pardubický	15 248	15 799	16 852	18 107	20 058	19 887	20 514	20 740	21 251
Vysočina	15 072	15 927	16 948	18 316	20 587	20 037	20 866	21 186	21 759
Jihomoravský	16 048	16 752	17 494	19 206	21 568	21 703	21 998	22 506	23 094
Olomoucký	15 215	15 671	16 729	17 981	20 000	19 926	20 651	20 908	21 522
Zlínský	15 102	15 727	16 692	17 830	20 405	19 478	20 488	20 777	21 429
Moravskoslezský	16 188	17 009	17 852	19 103	21 560	21 136	21 921	22 111	22 627

Tab. 10: Vývoj ČDDD v krajích v letech 2009 - 2012

ČDDD (v Kč)	2009	2010	2011	2012
Hl. m. Praha	244 408	252 467	250 121	249 597
Středočeský	205 028	207 849	206 669	208 878
Jihočeský	183 022	179 685	181 215	181 627
Plzeňský	186 959	187 199	187 924	192 014
Karlovarský	172 411	171 342	171 785	169 622
Ústecký	171 272	170 823	170 925	171 220
Liberecký	177 985	179 770	178 750	179 832
Královéhradecký	187 499	182 020	179 715	184 495
Pardubický	180 680	175 178	177 064	180 948
Vysočina	180 818	179 794	180 102	181 060
Jihomoravský	187 503	188 011	184 823	189 887
Olomoucký	175 568	170 579	172 415	178 491
Zlínský	178 621	175 635	178 580	182 749
Moravskoslezský	174 505	173 196	176 135	177 974



**Tab. 11 – 17: vysvětlovaná (mzda) a vysvětlující proměnné pro odhad mezd na úrovni okresních měst v letech 2004 - 2012**

Průměrná mzda v krajských městech - NEZÁVISLE PROMĚNNÁ									
NUTS3	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Hl. m. Praha	22 935	24 109	25 914	27 396	29 407	30 028	29 545	31 252	31 939
Středočeský	16 639	17 281	18 535	20 097	23 041	21 972	23 021	23 407	24 059
Jihočeský	15 499	16 291	17 203	18 439	20 384	20 319	20 904	21 041	21 603
Plzeňský	16 281	16 866	18 173	19 330	21 668	21 864	22 506	22 452	23 045
Karlovarský	14 926	15 392	16 367	17 369	19 412	19 450	20 012	20 095	20 700
Ústecký	15 823	16 570	17 507	18 511	20 970	20 850	21 409	21 327	21 895
Liberecký	15 283	16 092	17 199	18 324	21 156	20 426	21 709	21 581	22 111
Královéhradecký	15 483	16 193	17 163	18 242	20 194	20 527	20 912	21 167	21 895
Pardubický	15 248	15 799	16 852	18 107	20 058	19 887	20 514	20 740	21 251
Vysočina	15 072	15 927	16 948	18 316	20 587	20 037	20 866	21 186	21 759
Jihomoravský	16 048	16 752	17 494	19 206	21 568	21 703	21 998	22 506	23 094
Olomoucký	15 215	15 671	16 729	17 981	20 000	19 926	20 651	20 908	21 522
Zlínský	15 102	15 727	16 692	17 830	20 405	19 478	20 488	20 777	21 429
Moravskoslezský	16 188	17 009	17 852	19 103	21 560	21 136	21 921	22 111	22 627

Registrovaná nezaměstnanost v krajích (nová metodika) - 1. ZÁVISLE PROMĚNNÁ									
NUTS3	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Hl. m. Praha	3,6	3,4	3,0	2,5	2,1	3,0	3,9	4,0	4,2
Středočeský	6,6	6,3	5,7	4,6	4,0	5,8	7,1	7,1	7,0
Jihočeský	6,1	6,3	6,0	4,8	4,0	6,5	7,4	7,3	7,4
Plzeňský	6,7	6,4	5,9	4,9	4,2	7,0	7,8	7,1	6,7
Karlovarský	10,2	10,2	9,5	8,0	6,9	9,9	10,8	10,2	10,1
Ústecký	15,9	15,4	14,5	12,2	9,9	12,4	13,4	12,9	13,3
Liberecký	8,4	7,8	7,4	6,5	6,0	10,0	10,6	9,6	9,7
Královéhradecký	7,1	7,3	6,6	5,2	4,2	6,8	7,7	7,2	7,5
Pardubický	8,3	8,3	7,3	5,8	5,0	8,0	9,1	8,3	8,1
Vysočina	8,3	8,2	7,4	6,1	5,2	8,7	9,6	9,1	9,0
Jihomoravský	10,3	10,1	9,2	7,6	6,2	8,9	10,2	9,6	9,6
Olomoucký	11,2	11,0	9,6	7,4	6,2	10,2	11,5	11,1	10,8
Zlínský	9,4	9,2	8,4	6,6	5,5	9,1	10,4	9,4	9,3
Moravskoslezský	15,4	14,7	13,4	11,0	8,4	11,1	11,9	11,3	11,4

Podíl osob starších 14 let bez vzdělání a s nejvyšším dokončeným základním vzděláním (%) - 2. ZÁVISLE PROMĚNNÁ									
NUTS3	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Hl. m. Praha	8,14	7,87	7,26	6,87	6,51	6,18	6,20	5,44	5,59
Středočeský	14,80	13,00	12,66	12,15	12,02	10,62	10,16	9,57	9,02
Jihočeský	13,41	12,86	12,80	12,41	11,84	11,16	10,93	10,79	10,71
Plzeňský	13,07	13,35	12,53	11,55	11,25	11,27	9,92	9,30	9,50
Karlovarský	16,30	16,25	15,77	14,00	14,80	15,40	14,40	13,75	13,29
Ústecký	16,16	14,99	14,51	15,32	15,67	14,55	14,00	13,53	13,67
Liberecký	13,88	13,93	13,67	13,06	13,25	11,81	11,22	11,06	12,07
Královéhradecký	12,67	12,26	12,06	11,75	11,57	10,81	9,66	9,81	9,10
Pardubický	12,65	12,71	12,71	12,29	11,28	10,80	10,16	10,70	10,04
Vysočina	14,08	13,45	12,61	12,18	11,78	11,27	11,22	10,42	9,81
Jihomoravský	13,95	13,45	12,66	13,06	12,41	11,08	10,65	10,37	9,73
Olomoucký	14,85	13,20	13,37	13,84	13,17	12,01	12,53	11,39	10,85
Zlínský	15,25	13,75	13,37	13,54	13,30	12,54	12,36	11,70	10,99
Moravskoslezský	15,09	14,90	14,19	13,83	14,28	13,55	12,47	12,94	12,20



Podíl osob starších 14 let s dokončeným vysokoškolským vzděláním (%) - 3. ZÁVISLE PROMĚNNÁ									
NUTS3	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Hl. m. Praha	9,62	9,51	10,33	10,01	11,94	12,25	13,44	14,37	15,19
Středočeský	3,11	3,49	3,68	4,00	4,63	5,20	5,86	6,56	7,50
Jihočeský	3,70	3,67	4,32	4,84	4,57	5,21	5,23	5,77	6,79
Plzeňský	3,81	3,53	3,37	4,15	4,98	5,34	5,89	6,47	7,25
Karlovarský	2,91	3,02	2,81	2,94	2,67	3,58	3,97	4,05	5,17
Ústecký	2,35	2,62	2,90	2,55	2,60	2,76	3,53	4,82	5,35
Liberecký	2,61	3,79	3,56	3,59	3,61	4,47	5,13	5,79	5,72
Královéhradecký	3,33	3,76	4,64	4,14	4,34	5,65	6,10	5,82	6,28
Pardubický	3,09	3,93	4,18	3,74	4,85	5,82	5,34	6,05	6,11
Vysočina	3,12	3,95	4,20	3,94	4,31	4,59	4,93	5,49	6,60
Jihomoravský	5,22	5,26	5,16	5,62	5,84	6,77	7,13	8,07	8,95
Olomoucký	3,50	4,31	4,58	4,62	4,83	4,22	4,93	6,17	6,52
Zlínský	3,74	4,22	4,19	4,73	5,06	5,33	5,70	6,37	6,89
Moravskoslezský	3,60	3,78	4,13	4,23	4,45	5,37	6,00	5,97	6,46

Podíl ekonomicky aktivních v průměru (%) - 4. ZÁVISLE PROMĚNNÁ									
NUTS3	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Hl. m. Praha	0,32	0,58	0,49	0,22	0,10	0,39	0,33	0,27	0,38
Středočeský	4,26	3,69	3,72	3,62	2,92	2,76	2,84	2,70	2,46
Jihočeský	5,53	5,58	5,90	5,75	5,54	5,06	5,49	5,11	5,28
Plzeňský	3,94	5,00	4,97	5,07	4,57	3,80	4,68	4,68	4,22
Karlovarský	2,54	2,56	2,15	1,42	1,79	2,33	2,45	2,41	2,15
Ústecký	1,81	2,11	2,25	2,21	2,57	1,92	1,85	2,30	1,93
Liberecký	2,99	1,75	2,08	2,29	2,37	1,73	1,89	1,98	2,14
Královéhradecký	5,41	4,43	3,53	3,82	3,62	3,73	3,23	3,95	3,78
Pardubický	5,49	4,27	4,21	4,66	4,39	4,41	4,05	4,41	4,74
Vysočina	9,33	9,30	7,89	7,54	8,94	8,63	6,72	5,28	6,39
Jihomoravský	4,42	3,53	3,29	3,58	2,77	2,42	2,71	2,65	2,68
Olomoucký	5,86	5,04	5,16	4,49	3,53	4,94	4,49	3,25	4,28
Zlínský	3,51	3,34	3,02	2,37	2,55	2,43	2,87	2,82	2,56
Moravskoslezský	2,51	2,55	2,29	2,08	1,92	1,79	1,72	1,85	1,95

Podíl ekonomicky aktivních v sekunděru (%) - 5. ZÁVISLE PROMĚNNÁ									
NUTS3	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Hl. m. Praha	19,45	19,14	19,09	16,85	17,99	19,13	17,38	16,65	18,76
Středočeský	34,70	35,50	35,97	37,54	38,70	36,05	34,72	33,90	33,94
Jihočeský	39,25	39,62	38,75	40,85	40,94	39,45	38,05	39,64	39,95
Plzeňský	40,41	42,97	41,22	41,64	41,73	38,24	38,83	40,48	39,32
Karlovarský	38,94	37,89	40,19	39,51	38,10	34,48	35,83	36,32	35,24
Ústecký	33,06	35,31	35,67	38,58	40,11	39,72	38,97	39,58	38,35
Liberecký	48,20	49,90	48,77	48,81	49,17	44,71	44,40	45,72	42,27
Královéhradecký	36,88	40,95	39,20	41,55	43,66	38,79	38,54	38,48	38,04
Pardubický	42,13	41,34	42,89	43,01	44,04	42,62	41,67	42,55	40,94
Vysočina	41,72	42,19	44,49	46,25	42,98	41,43	41,00	41,92	41,29
Jihomoravský	34,94	35,25	35,95	37,56	39,36	34,64	32,88	33,22	33,95
Olomoucký	36,29	36,76	39,55	41,38	40,60	37,24	37,79	38,17	38,04
Zlínský	43,09	41,69	45,35	45,24	46,71	42,07	41,07	44,93	43,40
Moravskoslezský	38,45	36,97	38,82	39,33	41,47	38,25	38,40	39,64	38,65





okresní město	podíl osob starších 14			
	reg. nezam. [%]	let s dokončeným vysokoškolským vzděláním (%)	podíl ekonomicky aktivních v priméru (%)	podíl ekonomicky aktivních v sekundéru (%)
Brno-město	9,6	23,6	0,6	22,8
Bruntál	19,82	10,1	1,5	33,9
České Budějovice	6,85	17,1	0,9	27,9
Děčín	14,68	8,2	0,7	27,7
Hodonín	17,89	10,7	1,2	34,2
Hradec Králové	7,19	18,1	1,1	23,4
Cheb	11,99	7,2	1,1	21,6
Chrudim	8,97	13,7	1,3	29,0
Jihlava	10,14	12,7	0,9	36,6
Karlovy Vary	10,93	11,8	0,6	20,5
Karviná	20,28	6,8	0,3	36,1
Kladno	11,15	12	0,4	25,3
Klatovy	8	13,3	2,7	32,4
Kolín	11,08	11,0	0,8	36,5
Liberec	9,5	14,9	0,4	32,1
Náchod	8,22	10,1	1,0	37,0
Nový Jičín	10,99	12,7	1,4	36,9
Nymburk	11,73	12,4	0,9	26,6
Olomouc	10,19	20,6	0,9	23,8
Opava	11,28	14,2	1,8	32,2
Ostrava-město	13,64	14,3	0,4	30,1
Pardubice	6,77	15,3	0,6	31,5
Plzeň - město	7,54	15,8	0,6	30,2
Přerov	13,64	12,8	0,9	33,9
Příbram	12,77	12,1	1,0	29,9
Strakonice	9,2	11,8	1,6	37,7
Šumperk	12,97	13,9	1,2	34,0
Tábor	10,59	14,9	1,4	29,7
Teplice	13,94	10,0	0,4	31,1
Uherské Hradiště	9,03	16,6	1,0	35,0
Ústí nad Labem	16,75	10,8	0,4	26,0
Vsetín	11,88	12,9	1,3	39,3
Zlín	7,98	17,5	0,8	31,1
Znojmo	14,16	11,9	2,2	24,3
Žďár nad Sázavou	9,04	14,0	1,5	42,5

Výsledky hodnocení regresorů jsou uvedeny v tabulce 18 níže. Nejvýznamnější proměnnou na požadované 5% hladině významnosti (při přijatelném výsledku determinčního koeficientu R-squared) jsou:

- nezaměstnanost,
- podíl obyvatel s nejvyšším dokončeným základním vzděláním.



Tab. 18: Výsledky regresní analýzy pro odhad krajských mezd s potenciálem odhadu na nižší úrovni

Regresory	CZ010	CZ020	CZ031	CZ032	CZ041	CZ042	CZ051	CZ052	CZ053	CZ063	CZ064	CZ071	CZ072	CZ080
konstanta	38932,3	-49168,6	55196,6	51384,6	69967,6	48012,8	84366,2	-1441,2	34708,9	78750,6	61967,2	36782,9	13123,5	8075,6
Nezaměstnanost	-1002,7	1096,7	-670,5	-785,2	-598,5	-1042,6	-1335,9	-782,5	-434,0	-570,9	-1579,4	43,5	-303,1	-532,4
Primér	920,2	-620,3	327,8	1548,0	1675,5	-3121,7	-605,0	1476,0	-302,3	-251,9	-702,9	-1079,2	-806,0	-105,6
Sekundér	74,2	1497,8	-231,7	-879,0	-675,2	55,8	-650,4	290,3	88,0	-504,4	-729,4	252,5	-68,3	29,5
VŠ	577,4	2046,0	410,9	1206,0	-490,4	590,7	285,0	2613,2	551,3	-1087,5	741,6	-606,4	2191,9	2028,3
ZŠ	-2409,2	172,6	-2237,7	-320,0	-1532,8	-826,8	-1831,9	-395,7	-1542,3	-2261,4	-371,3	-1587,2	165,5	543,9
<b>F-test</b>	<b>0,0013</b>	<b>0,0159</b>	<b>0,0000</b>	<b>0,0545</b>	<b>0,0721</b>	<b>0,0176</b>	<b>0,0791</b>	<b>0,0010</b>	<b>0,0056</b>	<b>0,0068</b>	<b>0,0074</b>	<b>0,2183</b>	<b>0,0800</b>	<b>0,0011</b>
konstanta	0,0112	0,4990	0,0103	0,1059	0,0363	0,4080	0,0778	0,9058	0,0918	0,0085	0,0678	0,3756	0,6991	0,4451
Nezaměstnanost	0,1497	0,5464	0,0412	0,2366	0,4618	0,2794	0,0950	0,0122	0,1170	0,1214	0,0905	0,9622	0,7067	0,0230
Primér	0,6742	0,7954	0,6074	0,5541	0,5494	0,1371	0,7346	0,0380	0,5361	0,4629	0,5808	0,5080	0,7392	0,9161
Sekundér	0,7911	0,3303	0,3599	0,3314	0,1207	0,9321	0,2271	0,0807	0,7744	0,0955	0,2348	0,7927	0,8787	0,8536
VŠ	0,2753	0,1348	0,2206	0,4947	0,7501	0,3042	0,8134	0,0175	0,2404	0,1468	0,3638	0,7561	0,1865	0,0120
ZŠ	0,0692	0,8041	0,0030	0,8478	0,1778	0,4810	0,1371	0,3152	0,0222	0,0145	0,7478	0,2329	0,8969	0,2393
konstanta	50096,2	-17480,8	51256,5	11689,3	56605,6	63136,3	43959,1		46176,2	39386,0	77732,0	39219,1	7944,4	19038,2
Nezaměstnanost			-506,7			-1127,8		-788,5	-488,3		-2328,8			-548,9
Primér						-3250,7		1430,6						
Sekundér		790,016			-543,8			277,7			-1228,9			
VŠ		2083,83		1718,9				2548,2			1059,7		2086,2	1542,0
ZŠ	-3302,72		-2444,0		-1214,8	-1484,6	-1946,0	-432,3	-2069,5	-1720,5		-1600,1		
<b>F-test</b>	<b>0,0000</b>	<b>0,0001</b>	<b>0,0000</b>	<b>0,0009</b>	<b>0,0025</b>	<b>0,0011</b>	<b>0,0045</b>	<b>0,0001</b>	<b>0,0001</b>	<b>0,0001</b>	<b>0,0005</b>	<b>0,0051</b>	<b>0,0004</b>	<b>0,0000</b>
konstanta	0,0000	0,0272	0,0000	0,0002	0,0001		0,0002		0,0000	0,0000	0,0138	0,0001	0,0024	0,0000
Nezaměstnanost			0,0021					0,0026	0,0125		0,0069			0,0000
Primér								0,0017						
Sekundér		0,0023			0,0240			0,0041			0,0312			
VŠ		0,0000		0,0009				0,0002		0,0001	0,0196		0,0004	0,0000
ZŠ	0,0000		0,0000		0,0102		0,0045	0,0386	0,0000			0,0051		

## Část 3: Publikovaný výsledek analýzy reálného ČDDD v ČR v období 2009 - 2011

### Regional Price Index in the Czech Republic: Revised

#### Abstract

*The paper is focused on rectifying and proposing a possible methodology for calculating Regional Price Index (RPI) in the Czech Republic at the NUTS3 level based on Consumer Price Index (CPI). The fundamental application of RPI is mainly spatial price comparison and adjustment of nominal regional indicators such as nominal net disposable household income (NDHI), which are used in economic and political practice for the detection of interregional disparities. The comparison of nominal values of indicators such as NDHI across regions does not reflect the real social-economic status of the region and its inhabitants. Therefore, it is crucial to adjust the nominal income indicators with the cost of living regional index. The article assesses the possibility of using the price probes of the Czech Statistical Office for regionalization of the CPI and calculates the RPIs for each NUTS3 region of the Czech Republic. Application of the RPI makes it possible to verify the fundamental hypothesis of the paper that the higher levels of NNDI tend to be compensated by the higher levels of costs of living.*

**JEL classification:** C 21, R 13, R31

**Keywords:** regional price index, real indicator, net disposable household income

#### 1. Introduction

The paper is aimed at the issue of regional price disparities in the context of assessment of the standard of living in the regions of the Czech Republic, or more specifically on the possible trade-off between the levels of prices and of nominal incomes in the regions. The main subject of the research lies in the construction of a Regional Price Index (RPI) based on the generally well-known and widely used Consumer Price Index (CPI). The RPI will be then applied as an instrument of rectification of nominal indicators used as measures of social-economic ranking of regions in the Czech Republic.

The fundamental research hypothesis claims, the higher levels of income of households (measured by the Net Disposable Household Income; NDHI) generally tend to be compensated for by higher consumer prices. Therefore, comparison of nominal values of NDHI across regions does not illustrate the real social-economic position of the region's inhabitants.

The quantification and evaluation of regional disparities remains one of the most up-to-date topics of regional politics. According to Czech and foreign authors, the role of the supply side is often overestimated in the regional policy at the expense of the demand side, or more specifically of real income per capita. The effect of the level of real living costs is perceived by the current theories of regional development as an impact of localization of corporations. It is presumed (to a great extent controversially) that the consumer prices are lower and the real estate prices are higher as a result of economies of agglomeration (e. g. Šímanová & Trešl, 2011). According to Viturka (2007), the price factors belong to the group of middle-important determinants of regional competitiveness. Kahoun (2011) considers the fact that the regional differences in price levels remain neglected, highly limiting



for accountable regional comparison, especially because the difference in price levels between the Czech regions are significant (Kahoun, 2011).

Following the EKS (Éltető-Köves-Szulc) and PPS (purchase parity standard) method, Čadil et al. (2012) estimated the regional price levels in 2007 – 2009 for NUTS3 in the Czech Republic. The authors state rather high price homogeneity across the regions of the Czech Republic in comparison to other member countries of the European Union. Nevertheless, they do not reflect other aspects of regional price levels, e.g. the impact on the real income disparities of inhabitants, real interregional disparities (Čadil et al., 2012).

In the German NUTS3 regions, the regional price index was calculated in 1996 – 2004 on the basis of CPI and HRI (housing rent index). The spatial CPI patterns were found relatively stable in time. The real regional disparities were proved to diminish at a higher pace than the nominal ones, especially across East German regions (Kosfeld & Eckey, 2008; Kosfeld et al., 2010; Schulze, 2003). In the United Kingdom, the issue of real regional disparities has been tackled by Overman and Gibbons (2012), who focus solely on the prices of housing. During their research in 1998 – 2008, a significant trade-off between the level of wages and the costs of living was identified. Therefore, they recommend the economic policies should target the individual inhabitant and should attempt to improve his/her individual position, which will result in raising the situation of the whole region more efficiently than focusing on a geographically determined region (Overman & Gibbons, 2012). In the USA, the researchers from the Bureau of Economic Analysis are deeply engaged in the issue of metropolitan and nonmetropolitan price indices among others also in the context of real income of population. They discovered a higher variability in real incomes in the nonmetropolitan areas than in the metropolitan ones (Aten et al., 2013).

### **1.1 Modulation and Data mining**

The consumer basket used for the CPI in the Czech Republic consists of nearly 800 items, segmented into 12 classes. Each item is assigned an individual weight so that the sum of all the weights gives 1000. The data on prices of all the representatives are probed in 35 districts regularly three times a month. The only exceptions to this rule are such commodities, prices of which are investigated centrally from one or a few data sources. These commodities are usually formed in sub-indices, but most of them are not relevant for calculation of RPI anyway (see presumption 2 and 3 below). The crucial role in spatial comparison of price levels will be most probably played by the immobile (local) services and by costs of living.

When constructing the RPI (based on the CPI) on the level of NUTS3 in the Czech Republic, it is necessary to take into account the following simplifying presumptions:

- 1) With respect to a small area and low differentiation of the surface of the Czech Republic, the consumer behavior and practice will be considered homogenous across all the regions of the Czech Republic. Thus, the weights in the consumer basket for RPIs will be identical with the weights of the total CPI.
- 2) Some of the items in the consumer basket have demonstrably and unequivocally null price variation across the regions of the Czech Republic (such as stamps, newspapers, journals, cigarettes, public administration services, train connections, etc.) and can be with no risk disqualified from the RPI consumer basket.



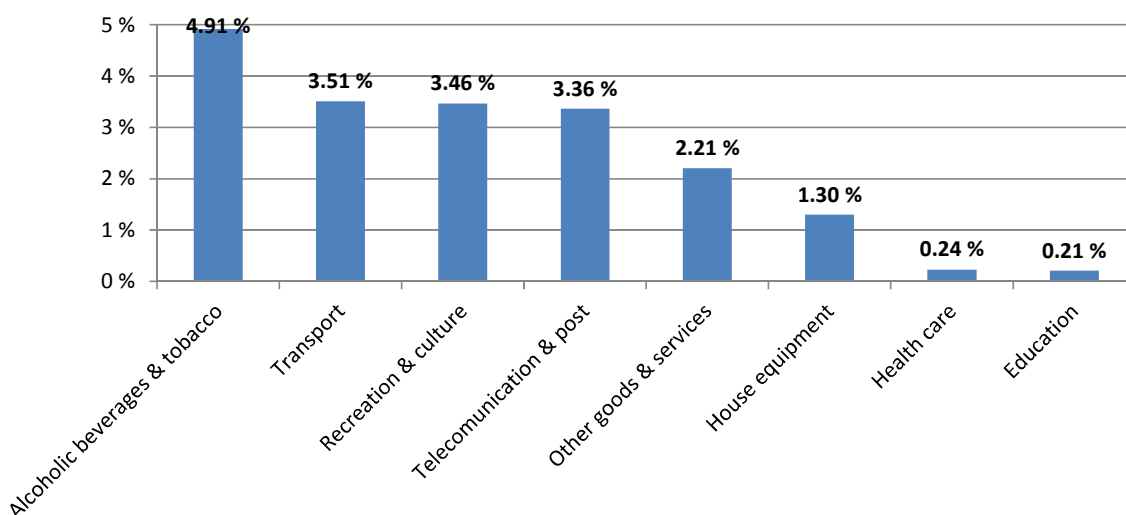
3) Other commodities (mostly services) prices of which are generally investigated centrally and consumption of which usually runs across regions (such as accommodation in hotels, recreation or leisure centers, purchase of a car, services of travel agencies, etc.) can be also disqualified from the RPI consumer basket.

4) Prices of representative goods and services are mostly probed in regional or district centers (in approx. 45 % of all district centers in the Czech Republic), consequently they are incapable of regarding the sub-regional price (Šímanová et al., 2014).

Following the presumptions 2 and 3 above, the list of price representatives was reduced by 123 items, the regional price variability of which was found negligible. These items together create 19.2 % of the total CPI consumer basket (e.g. telephone services, cigarettes, financial services, etc.). The overview of disqualified representatives summed up by their classes and the total of their weights provides the following fig. 1.

**Figure 1**

Price Representatives Disqualified from the RPI Consumer Basket

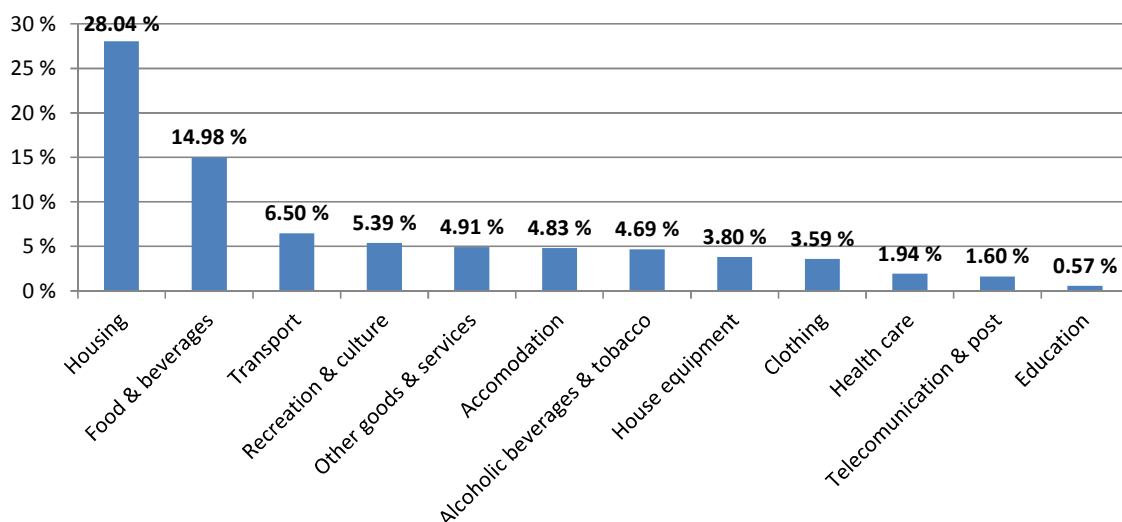


Source: (Šímanová et al., 2014)

All other items of the consumer basket form the base set of price representatives for calculation of RPIs. Their aggregated listing including the share of the weights of the classes on the total CPI basket illustrates the fig. 2. The sum of their shares has naturally the value of 80.8 %.

Figure 2

Structure of the Consumer Basket for RPI



Source: (Šimanová et al., 2014)

For calculation of RPI in this paper only the selection of 113 price representatives was used. They form 47 % of the weight of the base set of CPI consumer basket and their structure corresponds to the distribution of commodity classes in the CPI basket. The highest share show the price representatives associated with the costs of living (nearly 30 % – see fig. 2).

Laspeyres modified price index will be used for calculation on RPI (Roos, 2006):

$$RPI_r = \frac{\sum_{i=1}^N p_i^r q_i}{\sum_{i=1}^N p_i^a q_i} = \sum_{i=1}^N \frac{p_i^r}{p_i^a} \frac{p_i^a q_i}{\sum_{i=1}^N p_i^a q_i} = \sum_{i=1}^N \frac{p_i^r}{p_i^a} w_i, \quad (1)$$

where  $p_i$  is the price and  $q_i$  is the quantity of good or service  $i$  consumed in a region  $r$ ,  $a$  stands for the regional average, in this case the average price of the whole Czech Republic used in CPI calculation. As can be seen in (1), Laspeyres index is the sum of all relative prices between the region of interest and the national average price, weighted by the expenditure shares  $w_i$  of each individual item of the consumer basket of the Czech Republic (see presumption 1) (Roos, 2006).

The prices of individual representatives are calculated using moving average for each year and region in the years 2009 – 2012 (the original probe has been carried out by the Czech Statistical Office in the framework of national price investigation for CPI). The data on costs of living originate from the same source, specifically from the regional sample survey of the Czech Statistical Office in 2009 – 2012. The individual weights in the consumer basket are – following the presumption 1 – constant for all the years and originate from the revision of consumer basket performed by the Czech Statistical Office in 2010.

Using these data, the RPIs will be calculated and the hypothesis of potential trade-off between the regional level of consumer prices and the regional level of nominal net disposable household income (NDHI) will be tested by instruments of correlation analysis.

In the second step, the authors are about to test the variability of the regional real NDHI and the regional nominal NDHI and to prove the application of RPIs on the nominal NDHIs significantly rectifies the regional differences on the given 5% level of significance.

Since the data seem to be heavily skewed, Brown-Forsythe test on homoscedasticity based on median will be applied rather than Levene's variance check based on arithmetic mean. (Maršíková & Kocourek, 2012; Brown & Forsythe, 1974)

The test statistic  $W$  has the following form:

$$W = \frac{(N - k) \sum_{i=1}^k N_i (Z_i - Z_{..})^2}{(k - 1) \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{N_i} (Z_{ij} - Z_i)^2}, \quad (2)$$

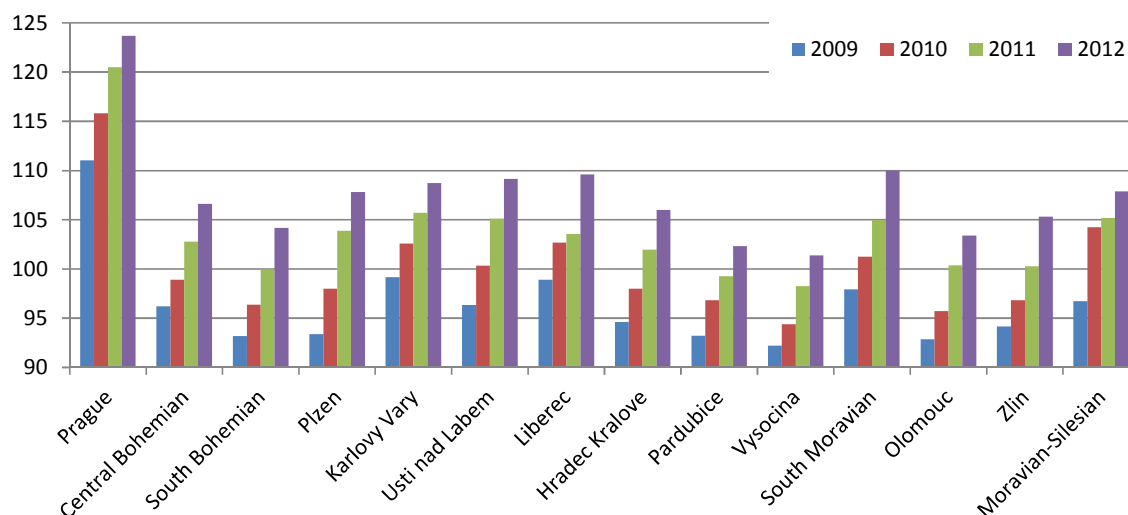
where  $W$  is the result of the test,  $k$  is the number of groups (in this case 2 – nominal NDHI and real NDHI),  $N$  is the count of all cases in all groups (here 112),  $N_i$  is the number of cases in the  $i$ -th group (here 56),  $Y_{ij}$  is the value of the NDHI for the  $j$ -th case in the  $i$ -th group,  $Z_{ij} = |Y_{ij} - \tilde{Y}_i|$ ,  $\tilde{Y}_i$  is the median of  $i$ -th group,  $Z_{..} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{N_i} Z_{ij}$ , and  $Z_i = \frac{1}{N_i} \sum_{j=1}^{N_i} Z_{ij}$ . The significance of  $W$  statistic is tested against  $F(\alpha, i - 1, N - i)$ , where  $\alpha = 0.05$ .

### 3. Conclusions and implications

The resultant values of RPIs for each region and year are shown in fig. 3. As expected, the highest RPIs are recorded for Prague region, while the lowest values are reached by region Vysocina, South Bohemian, Pardubice and Olomouc region. The fig. 3 also demonstrates, the differences among the individual regions are rather stable and do not change much over time (although the time series is too short for making any definitive conclusions). The value of 100 has been assigned to the year 2010 and to the general (i.e. average) consumer price index of the whole Czech Republic.

**Figure 3**

RPIs in NUTS3 Regions of the Czech Republic, 2009 – 2012

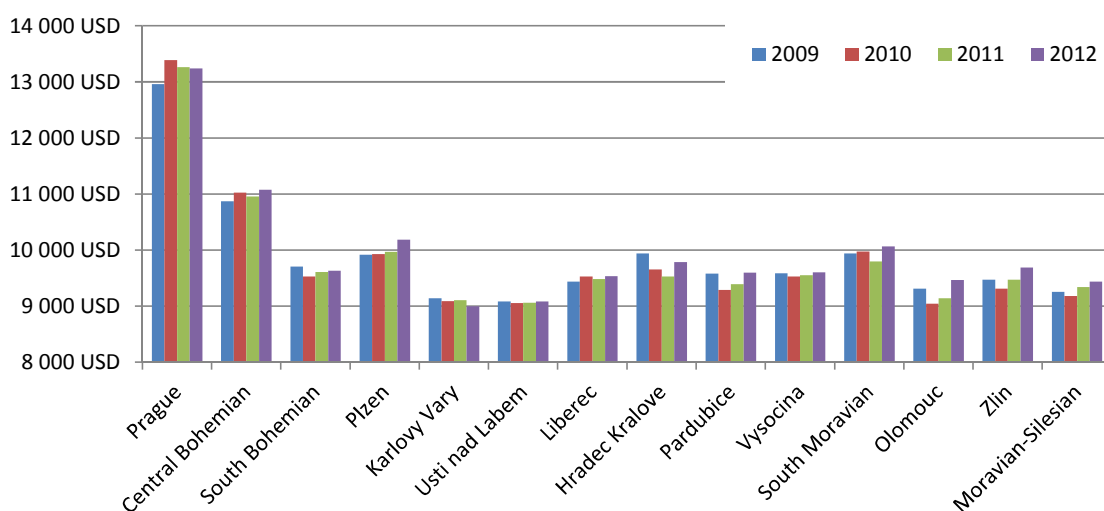


Source: authors' calculations

In the following step of the analysis, the results of RPIs were confronted with the regional values of nominal NDHIs per capita (shown in fig. 4 in USD using Atlas method exchange rate average for 2009 – 2012, i.e. 1 USD = 18.8587 CZK). Both figures suggest there might be some trade-off between the regional NDHI per capita and the RPI, the higher nominal NDHI per capita seems to be compensated for by the higher values of RPI.

**Figure 4**

NDHIs in NUTS3 Regions of the Czech Republic, 2009 – 2012



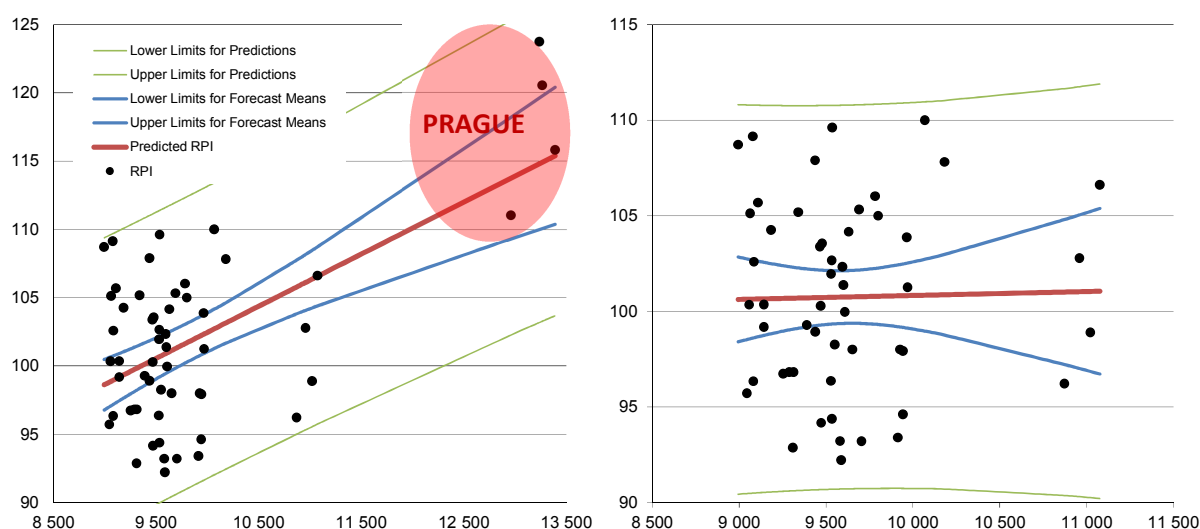
Source: authors' calculations

The outcomes of the correlation analysis are summarized in fig. 5. The left part of the figure demonstrates a rather strong (correlation coefficient = 60.7735 %) and significant ( $P$ -value = 0.0000)

direct trade-off, but also shows a group of extreme outliers formed by the results of Prague region. Due to these outliers the data set does not conform to the requirement of normal distribution (elementary presumption of correlation analysis) and the results therefore cannot be accepted. After excluding Prague region from the data set, significant trade-off between the regional RPIs and NDHIs disappears at the 5% level of significance. The slope of the correlation line in the right part of the fig. 5 does not differ significantly from zero ( $P$ -value = 0.8834) and the correlation coefficient drops to 2.08364 %.

**Figure 5**

Correlation of RPIs and NDHIs in the NUTS3 Regions, 2009 – 2012  
(including Prague left, excluding Prague right)



Source: authors' calculations

The second hypothesis of this article is focused on validations of the statistically significant influence of regional price levels on the extent of recorded interregional social-economic disparities. For this purpose, the nominal values of regional NDHIs per capita were refined by the RPIs. The resultant values of real NDHIs per capita were calculated for all regions and years 2009 – 2012. The results of Brown-Forsythe test on homogeneity of variance are summed up in the table 1. Since the  $P$ -value exceeded the 5% level, the null hypothesis of homogeneity of variances cannot be rejected. Thus, we can conclude the RPIs do not reassess the regional disparities significantly. The interregional differences measured by nominal NDHI per capita are wider than the real disparities, but not significantly higher.

**Table 1**

Results of the Brown-Forsythe test on homoscedasticity (incl. Prague)

Nominal NDHI variance	875,057.46	Real NDHI variance	547,967.23
Statistic $W$	0.03089	Critical $F$ (0.05, 1, 110)	3.92739
$P$ -value	0.86082	Alpha	0.05000

Source: authors' calculations

Nevertheless, the results of the Brown-Forsythe test are again biased by extreme values (outliers) recorded by capital region of the Czech Republic, Prague. Once these values are removed from the analysis, the conclusions of the Brown-Forsythe test change dramatically (see table 2). The  $P$ -value indicates, the variance of nominal NDHIs across the non-metropolitan (Prague excluded) regions of the Czech Republic is significantly smaller than the variance of real NDHIs.

**Table 2**

Results of the Brown-Forsythe test on homoscedasticity (excl. Prague)

Nominal NDHI variance	241,382.00	Real NDHI variance	437,224.68
Statistic $W$	4.74628	Critical $F$ (0.05, 1, 110)	3.93425
$P$ -value	0.03167	Alpha	0.05000

Source: authors' calculations

The Levene's test gives in this case very similar results.

The correlation analysis across all regions of the Czech Republic verified the statistically significant trade-off between the RPIs and NDHIs, when higher NDHIs imply higher RPIs. This finding is, however, fundamentally biased by the outliers of Prague region. Following the requirement of normal distribution of the data, the outlying records were removed and in the statistical sample of 13 regions of the Czech Republic (excluding Prague), the hypothesis of significant trade-off among NDHI and RPI was **not confirmed**. In other words, the regions of the Czech Republic do not show any strong linkage between the levels of net disposable household income per capita and the regional levels of consumer prices (at the 5% level of significance).

In the second step of the analysis, the variability of the statistical set of regional nominal NDHIs per capita was tested against the variability of the regional real NDHIs per capita. The significant impact of application of RPI was verified at the 5% level of significance, but was again sensitive to the outliers. The nominal indicator of social-economic position of an average individual in the NUTS3 region of the Czech Republic recorded significantly lower variability than the real indicator when the metropolitan region of Prague was excluded from the analysis. Thus, the differences in prices across



regions increase the interregional disparities and to some extent deteriorate the social-economic situation of inhabitants of problematic regions of the Czech Republic.

Spatial assessment of the relative regional price differences has the potential of improving the understanding of some of the market problems and represents an important mean of more precisely targeted interventions of economic policy. The regional price levels play a crucial role in consumers' decision making, in localization of economic subjects, and as such can influence the extent of regional disparities.

More precise definition of localities as well as methods of assessing the real economic and social disparities (using the regional price index) is desirable for increasing the efficiency of applied instruments of regional policies. It seems useful to focus the policies of regional development on the real social-economic situation of the individuals and implicitly on the position of geographically determined region.

### Acknowledgement

This article is a part of the applied research project TD020047 “Regional Price Index as the Indicator of the Real Social and Economic Disparities” supported by the Technology Agency of the Czech Republic, the Omega Programme.

### References

Aten, B. H. et al. (2013). *Real Personal Income and Regional Price Parities for States and Metropolitan Areas, 2007–2011*.

[http://www.bea.gov/scb/pdf/2013/08%20August/0813\\_regional\\_price\\_parities.pdf](http://www.bea.gov/scb/pdf/2013/08%20August/0813_regional_price_parities.pdf), [accessed 6.4.2014].

Brown, M. B. & Forsythe, A. B. (1974). Robust tests for the equality of variances. *Journal of the American Statistical Association*, 346, pp. 364 – 367.

Čadil, J. et al. (2012). The issue of regional PPS indicators - case study of the Czech Republic. In *Networked Regions and Cities in Times of Fragmentation: Developing Smart, Sustainable and Inclusive Places*. Seaford: Regional Studies Association, pp. 29 – 39. Kahoun, J. (2011). Měření regionálního HDP: důchodový a produkční přístup. *Ekonomické listy*, 2011, pp. 3-13.

Kosfeld, R., & Eckey, H. (2010). Market access, regional price level and wage disparities: the German Case. *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, 30, pp. 105-128.

Kosfeld, E. et al. (2008). Disparities in Prices and Income across German NUTS 3 Regions. *Applied Economics Quarterly*, 54, pp. 123-141.

Maršíková, K., & Kocourek, A. (2012). Shifts in Income Expectations of Czech Students At Selected Economic Faculties Over the Years 2001 – 2012. *Ekonomický časopis*, 61, pp. 358 – 375.





Roos, M. W. (2006). Earnings Disparities in Unified Germany: Nominal versus Real. *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, 26, pp. 171-189.

Roos, M. W. (2006). Regional price levels in Germany. *Applied Economics*, 38, pp. 1553-1566.

Schultze, C. L. (2003). The Consumer Price Index: Conceptual Issues and Practical Suggestions. *Journal of Economic Perspectives*, 17, pp. 3-22.

Šímanová, J. et al. (2014). Regionalization of the Consumer Price Index in the Czech Republic. In *The 8<sup>th</sup> International Days of Statistics and Economics*. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 2014, pp. 342-352

Šímanová, J., & Trešl, F. (2011). Vývoj průmyslové koncentrace a specializace v regionech NUTS3 České republiky v kontextu dynamizace regionální komparativní výhody. *E+M Ekonomie a management*, 14, pp. 38-52.

Viturka, M. (2007). Konkurenceschopnost regionů a možnosti jejího hodnocení. *Politická ekonomie*, 2007, pp. 638-658.





## Část 4: Seznam relevantních publikací k problematice reálných vs nominálních ukazatelů ve světě (všechny publikace dostupné členům týmu na [www.kek.tul.cz](http://www.kek.tul.cz))

Aten, B., H. et al.: Real Personal Income and Regional Price Parities for States and Metropolitan Areas, 2007 – 11 (2013)

Aten, Bettina H., Eric B. Figueroa, and Troy M. Martin: Regional Price Parities for State and Metropolitan Areas, 2006–2010 (2012)

Aten, Bettina H.: Cities in Brazil: An Interarea Price Comparison (1999)

Aten, Bettina H.: Interarea Price Levels: An Experimental Methodology. (2006)

Aten, Bettina H.: Report on Interarea price Levels (2005)

Aten, Bettina H.: Report on Interarea Price Levels. (2005)

Bajgar, M., Janský, P.: Regionální rozdíly v kupní síle: ceny, platy, mzdy a důchody (2014)

Beatty, Timothy K.M. and Larsen, Erling Roed: Using Engel's curves to Estimate Bias in the Canadian CPI as a cost of living index (2005)

Blair, Caitlin: Constructing a PCE-Weighted Consumer Price Index (2012)

Boskin, M.J., Dulberger, E.R., Gordon, R. J., Griliches, Z., Jorgensen, D.: Consumer Prices, the consumer price index, and the cost of living (1996)

Boskin, Michael J. and Dulberger, Ellen R. and Gordon, Robert J. and Griliches, Zvi and Jorgenson, Dale W.: Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living (1998)

Braithwait, Steven D., "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost of Living Indices (1980)

Brakman, S., Garretsen, H., Schramm, M.: The Spatial Distribution of Wages: Estimating the Helpman-Hanson Model for Germany (2004)

Brandt, Loren and Holz, Carsten A.: Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications (2005)

Bureau of Labor Statistics (last updated 2002), "Consumer Price Indexes for Rent and Rental Equivalence," CPI Fact Sheet (webpage: [www.bls.gov/cpi/cpifact6.htm](http://www.bls.gov/cpi/cpifact6.htm)).

Buseti, F., Fagiani, S., Harvey, A.: Convergence of Prices and Rates of Inflation (2006)

Čadil, J. and P.Mazouch: PPS and EU Regional Price Level Problem (2011)

Čadil, J. et al.: The Issue of Regional PPS Indicators – Case Study of the Czech Republic (2013)





- Dayanandan, A., Ralhan, M.: Price Index Convergence Among Provinces and Cities Across Canada: 1978 – 2001 (2005)
- Frijters P, Haisken-DeNew JP, Shields MA: Money does matter! Evidence from increasing real incomes and life satisfaction in East Germany following reunification (2004)
- Hayes, Peter: Estimating UK Regional price Indices, 1974-96 (2005)
- Kahoun, J.: Regionální ekonomická výkonnost a disponibilní důchod domácností (2010)
- Koo J, Phillips KR, Sigalla FD: Measuring regional cost of living (2000)
- Koo, Jahyeong and Phillips, Keith R. and Sigalla, Fiona D.: Measuring Regional Cost of Living” (2000)
- Kosfeld, R., Eckey, H. F.: Market Access, Regional Price Level and Wage Disparities: The German Case (2008)
- Kosfeld, R., Eckey, H., F. and Lauridsen, J.: Disparities in Prices and Income Across German NUTS3 Regions (2007)
- Kramulová, J: Regionalizace výdajů na konečnou spotřebu (2012)
- Labounková, V. a kol.: Hodnocení Indikátorů Strategie regionálního rozvoje 2007 – 13 (2014)
- Mehnert, A.: Das reale Einkommen im interregionalen Vergleich – Der Einfluss des Preisniveaus auf die regionalen Einkommensdisparitäten unter Anwendung des statistischen und des ökonomischen Indexkonzeptes (1997)
- Roback J.: Wages, rents, and the quality of life. (1982)
- Roos, M. S. M: Earnings Disparities in Unified Germany: Nominal versus Real (2006)
- Roos, M. W. M.: Regional Price Levels in Germany (2003)
- Schultze, C., Mackie, C.(eds.): At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost of Living and Price Indexes (2002)
- Schultze, C.: The Consumer Price Index: Conceptual Issues and Practical Suggestions (2003)
- Schultze, Charles and Christopher Mackie: The NAS Panels Analysis of Quality Change and the Use of Hedonic Techniques in the CPI (2002)
- Schulze, Ch., L.: The Consumer Price Index: Conceptual Issues and Practical Suggestions (2003)
- Slesnick DT : Prices and regional variation in welfare. Journal of Urban Economics (2002)
- Slesnick, Daniel T.: Prices and Regional Variation in Welfare”, Journal of Urban (2002)
- Strohl G.: Zwischen ” ortlicher Vergleich des Verbr” aucherpreisniveaus in 50 Stadten (1994)





Südekum, J. : Regional Costs-of-Living with Congestion and Amenity Differences - An Economic Geography Perspective (2007)

Triplett, J.: Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for the Consumer Price Index (2001)

Unwin, D.J.: GIS, spatial analysis and spatial statistics (1996)

Waschka, A. et al.: Comparing Living Costs in Australian Capital Cities (2003)

