

Univerzita Karlova
Přírodovědecká fakulta

Katedra demografie a geodemografie



Mgr. Kristýna Rybová

**Vliv demografických změn na technickou
infrastrukturu obcí v České republice – případová
studie odpadového hospodářství**
**Impact of demographic changes on municipal
technical infrastructure in the Czech Republic –
case study of waste management**

Disertační práce

Vedoucí disertační práce: RNDr. Boris Burcin, Ph.D.

Praha, 2018

Prohlášení:

Prohlašuji, že jsem závěrečnou práci zpracovala samostatně a že jsem uvedla všechny použité informační zdroje a literaturu. Tato práce ani její podstatná část nebyla předložena k získání jiného nebo stejného akademického titulu.

V Praze, 12.6.2018

Podpis

Na tomto místě bych ráda poděkovala svému školiteli RNDr. Borisi Burcinovi, Ph.D. za vedení mé práce, jeho odborné rady a cenné připomínky a náměty na zlepšení této práce a také za trpělivost, kterou se mnou měl. Velké poděkování patří také Mgr. Aleně Černíkové, Ph.D. za konzultace a připomínky z oblasti statistiky.

V neposlední řadě děkuji své rodině, blízkým a přátelům, bez jejichž podpory bych tuto práci nikdy nedokončila.

Vliv demografických změn na technickou infrastrukturu obcí v České republice – případová studie odpadového hospodářství

Abstrakt

Cílem této práce je kvantifikovat vliv demografických změn na produkci komunálního odpadu v domácnostech v České republice v současnosti a zároveň porovnat jejich vliv s vlivem dalších faktorů. Na základě rešerše literatury a statistických dat dostupných pro Českou republiku byl identifikován soubor 22 vysvětlujících proměnných týkajících se struktur obyvatelstva podle věku, pohlaví, nejvyššího dosaženého vzdělání a sektoru zaměstnání, dále také velikosti domácností, nezaměstnanosti, kupní síly, hustoty osídlení a základních charakteristik bydlení, s jejichž pomocí bylo usilováno o vysvětlení produkce komunálního odpadu celkem, smíšeného komunálního odpadu a odděleně sbíraných složek odpadu (skla a plastů). Ukázalo se, že demografické proměnné, a to především průměrná velikost domácností, pohlaví, věk, vzdělanostní struktura nebo sektor zaměstnání, mají na produkci těchto složek odpadu statisticky významný, ale obecně spíše slabý vliv. Vzhledem k tomu, že podrobná analýza jednotlivých proměnných naznačovala, že proměnné jsou v prostoru velmi variabilní a vykazují prostorovou nestacionaritu, bylo v dalším kroku přistoupeno k analýze vztahu vybraných proměnných s použitím metody geograficky vážené regrese. Výsledky této metody odhalily, že vliv jednotlivých proměnných na produkci všech zkoumaných složek komunálního odpadu je v prostoru velmi proměnlivý a dochází i ke změnám směru závislosti.

Klíčová slova: odpadové hospodářství, demografický vývoj, průměrná velikost domácnosti, věk, index maskulinity, Česká republika, regresní analýza, geograficky vážená regrese

Impact of demographic changes on municipal technical infrastructure in the Czech Republic – case study of waste management

Abstract

The aim of this study is to quantify the impact of demographic development on the current household production of municipal waste in the Czech Republic and at the same time to compare their influence with the impact of other factors. Based on a literature review and statistical data available for the Czech Republic, a set of 22 explanatory variables concerning structure of population by age, gender, highest education and employment, as well as the size of households, unemployment, purchasing power, population density and basic characteristics of housing was identified in order to explain the production of municipal solid waste, mixed municipal waste and separately collected waste components (glass and plastics). It has turned out that demographic variables, especially the average household size, gender, age, level of education or sector of employment have a statistically significant but rather weak impact on the production of these waste streams. Given that the detailed analysis of the variables indicated that there is a significant spatial variability of these characteristics and that they exhibit spatial non-stationarity, the next step was to analyze the relationship of the selected variables using the geographically weighted regression. The results of this method revealed that the influence of individual variables on the production of all studied streams of municipal waste varies considerable in space and there are also changes in the direction of dependence.

Keywords: waste management, demographic development, average household size, age, index of masculinityCzech Republic, regression, geographically weighted regression

Obsah

Seznam tabulek	8
Seznam obrázků	10
1 Úvod.....	14
1.1 Vymezení pojmů infrastruktura a technická infrastruktura	15
1.1.1 Technická infrastruktura	17
1.1.2 Odpadové hospodářství.....	20
1.1.3 Vztah odpadového hospodářství a obcí v České republice.....	23
1.2 Vymezení studovaného problému a stanovení vstupních hypotéz.....	24
1.3 Zdroje dat	26
1.3.1 Data o demografických charakteristikách obcí České republiky	26
1.3.2 Data o produkci odpadů	27
2 Rešerše vlivu různých faktorů na produkci komunálního odpadu	29
2.1 Studovaná jednotka	30
2.2 Období	32
2.3 Vysvětlovaná závisle proměnná.....	33
2.4 Použité vysvětlující nezávisle proměnné	35
2.4.1 Organizační charakteristiky systému nakládání s komunálním odpadem	35
2.4.2 Osobnostní proměnné	40
2.5 Metody analýzy dat a konstrukce modelu.....	53
3 Návrh modelu pro Českou republiku.....	61
3.1 Použité metody.....	63
4 Odpadové hospodářství v České republice	70
4.1 Mezinárodní srovnání produkce komunálního odpadu	70

4.2 Produkce komunálních odpadů v České republice	72
4.2.1 Produkce komunálního odpadu podle typu zástavby.....	76
4.2.2 Regionální rozdíly produkce komunálního odpadu	79
5 Obyvatelstvo obcí České republiky v roce 2011	89
5.1 Globální statistická analýza nezávisle proměnných.....	89
5.2 Prostorová distribuce nezávisle proměnných.....	95
6 Výsledky regresní analýzy	131
6.1 Komunální odpad.....	133
6.2 Směsný komunální odpad	137
6.3 Sklo	142
6.4 Plasty.....	146
6.5 Shrnutí.....	150
7 Výsledky analýzy prostorových dat.....	152
7.1 Komunální odpad.....	153
7.2 Směsný komunální odpad	159
7.3 Sklo	165
7.4 Plasty.....	170
7.5 Shrnutí.....	176
8 Závěr	178
Seznam použité literatury a datových zdrojů.....	185
Přílohy.....	198

Seznam tabulek

Tab. 1	Životnost některých druhů infrastruktury (v letech)	18
Tab. 2	Přehled studií využívajících regresní analýzu	55
Tab. 3	Produkce komunálních odpadů z domácností podle typu zástavby, Česko	77
Tab. 4	Produkce směsných komunálních odpadů z domácností podle typu zástavby, Česko	77
Tab. 5	Ukazatele skladby komunálních odpadů z domácností	78
Tab. 6	Vývoj produkce komunálních odpadů v krajích (kg/osoba/rok), Česko, 2003, 2007–2016	80
Tab. 7	Vývoj odchylky produkce komunálních odpadů v krajích od průměru Česka, Česko, 2003, 2007–2016	80
Tab. 8	Základní statistické charakteristiky studovaných složek komunálního odpadu, obce, Česko, 2011	81
Tab. 9	Základní statistické charakteristiky studovaných složek komunálního odpadu, obce dle velikostních kategorií, Česko, 2011	81
Tab. 10	Globální analýza prostorové autokorelace komunálního odpadu, obce Česko, 2011	84
Tab. 11	Hospodařící domácnosti podle počtu členů, Česko, 1970–2011	93
Tab. 12	Základní statistické charakteristiky vysvětlujících proměnných, obce Česko, 2011	93
Tab. 13	Globální analýza prostorové autokorelace vysvětlujících proměnných, Česko, 2011	94
Tab. 14	Korelace mezi vybranými vysvětlujícími proměnnými	132
Tab. 15	Korelace produkce komunálního odpadu s vysvětlujícími proměnnými	134
Tab. 16	Regresní model pro komunální odpad, všechny vysvětlující proměnné	135
Tab. 17	Regresní model pro komunální odpad, statisticky významné vysvětlující proměnné	136
Tab. 18	Lineární regrese pro produkci komunálního odpadu, statisticky významné vysvětlující proměnné	136
Tab. 19	Korelace produkce směsného komunálního odpadu s vysvětlujícími proměnnými	138
Tab. 20	Regresní model pro směsný komunální odpad, všechny vysvětlující proměnné	139

Tab. 21	Regresní model pro směsný komunální odpad, statisticky významné vysvětlující proměnné	140
Tab. 22	Lineární regrese pro produkci směsného komunálního odpadu, statisticky významné vysvětlující proměnné.....	140
Tab. 23	Korelace produkce tříděného skla s vysvětlujícími proměnnými	143
Tab. 24	Regresní model pro sklo, všechny vysvětlující proměnné	144
Tab. 25	Regresní model pro sklo, statisticky významné vysvětlující proměnné	144
Tab. 26	Lineární regrese pro produkci skla, statisticky významné vysvětlující proměnné.....	145
Tab. 27	Korelace produkce tříděných plastů s vysvětlujícími proměnnými	147
Tab. 28	Regresní model pro plasty, všechny vysvětlující proměnné	148
Tab. 29	Regresní model pro plasty, statisticky významné vysvětlující proměnné.....	148
Tab. 30	Lineární regrese pro produkci plastů, statisticky významné vysvětlující proměnné.....	149
Tab. 31	Přehled nezávisle proměnných použitých pro jednotlivé modely GWR	152
Tab. 32	GWR model pro komunální odpad celkem.....	153
Tab. 33	GWR model pro směsný komunální odpad, Česko, 2011	159
Tab. 34	GWR model pro sklo	165
Tab. 35	GWR model pro plasty, Česko, 2011.....	171

Seznam obrázků

Obr. 1	Vývoj produkce odpadů v Česku v letech 2002–2016.....	22
Obr. 2	Množství vytríděného papíru v závislosti na počtu sběrných míst na km ² , Rakousko.....	38
Obr. 3.	Závislost produkce komunálního odpadu na počtu členů domácnosti, Mexiko, 2005	41
Obr. 4	Závislost produkce domovního odpadu na průměrné velikosti domácnosti, Německo, 2005	42
Obr. 5	Závislost produkce domovního odpadu na podílu jednočlenných domácností, Německo, 2005	42
Obr. 6	Závislost produkce domovního odpadu na podílu obyvatel ve věku 60 a více let, Německo, 2005	44
Obr. 7	Závislost produkce komunálního odpadu na pohlaví, Polsko, 2001–2010.....	45
Obr. 8	Závislost produkce komunálního odpadu na dosaženém vzdělání, Mexiko, 2005.....	47
Obr. 9	Závislost produkce domovního odpadu na kupní síle, Německo, 2005.....	51
Obr. 10	Produkce komunálního odpadu v závislosti na příjmu, Mexiko, 2005.....	51
Obr. 11	Korelace mezi produkcí komunálního odpadu a poměrem žen a mužů, okresy Podleského vojvodství, 2001–2010.....	57
Obr. 12	Rozmístění lokálních koeficientů determinace, Turecko, 2000.....	58
Obr. 13	Statisticky významné odhady lokálních regresních koeficientů metodou GWR, Turecko, 2000.....	59
Obr. 14	Moranův diagram.....	68
Obr. 15	Srovnání evropských zemí v produkci komunálního odpadu, 2011 a 2016	71
Obr. 16	Srovnání evropských zemí v míře třídění komunálního odpadu (v %), 2011 a 2016.....	72
Obr. 17	Vývoj produkce komunálních odpadů, srovnání ČSÚ a CENIA, Česko, 2003–2016.....	73
Obr. 18	Vývoj produkce základních složek komunálního odpadu, Česko, 2003–2016.....	75
Obr. 19	Vývoj produkce základních složek komunálního odpadu (relativně), Česko, 2003–2016.....	76
Obr. 20	Produkce komunálního odpadu v obcích, Česko, 2011	82
Obr. 21	Produkce smíšeného komunálního odpadu v obcích, Česko, 2011	82

Obr. 22	Produkce tříděného skla v obcích, Česko, 2011.....	83
Obr. 23	Produkce tříděného plastu v obcích, Česko, 2011	83
Obr. 24	Prostorová autokorelace, komunální odpad, Česko, 2011	85
Obr. 25	Prostorová autokorelace, směsný komunální odpad, Česko, 2011	86
Obr. 26	Prostorová autokorelace, sklo, Česko, 2011	86
Obr. 27	Prostorová autokorelace, plasty, Česko, 2011	87
Obr. 28	Vývoj podílu věkových skupin 0–14 a 65 a více let na celkovém počtu obyvatel, Česko, 2000–2016	90
Obr. 29	Vývoj vzdělanostní struktury obyvatel 15letých a starších dle výsledků sčítání, Česko, 1950–2011	91
Obr. 30	Vývoj počtu a průměrné velikosti domácností, Česko, 2009–2016.....	92
Obr. 31	Průměrná velikost domácností v obcích, Česko, 2011.....	96
Obr. 32	Prostorová autokorelace, průměrná velikost domácností, Česko, 2011	96
Obr. 33	Podíl domácností s dětmi ve věku 0–2 roky v obcích (v %), Česko, 2011	97
Obr. 34	Prostorová autokorelace, domácnosti s dětmi ve věku 0–2 roky, Česko, 2011.....	98
Obr. 35	Podíl domácností se závislými dětmi v obcích, Česko, 2011	99
Obr. 36	Prostorová autokorelace, domácnosti se závislými dětmi, Česko, 2011	100
Obr. 37	Podíl obyvatel ve věku 0–14 let v obcích (v %), Česko, 2011.....	101
Obr. 38	Prostorová autokorelace, podíl obyvatel ve věku 0–14 let, Česko, 2011	102
Obr. 39	Podíl obyvatel ve věku 15–64 let v obcích (v %), Česko, 2011	102
Obr. 40	Prostorová autokorelace, podíl obyvatel ve věku 15–64 let, Česko, 2011.....	103
Obr. 41	Podíl obyvatel ve věku 65 a více let v obcích (v %), Česko, 2011	104
Obr. 42	Prostorová autokorelace, podíl obyvatel ve věku 65 a více let, Česko, 2011	105
Obr. 43	Index stáří v obcích, Česko, 2011	106
Obr. 44	Prostorová autokorelace, index stáří, Česko, 2011	106
Obr. 45	Index ekonomického zatížení v obcích, Česko, 2011	107
Obr. 46	Prostorová autokorelace, index ekonomického zatížení, Česko, 2011	108
Obr. 47	Průměrný věk obyvatel v obcích, Česko, 2011	109
Obr. 48	Prostorová autokorelace, průměrný věk obyvatel v obcích, Česko, 2011	109
Obr. 49	Mediánový věk obyvatel v obcích, Česko, 2011	110
Obr. 50	Prostorová autokorelace, mediánový věk obyvatel v obcích, Česko, 2011	111
Obr. 51	Index maskulinity v obcích, Česko, 2011	111
Obr. 52	Prostorová autokorelace, index maskulinity, Česko, 2011	112
Obr. 53	Podíl obyvatel se středoškolským vzděláním v obcích (v %), Česko, 2011	113
Obr. 54	Prostorová autokorelace, podíl obyvatel se středoškolským vzděláním v obcích, Česko, 2011	113
Obr. 55	Podíl obyvatel s vysokoškolským vzděláním v obcích (v %), Česko, 2011	114
Obr. 56	Prostorová autokorelace, podíl obyvatel s vysokoškolským vzděláním v obcích, Česko, 2011	115
Obr. 57	Podíl obyvatel zaměstnaných v priméru v obcích (v %), Česko, 2011.....	116

Obr. 58	Prostorová autokorelace, podíl obyvatel zaměstnaných v priméru v obcích, Česko, 2011	117
Obr. 59	Podíl obyvatel zaměstnaných v sekundéru v obcích (v %), Česko, 2011	117
Obr. 60	Prostorová autokorelace, podíl obyvatel zaměstnaných v sekundéru v obcích, Česko, 2011	118
Obr. 61	Index dojížděky a vyjížděky do zaměstnání, Česko, 2011	119
Obr. 62	Prostorová autokorelace, index dojížděky a vyjížděky do zaměstnání, Česko, 2011	120
Obr. 63	Míra nezaměstnanosti v obcích (v %), Česko, 2011	121
Obr. 64	Prostorová autokorelace, míra nezaměstnanosti v obcích, Česko, 2011	121
Obr. 65	Podíl domácností žijících v rodinných domech v obcích (v %), Česko, 2011	122
Obr. 66	Prostorová autokorelace, podíl domácností žijících v rodinných domech, Česko, 2011	123
Obr. 67	Podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami (v %), Česko, 2011	124
Obr. 68	Prostorová autokorelace, podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami, Česko, 2011	125
Obr. 69	Podíl bytů s topením na pevná paliva v obcích (v %), Česko, 2011	126
Obr. 70	Prostorová autokorelace, podíl bytů s topením na pevná paliva, Česko, 2011	126
Obr. 71	Hustota osídlení v obcích (obyv./km ²), Česko, 2011	127
Obr. 72	Prostorová autokorelace, hustota osídlení, Česko, 2011	128
Obr. 73	Kupní síla na obyvatele v obcích (v €/obyvatele), Česko, 2011	129
Obr. 74	Prostorová autokorelace, kupní síla na obyvatele, Česko, 2011	130
Obr. 75	Lokální koeficienty determinace GWR, komunální odpad celkem, Česko, 2011	154
Obr. 76	Lokální regresní koeficienty průměrné velikosti domácností, GWR, komunální odpad celkem, Česko, 2011	155
Obr. 77	Lokální regresní koeficienty podílu obyvatel zaměstnaných v priméru, GWR, komunální odpad celkem, Česko, 2011	156
Obr. 78	Lokální regresní koeficienty podílu obyvatel zaměstnaných v sekundéru, GWR, komunální odpad celkem, Česko, 2011	156
Obr. 79	Lokální regresní koeficienty domácností s dětmi ve věku 0–2 roky, GWR, komunální odpad celkem, Česko, 2011	157
Obr. 80	Lokální regresní koeficienty indexu stáří, GWR, komunální odpad celkem, Česko, 2011	158
Obr. 81	Lokální koeficienty determinace GWR, směsný komunální odpad, Česko, 2011	160
Obr. 82	Lokální regresní koeficienty podílu obyvatel zaměstnaných v sekundéru, GWR, směsný komunální odpad, Česko, 2011	161
Obr. 83	Lokální regresní koeficienty průměrné velikosti domácností, GWR, směsný komunální odpad, Česko, 2011	161

Obr. 84	Lokální regresní koeficienty domů s více než 3 bytovými jednotkami, GWR, směsný komunální odpad, Česko, 2011	162
Obr. 85	Lokální regresní koeficienty vytápění na pevná paliva, GWR, směsný komunální odpad, Česko, 2011	163
Obr. 86	Lokální regresní koeficienty zaměstnaných v priméru, GWR, směsný komunální odpad, Česko, 2011	164
Obr. 87	Lokální koeficienty determinace GWR, sklo, Česko, 2011	166
Obr. 88	Lokální regresní koeficienty osob s vysokoškolským vzděláním, GWR, sklo, Česko, 2011	167
Obr. 89	Lokální regresní koeficienty vytápění na pevná paliva, GWR, sklo, Česko, 2011	167
Obr. 90	Lokální regresní koeficienty průměrné velikosti domácností, GWR, sklo, Česko, 2011	168
Obr. 91	Lokální regresní koeficienty hustoty osídlení, GWR, sklo, Česko, 2011	169
Obr. 92	Lokální regresní koeficienty zaměstnaných v priméru, GWR, sklo, Česko, 2011	170
Obr. 93	Lokální koeficienty determinace GWR, plast, Česko, 2011	172
Obr. 94	Lokální regresní koeficienty zaměstnaných v sekundéru, GWR, plast, Česko, 2011	172
Obr. 95	Lokální regresní koeficienty průměrné velikosti domácností, GWR, plast, Česko, 2011	173
Obr. 96	Lokální regresní koeficienty kupní síly, GWR, plast, Česko, 2011	174
Obr. 97	Lokální regresní koeficienty hustoty osídlení, GWR, plast, Česko, 2011	175
Obr. 98	Lokální regresní koeficienty domů s více než 3 bytovými jednotkami, GWR, plast, Česko, 2011	176

Kapitola 1

Úvod

Významné změny v parametrech demografické reprodukce jsou v současnosti velmi diskutovaným fenoménem. Již v průběhu 20. století docházelo v důsledku snižování porodnosti a zvyšování naděje dožití ve většině vyspělých zemí k narůstání průměrného věku obyvatelstva a také k absolutnímu i relativnímu zvyšování počtu osob v důchodovém věku v populaci, a to především na úkor osob v dětském věku, jejichž absolutní i relativní zastoupení v populaci klesá. Pokračování nastoupených trendů lze očekávat i v průběhu 21. století. Do důchodového věku se dostávají silné ročníky narozené v letech po skončení 2. světové války, do ekonomicky aktivního věku naopak postupně vstupují slabší ročníky narozené v 90. letech 20. století. Tyto dva souběžně probíhající trendy povedou k dlouhodobému poklesu podílu osob v ekonomicky aktivním věku.

Pro probíhající demografické změny však není charakteristická pouze měnící se věková struktura. V důsledku setrvale nízké úrovně porodnosti, která se pohybuje hluboko pod hranicí prosté reprodukce, lze do budoucna v řadě vyspělých zemí očekávat pokles celkového počtu obyvatel. Takový vývoj předpokládají některé varianty populačních prognóz i v případě České republiky (viz např. Burcin, Kučera, 2010, Český statistický úřad, 2013b).

Dlouhodobě je možné pozorovat také změny ve velikosti a struktuře domácností. Zatímco absolutní počet domácností průběžně narůstá, klesá jejich průměrná velikost. Podle výsledků Sčítání lidu, domů a bytů 2001 se v České republice poprvé staly nejčastějším typem domácností domácnosti jednotlivců (Český statistický úřad, 2003). Výsledky Sčítání lidu, domů a bytů 2011 pak pokračování tohoto trendu potvrzují a domácnosti jednotlivců již tvoří téměř třetinu všech hospodařících domácností. Zastoupení domácností jednotlivců roste téměř ve všech věkových skupinách, ale nejvýrazněji rostou počty jednočlenných domácností u osob v nejvyšších věkových skupinách (Český statistický úřad, 2014). Zároveň se zvyšuje i počet neúplných domácností, což také přispívá ke zmenšování českých domácností.

Demografický vývoj je na úrovni celých států obdobný ve většině vyspělých zemí nejen napříč Evropou. Pod zdánlivě jednoznačnými trendy ve vývoji velkých územních celků se však skrývají významné rozdíly mezi jednotlivými regiony, obcemi i jejich částmi. Kromě změn v počtu a struktuře obyvatelstva i domácností hraje na regionální úrovni významnou roli migrace, která může nastoupené trendy urychlit, např. dalším odchodem mladých lidí z periferních regionů, kde tak dochází k populačním úbytkům a zároveň se zde ještě rychleji zvyšuje průměrný věk obyvatel, nebo zpomalit, k čemuž v podmínkách České republiky

dochází např. v zázemí Prahy, které díky suburbanizaci populačně roste a stěhování převážně mladých rodin zde výrazně zpomaluje růst průměrného věku. Pro pochopení probíhajících demografických změn je důležité si tyto regionální rozdíly uvědomit. Diverzita demografických, společenských i ekonomických podmínek mezi jednotlivými regiony je totiž v současné Evropě daleko vyšší než diverzita mezi celými zeměmi a další vývoj bude tyto rozdíly spíše prohlubovat než zmenšovat (Gans, 2006).

Nastoupený demografický vývoj na celostátní, regionální i mikroregionální úrovni významně ovlivňuje celou řadu dalších oblastí fungování společnosti. Ať už se jedná o nabídku pracovní síly, veřejné rozpočty, zdravotnické i sociální služby a také infrastrukturu (Ferry, Vironen, 2011). Na lokální úrovni se problematice dopadů populačních změn na infrastrukturu začali věnovat výzkumníci již v 50. let 20. století nejprve v USA a v 80. let 20. století také v Evropě. Velká část studií se dlouho opírala o předpoklad, že na úrovni obcí a regionů bude pokračovat trend růstu počtu obyvatel, který byl v Evropě nastartován po skončení druhé světové války a který s sebou přinášel také zvyšování poptávky po komunálních službách (např. Burchell et al., 2002). V řadě obcí a regionů především ve vyspělých zemích však předpoklad populačního růstu a často ani udržení stabilní velikosti populace již v současnosti nereflektuje reálný vývoj. Obce v těchto zemích již dnes velice často čelí poklesu počtu obyvatel, významným změnám ve věkové struktuře svého obyvatelstva a dlouhodobé ekonomické stagnaci (Schiller, 2007). Na základě poznatků o stávajícím stavu je nutné nahradit paradigma růstu, které je v regionálním plánování často dosud platné, novým paradigmatem poklesu (Hollbach-Grömig, Trapp, 2006).

Demografické změny většinou probíhají poměrně pomalu a nenápadně ale dlouhodobě a jejich konkrétní důsledky se tak mohou projevit teprve po letech či desítkách let. Také infrastruktura a její bezproblémové fungování vyžaduje dlouhodobé plánování, protože je schopná reagovat jen relativně pomalu s poměrně dlouhou prodlevou. Z tohoto důvodu je pro obce důležité začít si důsledky demografických změn v plném rozsahu uvědomovat co nejdříve, aby na ně ve chvíli, kdy se začnou citelně projevovat, byla jejich infrastruktura již připravena (Kronenberg, Moeller-Uehlken, 2008).

Na základě výše uvedených faktů by předkládaná práce měla přispět k pochopení souvislostí mezi současným demografickým vývojem a poptávkou po technické infrastruktuře, kterou pro své obyvatele zajišťují v České republice především obce. Vztah bude konkrétně ilustrován na oblasti odpadového hospodářství. Před tím, než bude detailněji vymezena studovaná problematika a budou stanoveny vstupní hypotézy práce, je nutné vysvětlit základní pojmy z oblasti infrastruktury a odpadového hospodářství.

1.1 Vymezení pojmů infrastruktura a technická infrastruktura

Infrastruktura představuje soubor podmínek, které zabezpečují fungování ekonomiky (Rektořík et al., 2012). Infrastruktura bývá často poskytována veřejnými institucemi, proto se často hovoří i o veřejné infrastruktuře, a lze ji považovat za nezbytnou podmínku ekonomického rozvoje území (Pearce et al., 1994). V České republice je veřejná infrastruktura definována zákonem

č. 183/2006 Sb. o územním plánování a stavebním řádu (stavební zákon) v § 2 písm. k, který ji vymezuje jako pozemky, stavby a zařízení a člení ji do 4 kategorií (Česko, 2006):

1. **Dopravní infrastruktura**, například stavby pozemních komunikací, drah, vodních cest, letišť a s nimi souvisejících zařízení;
2. **Technická infrastruktura**, kterou jsou vedení a stavby a s nimi provozně související zařízení technického vybavení, například vodovody, vodojemy, kanalizace, čistírny odpadních vod, stavby ke snižování ohrožení území živelními nebo jinými pohromami, stavby a zařízení pro nakládání s odpady, trafostanice, energetické vedení, komunikační vedení veřejné komunikační sítě a elektronické komunikační zařízení veřejné komunikační sítě, produktovody;
3. **Občanské vybavení**, kterým jsou stavby, zařízení a pozemky sloužící například pro vzdělávání a výchovu, sociální služby a péči o rodiny, zdravotní služby, kulturu, veřejnou správu, ochranu obyvatelstva;
4. **Veřejné prostranství** zřizované nebo užívané ve veřejném zájmu.

Podle toho, co infrastruktura přenáší, ji lze také rozdělit na infrastrukturu technickou, sociální a ekonomickou, případně sociálně-ekonomickou jako jednu skupinu (Rektořík, Šelešovský, 2002). V případě tohoto rozdělení infrastruktury nepředstavuje dopravní infrastruktura samostatnou skupinu, jak tomu je v zákoně o územním plánování, ale je zahrnována pod pojem technická infrastruktura.

Technickou infrastrukturu lze v širším slova smyslu chápat jako systémy zajišťující pohyb materiálů, osob, energií a informací. V užším slova smyslu pod tímto pojmem lze chápat pouze tzv. technické sítě (Rektořík et al., 2012). V této práci je technická infrastruktura chápána ve svém širším vymezení, tedy jako celé systémy navázané na vlastní technické sítě.

Do skupiny technické infrastruktury patří:

- zásobování vodou;
- zásobování energií;
- dodávky plynu;
- zásobování teplem;
- odvod odpadních vod;
- odpadové hospodářství;
- telekomunikace;
- dopravní sítě (Rektořík, Šelešovský, 2002).

Úkolem sociální infrastruktury je zajištění sociálních služeb a aktivit z oblasti rozvoje člověka. Do této skupiny lze zařadit služby a aktivity z těchto oblastí:

- vzdělávací systém;
- zdravotnický systém;
- sociální služby;
- maloobchod a služby;
- spolkový život;
- kultura a sport;
- cestovní ruch (Rektořík, Šelešovský, 2002).

Poslední oblastí je potom ekonomická infrastruktura, která slouží především k realizaci peněžních transakcí a zahrnuje:

- finanční služby;
- bankovní služby (Rektořík, Šelešovský, 2002).

Veřejná infrastruktura jako celek je poskytována především obyvatelům, proto je logické, že na ni demografické změny obecně mají vliv. Doposud bývá větší zájem věnován vlivům vývoje demografických charakteristik na infrastrukturu sociální, kde je dopad mnohem bezprostřednější a z pohledu veřejnosti i politiků patrnější (např. European Commission, 2006). Sociální infrastruktura je ale zároveň schopná se měnící se poptávce přizpůsobit daleko rychleji (Schiller, 2007). Technická infrastruktura na rozdíl od infrastruktury sociální necílí většinou na určitou skupinu obyvatel, jako je tomu např. v případě vzdělávacího systému nebo systému sociálního zabezpečení, ale je poskytována plošně všem občanům. Možná i proto je zde vztah s demografií na první pohled méně viditelný.

1.1.1 Technická infrastruktura

Technická infrastruktura je svým charakterem velmi různorodá skupina poskytovaných služeb, přesto lze najít několik společných znaků, které jsou typické téměř pro všechny její zástupce. Důležitou vlastností této infrastruktury je její nižší mobilita a delší reprodukční cyklus ve srovnání např. s většinou průmyslových odvětví (Frank, 2004). Převážně se jedná o infrastrukturu síťového charakteru (Siedentop et al., 2006a). Síť je v tomto případě opět chápána v širším slova smyslu. Jak uvádí Rektořík et al. (2012), jedná se jak o technické sítě (např. dopravní, energetické), tak o sítě infrastrukturních služeb a jejich zařízení (např. svoz komunálních odpadů). Dalším významným znakem technické infrastruktury je častá existence přirozeného monopolu¹. Na straně spotřebitele to znamená, že si většinou nemůže vybrat poskytovatele dané služby. I z tohoto důvodu jsou služby ze strany státní správy a samosprávy nějakým způsobem regulovány a kontrolovány. Technická infrastruktura je také většinou nemobilní a často nedělitelná² (Schiller, 2007). Jedná se převážně o velmi komplexní systémy s vysokým podílem fixních nákladů³. V některých případech (především zásobování vodou, energií a plynem, odstraňování odpadů a odpadních vod) dosahuje podíl fixních nákladů i 70 až 80 % celkových nákladů (Siedentop et al., 2006a).

Obecně lze konstatovat, že současný demografický vývoj ovlivňuje všechny oblasti veřejné infrastruktury i všechny důležité aktéry, kterých se její fungování dotýká. Za prvé, je ovlivněna státní správa a samospráva, která je nejčastějším poskytovatelem služeb veřejné infrastruktury, a to prostřednictvím příjmové strany veřejných rozpočtů. Snižování počtu ekonomicky aktivních obyvatel totiž zároveň zmenšuje potenciál pro růst příjmů z daní. Za druhé, ve stárnoucí a zmenšující se populaci se mění také poptávka po veřejných službách. Různé věkové skupiny obyvatel se například liší ve využívání hromadné dopravy, ale vzhledem k odlišnému životnímu stylu a dennímu režimu mohou mít i odlišnou spotřebu vody nebo produkci komunálního odpadu. Počet obyvatel a především počet relevantních uživatelů má zásadní vliv

¹ Přirozený monopol je monopol existující díky přirozeným překážkám pro vstup dalších firem do odvětví (Hindls, 2003).

² Většina zařízení vyžaduje nějakou minimální provozní velikost, aby byla jejich obsluha vůbec možná.

³ Fixní náklady se s růstem rozsahu výroby nemění (Sojka, 1998), např. nájem za provoz, údržba a rekonstrukce sítí.

na efektivitu, se kterou jsou veřejné služby poskytovány (Frank, 2004). Mění se struktura poptávky nutně vede k hledání nabídky alternativních řešení např. pro stárnoucí skupinu zákazníků nebo pro jednočlenné domácnosti. Za třetí, demografické změny představují výzvu i pro samotné subjekty poskytující veřejné služby, protože jejich vlastní kvalifikovaná i nekvalifikovaná pracovní síla také stárne a stárnoucí pracovní trh nenabízí dostatek vhodných nových pracovníků (Buck, 2007).

Současně s probíhajícími změnami ve struktuře populace samozřejmě dochází také k dalším změnám, které způsobují pokles poptávky po infrastruktuře. Poptávka klesá mimo jiné i v důsledku změn spotřebitelského chování, zlepšování technologií nebo kontrolních mechanismů. Pokud jsou zákazníky systémem i podniky, může se poptávka po službách měnit i v závislosti na jejich chování, protože i v jejich zájmu je snažit se o snížení a zefektivnění spotřeby vstupů a s tím spojenou minimalizaci nákladů. Také uzavírání především velkých výrobních provozů, ke kterému v posledních letech ve vyspělých zemích dochází, s sebou přináší výrazné propady poptávky po infrastruktuře v dotčených lokalitách (Koziol, 2004).

Tab. 1 – Životnost některých druhů infrastruktury (v letech)

Druh infrastruktury	Zařízení/Síť	Životnost (v letech)
Zásobování vodou	Nádrže	25
	Potrubí	50–80
Odvod odpadních vod	Kanalizace	80–100
Zásobování energií	Vybavení trafostanic	25
	Kabely	80–90
Zásobování plynem	Litínové vedení	60–140
	Ocelové vedení	40–70
	Nekovové vedení	40–100

Zdroj: Koziol, Freudenberg, 2003

Jak již bylo uvedeno výše, technická infrastruktura reaguje na jakékoli změny jen velmi pomalu, a to ze dvou hlavních důvodů. Za prvé její životnost i doba, na kterou je plánována, se pohybuje v řádu desítek let (příklady životnosti některých druhů infrastruktury viz tab. 1). Za druhé provozovatelé většinou nemají k dispozici žádný jednoduchý způsob, jak část nedostatečně vytíženého zařízení odstranit nebo alespoň dočasně odpojit, než dojde k opětovnému zvýšení jeho potřeby. I při snižujícím se počtu obyvatel je stále nezbytné poskytovat některé služby na celém obývaném území. Velká část zařízení, která jsou v současnosti využívána, byla plánována ještě v době růstu počtu obyvatel, proto dnes může být jejich kapacita naddimenzovaná. I v případě, že teoreticky existuje možnost kapacity technické infrastruktury nějakým způsobem snížit či odstranit některá zařízení nebo jejich části, je třeba mít na paměti, že i takový postup je spojen s dalšími náklady (Frank, 2004). Výstavba technické infrastruktury (vedení, tratě, zařízení apod.) je spojena s velkými a dlouhodobými investicemi, proto je rychlé zrušení těchto zařízení často ekonomicky velmi nevýhodné a prakticky nemožné (Reichard, 2009).

Existující infrastruktura byla vybudována na určitou kapacitu odpovídající skutečné poptávce v době výstavby nebo s ohledem na očekávání dalšího vývoje poptávky po dané službě. Pokud tato kapacita není využita, vede to ke snížení ekonomické efektivity zařízení, protože stejné náklady musí být rozděleny mezi menší počet odběratelů (Siedentop et al., 2006b). Různé typy infrastruktury jsou na nedostatečné využití své kapacity odlišně citlivé.

Odhaduje se, že v případě odpadních vod a dálkového zásobování teplem je snížení počtu odběratelů už o 20 až 30 % nutné řešit stavebními úpravami, které kapacitu infrastruktury přizpůsobí nižší poptávce. V případě dodávek vody a plynu je kritický až stav, kdy není využito 60 až 70 % kapacity, a teprve taková situace vyžaduje provedení stavebních opatření (Siedentop et al., 2006a). Mezi konkrétní negativní dopady poklesu počtu spotřebitelů je možné uvést např. vliv na odvod odpadních vod. Při nedostatečném využívání systému kanalizace dochází v odpadních trubkách k usazování kalů a dalších sedimentů a snižuje se rychlost průtoku splaškové vody, což vede k problémům se zápachem a ke zvýšené korozi zařízení (Schipfer, 2005).

Dopady demografických změn na technickou infrastrukturu však nemusí být nutně jen negativní. Často uváděným pozitivním příkladem je to, že s poklesem počtu obyvatel by se mělo snižovat i zatížení dopravních cest a potřeba parkovacích míst. Přebytečná kapacita dopravní infrastruktury by mohla být využita pro jiné účely např. jako chodníky nebo pěší zóny (Hornbeek, Schwarz, 2009). Ani v oblastech, kde již k významnému poklesu hustoty osídlení došlo, však zatím k podobným změnám ve způsobu využití infrastruktury nedochází (např. Kronenberg et al., 2009). Reálně se může nižší zatížení center měst individuální dopravou projevit snížením environmentální zátěže (Rumpel, Slach, 2012).

Obec může nahlížet na nadbytečnou kapacitu své infrastruktury také jako na konkurenční výhodu při lákání potenciálních investorů nebo nových obyvatel. Nižší poptávka např. po domech a bytech v určitém regionu může snižovat jejich cenu, což také lze vnímat jako konkurenční výhodu, protože obec může nabízet novým obyvatelům cenově dostupné bydlení (Hornbeek, Schwarz, 2009). Na druhou stranu však v řídké osídlených oblastech musí být řada služeb technické infrastruktury kvůli pokrytí nákladů poskytována za vyšší cenu, což pro obec představuje naopak konkurenční nevýhodu ve srovnání s obcemi, které pokles počtu a stárnutí obyvatel v takové míře nezažívají (Reichard, 2009).

Lze tedy shrnout, že současný demografický vývoj a zejména pokles počtu obyvatel a změna jejich struktury vedou ke zvyšování regionálně podmíněných disparit mezi velikostí nabídky a poptávkou po technické infrastruktuře. To vytváří tlak na veřejné i soukromé rozpočty, protože v krátkodobém až střednědobém horizontu dochází, resp. bude do budoucna docházet ke zvýšení průměrných nákladů na technickou infrastrukturu. Pro domácnosti to znamená zvyšování vybíraných poplatků, protože stále stejné fixní náklady musí být rozděleny mezi snižující se počet spotřebitelů. První empirické studie odhadují, že náklady na osobu porostou do budoucna proporcionalně s poklesem hustoty osídlení (Herz et al., 2002). Klíčovým úkolem zástupců veřejné a státní správy se proto nyní stává hledání strategií, jak i nadále zajistit povinnost dostatečně pokrýt své území službami v nezbytném rozsahu, dostatečné kvalitě a za rozumnou cenu. Omezování poskytování veřejných služeb a infrastruktury zejména v řídké osídlených venkovských oblastech, které čelí populačnímu úbytku, vyžaduje pečlivé zvažování řešení pro každou jednotlivou lokalitu, hledání nových forem poskytování těchto služeb a strategií pro komunikaci s místními obyvateli (Buck, 2007).

1.1.2 Odpadové hospodářství

Jak již bylo zmíněno výše, služeb v rámci technické infrastruktury je celá řada, liší se mezi sebou mírou citlivosti na demografické změny a také schopností se na tyto změny nějakým způsobem adaptovat. Příkladem technické infrastruktury je také odpadové hospodářství, resp. služby poskytované městy a obcemi v oblasti odpadového hospodářství. Právě tento typ veřejné služby má některé vlastnosti, které analýzu ve vztahu k demografickým změnám zjednodušují. Zároveň se jedná o oblast, jejímuž vztahu k demografickým charakteristikám je i v literatuře věnována poměrně velká pozornost.

Důvodů pro výběr odpadového hospodářství jako zástupce technické infrastruktury, který bude detailně zpracováván v této práci, je několik. Z hlediska provedení analýzy je nejdůležitějším faktorem existence a dostupnost dat za většinu obcí České republiky, které jsou shromážděny jednou veřejnou institucí podle jednotné metodiky (podrobněji viz podkapitola 1.3). Vzhledem k tomu, že moderní odpadové hospodářství těsně souvisí také s ochranou životního prostředí, je totiž ve vlastním zájmu státní správy údaje o produkci odpadu pravidelně shromažďovat. Ohlašovací povinnost je v České republice při splnění určitých podmínek dána přímo zákonem. Datovým zdrojem popisujícím oblast odpadového hospodářství bude v práci věnována samostatná kapitola (podkapitola 1.3).

Přímý vztah služeb poskytovaných v oblasti odpadového hospodářství a obyvatel obcí, kteří představují klienty systému, umožňuje dobře ilustrovat regionální dopady demografických změn. Do systému nakládání s odpady jsou zapojeny všechny fyzické osoby, při jejichž činnosti vzniká odpad. Jedná se tedy prakticky o všechny obyvatele České republiky, respektive jednotlivých obcí a lze tak poměrně snadno vymezit cílovou skupinu systému a popsat jejich charakteristiky pomocí dobře dostupných statistických údajů.

Důležitá je také praktická využitelnost poznatků. Průměrné množství produkovaného odpadu na osobu v České republice mírně roste. Obce musí s odpadem produkovaným občany na svém území určitým způsobem nakládat, ať už se jedná o jeho využití či skládkování, a musí svou činnost efektivně plánovat. Pokud by se podařilo nalézt statisticky významné vztahy mezi demografickými charakteristikami obyvatelstva obcí a charakterem produkce komunálního odpadu, získaly by obce užitečný nástroj pro vlastní rozhodování a také plánování výstavby nové infrastruktury. Mohlo by to také umožnit lepší cílení osvětových a vzdělávacích kampaní, které se zaměřují na vyšší míru zapojení obyvatel do systémů třídění komunálního odpadu.

Pro jasné vymezení toho, čím se bude předkládaná práce zabývat, budou nejprve uvedeny některé definice pojmů z oblasti odpadového hospodářství. Základní pojmy a pravidla pro oblast odpadového hospodářství jsou upraveny zákonem č. 185/2001 Sb., o odpadech a o změně některých dalších zákonů (dále pouze zákon o odpadech; Česko, 2001).

Prvním pojmem je samotné *odpadové hospodářství*, kterým se rozumí činnost zaměřená na předcházení vzniku odpadů, na nakládání s odpady a na následnou péči o místo, kde jsou odpady trvale uloženy, a kontrola těchto činností (§ 4, odst. 1, písm. d). Jedná se tedy o poměrně široký pojem, který zahrnuje celou škálu činností. Z hlediska předkládané práce je relevantní především jedna část odpadového hospodářství, a to nakládání s odpady. Nakládání s odpady představuje podle § 4, odst. 1, písm. e zákona o odpadech shromažďování, sběr, výkup, přepravu, dopravu, skladování, úpravu, využití a odstranění odpadů (Česko, 2001). Nakládání

s odpady tedy zahrnuje celý řetězec různorodých činností. Pokud by byly analyzovány všechny, mohlo by dojít ke zkrácení vlivu demografických změn, které působí v různých částech odpadového hospodářství odlišně, proto se práce zaměří primárně na sběr a svoz komunálního odpadu.

Základním pojmem odpadového hospodářství je pojem odpad. Podle § 3 odstavce 1 zákona o odpadech je *odpad* „každá movitá věc, které se osoba zbavuje nebo má úmysl nebo povinnost se jí zbavit a přísluší do některé ze skupin odpadů uvedených v příloze č. 1 k tomuto zákonu“ (Česko, 2001, s. 4074). Tato definice se tedy týká obecně všech odpadů, tzn. bez ohledu na jejich charakter nebo původce. Odpady lze dělit podle různých hledisek. Nejčastější je dělení podle původu vzniku, kde lze rozlišit:

- průmyslový odpad;
- odpad ze zemědělství a lesnictví;
- odpad z energetiky;
- odpad ze stavebnictví;
- komunální odpad aj. (Rektořík et al., 2012).

Předkládaná práce se bude zabývat pouze komunálním odpadem, případně ještě odpadem podobným komunálnímu odpadu, a to v případě, že je s ním nakládáno v rámci odpadového hospodářství obce společně s komunálním odpadem. *Komunální odpad* je „veškerý odpad vznikající na území obce při činnosti fyzických osob, s výjimkou odpadů vznikajících u právnických osob nebo fyzických osob oprávněných k podnikání“ (zákon o odpadech, § 4, odst. 1, písm. b; Česko, 2001, s. 4075). *Odpadem podobným komunálnímu odpadu* se rozumí „veškerý odpad vznikající na území obce při činnosti právnických osob nebo fyzických osob oprávněných k podnikání a který je uveden jako komunální odpad v Katalogu odpadů“ (zákon o odpadech, § 4, odst. 1, písm. c; Česko, 2001, s. 4075). Komunální odpad je dle Katalogu odpadů⁴ řazen do skupiny 20, k němu je přiřazována ještě podskupina 15 01 podle Katalogu odpadů, která je tvořena odděleně sbíraným obalovým odpadem (Svaz měst a obcí České republiky, 2011).

Některé studie používají také pojem domovní odpad, který není v české legislativě vymezen. Jedná se o odpad z domácností a další odpad z nevýrobních činností fyzických osob na území obce. Domovní odpad je součástí komunálního odpadu (Benešová, 2011).

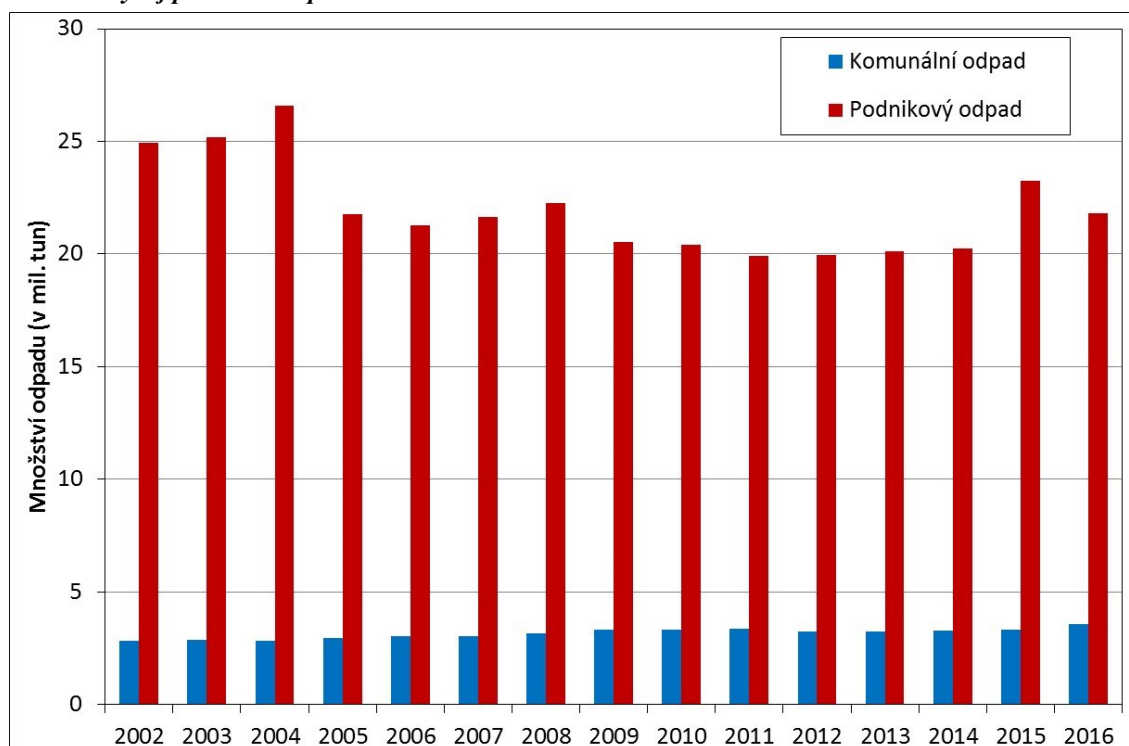
Komunální odpad lze rozdělit na využitelné složky a směsný komunální odpad. *Využitelné složky komunálního odpadu* jsou druhy odpadů získané odděleným sběrem, které lze po úpravě nebo přímo využít většinou jako druhotnou surovinu. Využitelnými složkami komunálního odpadu jsou odděleně sebraný papír, sklo, plasty, železné a neželezné kovy a jejich slitiny, textil a biologický odpad. Odděleně sebrané využitelné složky jsou v Katalogu odpadů vedeny v podskupinách 20 01 a 15 01. Samostatně lze ještě vymezit pojmy biologický odpad a směsný komunální odpad. *Biologický odpad* je biologicky rozložitelný odpad ze zahrad a veřejné zeleně, potravinářský a kuchyňský odpad z domácností, restaurací, stravovacích nebo maloobchodních

⁴ Katalog odpadů je dle § 5 zákona o odpadech stanoven vyhláškou Ministerstva životního prostředí a umožňuje zařadit jednotlivé druhy odpadů pod šestimístní katalogová čísla. V katalogu je definováno 20 skupin odpadů (první dvojčíslí katalogového čísla), které jsou dále členěny na podskupiny (druhé dvojčíslí katalogového čísla). Třetí dvojčíslí potom představuje již konkrétní druh odpadu (Ministerstvo životního prostředí, 2017).

zařízení a srovnatelný odpad ze zařízení potravinářského průmyslu. *Směsný komunální odpad* je potom odpad, který zůstává po oddělení využitelných složek a nebezpečných složek⁵ z komunálního odpadu. Může být označován také jako „zbytkový“ odpad. V Katalogu odpadů je veden pod druhovým označením 20 03 01 jako „směsný komunální odpad“ (Svaz měst a obcí České republiky, 2011).

V roce 2014 byla přijata aktualizace zákona o odpadech (č. 229/2014 Sb.), která se mimo jiné týkala zavedení plošné povinnosti třídění biologicky rozložitelných odpadů a kovů ve městech a obcích (Česko, 2014). Od 1. 1. 2015 jsou tak obce povinny odděleně soustřeďovat biologicky rozložitelné odpady. Způsob sběru si obec může zvolit sama (sběrné dvory, velkoobjemové kontejnery, sběrné nádoby nebo pytlový způsob sběru) (Šťastná, 2014).

Obr. 1 – Vývoj produkce odpadů v Česku v letech 2002–2016



Zdroj: Český statistický úřad, 2017b

Komunální odpad představuje pouze část celkové produkce odpadu v České republice. Český statistický úřad ve svých publikacích rozlišuje odpady komunální a podnikové. Poměr produkovaného množství odpadu mezi těmito dvěma skupinami ilustruje obrázek 1. Z obrázku je patrné, že z hlediska množství produkovaného odpadu zaostává komunální odpad daleko za odpadem podnikovým. Skupina podnikových odpadů se však nehodí pro výzkum ve vztahu k demografickému vývoji, protože produkce není nikterak vázána na charakteristiky populace obce či regionu, kde podnikový odpad vzniká. Navíc se podnikový odpad liší i svým charakterem. Je to výrazně heterogenní skupina, jejíž vlastnosti závisí především na průmyslovém odvětví, ve kterém odpad vzniká. Bude-li dále v textu použit termín odpad, je jím myšlen pouze odpad komunální, případně včetně odpadu podobného komunálnímu odpadu, pokud nebude výslovně uvedeno jinak.

⁵ Podle § 4 odst. 1 písm. a zákona o odpadech se nebezpečným odpadem rozumí odpad vykazující jednu nebo více nebezpečných vlastností uvedených v příloze č. 2 k zákonu o odpadech (Česko, 2001).

1.1.3 Vztah odpadového hospodářství a obcí v České republice

Pro analýzu produkce komunálního odpadu v České republice je nejdůležitější pohled na úroveň obcí, protože za výkon veřejné správy v oblasti odpadového hospodářství jsou v České republice zodpovědné především obce v rámci své samostatné působnosti. Obce tedy v rámci působnosti stanovené zákonem mohou rozhodovat o systému nakládání s odpadem na svém území. V případě komunálních odpadů se obec stává jejich původcem. Prvotním původcem je sice každý, při jehož činnosti odpad vzniká (zákon o odpadech, § 4, odst. 1, písm. w). V okamžiku, kdy ale nepodnikající fyzická osoba odloží odpad na místě k tomu určeném, stává podle § 4, odst. 1, písm. x zákona o odpadech jeho původcem obec a současně je také vlastníkem tohoto odpadu. Obec má, stejně jako ostatní původci odpadů zákonem o odpadech dána určitá práva a povinnosti (§ 16, 17 a 17a zákona o odpadech; Česko, 2001)). Obec je podle tohoto zákona povinna určit místa, kam mohou fyzické osoby odkládat komunální odpad, který produkuje, a zajistit místa, kam mohou fyzické osoby odkládat nebezpečné složky komunálního odpadu (např. zbytky barev a spotřební chemie, zářivky a rozpouštědla). Obec také vytváří podmínky pro oddělený sběr využitelných složek komunálních odpadů a pro snižování objemu biologicky rozložitelných odpadů, které jsou ukládány na skládky (Benešová et al., 2011).

Zákon zároveň ponechává v pravomoci obce finanční zajištění systému nakládání s komunálními odpady. Základním zdrojem finančních prostředků obcí, které používají na zajištění služeb v oblasti odpadového hospodářství, jsou jejich vlastní zdroje, které plynou zejména z plateb fyzických osob. Zákon o odpadech dává obci možnost zpoplatnit občana třemi způsoby, a to:

- a. místním poplatkem;
- b. poplatkem za komunální odpad;
- c. smlouvou s jednotlivými občany (Česko, 2001).

Místní poplatek je definován podle § 10b zákona č. 565/1990 Sb., o místních poplatcích (dále jen zákon o místních poplatcích; Česko, 1990). V Česku se jedná o nejčastěji využívaný typ platby za komunální odpad, protože osoba poplatníka je zde jednoznačně definována a tím pádem je poplatek dobře vymahatelný (Svaz měst a obcí České republiky, 2011). Poplatníkem v tomto případě je každá fyzická osoba, která má v obci trvalý pobyt. Zákon o místních poplatcích stanovuje maximální výši místního poplatku v § 10b odst. 4 (Česko, 1990). V roce 2012 byl tento zákon novelizován a došlo také ke zvýšení maximální sazby poplatku za sběr a svoz netříděného odpadu. Obce mohou obecně závaznou vyhláškou s účinností nejdříve od 1.1.2013 stanovit poplatek za netříděný odpad maximálně do výše 750 Kč na obyvatele a rok. Sazba za tříděné složky komunálního odpadu zůstala na původní výši 250 Kč za osobu a rok. Obce tedy mohou vybírat maximálně 1000 Kč za osobu a rok (Ministerstvo vnitra České republiky, 2012). Do roku 2012 byla celková maximální výše tohoto poplatku 500 Kč na osobu a rok. Možnosti uložit tento typ poplatku svým občanům podle údaje společnosti EKO-KOM využívalo v roce 2009 80 % obcí, v nichž žilo 72 % obyvatel Česka (Benešová et al., 2011).

Druhou variantou zpoplatnění producentů komunálního odpadu na území obce je poplatek za komunální odpad podle § 17a zákona o odpadech (Česko, 2001). Poplatníkem je v tomto případě každá fyzická osoba, při jejíž činnosti vzniká komunální odpad. Výše poplatku by měla odpovídat předpokládaným oprávněným nákladům obce na systém nakládání s komunálním

odpadem, které jsou rozvrženy na jednotlivé poplatníky podle počtu a objemu nádob určených k odkládání odpadů. Do sazby poplatku nelze zahrnout náklady obce na separovaný sběr komunálního odpadu (Vedral, 2002). Poplatek za komunální odpad využívalo v roce 2009 13 % obcí (Svaz měst a obcí České republiky, 2011).

Poslední možností, kterou obce na zpoplatnění občanů mají, je smluvní forma úhrady (Česko, 2001). Tato varianta však vyžaduje součinnost fyzické osoby, která s obcí uzavírá smlouvu (Vedral, 2002). Tato možnost je v našich podmínkách nejméně obvyklá a využívá ji jen minimum obcí.

Bez ohledu na zvolený typ poplatku však příjmy z nich nepokrývají průměrné náklady, které obce na odpadové hospodářství vynakládají. Při započtení všech příjmů (např. příjmy od živnostníků, ze systému EKO-KOM) musí obce přibližně 30 % nákladů hradit z vlastního rozpočtu (Benešová et al., 2011). Jedná se o nezanedbatelný podíl finančních prostředků, který se v důsledku nejrůznějších změn ve společnosti může dále zvyšovat. Hlavním cílem každé obce musí být vytvořit na svém území efektivní systém pro nakládání s komunálním odpadem. V zájmu obce je motivovat své občany, aby více třídili komunální odpad a snižovali produkci směsného komunálního odpadu, což by přispělo ke snížení nákladů obce na sběr a svoz odpadů.

1.2 Vymezení studovaného problému a stanovení vstupních hypotéz

Po přiblížení pojmů technická infrastruktura a odpadové hospodářství je možné přistoupit k užšímu vymezení problému, na který se tato práce zaměří, stanovení cílů a formulaci hypotéz, které budou v rámci dalších částí práce ověřovány.

Objektem studia předkládané práce bude nakládání s odpady v obcích České republiky. V rámci předkládané práce bude pozornost věnována dopadu demografických změn a dalších socio-ekonomických charakteristik a rozdílů demografických poměrů napříč obcemi České republiky na odpadové hospodářství.

Cílem práce je kvantifikovat vliv demografických změn na produkci komunálního odpadu v domácnostech v České republice v současnosti a zároveň porovnat jejich vliv s vlivem dalších faktorů. Z hlediska demografických charakteristik se jedná především o věkovou a vzdělanostní strukturu a strukturu podle pohlaví obyvatel obcí, velikost domácností a zastoupení domácností se závislými dětmi v populaci obcí. Vytvořený statistický model by měl být zároveň schopen odhadovat produkci komunálního odpadu za stanovení určitých předpokladů. Za tímto účelem je nejprve analyzována dostupná literatura a jsou identifikovány faktory, které hrají roli při vysvětlení produkce komunálních odpadů v zahraničí. Vliv těchto proměnných bude testován v podmínkách České republiky, protože pro české prostředí analýza zabývající se vztahem uceleného souboru demografických proměnných a množstvím produkovaného komunálního odpadu, respektive jeho složek, zatím chybí. Existující české studie se věnují především vlivu věku na produkci komunálního odpadu (např. Struk, Soukopová, 2016).

Předkládaná práce se zaměří především na analýzu produkce komunálního odpadu celkem a dále produkce směsného komunálního odpadu a z odděleně sbíraných využitelných složek odpadu na produkci odpadního skla a plastů. V obcích České republiky jsou nejčastěji odděleně sbíranými složkami komunálního odpadu právě sklo (případně odděleně čiré a barevné sklo),

plasty, papír a kovy. Jak bylo uvedeno výše, od roku 2015 jsou obce povinny odděleně shromažďovat také biologicky rozložitelný odpad, způsob sběru ale není zdaleka jednotný.

Ačkoli existují údaje o produkci jednotlivých odděleně sbíraných složek komunálního odpadu na úrovni obcí, nejsou informace o jednotlivých odpadových tocích stejně spolehlivé, resp. srovnatelné. Pro analýzu na úrovni obcí se příliš nehodí množství produkovaného papíru, kovů a biologického odpadu. Zejména v případě kovů není velká část odpadů započtena do údajů za obce, protože občané mohou prodávat svůj odpad přímo privátním výkupnám surovin a odpad pak neprochází systémem obce. Obdobná je situace v případě papíru, kde však mimo systém obce nesměruje tak velká část odpadu, jako tomu je u kovů. Na druhou stranu zde však přichází v úvahu také spalování odpadů v domácnostech, což opět snižuje vypovídací hodnotu statistických údajů o této složce odpadu pro další analýzu (Strategie měst a obcí České republiky, 2011). Problematická je i analýza produkce biologického odpadu napříč obcemi. Z důvodů, které budou vysvětleny dále, budou veškeré analýzy prováděny na datech za rok 2011, kdy zákon obcím ještě neukládal plošnou povinnost biologický odpad odděleně sbírat a všechny obce ho proto neshromažďovaly. V případě bioodpadu je také poměrně rozšířené domácí kompostování, a to jak na venkově, tak i v zástavbě rodinných domů ve městech. I v tomto případě platí, že odpad, který domácnosti samy kompostují, nevstupuje do systému obce a není tak známo jeho množství, není ani známo, ve kterých obcích a do jaké míry je domácí kompostování rozšířeno, tato situace pak zkresluje možnost srovnávat produkci bioodpadu mezi obcemi.

Probíhající demografické změny jsou pro odpadové hospodářství a subjekty, které jsou v něm činné, relevantní minimálně ze dvou pohledů. Na jedné straně se tyto změny dotýkají cílové skupiny, která odpad produkuje a představuje zároveň i poptávkovou stranu po odpadových službách. Demografické změny a zejména stárnutí obyvatelstva zároveň postihují i vlastní zaměstnance subjektů, které služby v odpadovém hospodářství poskytují (Lauruschkus, 2011). Oboje potom dále ovlivňuje náklady a efektivitu celého systému. Předkládaná práce se však bude dopadu demografických změn na odpadové hospodářství věnovat pouze z pohledu obyvatel jako cílové skupiny této služby.

Před tím, než budou naplňovány cíle práce, lze stanovit vstupní pracovní hypotézy, které jsou založeny na základní orientaci v dané problematice v podmínkách České republiky a také vycházejí ze závěrů zahraničních studií. V práci budou ověřovány tyto pracovní hypotézy:

- H1 Mezi obcemi v České republice lze předpokládat značnou variabilitu v množství i složení produkovaného komunálního odpadu. Určitou roli v rozdílech mezi obcemi bude hrát jejich velikost.
- H2 Demografické charakteristiky, jako je pohlaví, věk a velikost domácností, mohou statisticky významně přispět k objasnění meziobecních rozdílů v produkci komunálního odpadu a jeho vybraných složek.
- H3 Vzhledem k vysoké prostorové variabilitě, kterou lze předpokládat u množství produkovaného komunálního odpadu a jeho složek i u použitých demografických proměnných, je možné zvýšit podíl vysvětlené meziobecní variability s pomocí statistických metod zohledňujících i geografické rozložení proměnných.

Struktura práce je koncipována s ohledem na naplnění cílů práce a verifikaci pracovních hypotéz. V rámci úvodní kapitoly budou ještě představeny dostupné zdroje dat. Druhá kapitola se zaměří na studium dostupné literatury, která se věnuje odpadovému hospodářství, především z hlediska produkce komunálních odpadů a dílčích odpadových toků, a různým faktorům, které množství komunálního odpadu ovlivňují. Zvláštní pozornost bude v rešerši literatury věnována faktorům demografickým, případně socio-ekonomickým, a také metodám, které byly pro odhad vlivu vybraných charakteristik používány. Ve třetí kapitole se zaměříme na návrh konstrukce modelu zkoumajícího vliv demografických a socio-ekonomických proměnných na produkci komunálního odpadu a jeho vybraných složek v podmínkách České republiky. Čtvrtá kapitola potom obsahuje mezinárodní srovnání produkce odpadu a popisuje vývojové tendence v oblasti odpadového hospodářství v posledních letech na úrovni celé České republiky i nižších územních celků. V páté kapitole jsou detailně popsány všechny použité vysvětlující proměnné (především demografické a další charakteristiky obyvatel a bydlení v obcích), a to jak na úrovni celé republiky, tak i z hlediska prostorové distribuce jejich hodnot na úrovni obcí. Další dvě kapitoly potom obsahují vlastní výsledky předkládané práce. V kapitole 6 jsou nejprve prezentovány výsledky regresní analýzy vztahu mezi množstvím komunálního odpadu, respektive jeho složek, a vybranými vysvětlujícími proměnnými. Regresní analýza byla zvolena na základě rešerše literatury jako nejčastěji používaná metoda. Sedmá kapitola se potom věnuje i vztahu vysvětlované a vysvětlujících proměnných s přihlédnutím k lokálním rozdílům s využitím metody geograficky vážené regrese. V závěru jsou následně shrnuty nejdůležitější poznatky práce a jsou zhodnoceny formulované hypotézy.

1.3 Zdroje dat

Pro potřeby této práce jsou primárně nutné statistické údaje o obyvatelstvu jednotlivých obcí, jejich struktuře a dalších charakteristikách domácností a bydlení a dále data o produkci komunálního odpadu a jeho složek v obcích České republiky. Zejména v případě dat z oblasti odpadů je nutné objasnit specifika jednotlivých datových zdrojů, které jsou pro území Česka k dispozici.

1.3.1 Data o demografických charakteristikách obcí České republiky

Pro popis charakteristik obyvatel na úrovni obcí nelze vycházet pouze z běžné evidence, ale jsou nutná i data získávaná pouze v rámci sčítání lidu, domů a bytů. Sčítání poskytuje podrobné informace o domácnostech, které jsou původcem komunálního odpadu. Jak bude uvedeno dále, určitou roli při vysvětlení variability hrají také charakteristiky bydlení nebo vybavení domácností, např. způsob vytápění. Demografické ukazatele byly spočteny z anonymizovaných individuálních dat ze Sčítání lidu domů a bytů 2011, které byly poskytnuty katedrou demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy na základě smlouvy s Českým statistickým úřadem (Český statistický úřad, 2011).

Kromě dat ze Sčítání byla data doplněna i z běžné evidence Českého statistického úřadu (hustota osídlení a míra nezaměstnanosti) a z výsledků šetření o kupní síle v obcích společnosti

INCOMA GfK (INCOMA, GfK2013), které pro potřeby předkládané práce rovněž poskytla katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy.

1.3.2 Data o produkci odpadů

V České republice existuje v současnosti několik subjektů, které shromažďují informace o produkci odpadu. Ani jedna z těchto institucí však nepokrývá beze zbytku všechny obce České republiky. Jednotlivé instituce se navíc liší metodikou shromažďování údajů, proto se do značné míry liší i výsledky, které potom prezentují.

Ze zákona o odpadech vyplývá původcům a oprávněným osobám povinnost každoročně ohlašovat údaje o produkci odpadů. Z tohoto důvodu bylo nutné v roce 2001 vytvořit celostátní databázi Informační systém odpadového hospodářství (ISOH), kde by bylo možné shromažďovat data o produkci a nakládání s odpady a údaje o zařízeních na úpravu, využívání a odstraňování odpadů. Databáze spadá do působnosti Ministerstva životního prostředí České republiky, které její správou pověřuje další instituce. V letech 2002–2006 spravoval ISOH Výzkumný ústav vodohospodářský T. G. Masaryka, veřejná výzkumná instituce – Centrum pro hospodaření s odpady. V roce 2007 pak informační systém převzala Česká informační agentura životního prostředí (CENIA). Data jsou v databázi shromažďována elektronicky. Od roku 2010 probíhá sběr údajů prostřednictvím Integrovaného systému plnění ohlašovací povinnosti (ISPOP), který zajišťuje příjem a zpracování hlášení z oblasti životního prostředí a další distribuci ohlášených informací dotčeným institucím státní a veřejné správy. Obec je stejně jako ostatní původci odpadu povinna hlásit údaje do systému, pokud její roční produkce nebo nakládání s odpady přesáhne zákonem stanovený limit 100 kg nebezpečného nebo 100 tun ostatního odpadu. Před přijetím novely zákona o odpadech v roce 2009 to bylo 50 kg nebezpečného odpadu nebo 50 tun ostatního odpadu (Svaz měst a obcí České republiky, 2011). Díky takto nastavené hranici pro původce nemá přibližně 40 % českých obcí ohlašovací povinnost. Vzhledem k tomu, že se však jedná o ty na počet obyvatel nejmenší obce, není hlášena produkce odpadu za 4,3 % populace republiky (Vrbová, 2011). Ohlašovatel vloží údaje do ISPOP, ze kterého je ke kontrole převezmou ověřovatelé na obcích s rozšířenou působností a správních obvodech Hlavního města Prahy. Veřejně dostupná jsou pouze agregovaná data do úrovně krajů.

Vlastní statistické zjišťování o produkci a nakládání s odpady provádí na základě zákona č. 59/1995 Sb., o státní statistické službě, také Český statistický úřad (ČSÚ). Data jsou shromažďována na základě pravidelného ročního šetření o produkci a nakládání s odpady. Od roku 2011 bylo šetření rozšířeno také o sledování problematiky druhotných surovin. Výsledky získané v tomto šetření publikuje ČSÚ každoročně v publikaci *Produkce, využití a odstranění odpadů* (Český statistický úřad, 2017b). V rámci šetření je osloven vzorek podniků a obcí. Velikost vzorků se mezi lety liší, např. v roce 2012 bylo vybráno 1 429 obcí, o rok dříve to bylo 982 obcí (Český statistický úřad, 2013a). Od roku 2013 je v metodice šetření uváděn pouze celkový počet respondentů (cca 17 500), od kterých jsou data získávána, jde tedy nejen o obce ale i průmyslové podniky produkující průmyslový odpad (Český statistický úřad, 2017b). Celková produkce komunálního odpadu je potom stanovena pomocí matematicko-statistických metod z údajů, které vykázal vybraný vzorek. ČSÚ publikuje data do úrovně krajů. ČSÚ také

předává nasbírané údaje EUROSTATu, takže se jedná o údaje, které se potom objevují v mezinárodních srovnáních.

Posledním zdrojem dat z oblasti komunálních odpadů je potom informační systém o obalech a obalových odpadech. Systém je založen na evidenci odděleného sběru využitelných složek komunálního odpadu a spravuje ho autorizovaná obalová společnost EKO-KOM a.s. (Benešová et al., 2011). Společnost byla založena v roce 1997 po přijetí zákona č. 125/1997 Sb., o odpadech. Její povinnosti byly jasněji vymezeny po tom, co účinnosti nabyl zákon č. 477/2001 Sb., o obalech, který přesněji definuje povinnosti pro nakládání s obaly a obalovými odpady (Česko, 2001b). Podle § 10 písm. 1 zákona o obalech je „osoba, která uvádí na trh nebo do oběhu obaly nebo balené výrobky, pokud neprokáže, že se z těchto obalů nestaly na území České republiky odpady, povinna zajistit, aby odpady z obalů jí uvedených na trh nebo do oběhu byly využity v rozsahu stanoveném přílohou č. 3 k tomuto zákonu“ (Česko, 2001b, s. 9951). Zákon jí tak ukládá povinnost zpětného odběru produkovaných obalů. Společnost EKO-KOM zajišťuje sdružené plnění povinností zpětného odběru a využití odpadů z obalů, a to prostřednictvím systémů tříděného sběru v obcích a činnosti osob oprávněných nakládat s odpadem (Rektořík et al., 2012). EKO-KOM tedy sdružuje subjekty, které uvádějí na trh obaly. Do systému EKO-KOM se zároveň mohou zapojit i obce, které potom mají povinnost evidovat množství zpětně odebraného a využitého odpadu z obalů. Zapojená obec do systému zasílá informace o množství vytríděných a využitých komunálních odpadů čtvrtletně formou výkazů a kromě toho dodává jednou ročně další technicko-ekonomické informace o systému nakládání s komunálním odpadem v obci. Na základě těchto údajů dostávají obce finanční příspěvky na systém sběru, třídění a využití odpadů z obalů. Do systému EKO-KOM je v současnosti zapojeno přes 6 100 obcí, ve kterých bydlí 99 % populace České republiky (EKO-KOM, 2017). Databáze společnosti eviduje veškerý odděleně sebraný tříděný odpad (papír, plast, sklo, kovy, nápojové kartony), který byl sebrán v rámci systému obce, a také směsný odpad. Do tříděného odpadu jsou zahrnuty i odpady od občanů, které byly shromážděny prostřednictvím výkupen odpadů. V některých obcích jsou výkupny určeny jako jedno z míst k odkládání komunálních odpadů. Údaje z databáze EKO-KOM tedy obsahují kromě vlastní produkce odpadů i celou řadu dalších informací o nastavení systému nakládání s odpady v jednotlivých obcích, ale nejsou veřejně přístupné.

Z důvodů dostupnosti a potřebného územního detailu budou v předkládané práci pro vlastní analýzu využity údaje z databáze ISOH za rok 2011 (CENIA, 2011).

Kapitola 2

Rešerše vlivu různých faktorů na produkci komunálního odpadu

Analýze vlivů různých faktorů na produkci odpadů se již věnovala celá řada studií, přesto však zatím nedošlo k vytvoření jednotné metodologie. V následující rešerši proto bude zmíněna celá řada velmi odlišných studií, které pokrývají široké spektrum od čistě prakticky orientovaných až po velmi sofistikované modely. Jedná se z velké části o zahraniční studie, protože v českých podmínkách zatím tématu nebyla věnována větší pozornost. Autorka se zaměřovala především na analýzy, které vznikly ve vyspělých zemích, protože u nich lze do značné míry předpokládat obdobné podmínky i cíle v oblasti odpadového hospodářství (především rámcové podmínky určené Evropskou unií) a zároveň se Česku podobají i z hlediska současné situace v oblasti demografického vývoje. Tématu odpadového hospodářství je v dnešní době věnována velká pozornost i v rozvojových a rozvíjejících se zemích, kde se však literatura zaměřuje především na problém nastavování systému nakládání s odpady a shromažďování odpadů v podmínkách rychle rostoucích měst s dynamicky se zvyšujícími počty obyvatel (např. Foday et al., 2012; Ogwueleka, 2013; Trang et al., 2017). Tento pohled však pro Evropu včetně České republiky není relevantní, protože hospodaření s odpady zde již má poměrně dlouhou tradici a také dynamika urbanizace je zde nesrovnatelně nižší.

Aby byl přehled rešeršovaných studií logicky uspořádaný a umožňoval čtenáři snadnější orientaci, bude analyzovaná literatura členěna do kapitol podle pěti kritérií. Zvolenými hledisky jsou studovaná jednotka, analyzované období, vysvětlovaná závisle proměnná, použité vysvětlující proměnné a metody použité pro analýzu dat a konstrukci modelu. Zvolený pohled na problematiku odpadového hospodářství v každé z kategorií má své výhody i nevýhody a přináší s sebou také různá úskalí. Struktura modelu, zahrnuté proměnné i použitá metoda pro konstrukci modelu je výrazně závislá na dostupnosti potřebných dat v jednotlivých zemích a také na tom, pro jaké účely má být model využit. Navržené modely se mohou využívat např. při tvorbě strategií odpadového hospodářství (např. Daskalopoulos et al., 1998) nebo při plánování svozu komunálního odpadu a infrastruktury (např. Dennison et al., 1996). Modely pro jednotlivé země mohou sloužit jako podklad pro optimalizaci systému nakládání s odpady a umožňují také srovnat stávající situaci s cíli, které si konkrétní země v oblasti odpadového hospodářství vytyčila (např. Gellynck et al., 2011). Některé studie lze použít i k predikci budoucího vývoje množství a struktury komunálního odpadu (např. Lebersorger, Beigl, 2011).

2.1 Studovaná jednotka

Prvním hlediskem, kterým se jednotlivé modely liší, je nejmenší jednotka, kterou se studie zabývají. Při kategorizaci analyzovaných jednotek lze určit několik úrovní, které pokrývají celé široké spektrum od individuálních dat o jednotlivcích nebo domácnostech, přes malé územní jednotky, jako jsou obce, až na úroveň celých států, kde se už regionální rozměr studované problematiky prakticky vytrácí.

Pro získání co nejlepší představy o vztahu vysvětlujících proměnných a produkce odpadu by bylo ideální analyzovat přímo individuální data o producentech odpadu. Vzhledem k tomu, že odpad většinou vzniká jako produkt činnosti celé domácnosti, nemá v tomto případě příliš smysl zabývat se jednotlivci, ale nejmenší zvolenou jednotkou bývají právě domácnosti. Nespornou výhodou tohoto typu analýzy je to, že lze přímo propojit konkrétní domácnost, která může být popsána pomocí nejrůznějších charakteristik podle potřeb daného výzkumu, a množství, případně i strukturu odpadu, který domácnost produkuje. Lze tedy analyzovat přímo chování konkrétní domácnosti nebo určitého typu domácností, např. domácností jednotlivců, domácností se závislými dětmi nebo domácností seniorů. Největší překážku tohoto druhu analýzy představuje velká finanční, organizační i časová náročnost získání potřebných informací o dostatečně velkém vzorku domácností. Údaje o produkci odpadu za domácnosti totiž většinou nejsou běžně shromažďovány v rámci oficiální statistiky a výzkumníci si je pro potřeby výzkumu musí sebrat sami. Problematický je potom v tomto případě také výběr období, za které bude odpad z domácností sbírán a tříděn. Většinou není v silách výzkumníků shromažďovat a analyzovat odpad po celý rok nebo dokonce několik po sobě jdoucích let či s určitou delší časovou periodou, proto je nutné vybrat nějaké reprezentativní období, které zkoumanou stránku odpadového hospodářství vhodně vystihuje.

O mnoho jednodušší nemusí být ani získání potřebných demografických charakteristik domácností. Většinou není z nejrůznějších důvodů možné použít data ze sčítání nebo podobného zdroje s individuálními údaji. Potřebná data nemusí být v rámci šetření oficiální statistiky vůbec zjišťována, a pokud zjišťována jsou, podléhá jejich využití ve své individuální neanonymizované formě často pravidlům pro ochranu osobních údajů. V případě šetření, která probíhají jen s určitou delší časovou periodou, mohou být údaje v době realizace výzkumu již zastaralé a nepopisují tedy dobře aktuální stav. Proto je často nezbytné spoléhat na ochotu domácností údaje pro výzkum poskytnout. Výsledky analýz komunálního odpadu jsou potom propojeny s údaji získanými osobním dotazováním nebo dotazníkovým šetřením (např. Bandara et al., 2007, Benitez et al., 2008a, Benitez et al., 2008b, Dennison et al., 1996, Sterner, Bartelings, 1999). Tato metoda je nejpřesnější, ale i nejnáročnější, proto si řada výzkumníků situaci usnadňuje tím, že údaje o množství produkovaného odpadu nahrazují jinou charakteristikou, nejčastěji vyjádřením domácnosti, že se zapojuje do systému třídění odpadu nebo některé jeho složky, a celý datový soubor tedy vzniká na základě výsledků dotazníkového šetření (např. Bortoleto et al., 2012, D'Elia, 2008, Fiorillo, 2013, Jenkins et al., 2003, Kipperberg, 2007, López-Mosquera et al., 2015, Martin et al., 2006, Saphores, Nixon, 2014, Vencatasawmy et al., 2000).

Studie na úrovni domácností se zároveň významně liší velikostí vzorku. Sahají od počtů domácností v řádech desítek (Benitez et al., 2008a, Benitez et al., 2008b, Khan et al., 2016) až po vzorky s více než 1000 jednotek (Dennison et al., 1996, Fiorillo, 2013, Jenkins et al., 2003, López-Mosquera, et al., 2015, Saphores, Nixon, 2014 nebo Vencatasawmy et al., 2000).

Z hlediska studované jednotky je nejčastěji analyzována úroveň malých sídelních jednotek, většinou obcí. Malé územní jednotky jsou z hlediska sídelní struktury a charakteristik produkce odpadu většinou dostatečně homogenní (Beigl et al., 2008). Ideální by samozřejmě bylo mít možnost obce rozdělit ještě na menší části, které mají podobnou sídelní strukturu. V praxi však takový postup většinou znemožňuje dostupnost, resp. nedostupnost takto tříděných dat z běžných datových zdrojů. Výzkumníci proto většinou pracují s celými obcemi, za které bývají potřebné informace k dispozici. V řadě zemí stejně jako v České republice leží zodpovědnost za sběr a nakládání s komunálním odpadem právě na obcích, které samy nebo prostřednictvím pověřené organizace také shromažďují informace o odpadech. Zároveň je tato územní úroveň výhodná i z hlediska dostupnosti a možnosti získání sociodemografických a dalších informací o obyvatelstvu obcí, které mohou k vysvětlení množství a struktury produkovaného odpadu přispět. Využitelné jsou většinou výsledky sčítání, běžná evidence a v některých případech výzkumníci také přistupují k organizaci vlastních dotazníkových šetření. Úroveň obcí tedy kombinuje několik výhod. Na jedné straně přináší dostatečně podrobný pohled, takže je možné zachytit regionální rozdíly, na druhé straně se již jedná o běžně užívané administrativní jednotky, a proto se při analýze obcí výrazně snižuje potřeba vlastního sběru dat v terénu a pro daný výzkum je možné využít výsledky dostupné statistiky, které vznikly pro jiné účely.

Jednotlivé studie analyzující odpadové hospodářství na obecní úrovni se opět výrazně liší počtem studovaných jednotek. Zatímco např. Miller et al. (2009) studují 38 měst a vesnic ze západní části státu New York. Hage a Söderholm (2008) analyzují 252 švédských měst, Starr a Nicolson (2015) 268 měst v Massachusetts, Lebersorger a Beigl (2011) 542 štyrských obcí a Bach et al. (2004) dokonce 649 rakouských obcí. Z hlediska použití úrovně obcí může být problematické to, že se jedná o celky s různým počtem obyvatel a různou rozlohou, takže se liší svou homogenitou. Například Beigl et al. (2004) použili sice analýzu na úrovni obcí, ale pro svou studii si zvolili 55 evropských měst, která mají více než 500 000 obyvatel. U takových jednotek lze vnitřní homogenitu z hlediska sídelní struktury i dalších charakteristik předpokládat jen s těžší, jedná se proto již spíše o přechod k následující úrovni.

Třetí používanou úrovní je potom analýza vyšších územních celků, než jsou obce. Na příkladu České republiky by to mohly být okresy nebo případně i kraje. Důvodem pro výběr vyšších územních celků může být to, že se často jedná o úroveň, která je obzvláště relevantní z pohledu regionální politiky, a většinou jsou za ni také k dispozici potřebná data. Soubor těchto územních jednotek navíc většinou stále vykazuje dostatečnou variabilitu závislých i nezávislých proměnných. Určité problémy s sebou může přinášet skutečnost, že tyto jednotky už jsou mnohem méně homogenní než menší jednotky. V důsledku agregace údajů na vyšší územní celky, které jsou vnitřně heterogenní, se proto mohou stírat např. rozdíly mezi urbánními a venkovskými celky i další regionální specifika.

Většina rešeršovaných studií, které se zabývaly úrovní regionů, se v tomto případě příliš nelišila počtem studovaných jednotek, který se pohyboval mezi 80 a 103. Příkladem může být

analýza 100 okresů v Severní Karolíně (Hockett et al., 1995), 81 tureckých provincií (Keser et al., 2012), 103 italských provincií (Mazzanti et al., 2008) nebo 86 okresů ze státu Minnesota (Sidique et al., 2010). Výjimku v počtu studovaných jednotek představovala studie Talalaj a Walery (2015), která se zaměřila pouze na Podleské vojvodství na severovýchodě Polska, které se skládá ze 14 zemských a 3 městských okresů.

Některé publikované studie pracují i s úrovní celých států, a to jak pro mezinárodní srovnání několika vybraných zemí (Daskalopoulos et al. 1998, Guerin et al., 2001, Johnstone, Labonne, 2004), tak pro analýzu materiálových toků v rámci jednoho státu (Joosten et al., 2000, Patel et al., 1998). Nezpochybnitelnou výhodou je zde opět poměrně snadná dostupnost dat. Například v rámci Evropy je celá řada informací, včetně údajů o produkci komunálních odpadů, shromažďována evropským statistickým úřadem Eurostatem. V případě mezinárodní analýzy odpadového hospodářství je však nutné věnovat zvýšenou pozornost srovnatelnosti vybraných údajů napříč zeměmi, protože jednotlivé státy se mohou lišit nejen vlastní definicí komunálního odpadu, resp. tím, co do skupiny komunálních odpadů zahrnují, a způsobem sběru údajů o jejich produkci, ale i systémem nakládání s odpady, např. které druhy odpadu jsou v dané zemi shromažďovány odděleně a co potom do dané kategorie odděleně sbíraných složek odpadu konkrétně spadá. Tyto studie mohou podat zprávu o úrovni odpadového hospodářství v dané zemi jako celku a pomoci vytyčit určité cíle či odhalit rozdíly nebo podobnosti v organizaci odpadového hospodářství v jednotlivých zemích, o regionální a meziregionální variabilitě uvnitř těchto zemí však vypovídají velmi málo.

2.2 Období

Dalším kritériem, kterým se studie odlišují, je to, jak vnímají čas ve vztahu k produkci odpadů. Vzhledem k tomu, že pro analýzu produkce odpadů bývají využívána data, která často nejsou dostupná za každý rok, zabývá se většina studií situací průřezově v jednom okamžiku. To je případ studií Bach et al. (2004), Bandara et al. (2007), Benitez et al. (2008a), Bortoleto et al. (2012), Dennison et al. (1996), Dyson, Chang (2005), Fiorillo (2013), Gellynck et al. (2011), Guerin et al. (2001), Hage, Söderholm (2008), Hockett et al. (1995), Iparraguirre (2008), Jenkins et al. (2003), Johnstone, Labonne (2004), Keser et al. (2012), Khan et al. (2016), Kipperberg (2007), Lebersorger, Beigl (2011), López-Masquera et al. (2015), Miller et al. (2009), Patel et al. (1998), Purcell, Magette (2008), Saphores, Nixon (2014), Sterner, Bartelings (1992), Talalaj, Walery (2015) a Vencatasawmy et al. (2000).

Zároveň se vyskytují i studie, které pro analýzu využívají časové řady zvolených charakteristik. Většinou se jedná o roční údaje za několik po sobě jdoucích let. Tento typ analýzy použili např. Beigl et al. (2004), Daskalopoulos et al. (1998) nebo Sidique et al. (2010). Analýza časových řad je výhodná v tom, že lze pozorovat i vývojové trendy a zároveň je tak také možné odhalit nesrovnalosti v datovém souboru, pokud dochází např. k nějakým nevysvětlitelným ročním výkyvům. Často ale tento typ analýzy znemožňuje nedostatek spolehlivých údajů až do úrovně analyzované územní jednotky. Pro analýzu bývají používána např. data ze sčítání nebo podobných šetření, která probíhají s určitou delší časovou periodou nebo jsou pouze jednorázová, což vytvoření časových řad prakticky znemožňuje. Odpadové

hospodářství je navíc oblastí, která se v posledních letech poměrně dynamicky rozvíjí. Legislativa je v tomto směru často upravována a zpříšňována a dochází také k metodologickým změnám v evidenci produkce odpadů, proto může být i v případě, že delší časové řady existují, jejich praktické využití pro srovnání ve statistických modelech problematické.

Většina studií, které čerpají z oficiálních datových zdrojů, vychází z údajů reprezentujících kalendářní rok. Naproti tomu studie založené na datech, která si výzkumníci sami sebrali, a na výsledcích vlastních třídění odpadu z domácností pokrývají většinou pouze určité kratší časové období. V tomto případě je důležité pečlivě zvážit výběr konkrétního ročního období pro terénní šetření a následně také možnost zobecnitelnosti získaných výsledků, protože množství i struktura produkovaného komunálního odpadu se v průběhu roku liší v závislosti na spotřebitelském chování domácností i klimatických podmínkách. Např. Dennison et al. (1996) prováděli své šetření po dobu 5 týdnů v říjnu a listopadu, protože v tomto období se v případě Dublinu množství produkovaného odpadu nejvíce blíží ročnímu průměru, zatímco v létě je o 20–25 % nižší než v zimě. Analýza složení komunálního odpadu z domácností byla opakovaně realizována i v České republice. Ve většině případů zde byla dodržována jednotná metodika. Analýzy zde byly prováděny ve všech ročních obdobích v časově identických intervalech (nejlépe 1 měsíc) po dobu alespoň jednoho roku, aby byly zachyceny změny v topném a netopném období, v různých vegetačních podmínkách a také v průběhu prázdninového období (Benešová et al., 2011). Naopak např. Benitez et al. (2008b) na to, že by jejich data o produkci odpadu byla reprezentativní pro celý rok, rezignují a sezónní výkyvy v produkci odpadů neuvažují.

2.3 Vysvětlovaná závisle proměnná

Analyzované studie se liší také použitou závisle proměnnou, jejíž variabilitu mezi zvolenými jednotkami a v daném časovém období se snaží s pomocí statistických metod vysvětlit. Část studií se zabývá toky některých materiálů v rámci celého hospodářství určité země. Produkce odpadů je pro ně jen součástí celého procesu či koloběhu daného materiálu. Z hlediska zkoumání vlivů dalších charakteristik na produkci odpadu tyto studie nepřinášejí příliš informací. Příkladem mohou být analýzy toků umělých hmot ve studiích Joosten et al. (2000) a Patel et al. (1998).

Většina studií, které byly pro tuto část předkládané práce rešeršovány, se zabývá přímo produkcí odpadu, některé jeho složky nebo nějakou jinou proměnnou, která s produkcí komunálního odpadu přímo souvisí.

Nejčastěji výzkumníci jako závisle proměnnou používají průměrné množství produkovaného komunálního odpadu nebo některé jeho složky na osobu a rok, které získají z oficiálních statistik. Produkci komunálního odpadu celkem na osobu a rok se zabývaly studie Beigl et al. (2004), Benitez et al. (2008a), Benitez et al. (2008b), Daskalopoulos et al. (1998), Gellynck et al. (2011), Hockett et al. (1995), Johnstone, Labonne (2004), Keser et al. (2012), Khan et al. (2016), Lebersorger, Beigl (2011), Mazzanti et al. (2008), Miller et al. (2009), Sterner, Bartelings (1999) a Talalaj, Walery (2015). Některé studie se potom věnovaly pouze jedné nebo více složkám komunálního odpadu. Např. produkci odpadu z papíru analyzovali

Bach et al. (2004) a Vencatasawmy et al. (2000). Odpady z plastických hmot se zabývali Hage, Söderholm (2008) a Vencatasawmy et al. (2000). Bioodpad, resp. kompostovatelný odpad studovali Khan et al. (2016), Purcell, Magette (2009) a Sterner, Bartelings (1999). Pouze směsný komunální odpad sledovali Dyson a Chang (2005). Nejvíce různých složek odpadu zahrnuli do své studie Bandara et al. (2007), a to bioodpad, plasty, papír, sklo a kovy. Údaje jsou většinou uváděny v kilogramech na osobu a rok.

Jako závisle proměnná se v analýzách objevuje také míra třídění odpadu nebo podíl domácností zapojených do systému odděleného sběru odpadu. Význam této proměnné se výrazně liší podle toho, zda je také založena na nějaké úpravě, přepočtu či interpretaci dat z oficiálních statistik nebo jde o deklaraci domácností o jejich chování, kterou výzkumníci získali v rámci nějakého druhu šetření. První případ reprezentuje např. Abbott et al. (2011). V této studii byla míra třídění odpadu definována jako procentuální podíl objemu odděleně sbíraných materiálů k celkovému objemu odpadu, kde celkový objem odpadu je součtem objemu odděleně sbíraných složek a zbytkového odpadu. Obdobně Starr, Nicolson (2015), Sidique et al. (2010) a Terry (2002) vycházeli při definici míry třídění odpadu z poměru množství tříděného odpadu a odpadu celkem. Obecně lze shrnout, že jednotlivé studie založené na datech z oficiálních statistik definují míru třídění odpadu relativně podobně a hodnoty jsou díky tomu (obdobně jako v případě celkového množství produkovaného odpadu) poměrně dobře srovnatelné i mezi jednotlivými studiemi.

Na druhé straně studie, které svou závisle proměnnou určitým způsobem konstruují na základě výsledků nějakého druhu šetření, se použitými proměnnými výrazně liší. Závislá proměnná je většinou konstruována na základě odpovědí na jednu otázku nebo kombinací odpovědí na více otázek, které se týkají separačního chování domácností. Může se pak jednat o dichotomickou proměnnou, která uvádí pouze to, zda osoba nebo domácnost třídí nebo netřídí odpad obecně, případně danou složku komunálního odpadu (Guerin et al. 2001), proměnnou s předdefinovanou škálou, která stanovuje, jak často dotazovaná osoba odpad třídí (Iparraquirre, 2008), jak často třídí několik nejčastějších odděleně sbíraných složek odpadu (Fiorillo, 2013, López-Masquera, 2015) nebo jaký podíl dané složky komunálního odpadu třídí (Jenkins et al., 2003, Kipperberg, 2007). Podobně svůj výzkum nastavili také Saphores a Nixon (2014), kteří se ptali, jakou část skla, plastů, hliníku a dalších kovů mimo hliník respondenti separují. V tomto případě byly respondentům nabídnuty kategorie (10 % a méně, 11–35 %, 36–65 %, 66–90 % a více než 90 %). Např. Bortoleto et al. (2012) konstruovali závisle proměnnou na základě řady výroků respondentů ohledně jejich chování v oblasti zamezení vzniku odpadu. Zajímavé je, že Guerin et al. (2001) se zabývali také srovnáním deklarované míry zapojení domácností do třídění papíru a výsledky oficiálních statistik o skutečném podílu vytříděného papíru a našli mezi těmito dvěma charakteristikami vysokou korelaci (korelační koeficient 0,8). Obecně je ale z výše uvedeného zřejmé, že konstrukce závisle proměnné na základě odpovědí dotázaných domácností, je velmi závislá na přesnosti a spolehlivosti jejich tvrzení a také na jejich schopnosti míru svého zapojení do systému tříděného sběru objektivně odhadnout.

V souboru studií, které byly v rámci předkládané práce analyzovány, je pouze jedna, která jako závisle proměnnou použila výsledky vlastního podrobného třídění komunálního odpadu. Jedná se o studii Dennison et al. (1996), která rozděluje komunální odpad na 36 různých frakcí.

2.4 Použité vysvětlující nezávisle proměnné

Všechny studie, které byly výše zmíněny, ať už analyzovaly kteroukoli územní jednotku a zabývaly se průřezově jedním rokem nebo delším časovým obdobím, ukazují, že produkce komunálního odpadu, případně jeho vybraných složek, je mezi zvolenými jednotkami vysoce variabilní. Otázkou potom je, co způsobuje tuto variabilitu, nebo s pomocí jakých faktorů ji je možné vysvětlit. Studie se neshodují ve všech proměnných, pomocí kterých se meziregionální variabilitu snaží vysvětlit. Výběr faktorů výrazně závisí na lokálních podmínkách v jednotlivých zemích, dostupnosti potřebných dat a také uvážení výzkumníků. Přesto se řada proměnných, kterým je přisuzována a následně často i statisticky prokázána významná role při vysvětlení zkoumaného problému, ve studiích vyskytuje opakovaně.

V následujícím textu se autorka pokouší jednotlivé proměnné určitým způsobem rozčlenit a systematizovat. Tato snaha má však řadu úskalí. Chování obyvatel, resp. domácností ve vztahu k produkci komunálního odpadu je velmi komplexní problém, řada proměnných může být vzájemně korelována nebo fungovat odlišně v různých kombinacích. Vliv jednotlivých proměnných či celých skupin také významně závisí na místních podmínkách ve studovaném území, jak bude doloženo dále, a význam jednotlivých faktorů se tak velmi výrazně liší v prostoru i v čase.

Faktory, které mohou mít vliv na produkci komunálního odpadu, lze obecně rozdělit do dvou velkých skupin, a to na charakteristiky, které se týkají organizace nakládání s odpadem, a charakteristiky popisující obyvatele, kteří jsou do systému zapojeni. Ve vztahu k tomu, zda a jak obyvatelé separují odpad, rozčlenili ve své studii Schultz et al. (1995) relevantní proměnné do dvou skupin, které označili jako charakteristiky situační a osobnostní. Situační pohled na problematiku se snaží najít takové aspekty odpadového hospodářství, které jsou ovlivnitelné z vnějšku a mohou obyvatele podporovat v třídění odpadu. Při pohledu na osobnostní charakteristiky potom lze identifikovat takové znaky obyvatel, které je vedou ke třídění bez ohledu na nastavení systému (Schultz et al., 1995). Toto jednoduché členění je do určité míry aplikovatelné i na chování obyvatel z hlediska celkové produkce komunálního odpadu a proto bude použito i v další části této kapitoly.

2.4.1 Organizační charakteristiky systému nakládání s komunálním odpadem

Situační proměnné jsou z velké části dány legislativními podmínkami nebo pravidly, která nastavuje stát, případně jiný pověřený samosprávný orgán, pro nakládání s odpady na svém území. Důležitými faktory jsou z tohoto pohledu platba za svoz odpadu a organizace vlastního sběru odpadu z domácností. Konkrétní proměnné charakterizující vnější prostředí nakládání s komunálním odpadem bývají často úzce provázány.

Významným motivačním faktorem pro minimalizaci produkce směsného komunálního odpadu a vyšší ochotu odpad třídit je nepochybně ekonomické hledisko. Ve většině zemí mají obce možnost sběr a svoz odpadu na svém území nějakým způsobem zpoplatnit. Principiálně je možné rozlišit dva typy plateb, a to paušální platby, které neodrážejí množství produkovaného odpadu v konkrétní domácnosti, a platby, jejichž výše se odvozuje od hmotnosti nebo objemu produkovaného odpadu (tzv. pay-as-you-throw). První druh plateb se může odvíjet od počtu

členů domácnosti nebo počtu nádob na odpad, které má domácnost k dispozici. Domácnost potom periodicky platí určitou částku bez ohledu na to, kolik odpadu skutečně produkuje. Tento typ platby je organizačně jednodušší a dává také obci větší jistotu určité výše příjmu, protože lze snadno spočítat celkovou výši výnosů z plateb při určitém počtu obyvatel nebo kontejnerů na odpad. Pro občany bývá tento způsob zpoplatnění méně motivační, protože zaplatí stejně vysokou částku, ať se snaží odpad třídít a minimalizovat produkci směsného odpadu nebo ne. Zároveň však občany „nemotivuje“ ani k tomu, aby s produkováným odpadem nakládali jiným než legálním způsobem (Svaz měst a obcí České republiky, 2011).

Platba, která reflektuje produkované množství komunálního odpadu v domácnosti, může být založena na hmotnosti nebo objemu produkovaného odpadu nebo na četnosti svozu. V tomto případě musí obec za každou jednotlivou domácnost evidovat, kolik odpadu vyprodukovala, a na základě toho jí vystavit účet za nakládání s odpadem. Systém je většinou administrativně náročnější a jeho zavedení bývá spojeno s vyššími (počátečními) náklady, zejména v případě, že jsou pro vážení nebo měření objemu odpadu z domácností používány moderní technologie. Celkový příjem z plateb pro obec je také nejistější, protože záleží nejen na počtu obyvatel, ale i na jejich aktuálním chování ve vztahu k produkci odpadu. Úspěšné zavedení systému také vyžaduje vzdělávací a informační programy pro veřejnost, které je nutné systém a jeho přínosy dostatečně vysvětlit (Skumatz, Freeman, 2006). Na druhou stranu občan u tohoto typu zpoplatnění jasně vidí souvislost mezi svou produkcí odpadu a s tím spojenými náklady. Situace je tedy stejná jako např. v případě dodávek energií nebo vody do domácností, kdy jednotlivci nebo domácnosti mohou šetrnějším chováním snižovat své výdaje. Pokud si mohou domácnosti samy stanovit velikost sběrné nádoby, velmi často svou produkci podhodnocují. V případě odpadů je také poměrně snadné zbavovat se jich nežádoucím způsobem, odkládat je např. do pouličních košů na odpad, na sběrná místa tříděných složek odpadu nebo na tzv. černé skládky, což zvyšuje náklady obce, která se s takovým chováním svých obyvatel musí vypořádat.

Většina studií se shoduje na tom, že pokud je platba za nakládání s komunálním odpadem nastavena tak, že odpovídá skutečné produkci odpadu z domácností, může vést k nižší produkci směsného odpadu a preferenci jiných způsobů nakládání s odpadem, včetně třídění. Tuto hypotézu podporují výsledky studie Kipperberga (2007) na příkladu Norska, podle kterých vyšší platba za svoz komunálního odpadu motivuje vyšší zapojení občanů do systému separovaného sběru odpadu. Studie však nepotvrdila stejné závěry pro USA. Statisticky významný vliv výše platby na produkci odpadu na jihovýchodě USA odhalili Hockett et al. (1995). Zajímavé je, že výsledky této studie naznačují, že zvýšení platby vede ke snížení produkce nejen směsného ale i tříděného komunálního odpadu. Další zkušenost z USA ukazuje, že zavedení systému platby podle produkce odpadu vedlo k 17% snížení produkce směsného komunálního odpadu (Skumatz, Freeman, 2006). Ke stejnému závěru dospěli při analýze vzorku obcí v České republice i Šauer et al. (2008), kteří ve své studii srovnávali obce, které mají zavedený tzv. systém pay-as-you-throw, s těmi, které tento systém nemají. V obcích se zavedeným systémem bylo tříděno v průměru 12,1 % produkovaných komunálních odpadů, zatímco v obcích s paušálním poplatkem pouze 6,9 %. V České republice byl studován také rozdíl v absolutním množství (v kg na osobu a rok) produkovaného odpadu v obcích s paušálním typem platby a jiným druhem poplatku. V obcích s paušálním poplatkem bylo

v průměru vyprodukováno o 70 kg na osobu více směsného komunálního odpadu než v obcích bez paušálního poplatku (průměrná produkce 156,0 kg/osoba). U tříděných složek odpadu nejsou rozdíly tak markantní, ale podařilo se prokázat, že v obcích s jiným než paušálním poplatkem je na osobu vyšší průměrná produkce odděleně sbíraného skla (15,4 kg na osobu a rok oproti 12,2 kg u paušálního poplatku), papíru (12,0 kg versus 10,6 kg) i plastů (10,7 kg a 9,7 kg) (Slavík, Rybová, 2017). Pozitivní vliv platby odvozené od hmotnosti produkovaného odpadu na vyšší úroveň třídění dokládá i studie Hage a Söderholm (2008). V obcích s tímto typem platby je ročně vytříděno v průměru o 372 g více plastů než v obcích s jiným typem platby. Vliv platby založené na objemu odpadu nebyl statisticky významný. V případě odpadů z umělých hmot je to pravděpodobně vysvětlitelné jejich poměrně snadnou stlačitelností a tedy jednoduchou metodou snížení jejich objemu.

Organizace shromažďování odpadu se může lišit nejen mezi zeměmi, ale i mezi jednotlivými samosprávnými jednotkami a často závisí i na druhu shromažďovaného komunálního odpadu. Z hlediska organizace sběru a svozu komunálního odpadu z domácností je obzvláště důležitý systém sběru využitelných složek komunálního odpadu, frekvence svozu a případně také typ a velikost nádob, ve kterých se odpad shromažďuje.

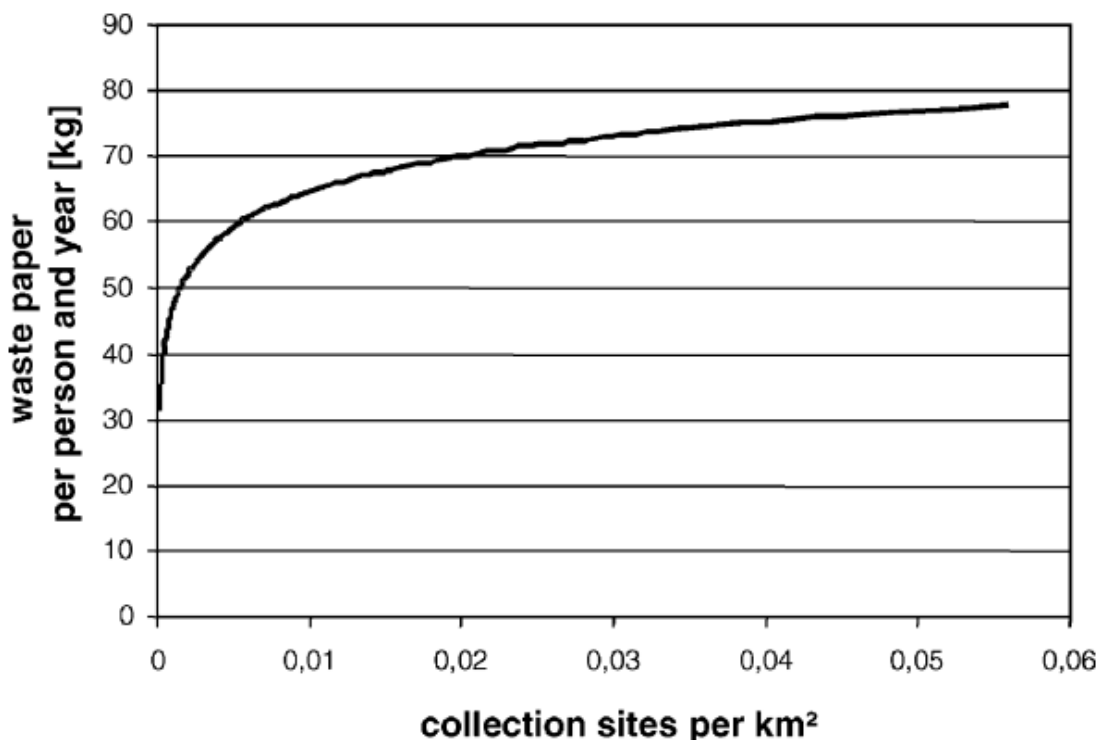
Pro oddělený sběr komunálních odpadů se využívají dva základní systémy: způsob odvozový a donáškový. V případě odvozového způsobu sběru je odpad svážen přímo z domácností. Domácnosti většinou shromažďují produkovaný odpad do menších nádob nebo pytlů, které jsou umístěny přímo v domě nebo v jeho bezprostřední blízkosti. Odvozový způsob svozu je preferován obyvateli kvůli velmi malé vzdálenosti, kterou musí občané s odpadem sami absolvovat (řádově maximálně v desítkách metrů), a celkově větší komfortnosti. Tento systém je díky vysoké ochotě obyvatel podílet se na třídění velmi účinný a dosahuje dobré kvality tříděných surovin. Vzhledem k tomu, že nádoby jsou často umístěny na vlastním pozemku domácností, nedochází příliš ke znečišťování jejich okolí a je také nižší pravděpodobnost, že nádoby budou poškozeny. Nádoby jsou menší než v případě donáškového systému, takže manipulace s nimi je pro obyvatele i pro zaměstnance svozových společností snazší. Celkově má tento systém nižší provozní náklady. Na druhou stranu je však nutné počítat s vyššími náklady při zavádění celého systému, svoz musí probíhat s vyšší frekvencí a vlastní organizace tříděného sběru je náročnější (Balner, 2003). Odvozový způsob sběru je v podmínkách České republiky využíván nejčastěji pro směsný komunální odpad a bioodpad.

U donáškového systému sběru odpadu musí občan svůj odpad donést na k tomu určené sběrné místo, kde potom další nakládání s ním přebírá obec nebo pověřený subjekt. Role obyvatel je zde tedy výrazně aktivnější a větší význam hraje jejich motivace a ochota se do systému zapojit. Nádoby na sběr odpadů bývají umístovány do „hnízd“ s více kontejnery na místech, kde se vyskytuje více obyvatel nebo kudy se občané přirozeně pohybují, tedy většinou v blízkosti obchodů, nákupních středisek, zastávek hromadné dopravy nebo na křižovatkách ulic. Výhodami systému jsou nižší pořizovací náklady, nutnost nižší frekvence svozu, která se ale výrazně liší podle druhu odpadu, a menší nároky na organizaci sběru u obyvatel. Na druhou stranu s sebou ale systém nese také řadu nevýhod. Kvalita sebraného materiálu je nižší, protože bývá často znečištěn nežádoucími příměsemi, nejčastěji netříděným komunálním odpadem. Nižší je také celková výtěžnost systému v přepočtu na obyvatele, protože se do něj většinou

zapojuje pouze část obyvatel, zejména ti, kteří bydlí bezprostředně u sběrného místa. Kontejnery bývají také častěji poškozovány a na sběrných místech jsou častější problémy se znečištěním okolí. Systém tak může být v přepočtu na určitou hmotnost vytríděného materiálu dražší než systém odvozový. Donáškový způsob sběru uplatňuje v současnosti většina měst a obcí v České republice pro sběr odděleně sbíraných složek odpadu. Efektivita donáškového sběru závisí na hustotě sběrné sítě, resp. docházkové vzdálenosti, kterou musí obyvatel ke sběrnému místu urazit.

Studie, které se vlivem systému svozu na produkci komunálního odpadu z domácností zabývaly, se shodují, že odvozový způsob svozu odpadu vede k lepším výsledkům v oblasti třídění odpadu. Podle Kipperberga (2007) separují domácnosti s přístupem k odvozovému způsobu sběru odpadu více papíru, plastů a bioodpadu. Stejný vztah odhalila i studie Sidique et al. (2010), zvýšení podílu osob napojených na tento systém svozu vede k nárůstu míry separace. V podmínkách České republiky potvrzuje závěry výše zmíněných studií i Struk (2017). V případě donáškového způsobu sběru dosáhla míra třídění u papíru a plastů 7,7 % celkové produkce odpadu, u odvozového způsobu sběru odpadu byla separace odpadu o 2 procentní body vyšší (9,7 %). Důležitým hlediskem je ovšem také ekonomická efektivnost rozšiřování tohoto způsobu sběru tříděných složek odpadu, kterou se analyzované studie nezabývají.

Obr. 2 – Množství vytríděného papíru v závislosti na počtu sběrných míst na km², Rakousko



Poznámky: Waste paper per person and year – odpad papíru na osobu a rok

Collection sites per km² – sběrná místa na km²

Ve studii není uveden rok, za který byla data analyzována.

Zdroj: Bach et al., 2004

Jak již bylo naznačeno výše, pro donáškový způsob sběru je klíčová hustota sběrných míst. Zvýšení hustoty sběrných míst má kladný vliv na množství sebraného papíru díky tomu, že se

zvyšuje pohodlí pro obyvatele (Bach et al., 2004). Význam vzdálenosti od sběrných míst potvrdili Sterner a Bartelings (1999) pro sklo a baterie. Čím vyšší vzdálenost, tím nižší ochota obyvatel třídit tyto materiály. Ke stejnému závěru dospěli také Vencatasawmy et al. (2000) v případě ochoty třídit papír a sklo. Jak je vidět z obrázku 2, se zvyšujícím se počtem sběrných míst na kilometr čtvereční ale rychlost růstu množství sebraného papíru postupně klesá. Tato situace je zobecnitelná i na další složky tříděného sběru. Obecně se v českých podmínkách uvádí, že by donášková vzdálenost neměla přesáhnout 100–200 metrů a počet obyvatel na jedno sběrné místo by neměl být vyšší než 300–500 (Balner, 2003). Při velkých donáškových vzdálenostech klesá komfort obyvatel a jejich ochota odpad třídit a tím se snižuje i efektivita celého systému. Opět je proto nutné hledat optimum mezi spokojeností obyvatel a ekonomickou efektivností.

V praxi se tak často využívá kombinace donáškového a odvozového systému svozu, protože každý z nich je vhodnější pro určitý typ zástavby nebo je efektivní jen v některých podmínkách. Např. podle Kipperberga (2007) je donáškový systém častěji využíván v řídko osídlených oblastech, kde by byl odvozový systém příliš nákladný. V České republice se zase odvozový systém využívá častěji v lokalitách s rodinnými domky, zatímco na sídlištích jsou většinou umístěny kontejnery pro větší počet obyvatel (Balner, 2003).

Další charakteristikou organizace sběru odpadu je frekvence jeho svozu z domácností. Vliv frekvence svozu na produkci komunálního odpadu přichází v úvahu především v případě odvozového způsobu sběru. Obec může stanovit, jak často bude odpad z domácností svážen. V některých obcích si frekvenci svozu mohou zvolit samy domácnosti a na základě toho jim je potom vyměřena výše poplatku za svoz odpadu. Kombinace velikosti nádoby na daný druh odpadu a intervalu mezi jejím vyprázdněním určuje, jak velký objem odpadu vlastně může domácnost maximálně vyprodukovat. Příliš velký objem nádoby a častá frekvence jejího vyprázdňování, může psychologicky vést k vyšší produkci odpadu. Na druhé straně, pokud je domácnosti přidělena příliš malá nádoba s nízkou frekvencí svozu, domácnost přesto určité množství odpadu vyprodukuje a musí s ním nějakým způsobem naložit, potom hrozí nebezpečí ilegálního nakládání s odpadem, vyšší míra spalování odpadů v domácích topeništích, která k tomu nejsou vhodná, znečišťování míst s nádobami pro donáškový způsob sběru odpadu nebo větší mísení různých složek komunálního odpadu v domácnostech. Při hledání optimální délky intervalu mezi jednotlivými svozy je nutné zvažovat nejen ekologická hlediska, ale i finanční náročnost a také hygienické podmínky, např. biologický odpad v létě podléhá poměrně rychle rozkladu, proto není vhodné volit příliš dlouhé intervaly mezi jednotlivými svozy. Gellynck et al. (2011) srovnávají frekvenci svozu jednou za týden a jednou za 14 dní. Výsledky ukazují, že při svozu každý týden je produkce směsného komunálního odpadu vyšší než při méně častém svozu. Pozitivní vliv frekvence svozu na míru třídění odhalili Abbott et al. (2011), podle jejich závěrů je nižší frekvence svozu směsného komunálního odpadu spojena s vyšší mírou separace. Délka intervalu mezi svozy má vliv na objem produkce všech složek tříděného odpadu, ale největší na odpad biologický. Podle autorů je to proto, že se biologický odpad poměrně rychle rozkládá, což je spojeno s nepříjemným zápachem, lidé ho proto nechtějí skladovat delší dobu doma spolu se směsným odpadem.

Analyzován bývá také vztah mezi množstvím produkovaného směsného a tříděného odpadu. Sterner a Bartelings (1999) prokázali silný negativní vztah mezi množstvím směsného komunálního odpadu a biologickým odpadem. Čím více lidé kompostují nebo třídí biologický odpad, tím méně směsného odpadu produkují. Statisticky významný, ale slabý vztah mezi domácím kompostováním a produkcí směsného komunálního odpadu pozorovali i Lebersorger a Beigl (2011). Na druhou stranu však není žádný vztah mezi množstvím dalších tříděných složek odpadu a zbytkovým odpadem, a to kladný ani záporný. To, že by vyšší množství produkovaného směsného komunálního odpadu souviselo i s větším objemem vytříděných recyklovatelných odpadů, neprokázala studie Mazzanti et al. (2008). Lebersorger, Beigl (2011) zase neprokázali hypotézu, že by vyšší míra třídění na úrovni obcí korelovala s nižší produkcí směsného komunálního odpadu.

2.4.2 Osobnostní proměnné

Do skupiny osobnostních proměnných patří především demografické charakteristiky, které jsou většinou chápány poměrně široce a zahrnují i další socioekonomické charakteristiky, dále potom postoj jednotlivce k životnímu prostředí a další osobnostní charakteristiky. Jednotlivé proměnné mohou mít odlišný vliv na celkovou produkci komunálního odpadu a na chování obyvatel ve vztahu ke třídění recyklovatelných složek odpadu.

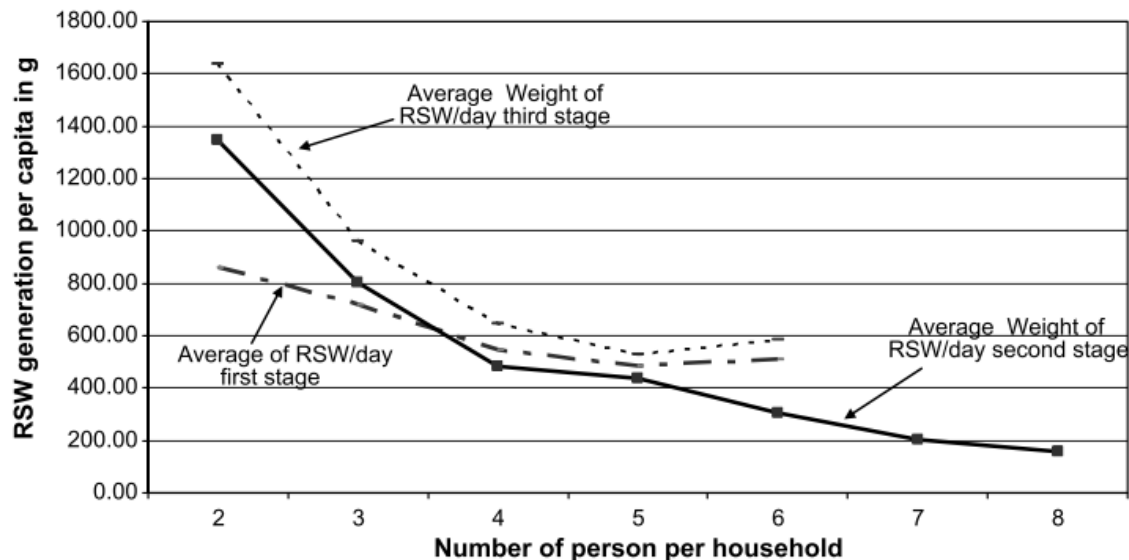
Z hlediska socio-demografických charakteristik jsou čtyřmi nejčastěji analyzovanými proměnnými průměrná velikost domácnosti, věk, pohlaví a vzdělání. Některé studie analyzují i další demografické proměnné, které jsou ale méně časté, přesto budou pro úplnost uvedeny dále v textu této kapitoly. Je třeba také upozornit, že ne všechny zde uvedené proměnné jsou relevantní pro podmínky České republiky, ale jsou zahrnuty do rešerše z toho důvodu, aby si čtenář vytvořil představu, jak široké spektrum faktorů může na produkci komunálního odpadu působit.

Co se týče průměrné velikosti domácnosti, většina studií potvrzuje, že průměrná produkce komunálního odpadu na osobu klesá s tím, jak roste počet členů domácností. Studie Beigl (2004), Dennison et al. (1996), Johnstone, Labonne (2001), Khan et al. (2016) a Lebersorger, Beigl (2011) odhalily mezi těmito dvěma charakteristikami signifikantní vztah. Podle výsledků analýzy domácností v Berlíně došlo při poklesu průměrné velikosti domácností o jednu setinu (např. z 1,80 na 1,79) k nárůstu produkce komunálního odpadu na osobu a rok o 0,63 kg (Hoffmeister, Gellenbeck, 2009). Studie Sterner, Bartelings (1999) zde korelaci pozorovala také, ale její velikost nebyla statisticky významná.

Zajímavé je, že Lebersorger a Beigl (2011), kteří vytvořili soubor se 109 proměnnými, ze kterých nakonec vybrali 3, které nejlépe vysvětlují variabilitu v produkci komunálního odpadu mezi obcemi, považují na základě korelačních koeficientů průměrnou velikost domácnosti v obcích za dobrý indikátor dalších faktorů. Průměrná velikost domácností koreluje s počtem dětí v domácnosti a zároveň slouží i jako indikátor městské nebo venkovské struktury obce. V obcích s vyšším počtem členů domácností pracuje více lidí v primárním sektoru, je tu vyšší podíl osob s vlastním hospodářstvím a je zde také nižší hustota osídlení. Tedy obce s vyšší průměrnou velikostí domácností jsou spíše venkovského charakteru.

Obrázek 3 znázorňuje vztah mezi průměrnou produkcí komunálního odpadu a počtem členů domácnosti na příkladu mexických domácností. V rámci studie Benitez et al. (2008b) byl ve třech různých letech analyzován vzorek domácností. V první fázi bylo analyzováno 53 domácností, ve druhé 52 a ve třetí 76 domácností. Jednotlivé křivky v grafu představují jednotlivé fáze. Z grafu je patrné, že negativní vztah mezi velikostí domácnosti a průměrným množstvím komunálního odpadu na osobu bylo možné pozorovat ve všech fázích, lišil se pouze svou silou. Významný je poměrně rychlý pokles průměrné produkce komunálního odpadu už při přechodu z dvoučlenných domácností na domácnosti tří- a čtyřčlenné.

Obr. 3. – Závislost produkce komunálního odpadu na počtu členů domácnosti, Mexiko, 2005



Poznámky: RSW = residential solid waste – tuhý komunální odpad
 RSW generation per capita in g – produkce tuhého komunálního odpadu na osobu v g
 Number of person per household – počet členů domácnosti

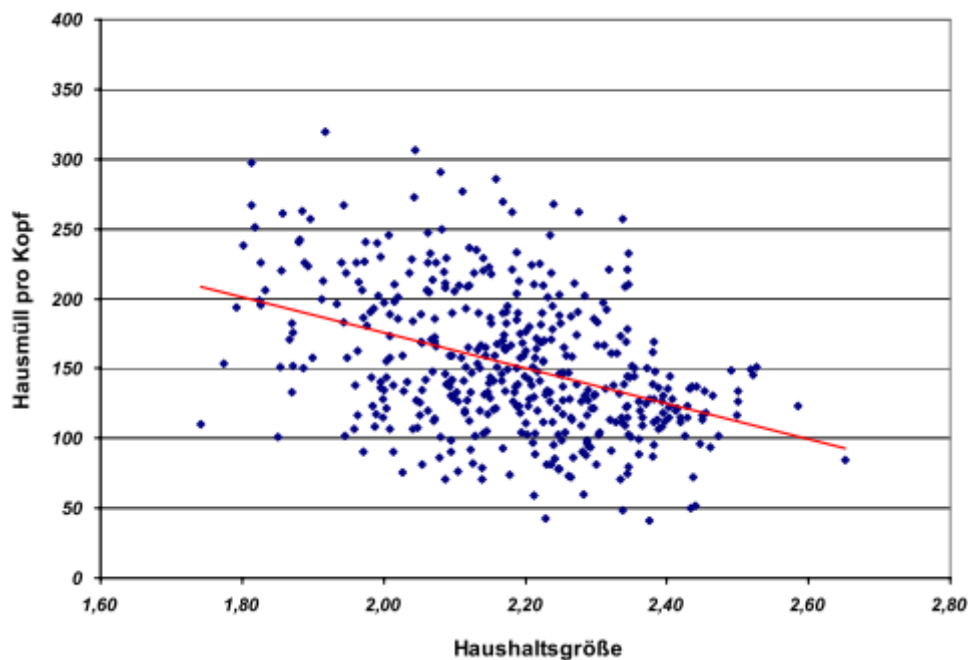
Zdroj: Benitez et al. (2008b)

Obdobný výsledek naznačuje i obrázek 4 ze studie Hoffmeister (2007), která analyzovala produkci komunálního odpadu v okresech SRN a městech vyjmutých z působnosti těchto okresů. Studie je založena na výrazně větším vzorku než studie Benitez et al. (2008b). Jednalo se o 439 okresů a měst v období mezi lety 1995 a 2005. I zde je vidět, že průměrná produkce komunálního odpadu na osobu závisí na průměrné velikosti domácnosti a menší domácnosti produkují v průměru na osobu více komunálního odpadu. Příklad Německa ukazuje, že rozdíly v produkci jsou patrné už u poměrně malých domácností, které se svou velikostí liší jen relativně málo.

Ve vztahu průměrné velikosti domácností ke třídění odpadu již situace není tak jednoznačná. Žádný statisticky významný vztah mezi těmito charakteristikami nebyl zjištěn dle Fiorillo (2013), Martin et al. (2006) a Terry (2002). Abbott et al. (2011) odhalili pozitivní vztah mezi velikostí domácností a mírou separace pouze v případě biologického odpadu, u všech ostatních tříděných složek odpadu nebyl vztah významný. Statisticky významný pozitivní vliv velikosti domácnosti na míru třídění odhalila studie Jenkins et al. (2003), D'Elia (2008) a Starr, Nicolson (2015), to by znamenalo, že větší domácnosti v průměru více třídí než domácnosti s menším počtem členů. D'Elia (2008) navrhuje vysvětlení, že ve větších domácnostech si členové dělí jednotlivé domácí práce včetně třídění odpadu. Starr a Nicolson (2015)

předpokládají, že ve větších domácnostech jsou častěji přítomné děti, které se ve škole učí, jak odpad třídit, a podporují aplikaci svých znalostí také v domácnosti, nebo rodiče separují více proto, že věří, že tím vytvářejí udržitelně se vyvíjející svět pro své děti.

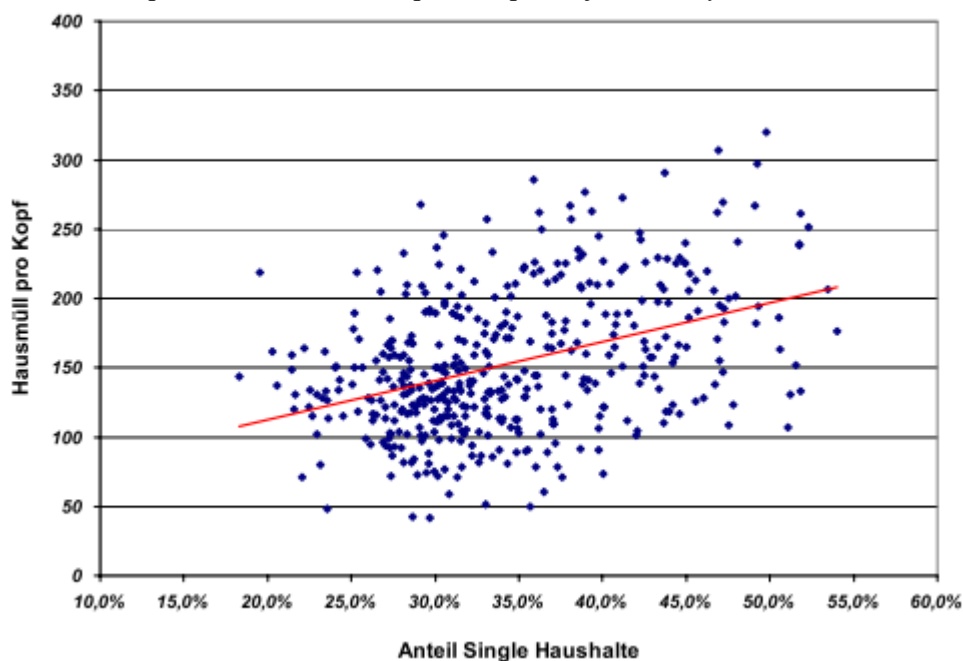
Obr. 4 – Závislost produkce domovního odpadu na průměrné velikosti domácnosti, Německo, 2005



Poznámky: Hausmüll pro Kopf – Množství domovního odpadu na osobu v kg
Haushaltsgröße – Velikost domácnosti

Zdroj: Hoffmeister (2007)

Obr. 5 – Závislost produkce domovního odpadu na podílu jednočlenných domácností, Německo, 2005



Poznámky: Hausmüll pro Kopf – Množství domovního odpadu na osobu v kg
Anteil Single Haushalte – Podíl jednočlenných domácností v %

Zdroj: Hoffmeister (2007)

Ve vyspělých zemích v posledních dekadách narůstá podíl domácností jednotlivců. Na základě předchozích závěrů o vlivu velikosti domácnosti na průměrnou produkci komunálního odpadu lze očekávat, že i tento trend bude působit na množství produkovaného komunálního odpadu. Některé studie proto zastoupení jednočlenných domácností v populaci studované územní jednotky uvažovaly jako samostatnou proměnnou. Příkladem může být studie Lebersorger a Beigl (2011), kde byla pozorována signifikantní pozitivní korelace mezi podílem jednočlenných domácností na všech domácnostech v obci a produkcí komunálního odpadu. Čím vyšší je tedy podíl domácností jednotlivců v dané obci, tím vyšší je zde průměrná produkce komunálního odpadu⁶. Obdobný závěr ilustruje i obrázek 5 dle Hoffmeister (2007), ačkoli dosažená korelace je tu podstatně slabší než dle výsledků studie Lebersorger, Beigl (2011).

Průměrná velikost domácnosti je v literatuře věnující se vztahu demografických proměnných a produkce komunálního odpadu nejjednoznačněji interpretovatelnou demografickou proměnnou. U dále uváděných proměnných už směr ani síla závislosti nebývá tak jednoznačná.

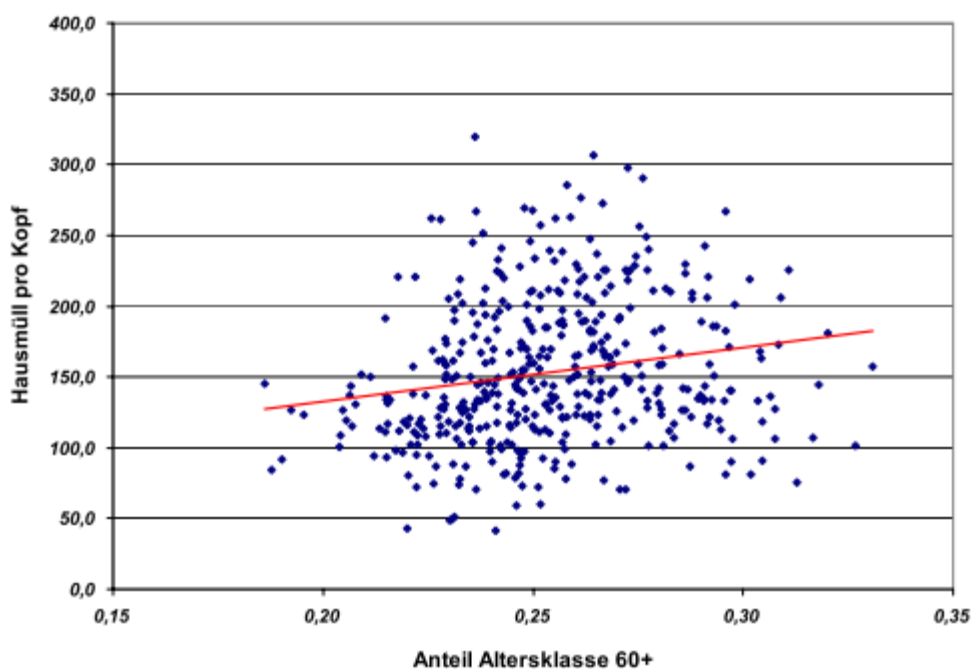
Druhou nejčastěji analyzovanou demografickou charakteristikou je věk. Jednotlivé studie se liší v tom, jakým způsobem tuto proměnnou do modelu zařazují. V případě studií, které se zabývají přímo domácnostmi, bývá věk často odvozován z věku osoby v čele domácnosti (Kipperberg, 2007) nebo z věku osoby, která byla dotazována (López-Masquera et al., 2015; Sterner, Bartelings, 1999). Ve studiích, které analyzují produkci komunálního odpadu na úrovni obcí, se věk objevuje buď jako jedna proměnná, např. průměrný (Mazzanti, Zoboli, 2009) nebo mediánový věk (Sidique et al., 2010), nebo je zastoupeno několik věkových skupin jako samostatné proměnné (Lebersorger, Beigl, 2011).

Sterner a Bartelings (1999) odhalili negativní vztah mezi věkem a množstvím produkovaného směsného odpadu. Starší lidé tedy podle výsledků studie produkují méně směsného odpadu. Podle autorů studie může být tento výsledek důsledkem skromnějšího životního stylu osob ve vyšším věku. Ke stejnému závěru dospěli i Hoffmeister a Gellenbeck (2009) na vzorku 12 německých velkoměst. Studie Beigl et al. (2008) uvažovala zastoupení tří širokých věkových skupin (0–14, 15–59, 60 a více let) a odhalila pozitivní vliv podílu osob ve věku 15–59 let na celkovou produkci komunálního odpadu ve středně příjmových evropských městech. Lebersorger a Beigl (2011) použili 4 věkové skupiny (0–4, 5–14, 15–60 a více než 60 let). V regresním modelu se ale žádná z nich neprojevila jako statisticky významná, pokud z modelu nebyly vyřazeny jiné proměnné, které dokázaly meziobecní variabilitu v produkci odpadu vysvětlit lépe. Proto autoři předpokládají, že věková struktura má pouze velmi slabý vliv, pokud vůbec nějaký vliv na produkci odpadů má. Ke stejnému závěru, tedy že věk nemá vliv na produkci směsného komunálního odpadu, dospěli i Hornik et al. (1995). Naopak slabý pozitivní vztah mezi podílem osob ve věku 60 a více let a průměrnou produkcí odpadu v obci dokládá obrázek 6 dle Hoffmeister (2007). Zde vyšší zastoupení věkové skupiny 60+ znamená i vyšší průměrnou produkci komunálního odpadu. Tento závěr potvrzují i výsledky Hoffmeister

⁶ Přes vysoký korelační koeficient mezi podílem jednočlenných domácností a průměrnou produkcí komunálního odpadu na osobu a rok však Lebersorger a Beigl (2011) tuto proměnnou nezahrnuli do svého regresního modelu, protože vztah produkce odpadu s průměrnou velikostí domácnosti byl ještě silnější a průměrná velikost domácností a podíl domácností jednotlivců jsou silně korelované proměnné.

a Gellenbeck (2009) pro městské části v rámci Berlína. Vysvětlují jej specifickou situací, která v Berlíně panuje, a to vysokým podílem seniorů žijících v domácnostech jednotlivců.

Obr. 6 – Závislost produkce domovního odpadu na podílu obyvatel ve věku 60 a více let, Německo, 2005



Poznámky: Hausmüll pro Kopf – Množství domovního odpadu na osobu v kg
Anteil Altersklasse 60+ – Podíl věkové skupiny 60 a více let

Zdroj: Hoffmeister (2007)

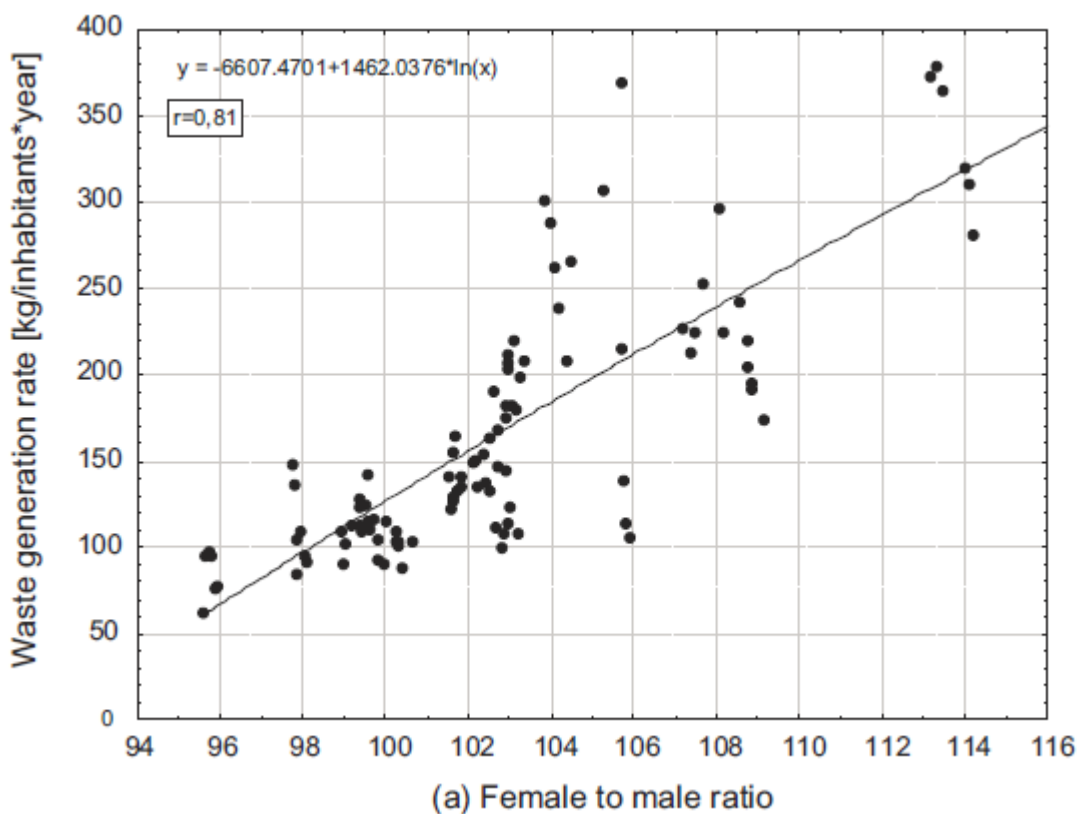
Sidique et al. (2010) odhalili pozitivní vztah mezi mírou třídění a věkem. Jeho závěry podporují i výsledky publikované Kipperbergem (2007), podle kterého má věk signifikantní vliv na třídění papíru, skla a kovů. K výsledku, že starší lidé více třídí, dospěli i Fiorillo (2013), López-Mosquera et al. (2015) a Starr, Nicolson (2015). Podle Vencatasawmy et al. (2000) se s roustoucím věkem zvyšuje ochota třídít odpad obecně a z konkrétních skupin odpadů potom především sklo, žádný vztah však neprokázali mezi věkem a tříděním papíru. Vysvětlení souvislosti mezi věkem a tříděním odpadu není jednoznačné. Na jednu stranu jsou starší lidé pravděpodobně na třídění méně zvyklí, na druhou stranu ale jsou s jejich časem spojeny nižší náklady obětované příležitosti⁷ než v případě mladých lidí (Mazzanti, Zoboli, 2009). Třídění odpadu může být obecně poměrně časově náročné, proto se osoby s vysokými náklady obětované příležitosti mohou rozhodnout, že svůj čas chtějí věnovat jiným aktivitám. Tento předpoklad potvrzuje studie Sterner a Bartelings (1999), podle které v případě, že je třídění časově náročné, lidé jsou méně ochotni se mu věnovat a produkují více směsného odpadu. Terry (2002) zjistil pozitivní vztah mezi mírou třídění a zastoupením obyvatel ve věku 25–44 let. Naopak žádný vliv věku na chování v oblasti separace odpadů nepozorovali autoři dalších studií, např. D'Elia (2008) a Hage a Söderholm (2008). Podle Sterner a Bartelings (1999) nehraje věk významnou roli při rozhodování obyvatel, zda kompostovat bioodpad nebo ne. Bortoleto et al. (2012) také uvádějí, že věk nehraje významnou roli ve snaze jednotlivců

⁷ Nákladem obětované příležitosti, případně nákladem příležitosti, dané akce se rozumí hodnota alternativní akce. Náklady příležitosti mohou vznikat pouze v případě, že zdroje dostupné k uspokojení potřeb jsou omezené, takže nelze všem potřebám vyhovět (Pearce et al., 1995).

a domácností o snížení produkce odpadu, přesto upozorňují, že mladší lidé (18–24 let) se snaží kupovat produkty s menším množstvím obalů a více podporují opravování poškozených věcí.

Při vysvětlení produkce komunálního odpadu a úrovně třídění odpadu může určitou roli hrát také přítomnost závislých dětí v domácnosti. Ani v tomto případě však situace není jednoznačná. Martin et al. (2006) dospěli k závěru, že domácnosti osob ve středním věku se závislými dětmi třídí častěji než domácnosti mladších osob bez ohledu na to, zda mají nebo nemají děti. Žádný vztah mezi množstvím tříděného odpadu a počtem závislých dětí v domácnosti neodhalil D'Elia (2008). K tomuto závěru dospěl i Fiorillo (2013) v případě domácností s dětmi ve věku 6 až 17 let. Pokud jsou však v domácnosti přítomné děti mladší 6 let, pravděpodobnost, že je v domácnosti tříděn papír, plasty a hliník, je nižší než v domácnostech bez dětí.

Obr. 7 – Závislost produkce komunálního odpadu na pohlaví, Polsko, 2001–2010



Poznámky: Waste generation rate (kg/inhabitants*year) – Produkce komunálního odpadu (kg/osoba*rok)
Female to male ratio – Poměr žen a mužů

Zdroj: Talalaj, Walery (2015)

Další analyzovanou demografickou charakteristikou bývá v některých případech pohlaví. Tuto proměnnou analyzovala na úrovni jednotlivců López-Mosquera et al. (2015), domácností studie D'Elia (2008), na úrovni obcí Hage a Söderholm (2008) a okresů Talalaj a Walery (2015). První tři zmíněné studie neuvádí žádný signifikantní vztah pohlaví a množství produkovaného komunálního odpadu. V metaanalýze dalších studií tento závěr podporuje i Schultz (1995). K opačnému závěru ale dospěli Talalaj a Walery (2015), kteří počítali s poměrem žen a mužů v populaci jednotlivých okresů. Jak je vidět z obrázku 7 autoři zjistili, že v okresech, kde je tento poměr vyšší, je i vyšší produkce komunálního odpadu na osobu

(hodnota korelačního koeficientu 0,81). To znamená, že ženy produkují více odpadu než muži. Autoři to vysvětlují tím, že ženy věnují větší pozornost svému zevnějšku (nákup kosmetiky, oblečení atd.) a nakupují také více produktů do domácnosti, takže jejich chování vede k vyšší produkci odpadu. I podle Bortoleto et al. (2012) muži obecně méně nakupují a více se snaží používat věci opakovaně než ženy a vykazují tak větší snahu v prevenci vzniku odpadu.

Fiorillo (2013) studoval vztah pohlaví a mírou separace a odhalil, že ženy třídí více než muži. Podle závěrů této studie je u žen o 6,8 % vyšší pravděpodobnost než u mužů, že třídí sklo, u papíru je pravděpodobnost vyšší o 6,7 % a u plastů o 5 %. Minimální ale statisticky významný vliv má pohlaví i na třídění bioodpadu a hliníku. Autor považuje pohlaví za jednu z nejdůležitějších charakteristik pro vysvětlení toho, proč obyvatelé separují odpad. Saphores a Nixon (2014) odhalili statisticky významný vztah mezi pohlavím a tříděním skla (ženy třídí častěji), ale na oddělování plastu, hliníku a dalších kovů nemělo pohlaví žádný vliv. Podle autorů není tento závěr příliš překvapivý, protože třídění je aktivita celé domácnosti a ne jen jednotlivců.

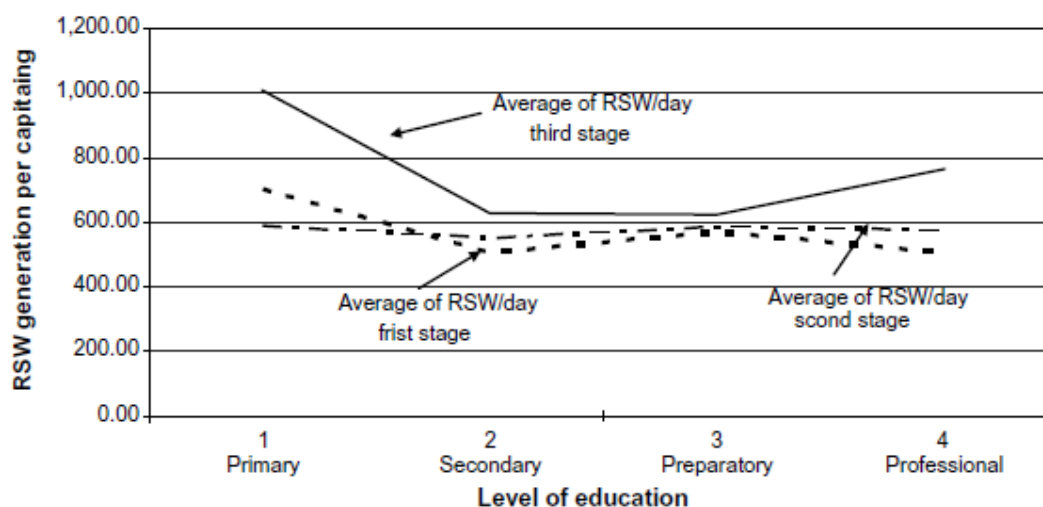
Je možné, že s chováním domácností ve vztahu k produkci odpadu nesouvisí primárně pohlaví členů domácnosti ale to, zda některý z jejích členů tráví velkou část svého času doma a ne např. v zaměstnání. V domácnosti stále zůstávají častěji ženy. Bach et al. (2004) dokládá, že obce s vysokým podílem osob v domácnosti⁸ v populaci produkují v průměru statisticky významně méně odpadu z papíru. Autoři však nepředpokládají přímou kauzalitu, podíl osob v domácnosti pravděpodobně slouží jako indikátor pro sociální strukturu dané obce. Podobně dokázali Sterner a Bartelings (1999), že v domácnostech, kde je alespoň část dne některý z jejích členů přítomen v bytě, je vyšší míra kompostování bioodpadu a tyto domácnosti produkují také méně odpadu. Vyšší produkci komunálního odpadu u žen, které tráví většinu dne v domácnosti⁹, odhalili Talalaj, Walery (2015). Vysvětlují to tím, že tyto ženy více vaří a nakupují méně hotových produktů, protože si je mohou uvařit/vyrobít samy doma. Zároveň se většinou starají také o děti nebo starší příbuzné, s takovou péčí je opět spojována vyšší produkce odpadu.

Další častěji analyzovanou proměnnou je úroveň dosaženého vzdělání. Opět se jedná buď o vzdělání osob v rámci konkrétní domácnosti, nebo procentuální zastoupení osob s určitou úrovní vzdělání v rámci určitého územního celku. Podle Benitez et al. (2008b) produkují osoby se základním vzděláním v průměru více komunálního odpadu než osoby se vzděláním vyšším (viz obr. 8). Keser et al. (2012) naopak konstatují, že s rostoucím podílem osob s vyšším vzděláním v populaci, roste i průměrné množství produkovaného odpadu na osobu, tuto situaci vysvětlují vyšším životním standardem vzdělanějších obyvatel. Tento vztah však neplatí pro všechny studované turecké provincie a podařilo se ho odhalit až s využitím prostorových analýz. Hornik et al. (1995) mezi vzděláním a produkcí odpadu nenašli žádný signifikantní vztah.

⁸ Osoba v domácnosti je v této studii definována jako muž nebo žena, která vykonává domácí práce pro svou rodinu bez nároku na plat (Bach et al., 2004).

⁹ Tato studie označuje ženy za „nezaměstnané“, ale jedná se, jak o ženy skutečně evidované jako nezaměstnané a hledající zaměstnání, tak i o ženy, které se starají o domácnost, děti nebo jiné rodinné příslušníky (Talalaj, Walery, 2015).

Obr. 8 – Závislost produkce komunálního odpadu na dosaženém vzdělání, Mexiko, 2005



Poznámky: RSW = residential solid waste – tuhý komunální odpad
 RSW generation per capita in g – produkce tuhého komunálního odpadu na osobu v g
 Level of education – úroveň dosaženého vzdělání
 Primary – základní vzdělání
 Secondary – sekundární (nižší střední) vzdělání
 Preparatory – vyšší střední vzdělání
 Professional – profesní, vysokoškolské, postgraduální vzdělání

Zdroj: Benitez et al. (2008b)

Sidique et al. (2010) dokázali, že čím vyšší je podíl obyvatel v obci, kteří studovali alespoň 4 roky na vysoké škole, tím vyšší je míra třídění komunálního odpadu. Osoby s vyšším vzděláním více třídí i dle Fiorillo (2013), López-Mosquera et al. (2015) a Vencatasawmy et al. (2000), vzdělanější lidé mají totiž více informací a lépe si uvědomují negativní environmentální dopady svého chování (Barr, 2007). Uvedený závěr potvrzují i výsledky studie Miller et al. (2009): pokud podíl obyvatel starších 25 let s bakalářským nebo vyšším vzděláním vzroste o 1 %, zvýší se množství separovaně sebraných tříděných složek komunálního odpadu o 0,7 %. Na úrovni domácností dospěli ke stejnému závěru i Jenkins et al. (2003), výše vzdělání u osoby s nejvyšším dosaženým vzděláním v domácnosti má signifikantní, i když malý vliv na míru třídění. Pokud se úroveň vzdělání u této osoby zvýší ze vzdělání středoškolského na vysokoškolské, vzroste pravděpodobnost, že domácnost bude třídít více než 95 % produkovaného hliníkového odpadu o 0,1 %, v případě papíru o 1,5 %. Vyšší produkci odpadu papíru spojuje se vzdělanějšími obyvateli také Bach et al. (2004), vzdělanější lidé mají dle této studie víc nakupovat noviny, naopak méně vzdělané skupiny obyvatel kupují noviny méně a papír častěji spalují, místo aby ho odkládali do tříděného sběru. Podle Bortoleto et al. (2012) osoby s vyšším dosaženým vzděláním častěji kompostují biologicky rozložitelný odpad. Opačný statisticky významný vztah však prezentuje studie Hage a Söderholm (2008). Podle jejích výsledků v analyzovaném souboru naopak s rostoucí úrovní vzdělání klesá separace plastů. Autoři tuto skutečnost vysvětlují vyššími náklady obětované příležitosti v případě domácností s vyšším vzděláním. Žádný vliv vzdělání na míru třídění nezjistili Saphores a Nixon (2014) nebo Šauer et al. (2008).

Prezentované proměnné mezi sebou mohou být korelované a může proto být vhodné z nich vytvořit jednu agregovanou proměnnou, kterou v některých studiích bývá tzv. fáze životního

cyklu. Z této úvahy vycházela studie Hoffmeister a Gellenbeck (2009), kde byl tento ukazatel konstruován na základě proměnných věk, velikost domácnosti a příjem z individuálních dat. Autoři definovali čtyři životní fáze, které vykazovaly statisticky významný vztah k produkci smíšeného komunálního odpadu. V první fázi do 20 let věku žije většina zástupců této věkové skupiny ještě s rodiči a nedisponuje žádným nebo jen velmi omezeným příjmem. Vysoký podíl osob v této věkové skupině proto koreluje s nízkou produkcí zbytkového odpadu. Ve druhé fázi ve věku 26–32 let má většina osob již dokončené vzdělání a je výdělečně činná. Jejich domácnosti jsou však stále ještě poměrně malé. S touto věkovou skupinou je spojena nadprůměrná produkce smíšeného komunálního odpadu. Do třetí životní fáze se osoby dostávají přibližně ve věku 42–47 let, v té době již většinou dosáhli konečné velikosti domácnosti. Produkce zbytkového odpadu v této skupině domácností je spíše podprůměrná, což je dáno i tím, že osoby v této životní fázi většinou žijí s dětmi, které jsou v první životní fázi a produkují v průměru méně zbytkového odpadu. Ve čtvrté fázi ve věku 56 až 71 let žijí většinou manželé v domácnosti opět sami, mají stále vlastní příjem a vykazují opět nadprůměrnou produkci smíšeného komunálního odpadu. Tato životní fáze končí většinou úmrtím jednoho z partnerů nebo stěhováním do domova důchodců. Střídají se tak vlastně fáze s podprůměrnou a nadprůměrnou produkcí zbytkového odpadu a mezi nimi se nacházejí přechodné fáze, které nejsou ve vztahu k produkci smíšeného odpadu nijak charakteristické, protože část osob se stále nachází v předchozí fázi, zatímco část již je ve fázi následující.

Proměnnou fáze životního cyklu konstruovali ve své studii i Beigl et al. (2008), a to na základě počtu členů domácnosti a jejich věku. Studie vycházela z individuálních dat o domácnostech žijících na sídlišti. Ukázalo se, že pokud na sídlišti žije více starších párů, případně starších osob žijících samostatně je průměrná produkce zbytkového odpadu nižší. Naopak vyšší produkce zbytkového odpadu je spojena s vyšším podílem domácností s malými dětmi a dětmi ve věku povinné školní docházky. Konstrukce obdobné proměnné by mohla významně přispět k vysvětlení variability v produkci komunálního odpadu, ale bohužel je možná pouze na základě individuálních dat.

Pouze dvě z analyzovaných studií se zabývaly také vztahem rodinného stavu a produkce komunálního odpadu, v obou případech byla předmětem míra separace odpadu. Podle López-Masquera (2015) nemá rodinný stav na míru třídění v domácnosti vliv. Podle Fiorillo (2013) však papír, plasty, sklo, bioodpad a hliník nejvíce třídí osoby v manželství, naopak rozvedení a ovdovělí třídí méně než svobodní.

Ojediněle užívanou proměnnou je také kojenecká úmrtnost, která se objevila ve dvou studiích s nejednoznačným výsledkem. Zatímco studie Keser et al. (2012) pozorovala na příkladu Turecka pozitivní vztah mezi hodnotou této proměnné a množstvím produkovaného odpadu. Beigl et al. (2004) dospěli při analýze 55 měst z 32 evropských zemí ke zcela opačnému výsledku, že nižší kojenecká úmrtnost je korelována s vyšší produkcí komunálního odpadu. Tento výsledek je logicky konzistentní s hypotézou, že kojeneckou úmrtnost lze používat jako indikátor socio-ekonomické úrovně daného územního celku a právě ve vyspělejších regionech/zemích je produkce komunálního odpadu obecně vyšší (viz kapitola 4.1 Mezinárodní srovnání produkce komunálního odpadu).

Beigl et al. (2004) ve své studii použili jako jeden z indikátorů i naděje dožití při narození, kterou jiné studie nepoužívají. Tento ukazatel podobně jako kojenecká úmrtnost může podle autorů dobře sloužit jako doplněk nebo alternativa k hrubému domácímu produktu. Výhodami pro využití kojenecké úmrtnosti a naděje dožití potom má být jejich velmi dobrá schopnost popsat regionální životní úroveň, dobrá dostupnost, dobrá kvalita datových zdrojů a poměrně snadná predikovatelnost. Výsledky studie ukazují, že naděje dožití dokáže dobře vysvětlit variabilitu v produkci komunálního odpadu ve středně příjmových městech, tzn. ve městech, která měla hrubý domácí produkt mezi 3 000 a 13 800 \$ v cenách z roku 1995. Pokud v těchto městech vzroste naděje dožití při narození o 1 rok, dojde ke zvýšení průměrné produkce komunálního odpadu o 11,7 kg/osoba.

Studie D'Elia (2008) se zaměřila také na vliv náboženství. Podle výsledků této studie ovlivňuje minimálně v Severním Irsku náboženství statisticky významně míru třídění. Ukázalo se, že katolíci separují více než věřící hlásící se k jiným náboženstvím. Fiorillo (2013) posuzoval, zda to, že respondenti chodí alespoň jednou týdně do kostela nebo jiného náboženského stánku, má vliv na oddělenou produkci papíru, plastů, skla, bioodpadu a hliníku. Závěry ukazují, že osoby pravidelně navštěvující kostel, třídí častěji všechny tyto materiály. Autor to vysvětluje tím, že náboženské organizace mohou věřícím poskytovat informace o recyklačních programech, podporovat morální normy, které pozitivně ovlivňují i ochotu třídít odpad, snižovat individuální oportunismus a motivovat jednotlivce i domácnosti k tomu, aby věnovali více úsilí aktivitám podporujícím ochranu životního prostředí (včetně separace odpadu).

V zemích s vyšším podílem imigrantů, především ze zemí mimo Evropskou unii, může určitou roli hrát i podíl přistěhovalců. Hage a Söderholm (2008) odhalili statisticky významný vztah mezi podílem imigrantů a nových imigrantů, kteří byli definováni jako cizinci, kteří žijí ve Švédsku méně než 4 roky, a jejich chováním ve vztahu k separaci odpadu. Obce s vyšším celkovým podílem imigrantů, mají vyšší úroveň třídění plastů. V případě nových imigrantů je však situace opačná. Autoři studie vysvětlují tento stav tím, že když imigranti přijdou do nové země, nejsou obeznámeni s místními zákony a normami a nerozumí ani místnímu jazyku, což má mimo jiné i negativní vliv na jejich zapojení do systému odděleného sběru komunálního odpadu (a vůbec chápání systému odpadového hospodářství). Pokud ale v zemi stráví delší dobu, naučí se jazyk a přijmou místní společenské normy, chovají se i v oblasti nakládání s odpady stejně jako místní obyvatelé.

Dále se používají dvě proměnné, které si jsou do značné míry podobné a obě se snaží charakterizovat strukturu osídlení, a to hustota osídlení nebo míra urbanizace, resp. v případě obcí členění na města a vesnice. Obecně lze předpokládat, že městská populace je více závislá na tradičním svozu odpadu, zatímco venkovské obyvatelstvo má i jiné možnosti, např. v podobě spalování části odpadu. Ve velkém městě mohou jinak působit také sociální normy, protože díky vysoké koncentraci obyvatel jsou většinou vztahy mezi sousedy hodně anonymní a sociální kontrola ze strany okolí je zde mnohem menší než v lokalitách, kde se všichni znají (Hage, Söderholm, 2008). Na příkladu hustoty osídlení to dokládá několik studií. V hustěji osídlených oblastech je průměrná produkce komunálního odpadu vyšší (Johnstone, Labonne, 2004, Mazzanti et al., 2008). Statisticky významnou pozitivní korelaci mezi hustotou osídlení

a produkcí odpadu pozorovali i Lebersorger a Beigl (2011). Stejně tak je vyšší produkce komunálních odpadů v urbanizovaných regionech (Johnstone, Labonne, 2004). Podle Hockett et al. (1995) však nemá míra urbanizace na produkci komunálního odpadu žádný vliv.

Vztah hustoty osídlení a míry třídění odpadu zkoumal ve své studii Kipperberg (2007), který dospěl k závěru, že tato proměnná má statisticky významný záporný vliv na třídění kovů, plastu a bioodpadu. Hage a Söderholm (2008) jeho závěr potvrdili pro Švédsko na příkladu plastů, když konstatovali, že osoby v hustěji osídlených velkých městech¹⁰ třídí v průměru o 530 g plastových odpadů ročně méně než obyvatelé menších měst. K opačnému závěru dospěli López-Masquera et al. (2015). Podle závěrů této studie třídí ve Španělsku nejvíce právě obyvatelé velkých měst a jejich bezprostředního zázemí. Autoři předpokládají, že velká města bývají nejaktivnější při zavádění a propagaci politik v oblasti ochrany životního prostředí a obyvatelé velkých měst jsou také nejvíce vystaveni environmentálním problémům. Podle Fiorillo (2013) statisticky významný vztah mezi řídkostí skla a plastů a velikostí obce, ve které jedinec žije, existuje, ale není lineární. Nejméně třídí obyvatelé největších měst (s více než 50 000 obyvateli) následováni obcemi s 2 000–10 000 obyvateli. Podle Saphores a Nixon (2014) obyvatelé vesnic třídí větší část odpadu, který ve své domácnosti produkují, než obyvatelé měst. Žádný signifikantní vztah mezi hustotou osídlení a tříděním neodhalili Sidique et al. (2010).

Roli při vysvětlení produkce komunálního odpadu může hrát také způsob vytápění domu či bytu. Tato proměnná je sice zmiňována často, ale do většiny regresních modelů nebyla zařazena. Výsledky vypovídající o jejím vztahu s produkcí komunálního odpadu jsou navíc nejednoznačné. Lebersorger a Beigl (2011) prokázali, že domácnosti s kotlem na pevná paliva produkují méně komunálního odpadu, protože mají možnost část odpadu přímo v domácnosti spalovat. Na druhou stranu Dennison et al. (1996) pozorovali statisticky významný negativní vliv. Jejich závěr potvrzuje hypotézu, že vyšší podíl domácností s kotli na pevná paliva zvyšuje množství komunálního odpadu v důsledku zvýšené produkce popela.

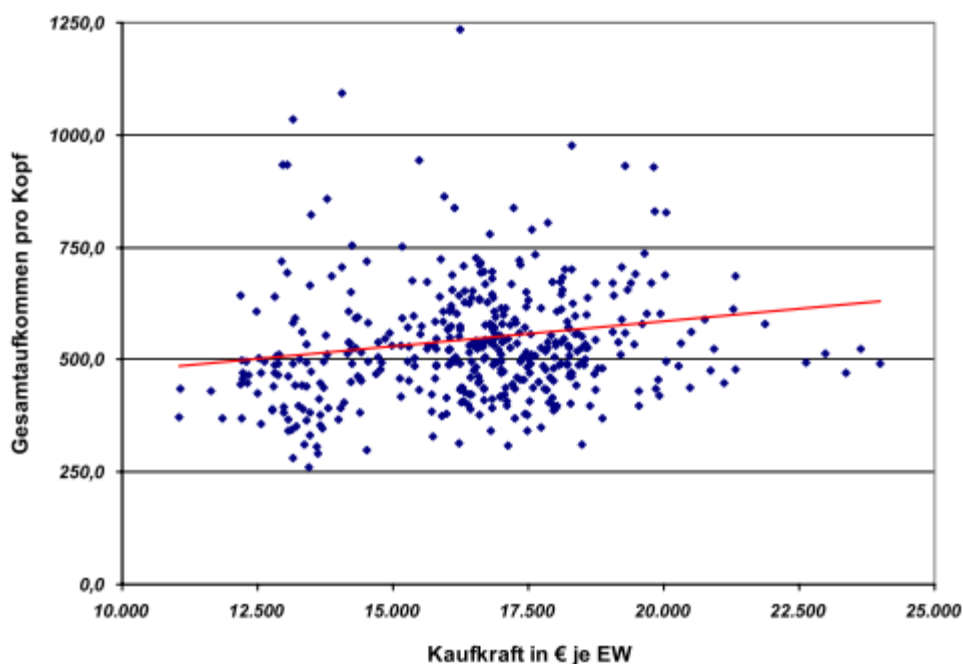
Určitou roli v rozdílném množství produkovaného komunálního odpadu a jeho složek mezi studovanými jednotkami hrají i další charakteristiky bydlení. Pozitivní vliv na separaci odpadu má např. podíl domů v soukromém vlastnictví v obci (Hage, Söderholm, 2008). Tento vztah je možné vysvětlit hypotézou, že majitelé vlastních domů mívají více prostoru na skladování tříděného odpadu. Majitelé domů/bytů třídí více sklo a bioodpad než nájemníci i dle Fiorillo (2013). Může to naznačovat, že vlastníci nemovitostí jsou více spjati s místní komunitou a/nebo jim více záleží na názorech jejich sousedů a proto více třídí.

Řada studií odhaduje také vliv výše příjmu na produkci komunálního odpadu. Některé studie odhalují signifikantní pozitivní korelaci mezi výší příjmu a množstvím produkovaného odpadu. Například Gellynck et al. (2011) uvádějí, že při nárůstu průměrného příjmu belgické domácnosti o 1000 € ročně, vzroste průměrná produkce směsného komunálního odpadu o 1,822 kg na osobu a rok. Pozitivní korelaci mezi výší příjmu a průměrnou produkcí komunálního odpadu pozorovali také Hoffmeister a Gellenbeck (2009), i podle nich s vyšším příjmem roste i průměrná produkce komunálního odpadu na osobu. Podobný výsledek ilustruje i obrázek 9 dle studie Hoffmeister (2007), ale vztah mezi příjmem, v tomto případě

¹⁰ Pro potřeby své studie definovali Hage a Söderholm (2008) velké město jako město s hustotou osídlení rovnou nebo vyšší než 800 obyvatel na km² v roce 2002.

reprezentovaným kupní silou obyvatel, a produkcí odpadu není statisticky významný. Ke stejnému závěru dospěla i studie Benitez et al. (2008a).

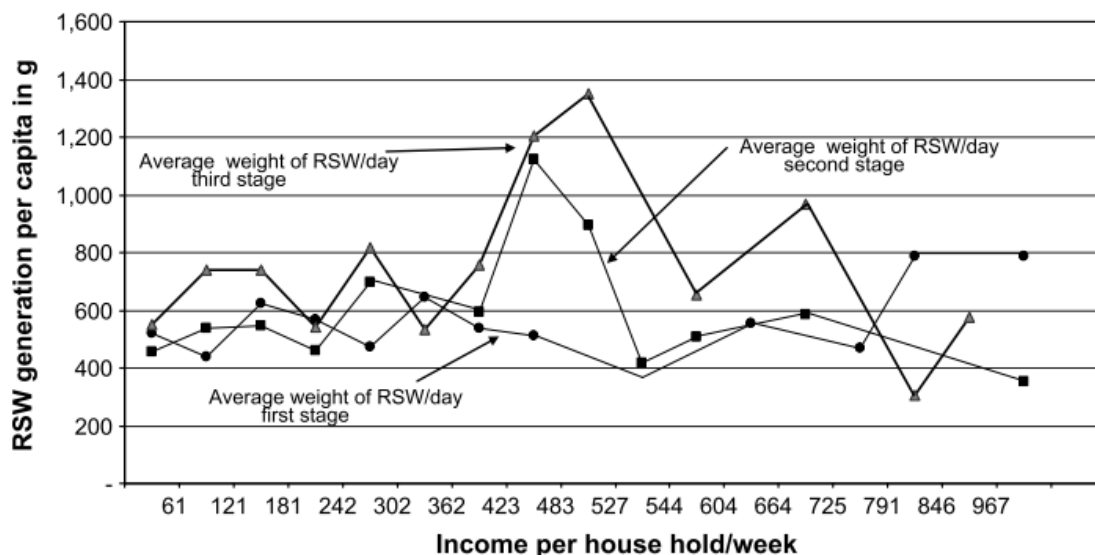
Obr. 9 – Závislost produkce domovního odpadu na kupní síle, Německo, 2005



Poznámky: Gesamtaufkommen pro Kopf – Celková produkce odpadu na osobu v kg
Kaufkraft in € je EW – Kupní síla v eurech na osobu

Zdroj: Hoffmeister (2007)

Obr. 10 – Produkce komunálního odpadu v závislosti na příjmu, Mexiko, 2005



Poznámky: RSW = residential solid waste – tuhý komunální odpad
RSW generation per capita in g – produkce tuhého komunálního odpadu na osobu v g
Income per household/week – týdenní příjem domácnosti

Zdroj: Benitez et al. (2008b)

Nejednoznačně vychází vztah mezi výší příjmu a produkcí komunálního odpadu také ve studii Benitez et al. (2008b), jak je vidět z obrázku 10. V první fázi výzkumu nebyl odhalen prakticky žádný vliv příjmu na produkci odpadu. Ve druhé a třetí fázi výsledky naznačují, že

nejvíce komunálního odpadu produkují domácnosti ve střední části příjmového spektra. Bruvold (2001) neodhalil žádný vztah mezi příjmem a produkcí odpadu.

Nejednoznačný je i vztah mezi příjmem domácností a tříděním odpadu. Pozitivní, ale nesignifikantní vztah mezi výší příjmu a mírou třídění prokázal Terry (2002), signifikantní vztah vyšel ve studiích Fiorillo (2013), López-Mosquera et al. (2015) a Jenkins et al. (2003), ale v posledním případě pouze u třídění papíru. K opačnému závěru dospěli Sidique et al. (2010), když pro Minnesotu odhadli, že při nárůstu příjmu o 1000 \$ na osobu ročně klesne míra třídění o 0,2 procentního bodu. Žádný nebo velmi slabý vztah mezi příjmem a separací odpadu nepozorovali Abbott et al. (2011) Hage a Söderholm (2008), Mazzanti et al. (2008) ani Hockett et al. (1995).

Na úrovni nižších územních jednotek bývá získání informací o průměrné výši příjmu problematické. V některých studiích je proto příjem odhadován přes jiné proměnné, příkladem může být např. míra nezaměstnanosti. Keser et al. (2012) předpokládají, že v regionech s vyšší nezaměstnaností je nižší průměrný příjem, vyšší nezaměstnanost tak má za následek snížení kupní síly a tím i spotřeby. Mezi nezaměstnaností a produkcí komunálního odpadu nacházejí negativní vztah. Pokud je tedy nezaměstnanost odhadem příjmu, potvrzovalo by to pozitivní korelaci mezi výší příjmu a množstvím komunálního odpadu.

Hage a Söderholm (2008) odhadují na základě údajů za švédské obce, že při nárůstu míry nezaměstnanosti o 1 % se zvýší množství odděleně sebraného plastového odpadu v průměru o 233 g na osobu a rok. Hage a Söderholm (2008) také uvádějí vysokou úroveň korelace mezi výší příjmu a úrovní vzdělání (korelační koeficient 0,69), proto by mělo být částečně možné při nedostupnosti údajů o příjmu, použít jako náhradu právě vzdělání. Podle Fiorelli (2013) třídí nezaměstnaní méně bioodpadu, u ostatních recyklovatelných složek odpadu (papír, plast, sklo a hliník) nepozoroval autor mezi zaměstnanými a nezaměstnanými statisticky významný rozdíl.

Lebersorger a Beigl (2011) se ve své studii z hlediska zaměstnanosti zaměřili i na strukturu zaměstnaných dle jednotlivých sektorů hospodářství (podíl zaměstnaných v priméru, sekundéru a terciéru). Zastoupení osob v žádné z těchto oblastí však statisticky významně neovlivňovalo produkci komunálního odpadu.

Produkci komunálního odpadu v domácnostech a zejména zapojení do systému třídění odpadu by mělo být možné vysvětlit také na základě postoje a zájmu obyvatel o životní prostředí. Obecně se ukazuje, že nejvíce se o životní prostředí zajímají mladí lidé, více ženy než muži, osoby s vyšším příjmem i vzděláním, žijící ve městě, které jsou politicky spíše liberálně orientované (Schultz et al., 1995). Komplikací ovšem představuje volba nějaké charakteristiky, která by umožnila postoj k životnímu prostředí operacionalizovat. Hage a Söderholm (2008) pro svou analýzu zvolili dvě proměnné, a to podíl zástupců Strany zelených v obecních zastupitelstvech a podporu Strany zelených vyjádřenou jako podíl hlasů pro tuto stranu ve volbách v roce 2002. Obě proměnné jsou s mírou třídění domácností provázány, ale statisticky významný výsledek měla pouze druhá proměnná. Zájem občanů o životní prostředí se tedy pravděpodobně výrazněji projevuje při rozhodování o zapojení do systému třídění odpadu než při volbách do obecních zastupitelstev. Guerin et al. (2001) odhadli postoj k životnímu prostředí pomocí zapojení obyvatel do místních ekologických aktivit a vyšla jim silná korelace mezi tímto zapojením a tříděním odpadu.

Studie D'Elia (2008) vycházela z dotazníkového šetření, respondenti byli mimo jiné dotazováni, jak důležité pro ně je téma životního prostředí a jak moc se zajímají o problematiku odstraňování odpadu. Výsledky naznačují, že úroveň separace v domácnostech závisí na postoji k životnímu prostředí, ale postoj k vlastnímu nakládání s odpady již není významným prediktorem. Podobně také Sterner a Bartelings (1999) využili pro svou studii výsledky dotazníkového šetření, kde byla respondentům položena i otázka, jaký význam přiřkládají tématu odpadů. Ve studii nevyšel signifikantní vztah mezi odpovědí na tuto otázku a skutečnou úrovní třídění odpadu v domácnostech. Z výsledků dotazníkového šetření zkonstruovali Lópe-Mosquera (2015) hned několik proměnných popisujících postoj k životnímu prostředí, u kterých pak hledali souvislost se zapojením do systému třídění odpadu. Respondenti byli dotazováni, jaký zájem mají o novinky v oblasti životního prostředí, jak se cítí informováni o environmentálních problémech, do jaké míry podporují environmentalismus (podepisování peticí k problémům v životním prostředí, finanční podpora environmentálně orientovaných neziskových organizací, účast na demonstracích/protestech na podporu environmentálních témat) a jaký je jejich postoj k životnímu prostředí. Ukázalo se, že pro větší ochotu třídít odpad je důležitý zájem o novinky v životním prostředí a informovanost o environmentálních problémech. Další dvě proměnné nebyly signifikantní. Ve studii Fiorelli (2013) bylo také odhadováno pro-environmentální chování obyvatel. V tomto případě byli respondenti dotazováni, zda si myslí, že environmentální problémy představují největší problémy Itálie (myslelo si to 17 % respondentů v dotazníkovém šetření). Výsledky ukazují, že osoby s pro-environmentálním chováním vykazovaly i větší ochotu vždy třídít odpad, ačkoli rozdíl oproti osobám bez pro-environmentálního chování nebyl nijak veliký (2,3–2,9 % v závislosti na druhu odděleně sbírané složky odpadu).

2.5 Metody analýzy dat a konstrukce modelu

Vzhledem k tomu, že většina studií vychází ze statistických metod, které jsou založeny na různých předpokladech o analyzovaném datovém souboru, měla by být před vlastními výpočty prováděna tzv. průzkumová nebo explorační analýza dat. Tato analýza využívá především jednoduché nástroje popisné statistiky a různé grafické nástroje, které umožní data lépe pochopit (Hebák et al., 2007). Průzkumová analýza dat se zaměřuje primárně na hledání odlehlých pozorování nebo chybějících hodnot, odhalování existence podskupin v datovém souboru nebo ověřování normality rozdělení dat. Zajímavé však je, že se autoři rešeršovaných studií této problematice příliš nevěnují. V úvodu článků jsou sice uvedeny základní charakteristiky datového souboru, ale v téměř všech případech chybí jakákoli zmínka o tom, zda byla data nějakým způsobem kontrolována či upravována. Při tom odlehlá pozorování se v údajích z odpadového hospodářství obecně vyskytují poměrně často a datový soubor by měl být na jejich přítomnost testován. Bližší pozornost věnují tomuto tématu např. Lebersorger a Beigl (2011), kteří se zabývají hledáním odlehlých hodnot v množství produkovaného komunálního odpadu v souboru. Využili k tomuto účelu časové řady průměrné produkce komunálního odpadu na osobu mezi lety 1995 a 2007 a všechny hodnoty, které se pro jednotlivé obce lišily o více než 30 % od lineárního trendu, nahradili hodnotou trendu.

V případě, že výzkumníci shromáždili velký datový soubor s mnoha vysvětlujícími proměnnými, bývá často nejdříve použita korelační analýza, aby byly odhaleny ty proměnné, které mohou výrazněji přispět k vysvětlení pozorované variability a zároveň aby byly identifikovány vysvětlující proměnné, které korelují mezi sebou (např. Lebersorger, Beigl, 2011). Některé proměnné bývají však na základě úvahy výzkumníků a jejich zaměření použity bez ohledu na výši korelačního koeficientu, protože odhad jejich přínosu k vysvětlení je pro výzkumníky obzvláště důležitý (např. Sterner, Bartelings, 1999).

Pro využití regresních metod může představovat určitou překážku otázka multikolinearity mezi vysvětlujícími proměnnými. Multikolinearita vzniká, pokud je jedna z vysvětlujících proměnných lineárně závislá alespoň na jedné další nezávisle proměnné nebo na kombinaci více vysvětlujících proměnných a zvyšuje střední chybu a nejistotu odhadu regresních koeficientů. Ačkoli regresní analýza může vyjít statisticky významně, mají jednotlivé koeficienty nižší statistickou významnost a širší intervaly spolehlivosti (Keser et al., 2012). V důsledku multikolinearity je potom obtížné interpretovat výsledky analýzy. Z tohoto důvodu bývají silně korelované vysvětlující proměnné vyřazeny z modelu nebo nahrazeny nějakou novou nekorelovanou proměnnou.

Některé studie zkoumaly vztah pouze mezi jednou vysvětlovanou a jednou vysvětlující proměnnou a používaly proto metody, které to umožňují. Jednalo se v tomto případě nejčastěji o korelační analýzu a některé modely ze skupiny regresních analýz nebo analýzy časových řad. Korelační analýza byla použita v modelu Dennison et al. (1996). Jednoduchou regresní analýzu mezi jednou vysvětlující a jednou vysvětlovanou proměnnou lze nalézt ve studii Daskalopoulos et al. (1998) a jako jednu z metod i v Beigl et al. (2004). Časové řady analyzovali např. Mazzanti et al. (2008).

V případě průřezové analýzy produkce odpadů jsou však častěji používány vícerozměrné metody, které umožňují uvažovat s více nezávislými proměnnými. Nejčastěji používanou vícerozměrnou metodou je mnohonásobná regresní analýza. V případě analýzy materiálových toků se využívá také input-output analýza (např. Joosten et al., 2000).

Regresní analýza je statistická metoda pro modelování závislosti jedné nebo několika vysvětlovaných náhodných veličin na jedné nebo několika vysvětlujících veličinách (Hebák, 2007). Úkolem regresního modelu je nalézt kombinaci nezávislých proměnných, které co nejlépe vysvětlují produkci komunálního odpadu, případně některé z jeho složek. Důležité je vystihnout optimum mezi co nejvyšším koeficientem determinace, co nejnižší střední chybou a komplexností, tedy nízkým počtem parametrů (Lebersorger, Beigl, 2011). Základním předpokladem pro použití regresní analýzy je již zmiňovaná nezávislost vysvětlujících proměnných (předpoklady použití regresní analýzy budou podrobně diskutovány v kapitole 3.1).

Tab. 2 – Přehled studií využívajících regresní analýzu

Zdroj	Závisle proměnná	Velikost vzorku	Počet vysvětlujících proměnných	Koeficient determinace
Bach et al. (2004)	Papír	649	8	0,487
Beigl et al. (2004)	Komunální odpad	55	10	0,650
Benitez et al. (2008b)	Komunální odpad	53;52;76 ¹¹	3	0,510
Fiorillo (2013)	Papír, sklo, plast, bioodpad, hliník	41 400 – 42 204 ¹²	51	0,210–0,260
Hage, Söderholm (2008)	Plast	252	17	0,222
Hockett et al. (1995)	Komunální odpad	100	6	0,497
Johnstone, Labonne (2004)	Komunální odpad	81	4	0,337
Keser et al. (2012)	Komunální odpad	81	10	0,380
Lebersorger, Beigl (2011)	Komunální odpad	562	3	0,743
Miller et al. (2009)	Tříděné složky	38	3	0,746
Starr, Nicolson (2015)	Míra třídění	268	12	0,086–0,353
Sterner, Bartelings (1999)	Směsný komunální odpad	600	23	0,450
Talalaj, Walery (2015)	Komunální odpad	17	2	0,700
Zhang et al. (2015)	Komunální odpad	69	25	0,374

Zdroj: vlastní zpracování

V tabulce 2 je uveden přehled řešených studií, ve kterých byl při výpočtech použit některý typ mnohonásobné regrese a ve kterých lze nalézt i výsledky koeficientu determinace¹³. Nejastěji používanou metodou regresní analýzy je lineární regrese (*ordinary least squares regression*, zkratka OLSR). Jednotlivé modely se liší velikostí vzorku i počtem vysvětlujících proměnných. Jak je z tabulky vidět, neplatí, že by se modelům s vyšším počtem proměnných nutně podařilo vysvětlit větší část variability studované proměnné. Při hledání optimální velikosti vzorku a počtu vysvětlujících proměnných je potřeba vyvarovat se přílišného zjednodušení i zbytečné složitosti. Příliš složitě i jednoduché modely mohou generovat nesprávné výsledky. Zahrnutí řady korelovaných proměnných sice může zvýšit koeficient determinace, ale vede k problémům se zobecněním výsledků (Beigl et al., 2008). Obecně platí pravidlo, že by velikost vzorku měla být alespoň dvakrát větší, než kolik je do modelu zahrnuto vysvětlujících proměnných (Backhaus et al., 2011). Zahrnutí příliš velkého počtu vysvětlujících proměnných také komplikuje možnost model interpretovat a snižuje jeho využitelnost pro plánování v odpadovém hospodářství. Při postupném rozšiřování modelu o další proměnné se navíc často ukázalo, že jejich zahrnutí do modelu stejně nepřináší signifikantní zvýšení koeficientu determinace (např. Lebersorger, Beigl, 2011).

¹¹ Benitez et al. (2008b) prováděli analýzu na datech za tři roky, v jednotlivých letech se lišila velikost vzorku.

¹² Fiorillo (2013) konstruoval svůj model odděleně pro každou z pěti využitelných složek komunálního odpadu, jednotlivé modely se pak lišily velikostí vzorku i výslednou vysvětlenou variabilitou.

¹³ To, že pro analýzu využili regresi, sice uvádějí i další autoři (např. Bandara et al., 2007, Dyson, Chang, 2005, Gellynck et al., 2011, Guerin et al., 2001, Jenkins et al., 2003), ve studiích však nepředstavují výsledné koeficienty determinace, proto nebyli do tabulky zařazeni.

Ačkoli velká část studií nepracuje s primárními daty na úrovni domácností, ale s údaji za zvolené územní celky, nevyužívá možnosti analyzovat údaje s využitím metod prostorové analýzy. U některých studií platí, že pokud už prostorové metody používají pak primárně pro vizualizaci vstupních (závislých i nezávislých) proměnných, ale ne pro vlastní analýzu (např. Abbott et al., 2011, Hockett et al., 1995 a Martin et al., 2006). Přitom demografické a socioekonomické charakteristiky (jako velikost domácností, vzdělání nebo příjem) mohou být významně korelované s prostorovými faktory (Zhang et al., 2015) a jejich vliv na odpadové hospodářství se může v prostoru lišit (Keser et al., 2012). K údajům za obce by proto mělo být přistupováno jako k prostorovým datům a měly by být využívány i odpovídající metody statistické analýzy. Prostorová data se totiž vyznačují i specifickými charakteristikami. Nejčastějšími problémy spojenými s analýzou prostorových dat je závislost výsledků na agregaci dat a s tím spojená ekologická chyba (viz dále), prostorová autokorelace a prostorová nestacionarita (Spurná, 2008b).

Při vymezení prostorových dat jsou údaje nutně agregovány za určité (dostupné) statistické jednotky (např. obce), jejichž hranice jsou většinou nastaveny uměle, což vede ke vzniku tzv. *modifiable areal unit problem* (MAUP) (Wong, 2009). Na MAUP poprvé upozornili Openshaw a Taylor (1979), když zkoumali, jak se mění hodnota korelačního koeficientu, když jsou menší prostorové jednotky agregovány do větších. Autoři dospěli k závěru, že se hodnoty korelačního koeficientu mění s různou mírou agregace. MAUP zůstává jedním z nevyřešených problémů prostorové analýzy dat. Za nejjednodušší způsob vyhnutí se MAUP a zmírnění vlivu různé agregace dat na výsledky analýz lze považovat použití nejmenších dostupných jednotek (Netrdová, 2010).

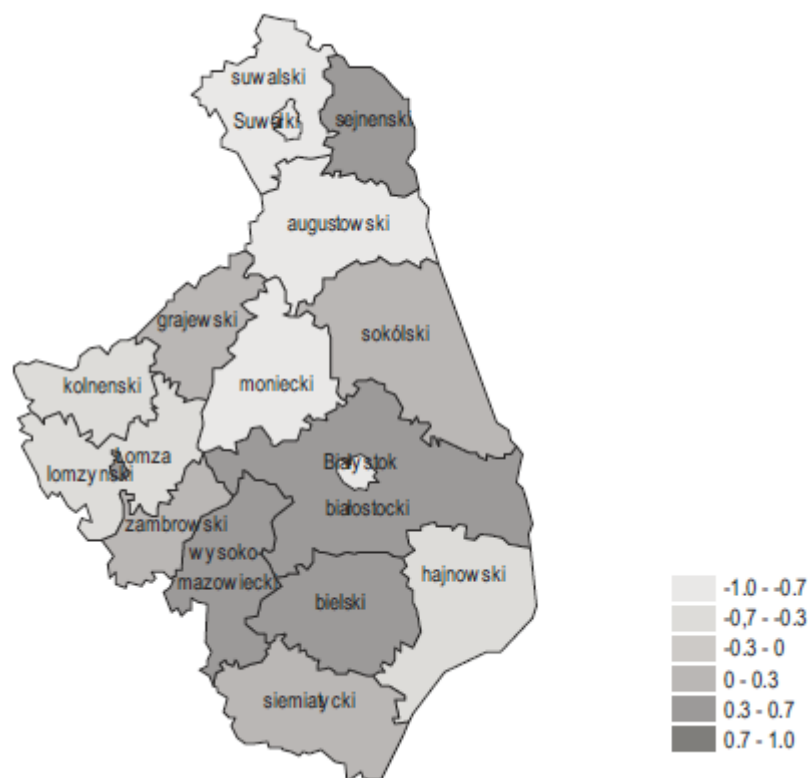
MAUP souvisí také s ekologickou chybou, která vzniká v případě, kdy odvozujeme chování jednotlivce z agregovaných dat a předpokládáme, že vztahy pozorované na úrovni skupiny nutně platí i pro každého jejího člena (Freedman, 1999). Významná korelace pozorovaná na úrovni větších územních jednotek (např. států) totiž nemusí být významná i na úrovni jedinců (Spurná, 2007).

Prostorová autokorelace vyjadřuje, do jaké míry je výskyt určitého jevu na jednom místě v prostoru závislý na výskytu tohoto jevu na jiném místě systému (Anselin, Griffith, 1988). Existence takového trendu v datech odporuje základním předpokladům lineárních modelů a standardních parametrických statistických testů (Spurná, 2008b). Ačkoli analýza prostorové autokorelace není ve výzkumu zdaleka novým přístupem¹⁴ a díky dostupnosti velkých georeferencovaných datových souborů a zlepšujícím se možnostem vizualizace došlo k výraznému rozvoji prostorové analýzy dat, ve studiích zabývajících se odpadovým hospodářstvím nejsou tyto metody dosud příliš využívány. Analýza prostorové autokorelace byla aplikována ve studiích analyzujících produkci komunálního odpadu na obecní úrovni v Řecku (Ioannou et al., 2010), na úrovni provincií v Turecku (Keser et al., 2012) a na úrovni zemí v Nigerii (Ismaila et al., 2015). Všechny tři studie využily globální i lokální metody analýzy prostorové autokorelace. Cílem globálních analýz je získat průměrný výsledek, který charakterizuje daný jev na úrovni celého sledovaného území. Naproti tomu lokální metody jsou

¹⁴ Cruickshank upozornil na prostorové vzorce úmrtnosti na zhoubné novotvary v Anglii a Walesu už ve 40. letech 20. století (Glick, 1979).

schopny identifikovat shluky podobně se chovajících prostorových jednotek nebo naopak odhalit prostorové výjimky (*outliers*) (Spurná, 2008b). Všechny tři uvedené studie potvrdily hypotézu o přítomnosti prostorové závislosti v datech. Keser et al. (2012) odhalil statisticky významnou pozitivní prostorovou autokorelaci v produkci komunálního odpadu, což znamená, že prostorově bližší provincie vykazují podobné chování v produkci odpadu (hodnota Moranova I kritéria 0,284–0,329 v závislosti na počtu sousedů zahrnutých do výpočtu¹⁵). K podobnému závěru při analýze řeckých obcí dospěl i Ioannou et al. (2008). V tomto případě byla odhalena statisticky významná pozitivní prostorová autokorelace pro míru třídění v obcích (hodnota Moranova I kritéria 0,368). Studie zabývající se Nigerií neuvádí konkrétní výsledky analýzy prostorové autokorelace, ale také konstatuje, že v produkci komunálního odpadu byly odhaleny prostorové vzorce (Ismaila et al., 2015). Analýza prostorové autokorelace je vhodným nástrojem pro průzkum dat, ale sama o sobě nepodává žádné vysvětlení, čím je shlukování, resp. přítomnost odlehlých pozorování způsobena.

Obr. 11 – Korelace mezi produkcí komunálního odpadu a poměrem žen a mužů, okresy Podleského vojvodství, 2001–2010



Zdroj: Talalaj, Walery (2015)

Dalším problémem spojovaným s prostorovými daty je již zmíněná prostorová nestacionarita. V případě přítomnosti prostorové nestacionarity v analyzovaných datech dochází k tomu, že se výsledky liší v různých částech studovaného území (Spurná, 2008b). Běžná statistická analýza není schopna odhalit, jak se mění význam jednotlivých proměnných v rámci celku, a může proto vyvozovat nepřesné závěry. Přítomnost prostorové nestacionarity ve svém datovém

¹⁵ Význam Moranova I kritéria a způsob jeho výpočtu bude podrobně vysvětlen v kapitole 3.1.

souboru prakticky odhalili ve své studii Talalaj a Walery (2015)¹⁶, když spočítali korelační koeficient mezi produkcí komunálního odpadu a poměrem žen a mužů (obrázek 11) a upozornili na to, že se výsledné hodnoty korelačních koeficientů mezi jednotlivými okresy významně liší (od záporných po kladné hodnoty) a ne všude jsou statisticky významné. Přesto autoři s tímto poznatkem dále nepracují a spoléhají na běžnou regresní analýzu.

Řešení problému prostorové nestacionarity se nabízí hned několik, např. tzv. *expansion method*, kde jsou koeficienty v regresním modelu vyjádřeny jako funkce prostorové lokalizace pozorování, nebo zařazení dummy proměnné vyjadřující příslušnost k nějakému území, např. ke které zemi pozorování patří nebo zda se nachází v urbánním nebo rurálním prostoru (Brunsdon et al., 1998). V prostorových analýzách často využívanou metodou, která si také dokáže poradit s prostorovou nestacionaritou, je geograficky vážená regrese (GWR). Metodu GWR představili v roce 1996 Brunsdon, Fotheringham a Charlton (Brunsdon et al., 1996). Podobně jako analýza prostorové autokorelace byla i GWR již aplikována v řadě demografických a geografických studií i ve studiích zaměřených na životní prostředí¹⁷. Přímo v oblasti odpadového hospodářství, resp. produkce komunálního odpadu dosud však nalezneme jen minimum studií, které by metodu využívaly. Podrobná prostorová analýza produkce komunálního odpadu s využitím GWR byla provedena ve studiích Keser et al. (2012) a Ismaila et al. (2015). Keser et al. (2012) srovnávají výsledky regresní analýzy s využitím metody nejmenších čtverců a GWR a ukazují, že (v jejich případě) dosahuje GWR vyšší vysvětlené variability (R^2 0,62 u GWR ve srovnání s 0,38 u OLSR). Metoda umožňuje i znázornění lokálních koeficientů determinace, které se v prostoru také liší, jak ukazuje obrázek 12. Na příkladu Turecka je vidět, že geograficky vážená regrese odhaduje lépe produkci komunálního odpadu na jihozápadě a jihovýchodě země a nejméně spolehlivých výsledků dosahuje v centrální Anatolii. V centrální oblasti Turecka tedy uvažované vysvětlující proměnné nejsou tak vhodné nebo dostatečné pro vysvětlení variability v produkci komunálního odpadu. Vysoké vysvětlené variability dosahuje GWR i u Ismaila et al. (2015), a to R^2 0,79, upravené R^2 0,65.

Obr. 12 – Rozmístění lokálních koeficientů determinace, Turecko, 2000

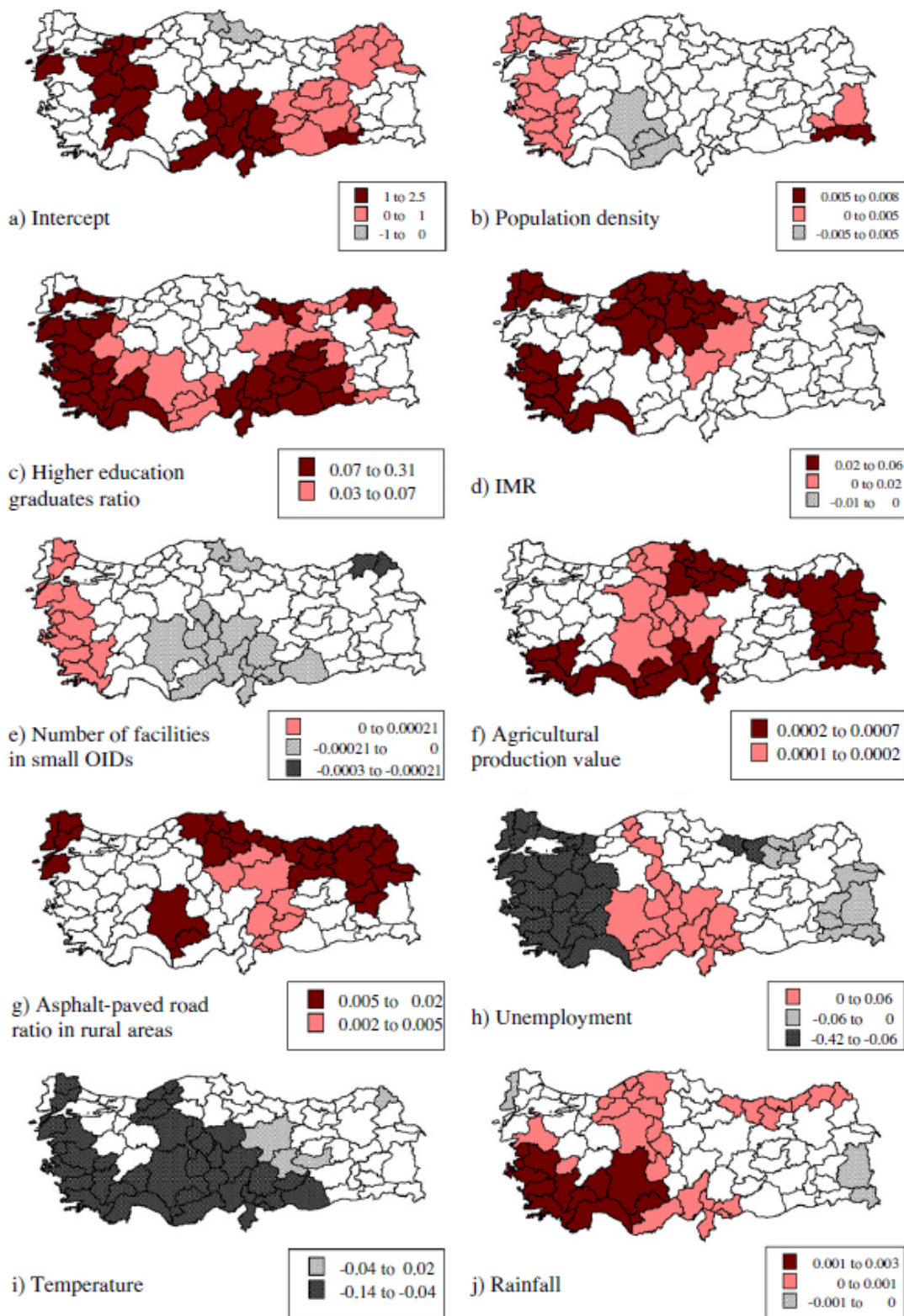


Zdroj: Keser et al. (2012)

¹⁶ Autoři pojem prostorová nestacionarita nepoužívají a cílem jejich článku ani není aplikace prostorových statistických metod.

¹⁷ Odpadové hospodářství se často řadí také do oblasti životního prostředí.

Obr. 13 – Statisticky významné odhady lokálních regresních koeficientů metodou GWR, Turecko, 2000



Poznámky: Intercept – absolutní člen; Population density – hustota osídlení; Higher education graduates ratio – podíl obyvatel s vysokoškolským vzděláním; IMR – kvocient kojenecké úmrtnosti; Number of facilities in small OIDs – počet zařízení v malých průmyslových areálech; Agricultural production value – Hodnota zemědělské produkce; Asphalt-paved road ratio in rural areas – podíl asfaltových silnic ve venkovských oblastech; Unemployment – míra nezaměstnanosti; Temperature – průměrná roční teplota; Rainfall – roční úhm srážek

Zdroj: Keser et al. (2012)

Obě studie upozorňují na to, že lokální regresní koeficienty vykazují v prostoru značnou variabilitu a potvrzují tedy přítomnost prostorové nestacionarity. Ukazuje se také, že na různých částech studovaného území mohou hrát roli jiné skupiny vysvětlujících proměnných. Jak je vidět z obrázku 13, který znázorňuje odhady lokálních regresních koeficientů pro jednotlivé vysvětlující proměnné v Turecku, nabývají některé proměnné jak kladných, tak i záporných hodnot (hustota osídlení, kvocient kojenecké úmrtnosti, počet zařízení v malých průmyslových areálech, míra nezaměstnanosti a úhrn srážek). To znamená, že daná vysvětlující proměnná může mít na produkci komunálního odpadu různý vliv (kladný nebo záporný) v různých provinciích země (Keser et al., 2012).

Schopnost a spolehlivost modelu odhadnout produkci dané složky komunálního odpadu může být na závěr ještě ověřována. Ověření je možné na stejném datovém souboru (Bach et al., 2004; Beigl, 2004, Miller et al., 2009), na souboru pro jiné území, jiné časové období (Keser et al., 2012) nebo jinou složku komunálního odpadu.

Při tvorbě modelů se autoři potýkají s celou řadou možných chyb. Problém může být se samotnými údaji o odpadech, část odpadů nemusí být měřena a jeho množství může být podhodnoceno. Problémem je také vznik černých skládek, které opět představují tok materiálu probíhající mimo systém a nepřifaditelný ke konkrétnímu původci.

Dalším zdrojem chyb mohou být také rozdíly v definici nebo i praxi shromažďování informací o produkci komunálního odpadu. Různé zdroje se mohou lišit tím, zda je do údajů zahrnut i podnikový odpad podobný odpadu komunálnímu, případně stavební a objemný odpad. Tento problém je obzvláště důležité mít na zřeteli, pokud analýza zahrnuje různé regiony nebo státy, které se liší praxí i legislativním pozadím odpadového hospodářství.

Významným potenciálním zdrojem chyb je také samotný výběr vysvětlujících proměnných, které nemusí správně popisovat skutečnost v odpadovém hospodářství. Tato situace může vzniknout z důvodů opomenutí dané proměnné nebo vlivem toho, že potřebná data neexistují nebo nejsou pro výzkumníka v dané chvíli dostupná.

Kapitola 3

Návrh modelu pro Českou republiku

Při přípravě dat, výběru proměnných i statistických metod bylo čerpáno ze studií, které byly podrobněji popsány v předchozí kapitole, a z toho, které údaje jsou na úrovni obcí pro Českou republiku dostupné. Úroveň obcí byla zvolena jednak z důvodu dostupnosti dat (jedná se prakticky o nejmenší územní celky, za které jsou požadovaná data dostupná) a také kvůli možnostem využití prostorové analýzy dat. Při větší agregaci totiž dochází k přílišnému zjednodušení reality a výsledky prostorové analýzy mohou být nepřesné (Spurná, 2008b).

Pro potřeby práce byly propojeny především dva datové zdroje, a to výsledky Sčítání lidu, domů a bytů 2011 a data z databáze Informační systém odpadového hospodářství (ISOH) za rok 2011. Analyzovány byly ty obce, které jsou povinny údaje do systému ISOH dodávat. Ve vlastní statistické analýze se proto vůbec neobjeví obce, které pro rok 2011 nepřekročily ohlašovací limit zákona o odpadech (viz kapitola 1.3.2). V roce 2011 byla těchto obcí 4 % ze všech obcí v České republice, ale protože se jednalo převážně o populačně malé obce, bydlelo v nich jen přibližně 1 % obyvatel země. Přesné počty obcí a jejich obyvatel, které nebyly analyzovány, se liší podle použité závisle proměnné (nejsou vždy uvažovány obce s nehlášenou nebo nulovou hlášenou produkcí daného druhu odpadu a vyloučeny jsou také extrémní hodnoty, které se výrazně odlišují od průměru a jsou pravděpodobně důsledkem chyby v hlášení), proto budou uvedeny v příslušných kapitolách.

V práci bude analyzováno několik závislých proměnných, a to celková produkce komunálního odpadu, produkce směsného komunálního odpadu a potom dvě odděleně sbírané složky komunálního odpadu – sklo a plast. Ostatní tříděné složky komunálního odpadu (např. kovy, papír, biologicky rozložitelný odpad) se pro analýzu nehodí, protože část produkovaného množství těchto odpadů nemusí procházet obecními systémy nakládání s odpady. Blíže jsou důvody vysvětleny v kapitole 1.2. Aby byly hodnoty produkce jednotlivých druhů odpadů srovnatelné napříč obcemi s různou populační velikostí, budou hodnoty vždy přepočteny na jednu osobu a uváděny v kilogramech na osobu a rok.

Při konstrukci vysvětlujících proměnných bylo čerpáno zejména z výsledků Sčítání lidu, domů a bytů 2011 (SLDB 2011), které ve formě anonymizovaných individuálních údajů pro potřeby práce poskytla Katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy (Český statistický úřad, 2011). Obyvatelstvo je ve výsledcích SLDB členěno podle místa obvyklého pobytu, který je definován jako „místo, kde osoba obvykle tráví období svého každodenního odpočinku bez ohledu na dočasnou nepřítomnost z důvodu rekreace, návštěv,

pracovních cest, pobytu ve zdravotnickém zařízení apod. a kde je členem konkrétní domácnosti“ (Český statistický úřad, 2015). Z hlediska analýzy produkce odpadu je právě toto členění výhodné, protože obyvatelé produkují odpad v místě svého skutečného pobytu a ne tam, kde mají hlášené trvalé bydliště.

Z výsledků Sčítání vycházejí následující proměnné (Český statistický úřad, 2011):

- průměrná velikost domácností;
- podíl domácností se závislými dětmi ve věku 0–2 roky (v %);
- podíl domácností se závislými dětmi na domácnostech celkem (v %)¹⁸;
- podíl osob ve věku 0–14 let v populaci obce (v %);
- podíl osob ve věku 15–64 let v populaci obce (v %);
- podíl osob ve věku 65 a více let v populaci obce (v %);
- index stáří¹⁹;
- index ekonomického zatížení²⁰;
- průměrný věk obyvatel obce;
- mediánový věk obyvatel obce²¹;
- index maskulinity²²;
- podíl osob s vysokoškolským vzděláním ve věku 15 a více let (v %)²³;
- podíl osob se středoškolským vzděláním ve věku 15 a více let (v %)²⁴;
- podíl ekonomicky aktivních obyvatel v obci zaměstnaných v priméru (v %)²⁵;
- podíl ekonomicky aktivních obyvatel v obci zaměstnaných v sekundéru (v %)²⁶;
- index dojížděky a vyjížděky do zaměstnání²⁷;
- podíl domácností žijících v rodinných domech na domácnostech v obci celkem (v %)²⁸;

¹⁸ Závislé dítě je každá osoba v domácnosti tvořené 1 rodinou, která má k osobě v čele vztah „syn/dcera“, je ekonomicky neaktivní a je ve věku 0–25 let.

¹⁹ Index stáří vypočtený jako počet osob ve věku 65 a více let na 100 osob ve věku 0–14 let.

²⁰ Index ekonomického zatížení vypočtený jako počet osob ve věku 0–14 a 65 a více let na 100 osob ve věku 15–64 let.

²¹ „Mediánový věk je věk, který má člověk, který stojí uprostřed řady lidí srovnaných podle věku“ (Český statistický úřad, 2017d, str. 5).

²² Index maskulinity vypočtený jako počet mužů na 100 žen.

²³ Za vysokoškolské vzdělání byly pro účely analýzy považovány kategorie vyšší odborné vzdělání (absolutorium), bakalářské (Bc., BcA.), Magisterské (Ing., MUDr., JUDr., PhDr., Mgr. aj.) a doktorské (Ph.D., ThD., DrSc., CSc.). Počet osob s vysokoškolským vzděláním vztážený k celkovému počtu osob ve věku 15 a více let v obci.

²⁴ Za středoškolské vzdělání byly pro účely analýzy považovány kategorie úplné střední všeobecné (s maturitou), úplné střední odborné (s maturitou), nástavbové studium (včetně pomaturitního studia) a střední včetně vyučení (bez maturity). Počet osob se středoškolským vzděláním vztážený k celkovému počtu osob ve věku 15 a více let v obci.

²⁵ Podíl osob zaměstnaných v zemědělství, rybářství a lesnictví.

²⁶ Podíl osob zaměstnaných v sekundárním sektoru, tj. v průmyslu (včetně těžby, energetiky, zásobování vodou a nakládání s odpady) a ve stavebnictví.

²⁷ Počet zaměstnaných dojíždějících do obce minus počet zaměstnaných vyjíždějících do zaměstnání mimo obec ku počtu ekonomicky aktivních obyvatel bydlících v obci. Proměnná byla použita ve studii Lebersorger a Beigl (2011), ale byla příliš silně korelována s proměnnou vyjadřující daňové příjmy obce na 1 obyvatele a proto nebyla zahrnuta do výsledného modelu. Lze však předpokládat, že zaměstnané osoby produkují část své denní produkce odpadu v zaměstnání a vysoký převys dojíždějících nad vyjíždějícími, tak může vést ke zvýšení produkce odpadu v obci.

²⁸ Za rodinné domy byly považovány ve SLDB 2011 nabízené kategorie rodinný dům – samostatný, rodinný dům – dvojdomek a rodinný dům – řadový. „Rodinný dům má maximálně tři samostatné byty, nejvíce dvě nadzemní a jedno podzemní podlaží a podkroví. Mezi rodinné domy patří rovněž rekreační chalupy s číslem popisným nevyčleněné z bytového fondu, využívané k rekreaci. Rodinný dům může být samostatný, dvojdomek (společná část obvodové zdi

- podíl domů s více než třemi obydlými bytovými jednotkami na domech v obci celkem (v %)²⁹,
- podíl bytů s topením na pevná paliva na celkovém počtu bytů v obci (v %)³⁰.

Kromě toho byla využita také běžná evidence Českého statistického úřadu, ze které byly získány údaje o proměnných (Český statistický úřad, 2012):

- míra nezaměstnanosti v obcích (v %);
- hustota osídlení v obcích (počet obyvatel na km²).

Posledním zdrojem potom byly výsledky společnosti INCOMA GfK (2013), které pro potřeby práce také poskytla Katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy a ze kterých byla čerpána proměnná:

- kupní síla na obyvatele (v eurech na obyvatele)³¹.

Databáze ISOH obsahuje pouze údaje o produkci komunálních odpadů, neumožňuje tedy charakterizovat odpadové hospodářství obcí z hlediska organizace sběru a svozu komunálního odpadu a jeho jednotlivých složek.

3.1 Použité metody

Před vlastní analýzou byla vždy provedena průzkumová analýza dat (Hebák et al., 2007), jejímž cílem bylo především odhalení odlehlých pozorování. Z další analýzy byly vyloučeny obce, u kterých se uvedená produkce odpadu lišila o více než trojnásobek směrodatné odchylky od průměru. Odlehlá pozorování byla identifikována u každého druhu odpadu zvlášť, proto se velikost analyzovaného souboru obcí může pro jednotlivé druhy odpadu lišit. Zároveň byly vždy odstraněny obce s nulovou produkcí dané složky komunálního odpadu, což také způsobuje rozdílnou velikost studovaných souborů obcí v jednotlivých analýzách.

Pro základní popis všech proměnných jsou použity běžně užívané statistiky – maximum, minimum, průměr, medián a směrodatná odchylka. Pro lepší srovnání rozdílů ve variabilitě nezávisle proměnných bude vypočten také variační koeficient vyjádřený v procentech. Zároveň budou prezentovány i korelační koeficienty měřící sílu závislosti mezi nezávisle proměnnými. Pro tento účel byl využit Spearmanův korelační koeficient, protože se nepodařilo mezi všemi proměnnými prokázat dvojrozměrné normální rozdělení, které je nutné pro využití Pearsonova korelačního koeficientu. Dvourozměrná normalita byla ověřována graficky pomocí bodového grafu znázorňujícího vztah mezi každými dvěma vysvětlujícími proměnnými (Holčík, Komenda et al., 2015).

s rodinným domem na sousedící parcele) nebo řadový (alespoň tři rodinné domy k sobě přiléhají části obvodové zdi)“ (Moravec, 2014, str. 11).

²⁹ Proměnná konstruována pro srovnání se studií Lebersorger a Beigl (2011). Dle výsledků SLDB 2011 jde prakticky o bytové domy: bytový dům „má více bytů přístupných ze společné chodby nebo schodiště a nejde o rodinný dům, počet podlaží není určující. Mezi bytové domy patří také vily, které nesplňují podmínky rodinného domu“ (Moravec, 2014, str. 11).

³⁰ Byty s topením na pevná paliva jsou kombinací dvou charakteristik ze SLDB 2011, a to „způsob vytápění bytu“ a „druh energie využívaný k vytápění“. V případě způsobu vytápění bytu byly zahrnuty kategorie ústřední s kotelnou v domě – na pevná paliva a etážové (s kotlem bytě). V kombinaci s těmito způsoby vytápění byly uvažovány pouze energie k vytápění pocházející z uhlí, koksů, uhelných briket nebo dřeva a dřevěné brikety. Ostatní způsoby vytápění by neměly umožňovat spalování většího množství odpadu v domácích podmínkách.

³¹ Kupní síla představuje přehled disponibilních příjmů obyvatel.

Spearmanův korelační koeficient r_s byl vypočten jako:

$$r_s = \frac{\sum_{i=1}^n x_{ri}y_{ri} - n\bar{x}_r\bar{y}_r}{(n-1)s_{x_r}s_{y_r}}$$

kde n je počet dvojic pozorovaných hodnot náhodných veličin X a Y pro n subjektů,

x_{ri} vyjadřuje pořadí hodnoty x_i v rámci vzestupně uspořádaných hodnot x_1, \dots, x_n ,

y_{ri} je pořadí hodnoty y_i v rámci vzestupně uspořádaných hodnot y_1, \dots, y_n ,

\bar{x}_r a \bar{y}_r jsou průměry hodnot x_{ri} , respektive y_{ri} (tedy průměrná pořadí),

s_{x_r} a s_{y_r} vyjadřují odpovídající směrodatné odchylky vypočítané z pořadí hodnot (Pavlík, Dušek, 2012).

Síla vztahu byla měřena také mezi vysvětlujícími proměnnými a proměnnými vysvětlovanými (produkce odpadu a jeho složek). V tomto případě však již byl použit Pearsonův koeficient korelace, protože lépe odpovídá požadavkům použité lineární regrese (viz dále). Mezi proměnnými byl prokázán lineární vztah a případné porušení dvourozměrné normality bylo pouze minimální a neznehodnocuje tak výsledky Pearsonova korelačního koeficientu. Pearsonův koeficient korelace r byl spočten jako:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - n\bar{x}\bar{y}}{(n-1)s_x s_y}$$

kde n je počet dvojic pozorovaných hodnot náhodných veličin X a Y pro n subjektů,

\bar{x} a \bar{y} jsou průměry,

s_x a s_y jsou směrodatné odchylky (Pavlík, Dušek, 2012).

Pro konstrukci modelů budou využity neprostorové i prostorové metody statistické analýzy dat a budou vybrány pouze ty proměnné, které nejsou mezi sebou příliš korelovány a mohou vysvětlit významnou část meziobecní variability v produkci komunálního odpadu, respektive jeho složek. Cílem je vytvoření co nejjednoduššího modelu, tedy při zahrnutí malého počtu vysvětlujících proměnných dosáhnout co nejvyššího koeficientu determinace. Vzhledem k tomu, že některé charakteristiky jsou popsány s pomocí více proměnných (především proměnné týkající se věku), je také cílem vybrat tu nejvhodnější proměnnou (např. volba mezi průměrným věkem nebo zastoupením věkových skupin v populaci nebo podíl rodinných domů v obci versus podíl domů s více než třemi obydlými bytovými jednotkami).

Pro analýzu nezohledňující prostorový charakter dat bude využita mnohonásobná lineární regrese:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon,$$

kde Y je závisle proměnná,

X_1, X_2, \dots, X_k jsou vysvětlující proměnné,

β_0 , je absolutní člen,

β_1, \dots, β_k jsou lineární regresní koeficienty,

ε představuje náhodnou služku.

Aby bylo možné aplikovat lineární regresi, je třeba nejprve ověřit, zda data splňují několik podmínek:

1. regresní vztah mezi proměnnými Y a X má lineární charakter;
2. pro celý rozsah uvažovaných x má chybová složka ε konstantní rozptyl (tzv. homoskedascita);
3. normalita náhodných chyb;
4. nezávislost náhodné složky (autokorelace)

Linearita byla vizuálně testována pomocí vztahu mezi standardizovanými predikovanými hodnotami a standardizovanými rezidui. Pro testování homoskedascity byl využit Glejserův test.

Normalita reziduí byla ověřena graficky (s pomocí histogramu standardizovaných regresních reziduí a tzv. P-P grafu³²) a také s pomocí Kolmogorov-Smirnovova testu (Lebersorger, Beigl, 2011). Problém při použití statistických testů pro posouzení normality rozložení velkých souborů dat³³ může spočívat v tom, že při použití testů můžeme v takových souborech dat velmi snadno zamítnout hypotézu o normalitě rozdělení i při poměrně malé odchylce od předpokládaného rozdělení (Holčík, Komenda et al., 2015), proto budou v práci kombinovány s grafickým posouzením.

Nezávislost náhodné složky byla testována jednak s pomocí Durbin-Watsonova koeficientu autokorelace reziduí (DW):

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^n (\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2}$$

Koeficient může nabývat hodnot v rozmezí 0 až 4. V případě, že jsou rezidua málo korelovaná, hodnota koeficientu se pohybuje kolem 2. Hodnoty menší než 2 značí kladnou korelaci a hodnoty vyšší než 2 korelaci zápornou (Holčík, Komenda et al., 2015). Vzhledem k tomu, že studovaná data mají prostorový charakter, byla analyzována i prostorová autokorelace regresních reziduí (viz dále v této kapitole).

Testována byla také multikolinearita v regresních modelech, která vzniká v případě, že jsou některé vysvětlující proměnné mezi sebou silně korelované. V takovém případě nemusí být možné správně určit příspěvek jednotlivých proměnných k celkovému efektu. Multikolinearita byla testována na základě dvou ukazatelů tzv. tolerance a variance inflation factor (faktor zvětšení rozptylu, VIF). Tento faktor ukazuje, nakolik je rozptyl odhadovaných regresních koeficientů vyšší ve srovnání se situací, kdy by prediktory byly vzájemně nezávislé. Orientačně se hodnoty $VIF > 4$ považují za problematické a hodnoty vyšší než 10, mohou vážně ovlivnit výsledky modelování, hodnota tolerance by naopak měla být vyšší než 0,2 (Holčík, Komenda et al., 2015).

Pro výslednou podobu regresního modelu může být důležitá také přítomnost odlehlých pozorování, protože lineární regrese je na ně velmi citlivá. Z tohoto důvodu bude přítomnost tzv. vlivných bodů zkoumána s využitím Cookovy vzdálenosti D_i :

³² Hodnoty empirické distribuční funkce se vynášejí proti hodnotám teoretické distribuční funkce. V případě, že je předpoklad normálního rozdělení oprávněný, leží vynesení body přibližně v přímce, která prochází počátkem a má směrnici rovnou 1 (Jarošová, Noskevičová, 2015).

³³ Většina používaných testů normality dobře funguje pro soubory dat přibližně do 2000 pozorování (Razali, Wah, 2011). Za velký soubor dat tedy v tomto případě považujeme soubor s více než 2000 pozorování

$$D_i = \frac{\varepsilon_{Ti}^2}{k} \frac{h_{ii}}{1 - h_{ii}}$$

kde h_{ii} jsou diagonální prvky projekční matice H .

Cookova vzdálenost D_i vyjadřuje vliv i -tého pozorování na hodnotu odhadu parametru β regresního modelu. Orientačně platí, že je-li Cookova vzdálenost $D_i > 1$, lze detekovat i -té pozorování jako vlivný bod (Meloun, Militký, 2004).

Výsledky jednotlivých modelů byly hodnoceny na základě koeficientu determinace R^2 , který vyjadřuje, jakou část z celkové variability závisle proměnné se podařilo s pomocí vytvořeného regresního modelu vysvětlit. Lepší schopnost modelu odhadovat vztahy mezi závislou a nezávislými proměnnými je indikována vyšší hodnotou R^2 . Regresní analýza byla spočtena v programu IBM SPSS Statistics 20.

Protože využití dat na úrovni obcí umožňuje aplikovat i metody prostorové vizualizace a analýzy dat, bude zkoumána i prostorová stacionarita, respektive nestacionarita. Prostorová nestacionarita vyjadřuje nestabilitu zkoumaných jevů a vztahů v prostoru. V případě, že je prostorová nestacionarita v datech přítomna, mohou se funkční vztahy mezi proměnnými v různých prostorově vymezených oblastech odlišovat. Nejprve bylo graficky studováno rozmístění regresních reziduí získaných z klasického lineárního regresního modelu. Grafická analýza hodnot regresních reziduí může napovědět, zda je zkoumaný vztah možné považovat za stacionární, a pomáhá tedy jednoduše v prostoru ověřit odhalené závislosti (Spurná, 2008b).

Dalším krokem při studiu prostorové distribuce jednotlivých proměnných byla analýza prostorové autokorelace. Jak již bylo uvedeno dříve, přítomnost prostorové autokorelace, tj. závislosti výskytu určitého jevu v prostoru na výskytu tohoto jevu v blízkém okolí, porušuje jeden ze základních předpokladů lineárního modelu (Maškarinec, 2013). Pro odhalení prostorových vzorců bude v předkládané práci využita globální i lokální metoda analýzy.

Jednou z nejčastěji používaných globálních metod pro analýzu prostorové autokorelace je Moranovo I kritérium. Hodnota Moranova I kritéria udává míru prostorové autokorelace nebo shlukování zvolené proměnné v celém zkoumaném území. Dochází při tom ke zprůměrování územních rozdílů, které mohou být velmi výrazné (Spurná, 2008b). Moranovo I kritérium se z hlediska způsobu výpočtu i interpretace podobá Pearsonovu korelačnímu koeficientu (Maškarinec, 2013).

Výpočet statistiky Moranovo I kritérium probíhá dle následujícího vzorce:

$$I = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} c_{ij}}{s^2 \sum_i \sum_j w_{ij}}$$

kde $c_{ij} = (z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z})$

$$s^2 = \frac{\sum_i (z_i - \bar{z})^2}{n}$$

c_{ij} je podobnost proměnné v jednotce i a jednotce j ,

w_{ij} je vzdálenost bodu jednotky i a jednotky j , přičemž $w_{ii} = 0$ platí pro všechny jednotky,

z_i reprezentuje hodnotu proměnné v jednotce i ,

\bar{z} je aritmetický průměr sledované proměnné,

n je počet analyzovaných jednotek.

Stejně jako korelační koeficient nabývá i Moranovo I kritérium hodnot od -1 do 1. V případě, že proměnná nevykazuje prostorovou autokorelaci, vychází očekávaná hodnota Moranova I kritéria takto:

$$E(I) = -\frac{1}{n-1}$$

Při vyšší hodnotě Moranova I kritéria lze očekávat pozitivní prostorovou autokorelaci (podobné hodnoty se shlukují), naopak při hodnotách I nižších, než je hodnota očekávaná dle výše uvedeného vzorce, vykazuje proměnná zápornou prostorovou autokorelaci (podobné hodnoty jsou rozptýleny) (Fotheringham et al., 2000). Při větším počtu analyzovaných jednotek lze prostorovou autokorelaci posuzovat vzhledem k nule a ne k výše uvedenému vztahu, protože rozdíl je minimální (Spurná, 2008b). Tento postup je zvolen také v předkládané práci, protože je ospravedlnitelný počtem studovaných jednotek a pro čtenáře, který je seznámen s interpretací korelačních koeficientů, je tento postup jednodušší.

Před měřením prostorové autokorelace je důležité rozhodnout, jakým způsobem bude vybrána prostorová váhící funkce w_{ij} , resp. jak bude konstruována prostorová matice W . Obecně existují dva základní typy prostorové matice vah, a to diskrétní a spojité (Maškarinec, 2013). Nejjednodušší variantou diskrétní matice vah je binární matice, kde w_{ij} nabývají pouze hodnoty 0 nebo 1, a to podle toho, zda spolu zvolené územní jednotky přímo sousedí nebo ne (Spurná, 2008b). Naproti tomu v případě spojité matice nabývají její prvky hodnot, které odrážejí sílu vzájemné interakce. Jde většinou o vyjádření klesající intenzity prostorové interakce s rostoucí prostorovou vzdáleností mezi jednotkami (Maškarinec, 2013). V předkládané práci je použita druhá varianta prostorové matice založené na inverzní vzdálenosti mezi studovanými jednotkami, jejíž aplikaci umožňuje program ArcGIS. Bližší jednotky mají tedy při výpočtu větší vliv než jednotky vzdálenější. Vzdálenosti mezi jednotkami jsou vypočteny s pomocí klasické euklidovské vzdálenosti, která je měřena mezi centry jednotek. Statistická významnost výsledků bude posuzována na základě p-hodnoty.

Moranovo I kritérium však stále vyjadřuje prostorovou distribuci studované proměnné na globální úrovni, ve skutečnosti však není pravděpodobné, že se proměnné v prostoru chovají všude stejně, proto je v dalším kroku důležité zabývat se i lokálním pohledem. Lokální indikátory prostorové asociace (local indicators of spatial association, LISA) umožňují dekompozici globálních indikátorů na příspěvky jednotlivých pozorování (Anselin, 1995). To znamená, že součet všech lokálních indikátorů se rovná hodnotě globálního indikátoru. V práci je použita statistika vytvořená Anselinem lokální Moranovo I, která je pro každé pozorování i definována jako (Anselin, 1995):

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j$$

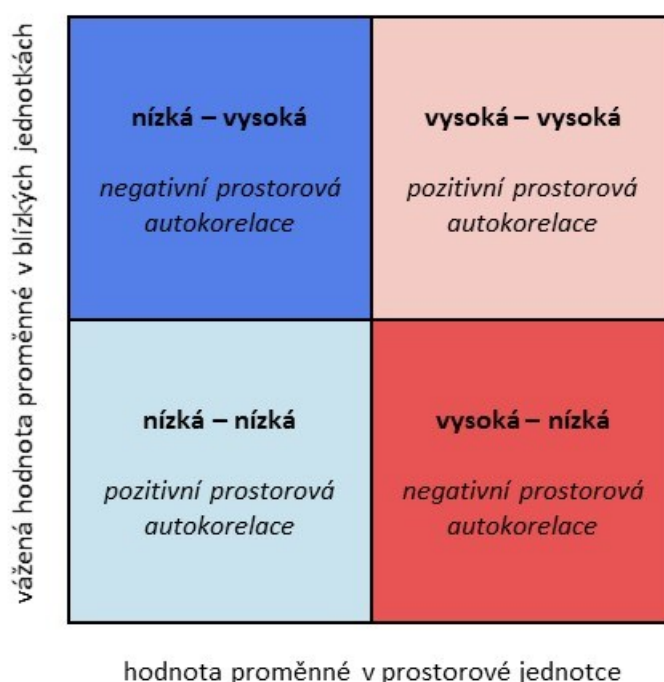
kde z_i, z_j jsou odchylky od průměru,

w_{ij} je vzdálenost bodu jednotky i a jednotky j , přičemž $w_{ii} = 0$ platí pro všechny jednotky,

sčítání přes j probíhá tak, že jsou zahrnuty pouze sousedící hodnoty $j \in J_i$.

Výsledky analýzy LISA umožňují kategorizovat sledované jednotky podle jejich prostorové autokorelace do čtyř skupin, které odpovídají čtyřem kvadrantům Moranova diagramu (obrázek 14). Metoda umožňuje odhalit shluky jednotek s podobnými hodnotami studované proměnné, hodnoty proměnné ve shluku mohou být podprůměrné (tzv. „cold spots“, hodnota nízká – nízká, levý dolní roh diagramu) nebo nadprůměrné (tzv. „hot spots“, hodnota vysoká – vysoká, pravý horní roh diagramu). Metoda zároveň identifikuje i prostorové odchylky (tzv. „spatial outliers“), pro které je charakteristická buď nadprůměrná (hodnota vysoká – nízká, pravý dolní roh diagramu), nebo podprůměrná (hodnota nízká – vysoká, levý horní roh diagramu) hodnota v dané jednotce vzhledem ke svému bezprostřednímu okolí (Maškarinec, 2013).

Obr. 14 – Moranův diagram



Zdroj: Maškarinec (2013b, s. 50)³⁴

Pokud nechceme analyzovat pouze přítomnost, respektive nepřítomnost prostorových vzorců v datech, ale chceme pochopit také prostorové vztahy mezi proměnnými, výše zmíněné metody nám již nebudou stačit. Poměrně jednoduchou metodu analýzy vztahů na lokální úrovni představuje geograficky vážená regrese (geographically weighted regression, GWR), která byla vytvořena v 90. letech 20. století. Využití geograficky vážené regrese pro analýzu prostorových dat s sebou přináší hned několik výhod. GWR je založena na tradičním regresním modelu, který je dobře znám a často využíván (Spurná, 2008). Metoda dokáže vysvětlit velkou část prostorové autokorelace v reziduích, která se často objevuje v globálních modelech. Další výhodou je spojena s výběrem významných proměnných. Pokud není proměnná statisticky významná v globálních modelech, může být přesto důležitá lokálně (Keser et al., 2012).

Jako rozšíření klasického regresního modelu lze GWR pro každý bod $i = 1, \dots, n$ zapsat takto:

³⁴ Barvy použité v diagramu odpovídají barvám používaným programem ArcGIS při prezentaci výsledků LISA.

$$Y_i = \beta_{i0} + \sum_{k=1}^{p-1} \beta_{ik} X_{ik} + \varepsilon_i$$

kde Y_i je hodnota závisle proměnné v bodě i ,
 X_{ik} je hodnota k -té nezávisle proměnné v bodě i ,
 β_{i0} je absolutní člen,
 β_{ik} je regresní koeficient pro k -tou nezávisle proměnnou,
 ε_i je náhodná složka v bodě i (Wheeler, Paez, 2010).

Pro výpočet modelu geograficky vážené regrese pro daný regresní bod je potřeba určit prostorové jádro, které určuje vhodné vážení datových bodů na základě vzdálenosti od regresního bodu (Spurná, 2008). V podstatě se jedná o funkci vyjadřující pokles intenzity prostorových interakcí s rostoucí vzdáleností od regresního bodu. Regresní bod je při analýze polygonů většinou umístěn do jejich centra (Keser et al., 2012). Výsledky GWR tak závisí na zvoleném typu vážící funkce a nastavené šíři pásma, které na regresní bod působí. Použité vážící funkce mají většinou tvar Gaussovy křivky (Charlton et al., 2009). Dle Fotheringham et al. (2002) jsou výsledky geograficky vážené regrese poměrně necitlivé k výběru vážící funkce a jsou daleko více ovlivněny volbou šířky pásma. Pokud je nastavené pásmo příliš široké, pak data obsažená ve výpočtu každého odhadu regresního koeficientu β_{ik} budou zahrnovat téměř celé studované území a odhady se budou velmi blížit těm, které lze získat z globálních statistických metod. Na druhou stranu, pokud bude zahrnuté pásmo velmi úzké, kalibrace bude postavena na velmi malém počtu pozorování, což způsobí, že odhady β_{ik} mohou být poměrně nepřesné (Brunsdon et al., 1998).

Při nastavení modelu GWR lze použít jeden ze dvou základních typů prostorových jader, a to fixní nebo adaptivní. Fixní prostorová jádra se hodí pro případy, kdy jsou jednotky ve studovaném území rozprostřeny relativně pravidelně. Pokud však analyzované jednotky v prostoru pravidelně rozmístěny nejsou a vytvářejí shluky s vyšší hustotou, pak je obecně lepší umožnit přizpůsobení prostorového jádra, a to tak, že se pásmo rozšiřuje v místech, kde je jednotek málo, a zmenšuje tam, kde jsou jednotky umístěny blíže u sebe (Charlton, Fotheringham, 2009).

Model GWR poskytuje soubor odhadů lokálních regresních koeficientů pro každý regresní bod, který je pro lepší porozumění prostorových závislostí vhodné znázornit v mapě (Spurná, 2008). Kromě regresních koeficientů počítá model také odhady závisle proměnné, rezidua a standardizovaná rezidua a obdobně jako klasický regresní model také lokální koeficienty determinace R^2 (Charlton, Fotheringham, 2009).

Všechny prostorové analýzy v předkládané práci, tedy výpočet globálních i lokálních charakteristik prostorové autokorelace a geograficky vážená regrese, byly vypočteny a vizualizovány v programu ArcGIS 10.3.1.

Výsledky neprostorových a prostorových analýz jsou na závěr srovnány na základě upraveného koeficientu determinace R^2 . Zároveň jsou porovnávána i rezidua, tedy rozdíl mezi pozorovanými a očekávanými hodnotami studované proměnné, s využitím globálního Moranova I kritéria. Cílem je prozkoumat rozdíl v prostorové autokorelaci reziduí u klasického lineárního modelu a modelu GWR.

Kapitola 4

Odpadové hospodářství v České republice

V této kapitole budou kombinována data o produkci komunálních odpadů ze dvou zdrojů. Prvním zdrojem bude Český statistický úřad, resp. EUROSTAT (EUROSTAT, 2017 a EUROSTAT, 2017b), druhým potom Česká informační agentura pro životní prostředí a jí spravovaná databáze ISOH (CENIA, 2011, CENIA, 2013 a CENIA 2016).

V první části kapitoly (podkapitola 4.1), která obsahuje mezinárodní srovnání produkce komunálního odpadu, budou použita data Českého statistického úřadu a EUROSTATu. Statistické úřady jednotlivých evropských zemí poskytují EUROSTATu informace o produkci komunálních odpadů na území jednotlivých států. Pro sběr dat používají tyto statistické úřady jednotnou metodiku, kterou vydává a upřesňuje EUROSTAT, a proto by jimi poskytovaná data měla umožňovat mezinárodní srovnání. EUROSTAT definuje komunální odpad jako „odpad produkováný především z domácností, ačkoli může být zahrnut i podobný odpad z obchodů, úřadů a veřejných institucí. Vyprodukované množství komunálního odpadu sestává z odpadu shromážděného obcí nebo jejím jménem a odstraněného v rámci systému odpadového hospodářství“ (vlastní překlad dle European Environment Agency, 2013, str. 7–8). EUROSTAT navíc pravidelně vydává nová doporučení, která by měla kvalitu a srovnatelnost dat z jednotlivých zemí postupně dále zlepšovat.

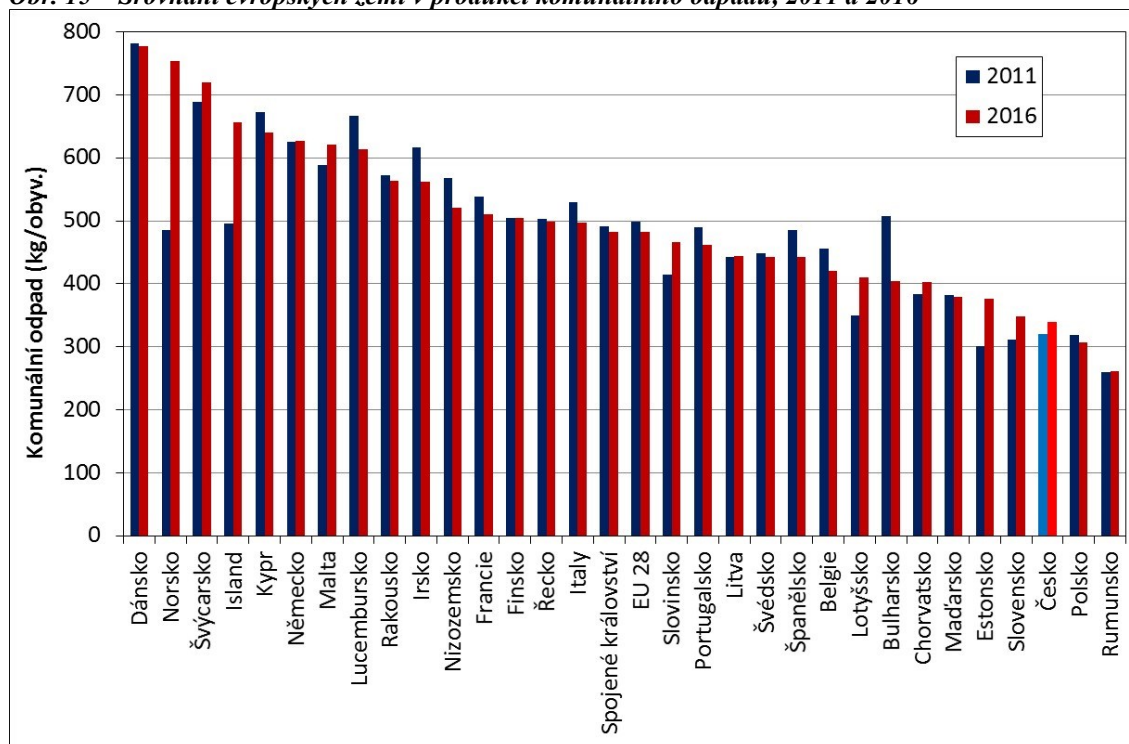
V druhé části kapitoly (podkapitola 4.2), která se bude zabývat již pouze produkcí komunálního odpadu v České republice, jsou použita data publikovaná Českou informační agenturou životního prostředí na základě výsledků databáze ISOH (CENIA, 2013). Tyto údaje lépe popisují také regionální rozdíly v produkci komunálních odpadů a databáze ISOH navíc poskytuje i informace o produkci tříděných složek komunálního odpadu.

4.1 Mezinárodní srovnání produkce komunálního odpadu

Ve srovnání s dalšími evropskými zeměmi je průměrná produkce komunálního odpadu na osobu v Česku poměrně nízká, jak naznačuje následující obrázek (obr. 15). V grafu jsou znázorněny údaje za 28 členských zemí Evropské unie, Švýcarsko, Norsko a Island v roce 2011 a 2016, respektive v posledním roce, za který jsou dostupné údaje. Česko se společně s dalšími zeměmi střední a východní Evropy dlouhodobě pohybuje výrazně pod průměrem Evropské unie. Na opačné straně spektra se potom nacházejí převážně nejvyspělejší země západní Evropy.

V těchto zemích je průměrná produkce komunálního odpadu na osobu ve srovnání s Českem až dvojnásobná. Při postupném sblíživání ekonomických, sociálních i environmentálních podmínek v zemích EU lze předpokládat, že se i úroveň produkce komunálního odpadu u nás a v dalších nových členských zemích bude přibližovat množství produkovanému v západní Evropě.

Obr. 15 – Srovnání evropských zemí v produkci komunálního odpadu, 2011 a 2016



Poznámky: Pro Irsko nebyly dostupné údaje za rok 2016, proto byly nahrazeny posledním dostupným rokem 2014

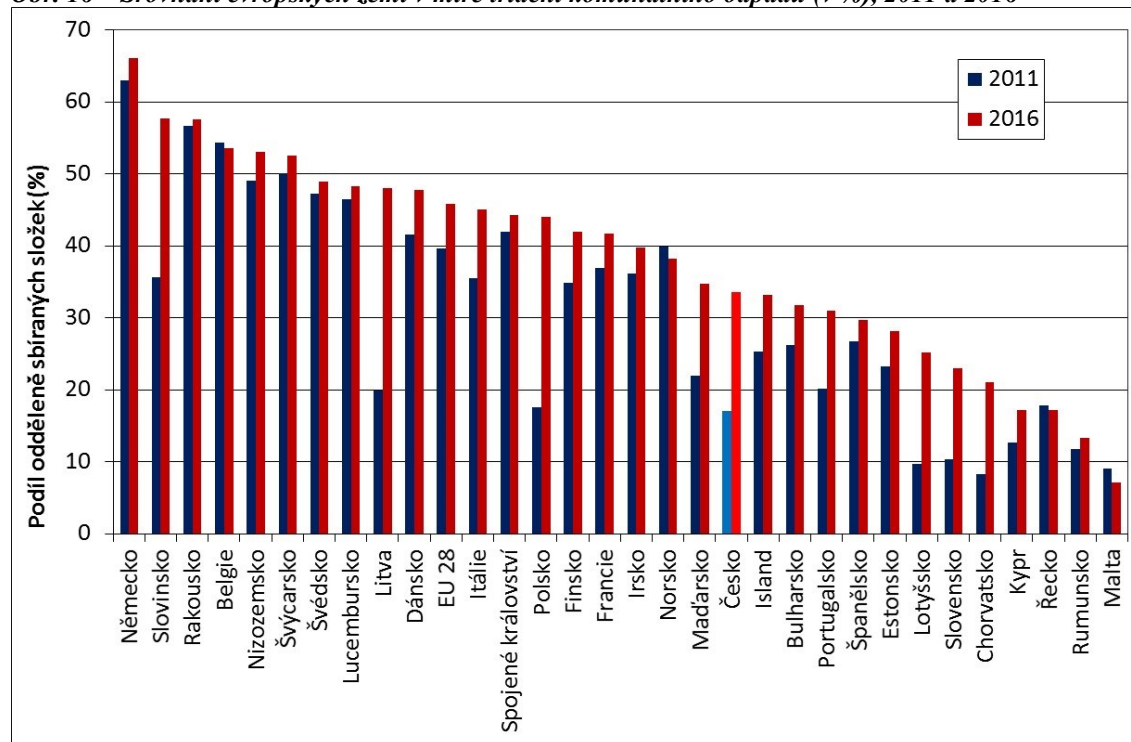
Zdroj dat: EUROSTAT, 2017

Mezinárodní srovnání produkce komunálního odpadu je však vždy problematický úkol. Ačkoli statistické úřady používají jednotnou definici dle EUROSTATu, stále existuje řada možných překážek, které srovnatelnost údajů za jednotlivé země komplikují. Některé země do skupiny komunálního odpadu nezahrnují objemný odpad nebo odpad ze zahrad. Problematické je i to, že dle definice EUROSTAT může komunální odpad obsahovat i odpad, který má podobné vlastnosti, ale produkují ho jiné subjekty než domácnosti. Potom záleží na specifické situaci v jednotlivých zemích, zda obce tento typ odpadu v rámci svého systému sběru odpadu také evidují. V některých zemích také funguje oddělený systém sběru odpadů z obalů (European Environment Agency. 2013).

Problematické je i srovnání produkce odděleně sbíraných složek komunálního odpadu a způsobů nakládání s odpadem v jednotlivých zemích. Obojí je sice rámcově dáno cíli a strategiemi formulovanými v rámci celé Evropské unie, zároveň jsou však obě oblasti výrazně ovlivněny nastavením systému odpadového hospodářství v jednotlivých zemích. Pro představu však přesto uvádíme srovnání míry třídění v jednotlivých zemích Evropské unie, Švýcarsku, Norsku a na Islandu v roce 2011 a 2016, respektive v posledním roce, za který jsou dostupné údaje (obr. 16). I v tomto případě se Česko pohybuje v obou uvedených letech pod průměrem Evropské unie a v roce 2016 dosáhlo téměř poloviny úrovně nejlépe třídících zemí, ke kterým se tradičně řadí Německo a Rakousko a v posledních letech také Slovinsko. Podle údajů

EUROSTATu se úroveň třídění v Česku mezi roky 2011 a 2016 zvýšila o více než 16 procentních bodů a naše republika se v míře třídění dostala před většinu zemí východní ale i jižní Evropy. Podle údajů z CENIA, která budou blíže představena dále, však zvýšení podílu separovaných složek odpadu za posledních několik let v Česku není zdaleka tak významné.

Obr. 16 – Srovnání evropských zemí v míře třídění komunálního odpadu (v %), 2011 a 2016



Poznámky: Pro Irsko nebyly dostupné údaje za rok 2016, proto byly nahrazeny posledním dostupným rokem 2014

Míra třídění komunálního odpadu je spočtena jako hmotnost odděleně sbíraných složek komunálního odpadu k celkové hmotnosti komunálního odpadu.

Zdroj dat: EUROSTAT, 2017b

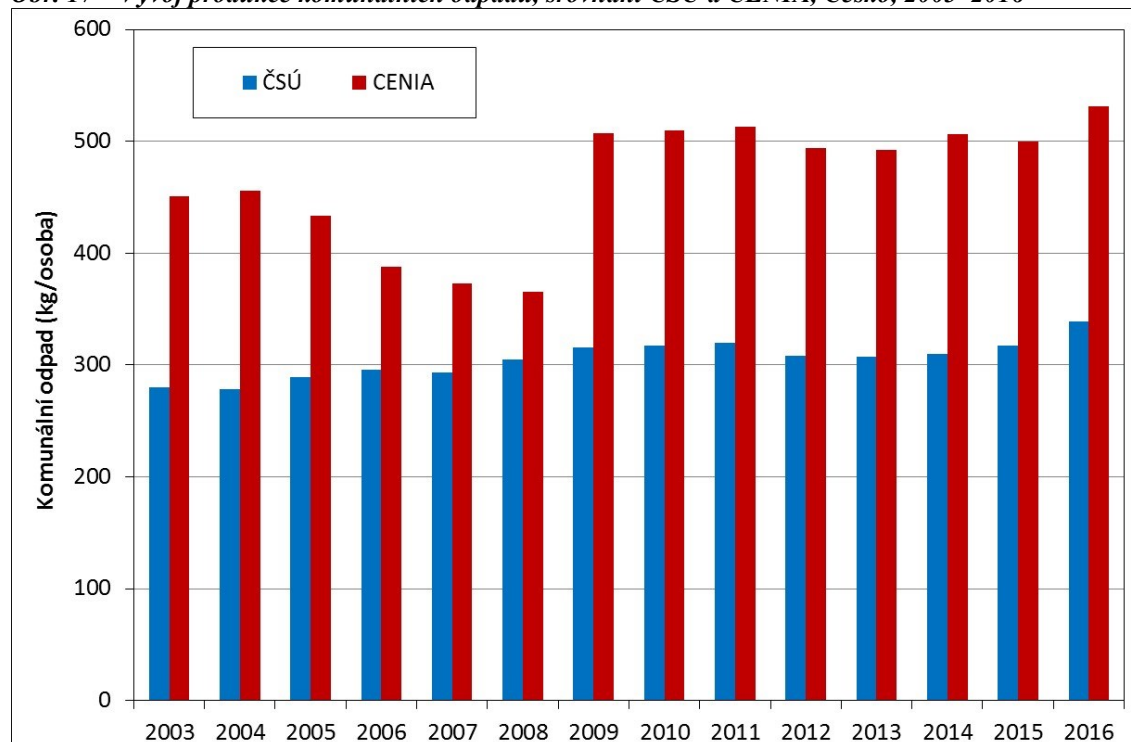
4.2 Produkce komunálních odpadů v České republice

Odpadové hospodářství má na území České republiky poměrně dlouhou historii, která sahá až do 19. století (Benešová, 2011). Nejvýznamnější rozvoj ovšem zaznamenalo až od 90. let 20. století. Od poloviny 90. let 20. století musela Česká republika harmonizovat svůj právní řád s Evropskou unií, aby naplňovala podmínky členství v Unii (Svaz měst a obcí České republiky, 2011). Významným milníkem ve vývoji odpadového hospodářství u nás bylo přijetí zákona o odpadech v roce 1997. S úpravami legislativy v oblasti odpadového hospodářství souvisí i zkvalitnění předpisů pro evidenci údajů o produkci komunálního odpadu.

Jak je vidět z obrázku 17, dva základní zdroje údajů o produkci komunálních odpadů v České republice, kterými jsou Český statistický úřad a Česká informační agentura životního prostředí (CENIA), se v publikovaných datech o průměrné produkci komunálního odpadu na osobu a rok poměrně významně liší. V roce 2008, kdy se hodnoty z obou zdrojů nejvíce sblížily, bylo množství komunálního odpadu podle ČSÚ přibližně na úrovni 80 % produkce podle CENIA. Ve většině let však produkce podle ČSÚ dosahuje pouze přibližně 60 % produkce

podle CENIA. Odchytky mezi těmito dvěma zdroji jsou způsobeny rozdíly v metodikách, způsobu sběru a zpracování dat (viz kapitola 1.3 Zdroje dat).

Obr. 17 – Vývoj produkce komunálních odpadů, srovnání ČSÚ a CENIA, Česko, 2003–2016



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2013a a 2017b a CENIA, 2013 a 2017

Z důvodů výše zmíněných rozdílů většina dokumentů pracuje pouze s jedním ze zdrojů. Údaje ČSÚ vycházejí z výběrového šetření a ČSÚ nesleduje všechny ekonomické subjekty, které mají povinnost evidovat nakládání s odpady (IEEP, 2011). ČSÚ vychází ze stejné definice odpadů i komunálních odpadů jako CENIA³⁵, pravděpodobně však přesto vykazuje pouze množství komunálních odpadů z domácností bez odpadu podobného komunálnímu (Benešová, 2011). Nejedná se tedy o celou skupinu 20 Katalogu odpadů a dochází tak k podhodnocování produkce komunálního odpadu³⁶. To může být i jednou z příčin velmi dobrého postavení Česka v mezinárodním srovnání produkce komunálního odpadu uvedeném v předchozí podkapitole 4.1.

V datech publikovaných CENIA na základě údajů z databáze ISOH je patrný velký rozdíl mezi lety 2008 a 2009. Tento nárůst je způsoben změnou metodologie sběru údajů, a ne skutečným skokovým nárůstem produkce komunálního odpadu v českých obcích. Při srovnání množství odpadů evidovaných v ISOH se skutečným objemem komunálního odpadu, se kterým bylo každoročně nakládáno na zařízeních pro nakládání s komunálním odpadem, byly mezi těmito dvěma zdroji pozorovány stále větší rozdíly. Situace proto statisticky vypadala tak, že je v České republice nakládáno s většími objemy odpadů, než kolik jich je dle evidence produkováno, tento rozdíl navíc před rokem 2009 neustále meziročně narůstal. Tato situace byla způsobena tím, že databáze ISOH nezahrnuje komunální odpad produkováný původci, kteří

³⁵ Komunálním odpadem se rozumí odpad z domácností a podobný odpad (Český statistický úřad, 2017b).

³⁶ Český statistický úřad k tomu v metodických poznámkách uvádí pouze, že „produkce komunálního odpadu byla stanovena matematicko-statistickými metodami z údajů vykázaných vybraným vzorkem obcí“ (Český statistický úřad, 2017b).

nepřekročili ohlašovací limit podle zákona o odpadech, část odpadů tedy není systémem na straně produkce odpadu evidována. Koncová zařízení, která s komunálními odpady nakládají, však evidují veškerý odpad, protože pro ně žádný limit pro ohlašovací povinnost stanoven není a jsou povinna objem odpadu, se kterým nakládají, ohlásit vždy. Od roku 2009 je proto při zpracování konečných dat, která jsou sbírána podle zákona o odpadech, prováděn dopočet množství odpadů od podlimitních původců k celkovému množství produkováných odpadů (CENIA, 2012).

Data shromážděvaná Českým statistickým úřadem podle jednotné metodiky po delší časové období než údaje CENIA tak vlastně mohou být dobrým nástrojem pro hodnocení vývojového trendu³⁷. Z prezentovaných údajů dle ČSÚ je patrné poměrně pomalé, ale nepřetržité narůstání průměrné produkce komunálního odpadu od roku 2003. K zastavení tohoto trendu došlo až v roce 2012, kdy průměrné množství komunálního na osobu poprvé kleslo, a to o 12 kg oproti roku 2011. Na této úrovni se produkce komunálního odpadu držela další dva roky. V roce 2015 pak došlo k návratu téměř na hodnotu z roku 2011. Údaje za rok 2016 pak naznačují, že znovuoobnovený růstový trend dále pokračuje. To, zda jde o dlouhodobější tendenci, však ukáží až výsledky za další roky.

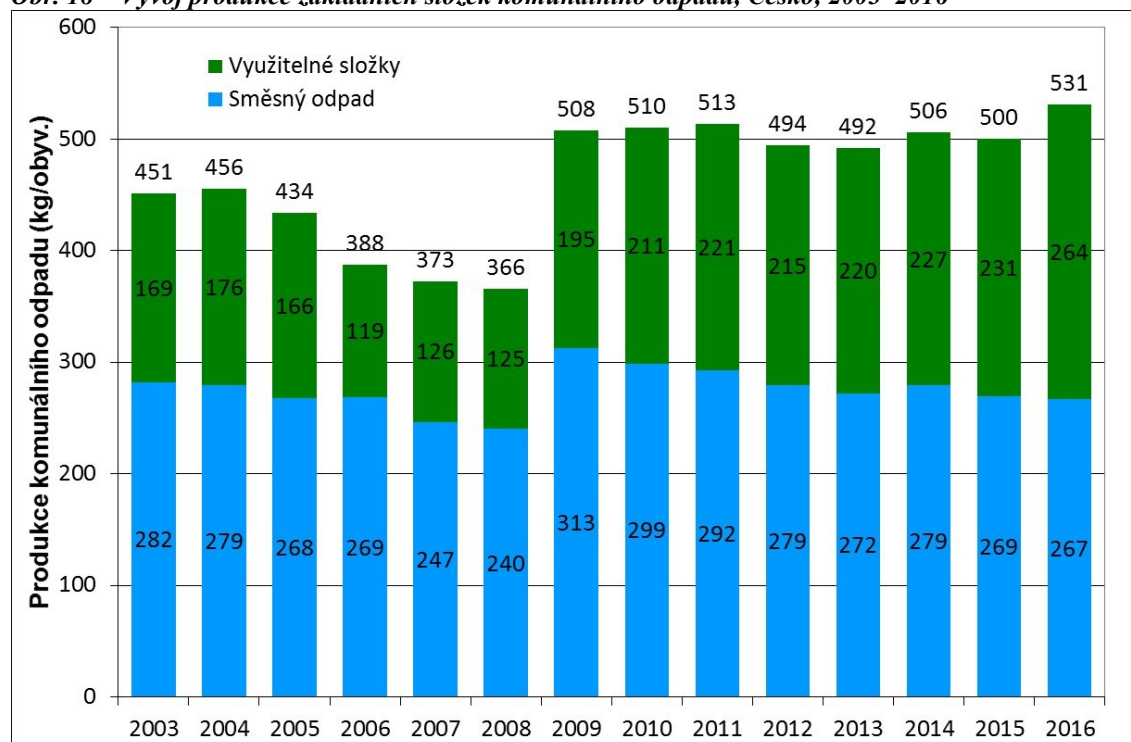
V následujícím textu už budou používána pouze data z ISOH zveřejňovaná agenturou CENIA, a to i přesto, že obsahují výše zmíněný problém z hlediska hodnocení trendu, protože po změně metodiky nebyla původní data zpětně přepočítána. Databáze ISOH obsahuje údaje o komunálním odpadu z obcí, ve kterých žije více než 95 % populace České republiky. Tento zdroj dat navíc umožňuje regionální analýzu. Z databáze byla také získána data pro analýzu meziobecní variability v produkci komunálních odpadů. ISOH navíc sleduje nejen celkovou produkci komunálních odpadů, ale i produkci jednotlivých složek komunálního odpadu, hodí se proto i pro analýzu úrovně třídění, respektive produkce odděleně sbíraných složek a směsného komunálního odpadu v jednotlivých obcích.

Na obrázku 18 můžeme opět pozorovat výraznou diskontinuitu ve vývoji mezi lety 2008 a 2009, je proto nutné porovnávat období před rokem 2008 a od roku 2009 dále odděleně. Mezi roky 2004 a 2008 produkce komunálního odpadu postupně klesala, a to celkem o 19 %. Jak již bylo uvedeno výše, je ale třeba vzít v úvahu zvětšující se rozdíly mezi evidovaným a zpracovávaným množstvím komunálního odpadu, proto lze jen těžko odhadnout, zda byl trend skutečně pozitivní nebo zda ukazuje jen na zvětšující se nespolehlivost evidovaných údajů ve srovnání se skutečností. Od roku 2009 dále pak již předpokládáme, že data jsou spolehlivá a více odpovídají realitě. Mezi lety 2009 a 2011 je patrný velmi mírný nárůst v celkové produkci komunálních odpadů. Pokles produkce odpadu, který v roce 2012 ukazovaly výsledky šetření Českého statistického úřadu, je patrný i z dat z databáze ISOH. Jedná se o pokles o téměř 20 kg na osobu a rok. Na rozdíl od ČSÚ zaznamenala CENIA opětovný nárůst produkce již v roce 2014, který byl kompenzován mírným snížením v roce 2015, ale dále pokračoval v roce 2016. Mezi lety 2015 a 2016 pozorujeme vůbec největší meziroční zvýšení množství

³⁷ Klesající trend ve vývoji komunálního odpadu před rokem 2009 dle dat z CENIA byl sice ve Zprávách o životním prostředí České republiky hodnocen jako pozitivní (např. CENIA, 2009), ale i zde je uvedeno, že se „rozdíly mezi evidovanou a skutečnou produkcí odpadu stále zvyšovaly“ (CENIA, 2009, s. 109). Pokles pozorovaný v datech je tak spíše výsledkem nedostatků v evidenci než skutečného snižování množství produkováného objemu komunálního odpadu.

produkovaného komunálního odpadu, a to o 31 kg na osobu a rok. Vzhledem k rozkolísanosti hodnot mezi jednotlivými lety je však poměrně obtížné předpovídat, jaký bude další vývoj celkové produkce komunálního odpadu.

Obr. 18 – Vývoj produkce základních složek komunálního odpadu, Česko, 2003–2016



Zdroj dat: CENIA, 2013 a 2017

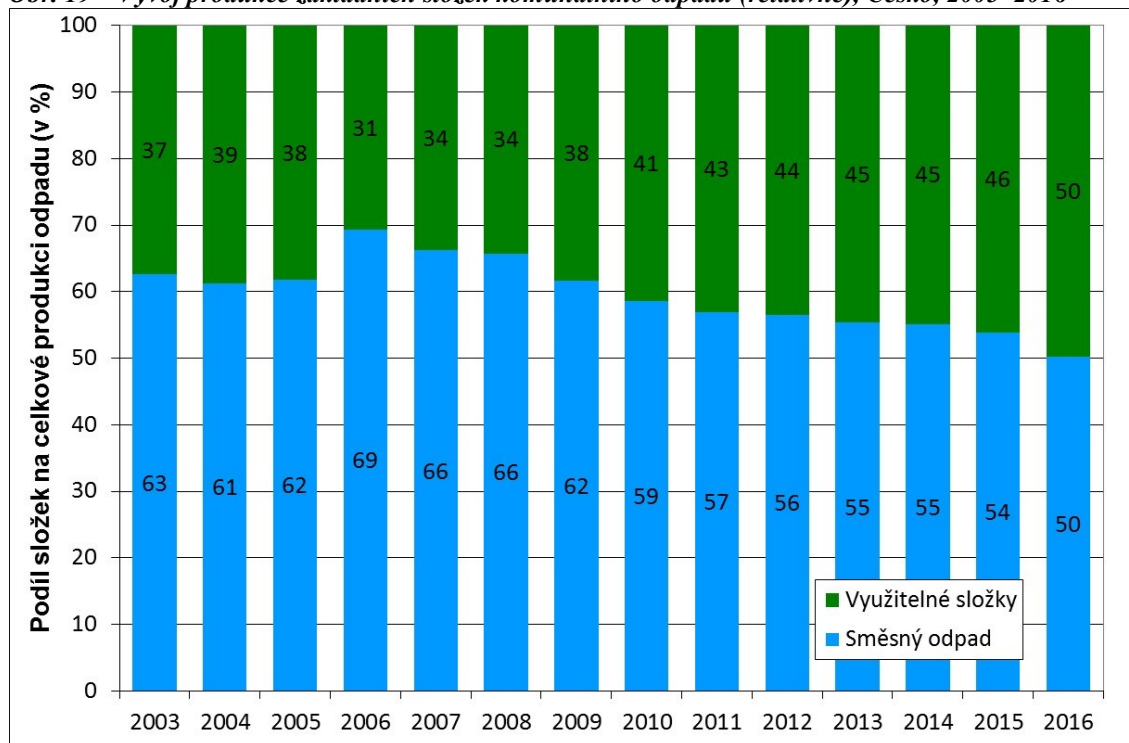
V absolutním vyjádření je zřetelný také pokles množství produkovaného směsného komunálního odpadu, a to v obou obdobích. V roce 2008 dosahovala průměrná produkce směsného komunálního odpadu 85 % roku 2003, to znamená, že hmotnost směsného komunálního odpadu klesala v celém tomto období o 3 % ročně. Pokud srovnáme druhé období, byl pokles do roku 2013 také poměrně rychlý. V roce 2013 se množství produkovaného směsného komunálního odpadu pohybovalo na 86 % roku 2009. To je průměrný meziroční pokles o 3,5 %. Následně došlo k zastavení, resp. zpomalení poklesu a až budoucí roky ukážou, jak bude vypadat další vývoj produkce směsného komunálního odpadu v Česku.

Pokles celkové produkce komunálního odpadu v prvním období do roku 2008 byl provázen také poklesem absolutního množství shromažďovaných využitelných složek komunálního odpadu. V druhém období mezi lety 2009 a 2015 naopak množství odděleně sbíraných složek více méně plynule narůstá, což je příznivý trend. Absolutní množství využitelných složek odpadu mírně pokleslo pouze v roce 2012. V dalších letech se již vývoj vrátil k původnímu trendu a množství využitelných složek komunálního odpadu se dál meziročně zvyšuje.

Na obrázku 19 je znázorněno relativní zastoupení využitelných složek a směsného odpadu na celkové produkci komunálního odpadu v Česku. Zde je ještě lépe patrný klesající trend v podílu tříděných složek do roku 2008 a naopak nárůst jejich zastoupení po roce 2009. Díky poklesu celkového množství komunálního odpadu v roce 2012 nedošlo k přerušení trendu růstu podílu využitelných složek v odpadu ani v roce 2012 a využitelné složky představovaly 44 % celkové produkce komunálního odpadu v tomto roce. V roce 2015 tvořily dokonce 46 % a

v roce 2016 již 50 %. Do budoucna lze předpokládat, že se podíl tříděných složek bude dále zvyšovat a přibližovat se k hodnotám kolem 60 %, které lze pozorovat v zemích západní Evropy (viz obrázek 16 v předchozí podkapitole 4.1).

Obr. 19 – Vývoj produkce základních složek komunálního odpadu (relativně), Česko, 2003–2016



Zdroj dat: CENIA, 2013 a 2017

Na úrovni celé České republiky tedy produkce komunálních odpadů spíše stagnuje, dochází k postupnému nárůstu množství tříděných složek odpadu a naopak se snižuje produkce odpadů směsných. Tento trend je zřetelný pro agregované údaje za celou Českou republiku, jednotlivé regiony, města a obce se však samy mohou vyvíjet zcela odlišně. Proto budou v následující části představeny jednak základní regionální rozdíly v produkci komunálních odpadů, jejichž bližší analýzu až na úroveň obcí umožnilo získání dat z databáze ISOH. Nejprve však bude představena produkce komunálních odpadů podle typu zástavby, který v důsledku spolupůsobení celé řady faktorů, vede k signifikantním rozdílům v produkci směsného i tříděného komunálního odpadu.

4.2.1 Produkce komunálního odpadu podle typu zástavby

Produkce komunálního odpadu i jednotlivých jeho složek se liší podle typu zástavby v lokalitě, kde je odpad produkován. Rozdíly jsou způsobeny kombinací celé řady faktorů, které již byly dříve diskutovány. Analýza množství produkovaného odpadu v závislosti na typu zástavby není běžnou součástí oficiálních statistik, ale na území České republiky byla prováděna již několikrát v rámci projektů realizovaných Karlovou univerzitou. V následující části jsou prezentovány výsledky výzkumného projektu SP2f1/132/08 „Výzkum vlastností komunálních odpadů a optimalizace jejich využívání“ programu VaV MŽP, výsledky jsou převzaty z publikace Benešová et al. (2011).

Ve výzkumu byly rozlišovány tři základní typy zástavby:

1. Sídlištní zástavba – zástavba bytových domů s centrálním zásobováním teplem, bez možnosti odpad v místě vzniku jakkoli využít, zastoupení služeb a živnostenských provozoven je zde pouze nevýznamné;
2. Smíšená zástavba – převážně starší zástavba bytových domů se smíšeným ústředním, etážovým nebo lokálním vytápěním plynem nebo elektřinou, vytápění pevnými palivy pouze v zanedbatelné míře, zastoupení služeb a živnostenských provozoven je zde významné;
3. Venkovská zástavba – zástavba rodinných domů s převažujícím podílem lokálního vytápění na pevná paliva, větší možnost spalování odpadu v domácích topeništích, také větší možnost zahradního kompostování bioodpadu i zkrmování potenciálního odpadu, zastoupení služeb a živnostenských provozoven je zde pouze nevýznamné.

Pro produkci komunálních odpadů a její odlišnost dle druhu zástavby tedy hraje významnou roli způsob vytápění, respektive možnost část odpadů spalovat. Ve smíšené zástavbě je ještě důležité zastoupení většího množství provozoven živnostníků a poskytovatelů služeb, kteří jsou zapojeni do systému nakládání s odpadem obce.

Tab. 3 – Produkce komunálních odpadů z domácností podle typu zástavby, Česko

Typ zástavby	Měrné množství komunálních odpadů z domácností			
	kg na obyvatele a týden			kg na obyvatele a rok
	Průměr	Maximální hodnoty	Minimální hodnoty	Průměr
Sídlištní zástavba	3,35	3,90	2,51	174
Smíšená zástavba	5,62	6,54	4,80	292
Venkovská zástavba	5,80	8,54	2,76	302

Zdroj: Benešová et al., 2011, str. 34

Tab. 4 – Produkce směsných komunálních odpadů z domácností podle typu zástavby, Česko

Typ zástavby	Měrné množství směsných komunálních odpadů z domácností			
	kg na obyvatele a týden			kg na obyvatele a rok
	Průměr	Maximální hodnoty	Minimální hodnoty	Průměr
Sídlištní zástavba	2,56	3,11	1,72	133
Smíšená zástavba	4,90	5,82	4,08	255
Venkovská zástavba	5,58	8,32	2,54	290

Zdroj: Benešová et al., 2011, str. 34

Rozdíly v produkci komunálních odpadů celkem a směsných komunálních odpadů jsou patrné z předcházejících dvou tabulek (tab. 3 a 4). Použité členění druhů zástavby je stále poměrně hrubé³⁸, proto je i variabilita produkce odpadu v jednotlivých typech zástavby vysoká, jak je patrné zejména v případě venkovské zástavby, která je sice z hlediska průměru sídelní strukturou s nejvyšší produkcí komunálního i směsného komunálního odpadu na osobu, minimální hodnoty má však nižší než zástavba smíšená. V průměru nejméně komunálního i směsného komunálního odpadu je produkováno v sídlištní zástavbě.

³⁸ Bývá používáno i podrobnější členění na sídlištní, smíšenou, vilovou, příměstskou a venkovskou zástavbu (Benešová, 2011). Pro tento typ členění však výsledky šetření nebyly publikovány.

Při porovnání hodnot z tabulek 3 a 4, tedy průměrné produkce komunálního a smíšeného komunálního odpadu, je také vidět, že ve venkovské zástavbě je v průměru produkováno výrazně méně tříděného odpadu než v ostatních typech zástavby. V sídlištní struktuře je to průměrně 41 kg tříděného odpadu na osobu a rok, ve smíšené zástavbě 37 kg a ve venkovské pouze 12 kg.

Studované druhy zástavby se liší také zastoupením jednotlivých složek v komunálním odpadu. Hodnoty prezentované v tabulce 5 jsou výsledkem analýzy prováděné před vytříděním využitelných složek, představují tedy jakýsi potenciál pro množství tříděného odpadu. Ve skutečnosti však i potom, co domácnosti odpad vytřídí, zůstává ve smíšeném komunálním odpadu podstatná část potenciálně využitelných složek. Na výsledných hodnotách je patrné výrazně nižší zastoupení papíru, lepenky a dalších spalitelných odpadů v komunálním odpadu ve venkovské zástavbě. Zároveň má tento typ zástavby i nižší podíl bioodpadu. Naopak je zde vysoké zastoupení jemných podílů komunálního odpadu, tedy zbytků, které zůstanou po prosetí odpadů přes síta o velikosti ok 20x20 mm a 8x8 mm, tzn. frakce 8-20 mm a frakce < 8 mm, z velké části se v tomto případě jedná o popel.

Tab. 5 – Ukazatele skladby komunálních odpadů z domácností

Látková skupina	Průměrný podíl látkových skupin v komunálních odpadech z domácností (hmotnostní %)		
	Sídlištní zástavba	Smíšená zástavba	Venkovská zástavba
Papír/lepenka	25,7	22,6	7,8
Plasty	16,8	17,6	9,8
Sklo	11,2	7,8	4,9
Kovy	1,7	2,1	2,6
Bioodpad	15,6	21,6	11,7
Textil	4,5	4,0	2,3
Minerální odpad	2,2	0,7	6,8
Nebezpečný odpad	0,6	0,3	0,3
Spalitelný odpad	10,6	12,4	9,4
Elektrozařízení	0,6	0,5	0,3
Frakce 20-40 mm	5,0	4,7	4,9
Frakce 8-19 mm	2,8	3,2	7,8
Frakce < 8 mm	2,8	2,5	31,5
Celkem	100,0	100,0	100,0

Zdroj: Benešová et al., 2011, str. 36

Jak bylo vidět z této podkapitoly, rozdíly v produkci a složení komunálních odpadů v různých druzích zástavby jsou významné a promítnou se pravděpodobně také na úrovni obcí, které se sice většinou neskládají pouze z jednoho druhu zástavby, ale liší se podíly zastoupení jednotlivých typů. U menších obcí převážně vesnického charakteru může hrát velkou roli vysoký podíl venkovské zástavby, zatímco u průmyslových měst s rozsáhlými bytovými celky sídlištního typu bude významný vliv sídlištní zástavby. Na úrovni obcí není možné typ zástavby v jednotlivých částech obce nebo celkově převažující typ zástavby bez znalosti konkrétních podmínek určit, proto bude v modelu pro Českou republiku typ zástavby aproximován podílem domácností žijících v rodinných domech. Možnost spalovat část produkováného odpadu je

vyjádřena proměnnou podíl bytů s topením na pevná paliva. Dále s typem zástavby souvisí i proměnná hustota osídlení, protože v obcích s převládající zástavbou rodinných domů je obecně nižší hustota osídlení než v obcích s převahou sídlištní zástavby.

4.2.2 Regionální rozdíly produkce komunálního odpadu

Variabilita mezi jednotlivými kraji v České republice je značná, a to i přesto, že na úrovni těchto územních celků již dochází ke značné agregaci a vnitroregionální rozdíly jsou zde do značné míry setřeny. Produkce komunálních odpadů v krajích je prezentována v tabulce 6. Jedná se opět o data publikovaná agenturou CENIA, takže i zde je patrná změna v metodologii sběru dat mezi lety 2008 a 2009. Pro snazší orientaci je připojena tabulka 7, která znázorňuje odchylku v produkci komunálního odpadu v kraji od průměru České republiky v daném roce. Kladná čísla znamenají produkci komunálního odpadu nad průměrem Česka, zatímco kraje se zápornými hodnotami produkují méně odpadu než je průměr v zemi v daném roce.

Prakticky po celé období po roce 2009 je krajem s nejvyšší produkcí komunálního odpadu Praha (s výjimkou roku 2014, kdy byla nejvyšší produkce vykázána v Olomouckém kraji, ale vzhledem k hodnotám za ostatní roky jde pravděpodobně o náhodný výkyv, a také roku 2016, kdy byla nejvyšší produkce v kraji Středočeském). Na druhém a třetím místě z hlediska množství produkovaného odpadu se od roku 2009 do roku 2014 střídají nejčastěji kraje Moravskoslezský a Středočeský. Produkce komunálního odpadu v Moravskoslezském kraji se výrazně zvýšila až v roce 2010, dříve se tento kraj pohyboval převážně pod průměrem celé republiky a v letech 2015–2016 se opět dostal po český průměr. Ve Středočeském kraji byla produkce odpadu nadprůměrná téměř v celém sledovaném období s výjimkou let 2010 a 2011, kdy klesla k průměru Česka. Středočeský kraj, hlavní město Praha a Moravskoslezský kraj se díky vysoké specifické produkci komunálního odpadu a zároveň i vysokým počtům obyvatel velmi výrazně podílejí na celkové produkci komunálního odpadu České republiky, dohromady tvoří téměř 40 % celkové produkce komunálních odpadů v zemi. Dlouhodobě nadprůměrnou produkci komunálního odpadu vykazoval už jenom Ústecký kraj, až v posledních třech letech zde došlo k poklesu pod celorepublikový průměr.

Naopak krajem s nejnižší průměrnou produkcí komunálního odpadu byl do roku 2009 kraj Vysočina. V dalších letech již situace není tak jednoznačná a na pozici kraje s nejnižšími hodnotami produkce se střídají kraje Zlínský, Královéhradecký, v roce 2015 také Karlovarský a 2016 Liberecký. Ve Zlínský kraj je jediným krajem, který se po celé sledované období udržel pod celostátním průměrem. Dlouho se pod průměrnou hodnotou držela také Vysočina, ale v roce 2015 ho poprvé překročila a zůstala nad ním i v posledním roce, za který máme dostupná data. Naopak nad průměrem začínal Jihomoravský kraj, jehož specifické produkce klesl mezi lety 2008 a 2009 a od té doby patří stabilně ke krajům s nižší úrovní produkce komunálního odpadu. U ostatních krajů je meziroční fluktuace vyšší, hodnoty produkce komunálního odpadu jsou v některých letech pod průměrem republiky a v jiných nad jejím průměrem. V tabulce 6 je také uvedeno variační rozpětí mezi kraji. Z hodnot je patrné, že se rozdíl mezi krajem s maximální a minimální hodnotou sice po roce 2009 snížil, ale pozorovaná variabilita je stále značná.

Tab. 6 – Vývoj produkce komunálních odpadů v krajích (kg/osoba/rok), Česko, 2003, 2007–2016

Kraj	2003	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Hl. m. Praha	488	463	502	644	609	647	563	564	569	578	569
Středočeský	520	407	406	621	510	500	548	544	540	540	584
Jihočeský	553	346	270	426	446	454	462	452	466	481	562
Plzeňský	564	390	304	439	449	469	461	520	489	513	519
Karlovarský	469	508	307	451	467	486	437	432	440	438	530
Ústecký	445	452	423	569	545	557	498	512	495	486	511
Liberecký	435	371	372	519	518	487	479	465	466	494	463
Královéhradecký	370	323	288	439	562	423	448	425	433	462	520
Pardubický	322	328	374	463	501	475	447	484	475	545	530
Vysočina	307	276	258	416	466	443	462	468	484	507	558
Jihomoravský	477	379	406	490	483	461	449	442	454	459	485
Olomoucký	312	318	316	469	458	538	463	476	611	462	537
Zlínský	356	333	301	416	440	444	433	433	459	452	478
Moravskoslezský	375	294	337	467	537	586	560	508	545	488	523
ČR celkem	436	373	366	507	510	513	494	492	506	500	531
Variační rozpětí	257	232	244	228	169	224	130	139	178	140	121

Zdroj dat: CENIA, 2013 a 2017

Tab. 7 – Vývoj odchylky produkce komunálních odpadů v krajích od průměru Česka, Česko, 2003, 2007–2016

Kraj	2003	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Hl. m. Praha	52	90	136	137	99	134	69	72	63	78	38
Středočeský	84	34	40	114	0	-13	54	52	34	40	53
Jihočeský	117	-27	-96	-81	-64	-59	-32	-40	-40	-19	31
Plzeňský	128	17	-62	-68	-61	-44	-33	28	-17	13	-12
Karlovarský	33	135	-59	-56	-43	-27	-57	-60	-66	-62	-1
Ústecký	9	79	57	62	35	44	4	20	-11	-14	-20
Liberecký	-1	-2	6	12	8	-26	-15	-27	-40	-6	-68
Královéhradecký	-66	-50	-78	-68	52	-90	-46	-67	-73	-38	-11
Pardubický	-114	-45	8	-44	-9	-38	-47	-8	-31	45	-1
Vysočina	-129	-97	-108	-91	-44	-70	-32	-24	-22	7	27
Jihomoravský	41	6	40	-17	-27	-52	-45	-50	-52	-41	-46
Olomoucký	-124	-55	-50	-38	-52	25	-31	-16	105	-38	6
Zlínský	-80	-40	-65	-91	-70	-69	-61	-59	-47	-48	-53
Moravskoslezský	-61	-79	-29	-40	27	73	66	16	39	-12	-8

Zdroj dat: CENIA, 2013 a 2017

Vzhledem k tomu, že tato práce je zaměřena primárně na situaci na úrovni obcí, shrnuje následující tabulka (tab. 8) základní statistické charakteristiky produkce komunálního odpadu, resp. vybraných složek komunálního odpadu v obcích Česka ve studovaném roce 2011. Do tabulky jsou již zařazeny pouze obce, které do systému nahlásily větší než nulové množství dané složky komunálního odpadu a vyloučeny byly také extrémně vysoké hodnoty produkce, které vzhledem k hodnotám v ostatních obcích nemohly odrážet skutečnost, ale jednalo se pravděpodobně o chybné údaje. Po vyloučení těchto hodnot v souboru pro analýzu komunálního a směsného komunálního odpadu stále zůstává téměř 5 500, resp. 5 100 obcí, tj. tedy téměř

88 %, resp. 82 % všech tehdy existujících obcí. V případě odděleně sbíraných složek odpadu zůstane obcí, které do systému nahlásily produkci tohoto odpadu sice méně (necelých 4 800 obcí), stále se však jedná o téměř 75 % všech obcí.

Z tabulky 8 je patrné, že mezi obcemi panují výrazné rozdíly v produkci odpadu, a to jak celkem, tak i v případě odděleně sbíraných složek. V případě smíšeného komunálního a komunálního odpadu existují obce, které do systému reportují téměř trojnásobné množství produkovaného odpadu než je průměr. V případě tříděných složek jsou rozdíly ještě větší.

Tab. 8 – Základní statistické charakteristiky studovaných složek komunálního odpadu, obce, Česko, 2011

	Počet pozorování	Minimum	Průměr	Maximum	Směrodatná odchylka
Komunální odpad	5459	10,0	276,6	799,8	132,5
Smíšený komunální odpad	5091	0,1	227,3	748,3	105,9
Sklo	4795	0,1	13,8	379,8	9,9
Plasty	4798	0,1	11,5	172,2	7,3

Zdroj dat: CENIA, 2011

Tab. 9 – Základní statistické charakteristiky studovaných složek komunálního odpadu, obce dle velikostních kategorií, Česko, 2011

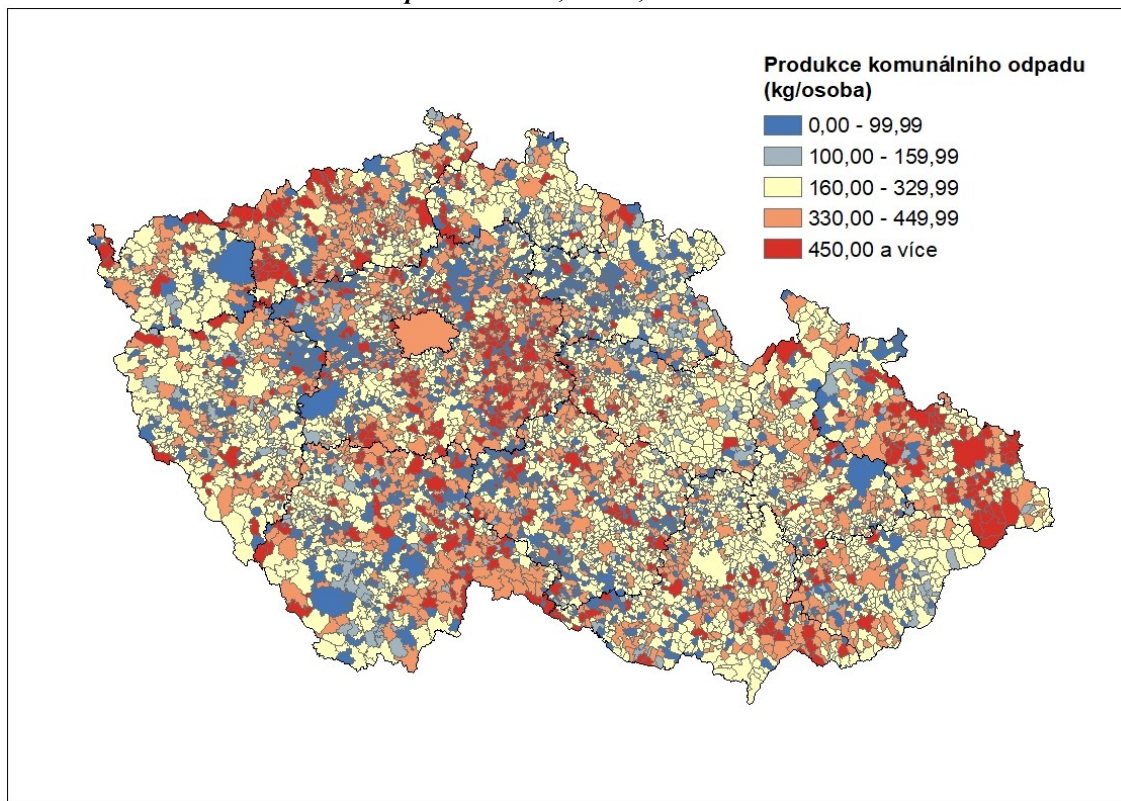
Velikostní kategorie obcí dle počtu obyvatel	Počet pozorování	Minimum (kg/obyv)	Průměr (kg/obyv)	Maximum (kg/obyv)	Směrodatná odchylka
Komunální odpad					
0–499	2871	10,0	257,5	796,2	141,5
500–2 999	2159	10,0	287,1	799,8	118,1
3 000–9 999	302	11,7	342,0	750,4	108,1
10 000 a více	128	190,8	370,4	724,6	92,5
Smíšený komunální odpad					
0–499	2515	0,1	229,7	745,1	116,6
500–2 999	2143	0,1	224,7	748,3	98,1
3 000–9 999	303	0,1	228,8	473,3	78,5
10 000 a více	130	138,5	221,4	442,5	56,8
Sklo					
0–499	2338	0,1	15,1	379,8	12,4
500–2 999	2032	0,1	12,5	103,1	6,3
3 000–9 999	295	0,2	12,3	39,3	5,1
10 000 a více	130	2,7	11,6	95,1	9,4
Plasty					
0–499	2329	0,1	12,3	172,2	8,4
500–2 999	2043	0,1	10,9	85,0	6,0
3 000–9 999	296	0,1	10,9	49,4	6,0
10 000 a více	130	2,8	9,3	24,5	3,8

Zdroj dat: CENIA, 2011

Další tabulka (tab. 9) ukazuje produkci studovaných složek odpadu dle velikostních kategorií obcí. Obce byly rozděleny do čtyř velikostních kategorií podle počtu obyvatel. Z tabulky 9 se zdá, že čím je větší obec, tím větší je produkce komunálního odpadu a s rostoucí velikostí obce naopak klesá množství tříděného odpadu. U smíšeného komunálního odpadu není trend úbytku nebo nárůstu produkovaného množství se zvětšováním velikostní kategorie obcí jednoznačný. Na

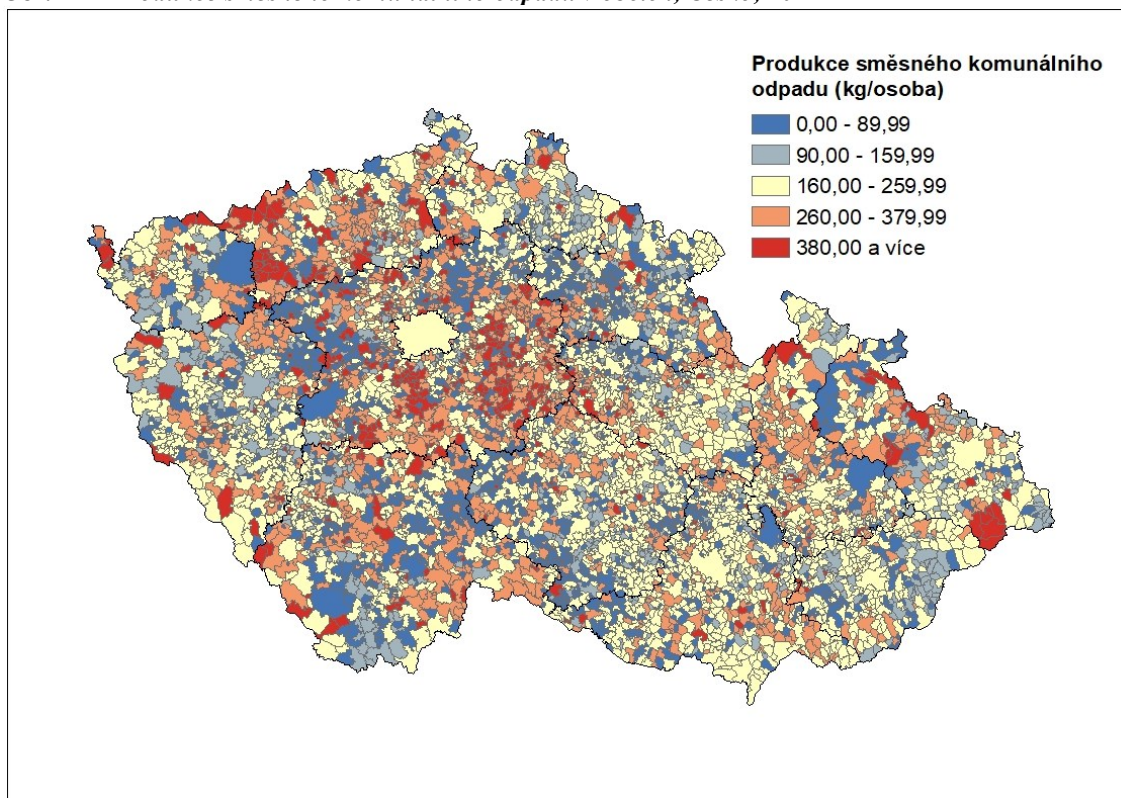
druhou stranu i vzhledem k počtu obcí v jednotlivých kategoriích klesá s rostoucí velikostí obcí variabilita v produkci všech sledovaných druhů odpadů.

Obr. 20 – Produkce komunálního odpadu v obcích, Česko, 2011



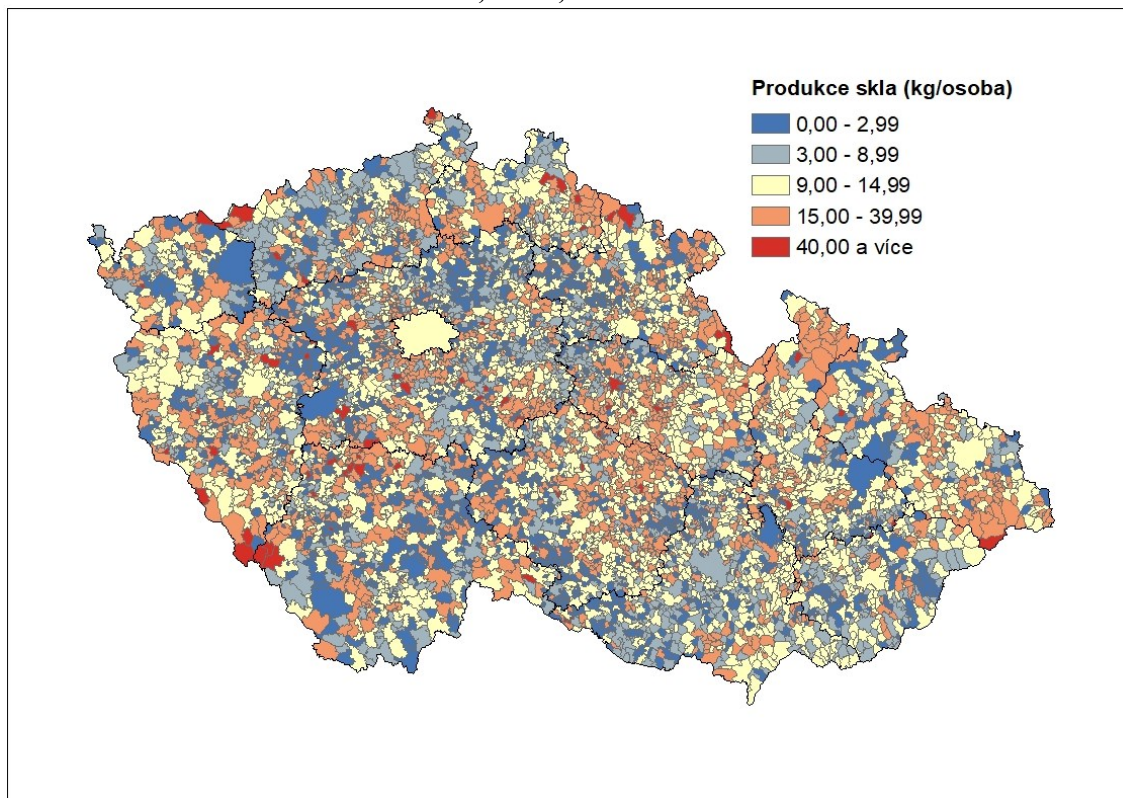
Zdroj dat: CENIA, 2011

Obr. 21 – Produkce směsného komunálního odpadu v obcích, Česko, 2011



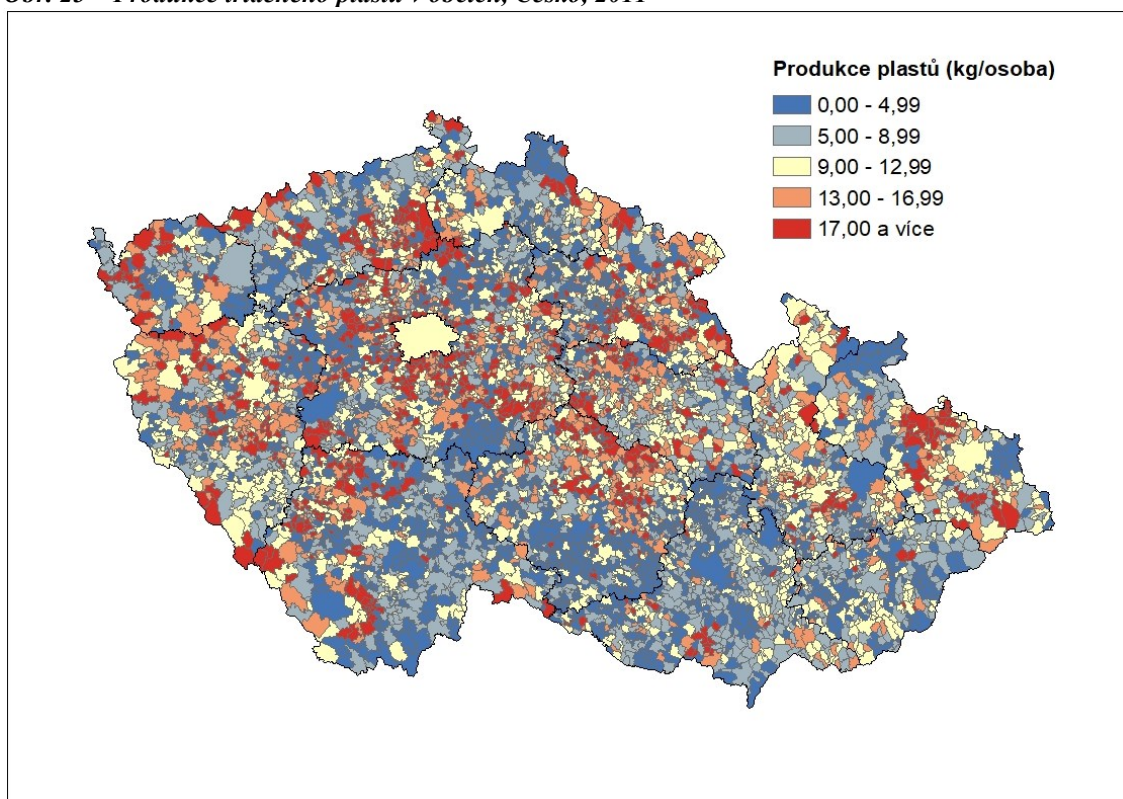
Zdroj dat: CENIA, 2011

Obr. 22 – Produkce tříděného skla v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: CENIA, 2011

Obr. 23 – Produkce tříděného plastu v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: CENIA, 2011

Obrázky 20 až 23 znázorňují průměrné množství komunálního odpadu, směsného komunálního odpadu, skla a plastů na osobu produkované v obcích České republiky v roce 2011. Kartogramy obsahují údaje za stejné obce jako tabulka 8. Ve všech kartogramech znázorňujících množství produkovaného odpadu a jeho složek je použito pět kategorií. Průměr se vždy nachází v prostřední kategorii, modré hodnoty tedy znázorňují vždy podprůměrné a červené nadprůměrné hodnoty produkce daného druhu odpadu.

Ze všech kartogramů je zřejmá výrazná meziobecní variabilita. V případě komunálního odpadu (obrázek 20) lze pozorovat vyšší koncentraci obcí s vysokou produkcí tohoto odpadu na osobu v Ústeckém, Středočeském a Moravskoslezském kraji a také na pomezí Jihočeského kraje a Kraje Vysočina. Tyto výsledky odpovídají i situaci, která byla výše prezentována na úrovni krajů (viz tabulka 6 a 7). Ve většině moravských krajů se naopak nacházejí spíše obce s průměrnou produkcí komunálního odpadu a na první pohled se zdá, že se v těchto regionech produkce mezi obcemi také méně liší.

Při srovnání jednotlivých složek odpadu je patrné, že prostorová variabilita produkce komunálního odpadu celkem se nejvíce podobá struktuře produkce směsného komunálního odpadu, který je i z hlediska podílu stále nejvýznamnější částí komunálního odpadu. V případě směsného komunálního odpadu (obrázek 21) se obce s nejvyšší produkcí tohoto odpadu koncentrují v západní části Ústeckého kraje a v jihovýchodní části kraje Středočeského. I zde můžeme pozorovat menší rozdíly a převážně průměrnou až podprůměrnou produkci směsného komunálního odpadu v centrální části Moravy. V případě odděleně sbíraných složek odpadu (sklo – obrázek 22 a plasty – obrázek 23) jsou rozdíly mezi českou a moravskou částí méně patrné. Těsně vedle sebe se objevují obce s nízkou a vysokou produkcí daného druhu odpadu.

Ačkoli v některých případech lze odhalit určité prostorové vzorce v produkci odpadu již na základě kartogramů, je jistě vhodné jejich existenci ověřit i s využitím statistických metod. V prvním kroku bylo pro všechny čtyři studované proměnné vypočteno globální Moranovo I. Výsledky této analýzy jsou uvedeny v tabulce 10. Moranovo I naznačuje, zda je nebo není prostorová distribuce sledovaného jevu pouze důsledkem náhodných prostorových procesů. V případě komunálního odpadu a směsného komunálního odpadu dosáhlo Moranovo I kladných hodnot, které jsou statisticky významné, což znamená, že vysoké a nízké hodnoty produkce odpadu do určité míry vytvářejí prostorové shluky.

Tab. 10 – Globální analýza prostorové autokorelace komunálního odpadu, obce Česko, 2011

Proměnná	Globální Moranovo I	z-skór	p-hodnota	Prostorová distribuce
Komunální odpad	0,161	40,075	0,000	Shluky
Směsný komunální odpad	0,183	45,569	0,000	Shluky
Sklo	0,001	2,720	0,007	Náhodně
Plasty	0,000	1,559	0,119	Náhodně

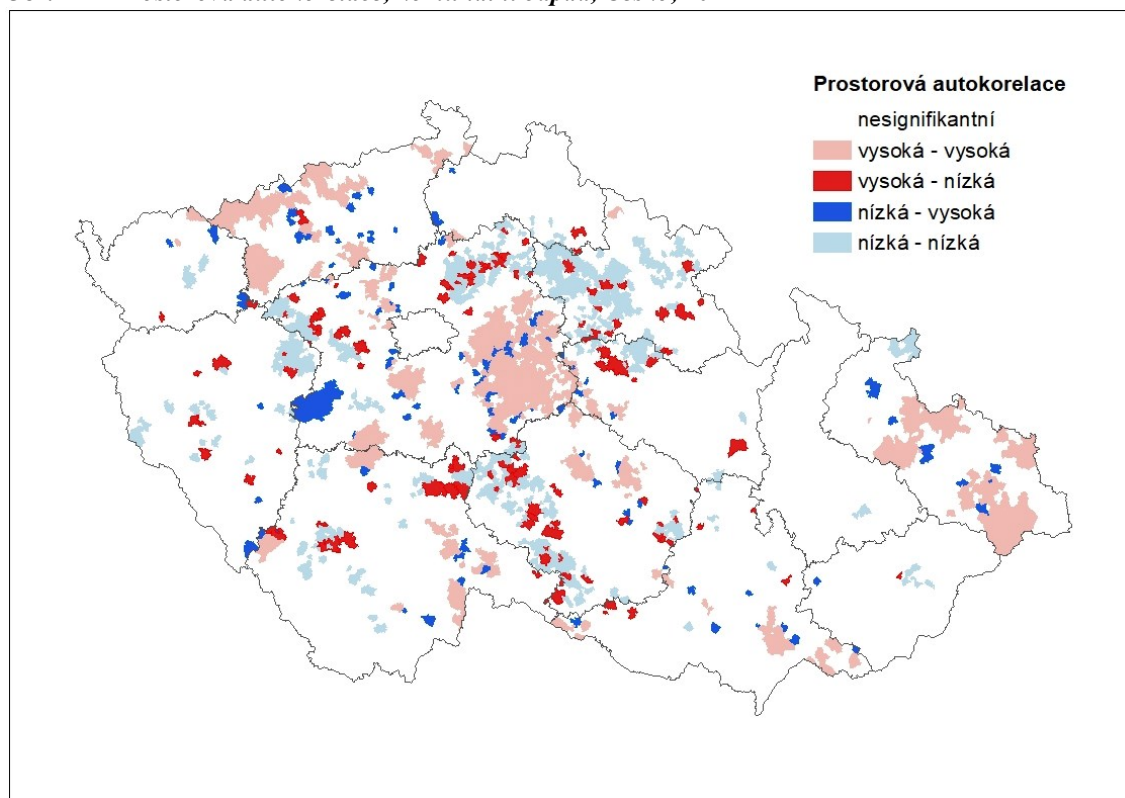
Zdroj dat: CENIA, 2011

Nejvyšší hodnota prostorové autokorelace byla pozorována v případě směsného komunálního odpadu, u komunálního odpadu celkem je však hodnota jen o málo nižší. Můžeme tedy předpokládat, že statisticky významná hodnota Moranova I u komunálního odpadu je způsobena především prostorovou autokorelací v produkci směsného komunálního odpadu. Tento předpoklad potvrzuje i to, že u odděleně sbíraných složek se Moranovo I pohybuje velmi

blízko 0, což naznačuje, že v těchto datech prostorová autokorelace přítomná není a prostorová distribuce produkce je pouze důsledkem náhodných procesů. V případě plastů není výsledek statisticky významný. Tento závěr odporuje výsledkům publikovaným ve studii Ioannou et al. (2010), která právě v datech týkajících se míry třídění v Řecku odhalila statisticky významnou pozitivní prostorovou autokorelaci. Hodnota Moranova I v řeckých obcích v roce 2009 byla 0,368. Vyšší míra separace byla v Řecku pozorována především v urbanizovaných regionech, kde byly programy pro oddělený sběr recyklovatelných složek odpadu zaváděny dříve. V českých podmínkách je sice úspěšnost takových programů také závislá na jejich „stáří“, respektive délce období, po které již v určitém regionu fungují (Balner, 2003), přesto se nám s pomocí globálních charakteristik u recyklovatelných složek odpadu nepodařilo odhalit přítomnost prostorové autokorelace.

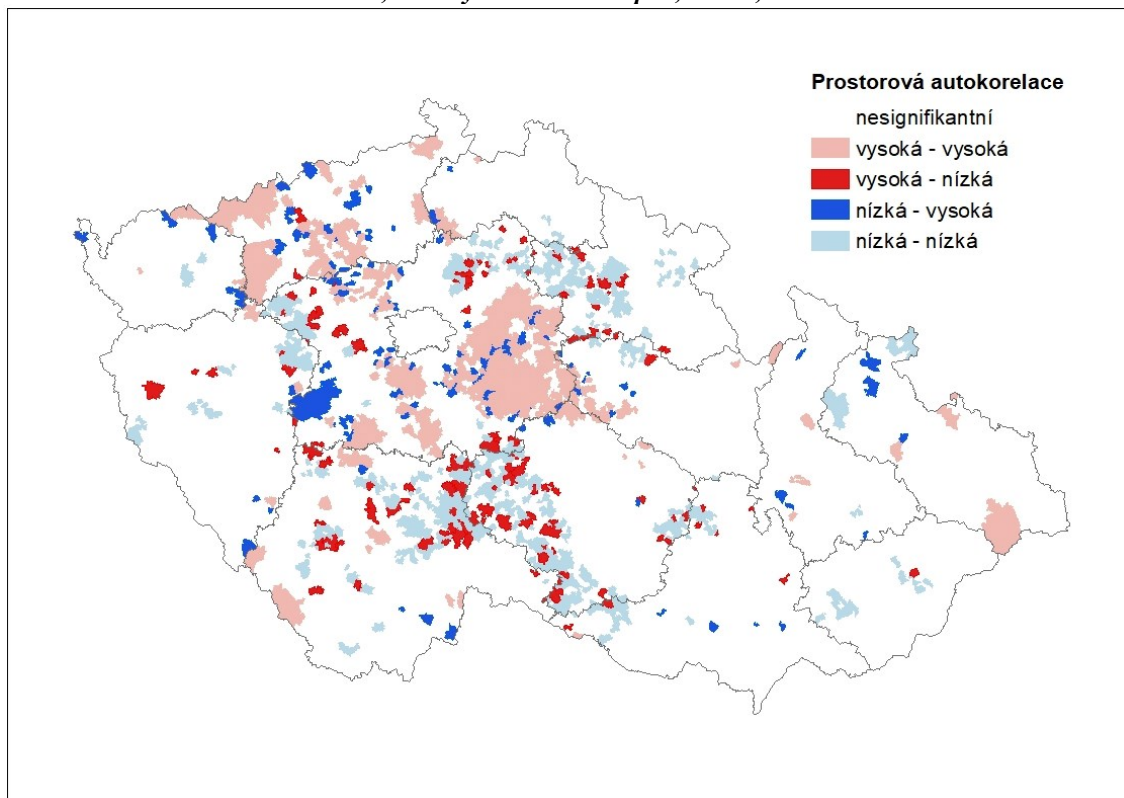
Moranovo I jako globální indikátor prostorové autokorelace je sice schopno detekovat, zda jsou data prostorově shlukována, nedokáže však určit, kde v prostoru se shluky a odlehle hodnoty nacházejí. Pro lepší porozumění prostorovému rozložení produkce odpadu jsme dále spočítali Anselinovo lokální Moranovo I jako jeden z nejčastěji používaných indikátorů v rámci analýzy LISA. Výpočet proběhl opět pro všechny čtyři studované druhy odpadu pro případ, že by lokální analýza odhalila nějaké prostorové shluky také u plastů a skla.

Obr. 24 – Prostorová autokorelace, komunální odpad, Česko, 2011



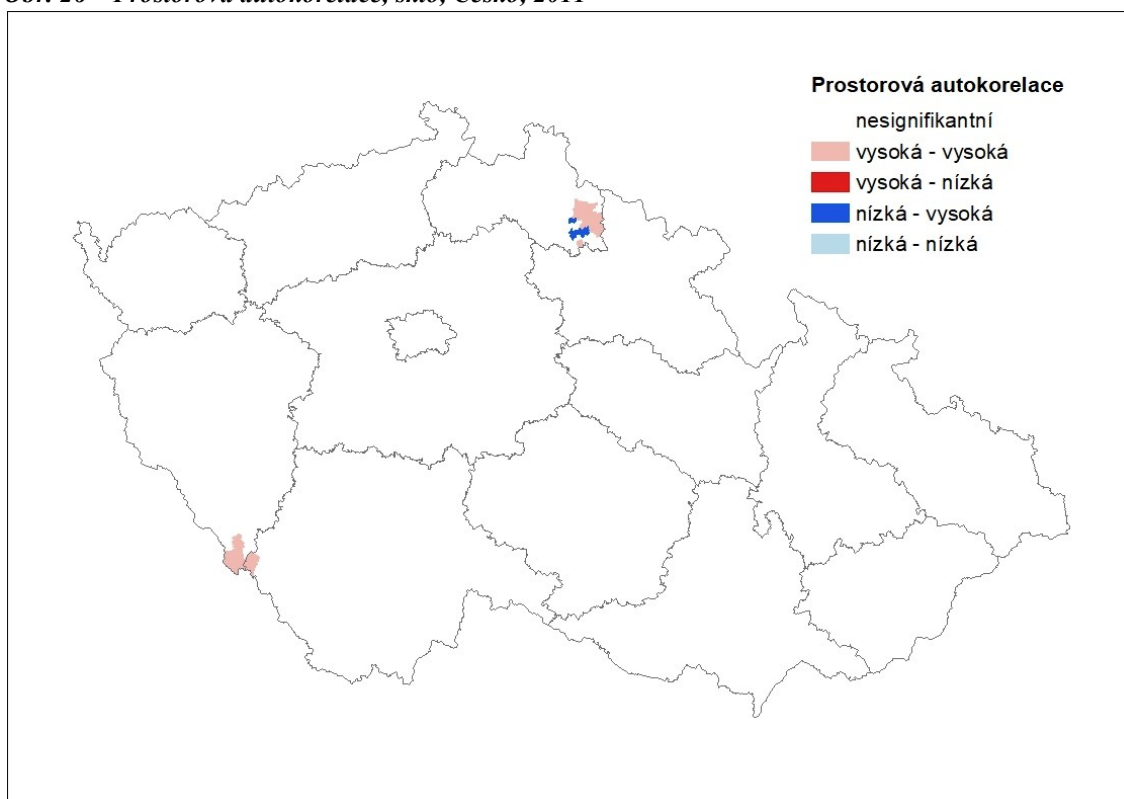
Zdroj dat: CENIA, 2011

Obr. 25 – Prostorová autokorelace, směsný komunální odpad, Česko, 2011



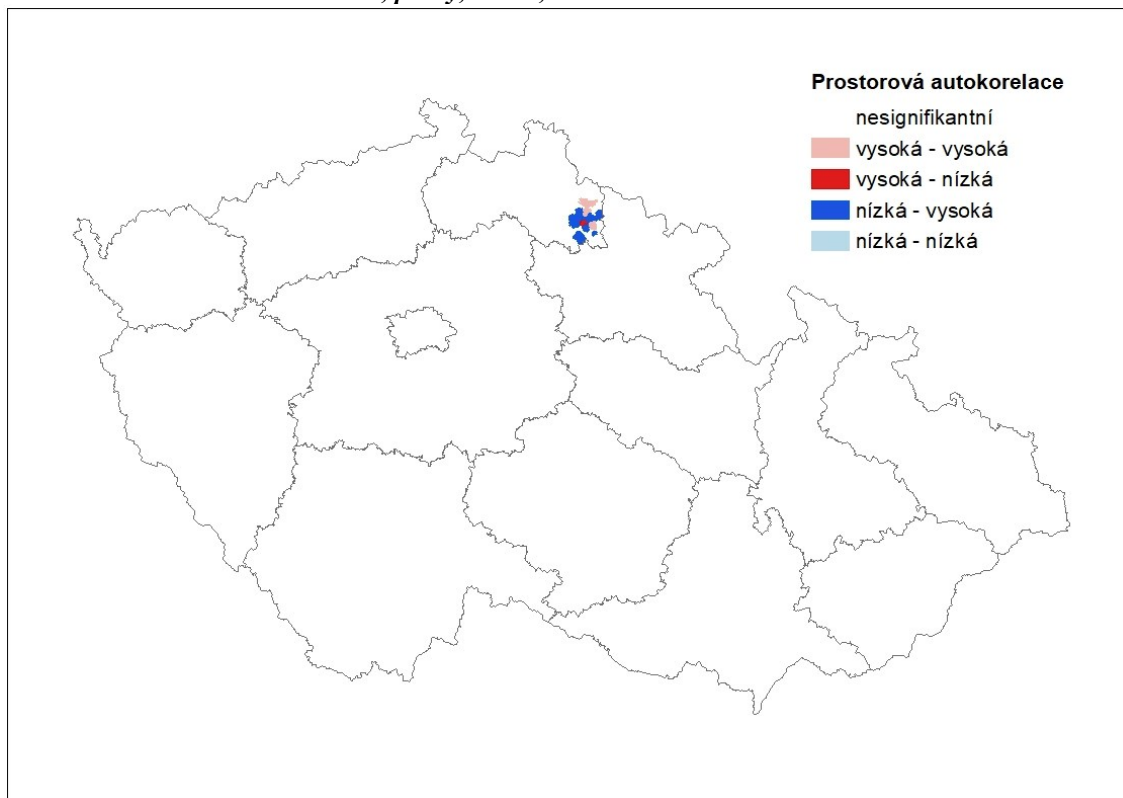
Zdroj dat: CENIA, 2011

Obr. 26 – Prostorová autokorelace, sklo, Česko, 2011



Zdroj dat: CENIA, 2011

Obr. 27 – Prostorová autokorelace, plasty, Česko, 2011



Zdroj dat: CENIA, 2011

Výsledky lokální analýzy prostorové autokorelace ukazují obrázky 24–27. Z kartogramů je patrné, že většina obcí nevykazuje žádný vzorec prostorové distribuce v produkci odpadů a výše produkce je v nich tedy nezávislá na lokalitě, kde se obec nachází. Přesto v Česku nalezneme i řadu shluků s podobnými charakteristikami nebo naopak odlehle hodnoty, v případě komunálního odpadu jde o 17 % obcí, u směsného komunálního odpadu 21 %. V případě plastů a skla jde o méně než 1 % obcí, výsledky analýzy LISA tedy podporují závěr globální analýzy, která v případě studovaných odděleně sbíraných složek odpadu v Česku neodhalila přítomnost prostorových závislostí.

Z obrázků 24 a 25 je patrné, že předpoklad o tom, že prostorová autokorelace v produkci komunálního odpadu je způsobena především prostorovou závislostí v produkci směsného komunálního odpadu, se do značné míry naplnila. 71 % obcí, které analýza LISA zařadila do určité kategorie (vysoká – vysoká, vysoká – nízká, nízká – vysoká, nízká – nízká) dle produkce komunálního odpadu, jsou ve stejné kategorii i dle produkce směsného komunálního odpadu. Zbylé obce jsou v menší míře zařazeny do jiné kategorie nebo (častěji) dle jedné proměnné prostorovou závislost vykazují a dle druhé ne.

Jak naznačovaly již kartogramy produkce odpadu na osobu (viz obrázky 20 a 21), shluky s podobným charakterem produkce odpadu (celkově i pouze směsného) nejsou na území Česka rozmístěny rovnoměrně. Největší shluk s vysokou produkcí směsného komunálního i komunálního odpadu se nachází ve východní části Středočeského kraje – především v okresech Nymburk, Kolín a Kutná Hora. Vysokou produkcí komunálního odpadu vykazují také okresy Louny, Chomutov, Most a Teplice v Ústeckém kraji a moravskoslezské okresy Opava, Karviná a Frýdek-Místek. Výrazný shluk s vyšší produkcí směsného komunálního

odpadu se táhne podél hranice mezi okresy Příbram a Benešov až do okresu Praha-západ. Naopak největší shluk obcí s nízkou produkcí komunálního i směsného komunálního odpadu se táhne z okresu Pardubice přes okresy Hradec Králové, Jičín, jižní část okresu Semily do okresu Mladá Boleslav až po východní část okresu Mělník. Další shluky nízkých hodnot produkce odpadu, které jsou o něco více patrné u směsného komunálního odpadu než u komunálního odpadu celkem, se vytvářejí na jihu Čech v okresech Tábor, Pelhřimov, Jihlava a Třebíč. Obecně lze konstatovat, že více shluků bylo detekováno v české než moravské části republiky, což potvrzuje výše uvedené konstatování, že na Moravě jsou častější průměrné hodnoty produkce komunálního i směsného komunálního odpadu.

Prostorová analýza dat umožnila identifikovat shluky jednotek, které vykazují specifickou úroveň analyzovaných charakteristik vzhledem ke svému okolí. Tato analýza však neumožňuje určit, co prostorovou distribuci v našem případě produkce komunálního odpadu a jeho vybraných složek způsobuje. Je možné, že ani faktory, které produkci odpadu ovlivňují (např. socio-ekonomické nebo demografické proměnné), nejsou v prostoru rozmístěny náhodně. Vznik určitých prostorových shluků může být dán také podobným nastavením systému odpadového hospodářství v sousedících obcích (Keser et al., 2012). Organizační charakteristiky systémů odpadového hospodářství (popsané v kapitole 2.4.1) v jednotlivých obcích však vzhledem k zaměření této práce a také vzhledem k nedostupnosti údajů potřebných pro provedení takové analýzy (např. plošně veřejně dostupné informace pro všechny obce o systému svozu směsného komunálního odpadu a separovaných složek, způsob zpoplatnění sběru komunálního odpadu) nebudou předmětem našeho zkoumání a bylo by vhodné na ně zaměřit další výzkum.

Kapitola 5

Obyvatelstvo obcí České republiky v roce 2011

V této kapitole se budeme blíže věnovat statistickým charakteristikám a popisu vybraných především demografických proměnných popisujících skladbu obyvatel obcí Česka v roce 2011, které budou dále použity jako vysvětlující proměnné pro produkci odpadu na úrovni obcí.

V první části kapitoly budou prezentovány statistické charakteristiky jednotlivých proměnných včetně globální analýzy jejich prostorové autokorelace, opět s využitím Moranova I. Druhá část kapitoly se potom zaměřuje na prostorové rozmístění hodnot jednotlivých proměnných, a to jak formou kartogramů prezentujících hodnoty proměnných v jednotlivých obcích, tak i s pomocí výsledků Anselinova lokálního Moranova I.

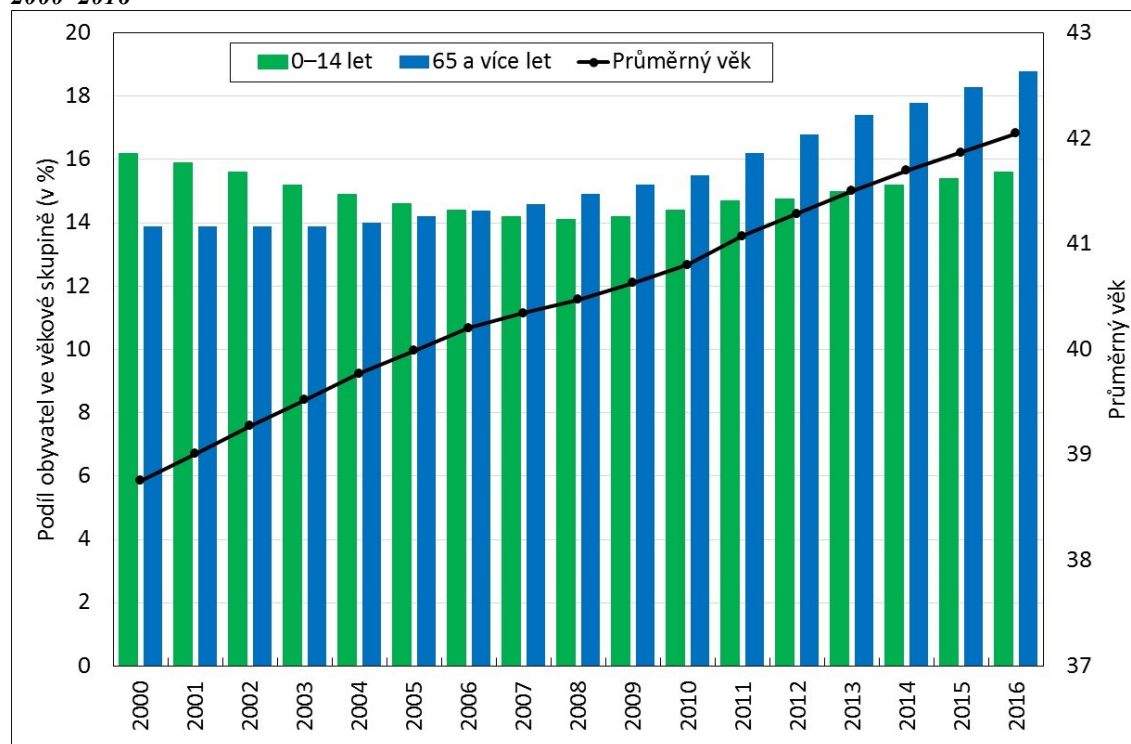
5.1 Globální statistická analýza nezávisle proměnných

Jak již bylo naznačeno v úvodu, v České republice stejně jako ve většině dalších vyspělých zemí v současnosti dochází k významným změnám v demografických i dalších socio-ekonomických strukturách obyvatelstva. Ačkoli cílem předkládané práce není hodnotit vývoj demografických změn v Česku a není to ani možné vzhledem k tomu, že analyzované údaje jsou dostupné pouze za jeden kalendářní rok, je v úvodu nutné zmínit ty socio-demografické změny, které mohou mít do budoucna vliv na produkci komunálního odpadu a projevují se na úrovni obcí. Na tomto místě je třeba podotknout, že ačkoli se práce nezabývá vývojem demografických změn v čase, značné rozdíly v tom, v jaké fázi tohoto vývoje se jednotlivé obce nacházejí, jsou patrné díky počtu analyzovaných jednotek i v průřezovém pohledu, který tato práce předkládá.

Demografické chování obyvatel Česka prošlo od začátku 90. let 20. století výraznými změnami, které byly vyvolány především politickými a společenskými změnami. Tento proces, který započal téměř před třemi desítkami let, pokračuje i v současnosti a lze předpokládat, že ještě stále není u konce a bude pokračovat i nadále. Změny se projevují nejen v celkovém počtu obyvatel, ale především ve struktuře populace Česka. Velké změny probíhají především ve věkové struktuře českých obyvatel, kteří poměrně rychle stárnou. Zaznamenáváme tak zde proces demografického stárnutí, které je definováno jako „...proces, ke kterému dochází v důsledku změny charakteru populační reprodukce a který lze sledovat v přechodu

progresivního typu věkové struktury v typ stacionární a eventuelně dále v regresivní“ (Pavlík et al., 1986, s. 123).

Obr. 28 – Vývoj podílu věkových skupin 0–14 a 65 a více let na celkovém počtu obyvatel, Česko, 2000–2016



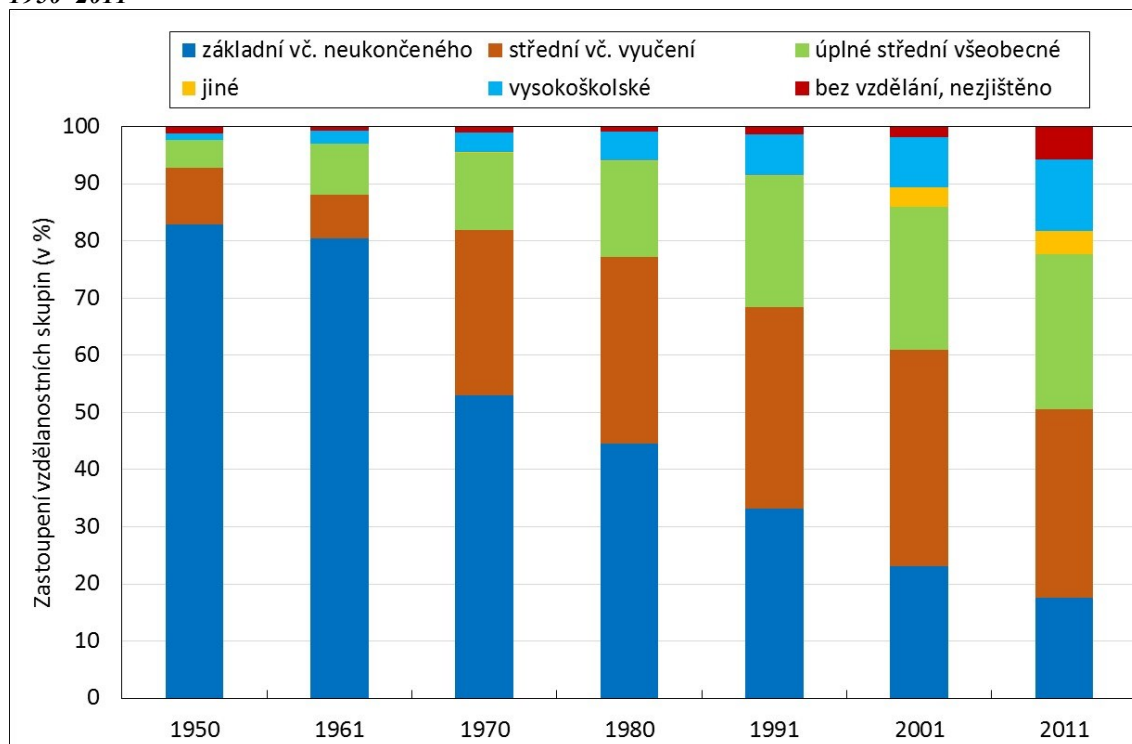
Zdroj dat: Český statistický úřad, 2017a

Obecně rozlišujeme dva typy demografického stárnutí podle toho, jaké změny týkající se dvou hlavních demografických procesů (porodnosti a úmrtnosti) v procesu převažují. Buď se jedná o stárnutí ze spodu věkové pyramidy („fertility dominated ageing“), kdy dochází především k relativnímu zpomalení růstu dětské věkové kategorie, nebo o stárnutí shora věkové pyramidy („mortality dominated ageing“), podmíněné zlepšováním úmrtnosti ve vyšších věkových skupinách (Mašková, 1993). Česko v posledních desetiletích ovlivňují oba typy demografického stárnutí, které ve výsledku celý proces umocňují. Vývoj procentuálního zastoupení věkových skupin 0–14 a 65 a více let v populaci je znázorněn na obrázku 28. Na obrázku je vidět, že podíl osob ve věku 65 a více let v české populaci prakticky po celé období kontinuálně roste. V případě dětské složky můžeme nejprve do roku 2008 pozorovat pokles, poté se situace obrací a v následujících letech je patrný mírný nárůst zastoupení této kategorie. Nárůst zastoupení obou těchto věkových kategorií vede ke snižování zastoupení ekonomicky aktivních obyvatel v populaci (věková skupina 15–64 let). Zároveň je z grafu vidět i poměrně plynulé narůstání průměrného věku. Jen mezi lety 2000 a 2016 došlo k nárůstu průměrného věku o více než 3 roky (38,8 let v roce 2000 a 42,0 v roce 2016). Pokud se pro Česko podaří prokázat souvislost mezi produkcí komunálního odpadu a věkovou strukturou analogicky se zahraničními studii, může mít demografické stárnutí obyvatelstva republiky dopad i v oblasti nakládání s odpadem, zejména vzhledem ke změně objemu produkovaného odpadu. I v případě, že by se však tuto souvislost prokázat nepodařilo, hraje stárnutí bezpochyby roli z hlediska

logistiky svozu komunálního odpadu, protože starší zákazníci vyžadují jinou nabídku služeb i v této oblasti (viz např. Hoffmeister, Gellenbeck, 2009).

Kromě věkové struktury dochází ke změnám i v dalších strukturách obyvatelstva, např. v té vzdělanostní. I v případě vzdělanostní úrovně obyvatel byla v zahraničních studiích prokázána spojitost s produkcí komunálního odpadu, proto byly i charakteristiky vzdělání zařazeny do modelu pro Česko. Detailní informace o vzdělání obyvatel celkově i na obecní úrovni máme pouze ze sčítání, jde tedy o jednu z důležitých proměnných, která způsobila, že je možné analyzovat pouze údaje za rok 2011, kdy bylo u nás realizováno poslední sčítání. Pro přiblížení vývoje vzdělanostní struktury obyvatel znázorňuje obrázek 29 výsledky poválečných sčítání. Z obrázku je patrné dlouhodobé zvyšování vzdělanostní úrovně obyvatel Česka. Zatímco po druhé světové válce naprosto dominovala skupina osob se základním vzděláním (přes 80 %), dnes tvoří méně než pětinu obyvatel starších 15 let. Po celou dobu naopak roste především zastoupení osob se středoškolským vzděláním, a to jak s maturitou, tak i bez maturity. V posledních desetiletích se navíc významně zvyšuje i podíl osob s ukončeným vysokoškolským vzděláním, v roce 2011 již tvořil 12 % obyvatel starších 15 let.

Obr. 29 – Vývoj vzdělanostní struktury obyvatel 15letých a starších dle výsledků sčítání, Česko, 1950–2011



Poznámky: V roce 1950 přítomné obyvatelstvo, v letech 1961–2001 trvale bydlící obyvatelstvo (v roce 2001 včetně cizinců s dlouhodobým pobytem), v roce 2011 obvykle bydlící obyvatelstvo.

V roce 1961 obyvatelstvo starší 14 let.

V roce 1970 bez žáků základních devítiletých škol (popř. zvláštních škol), kteří v den sčítání navštěvovali tyto školy, ačkoliv již překročili 15. rok věku.

Střední vč. vyučení – v roce 1980 včetně absolventů učňovských škol s maturitou (10,6 tis.).

Jiné – Podnikové instituty a kurzy na VŠ; v roce 2001 a 2011 nástavbové studium a vyšší odborné vzdělání

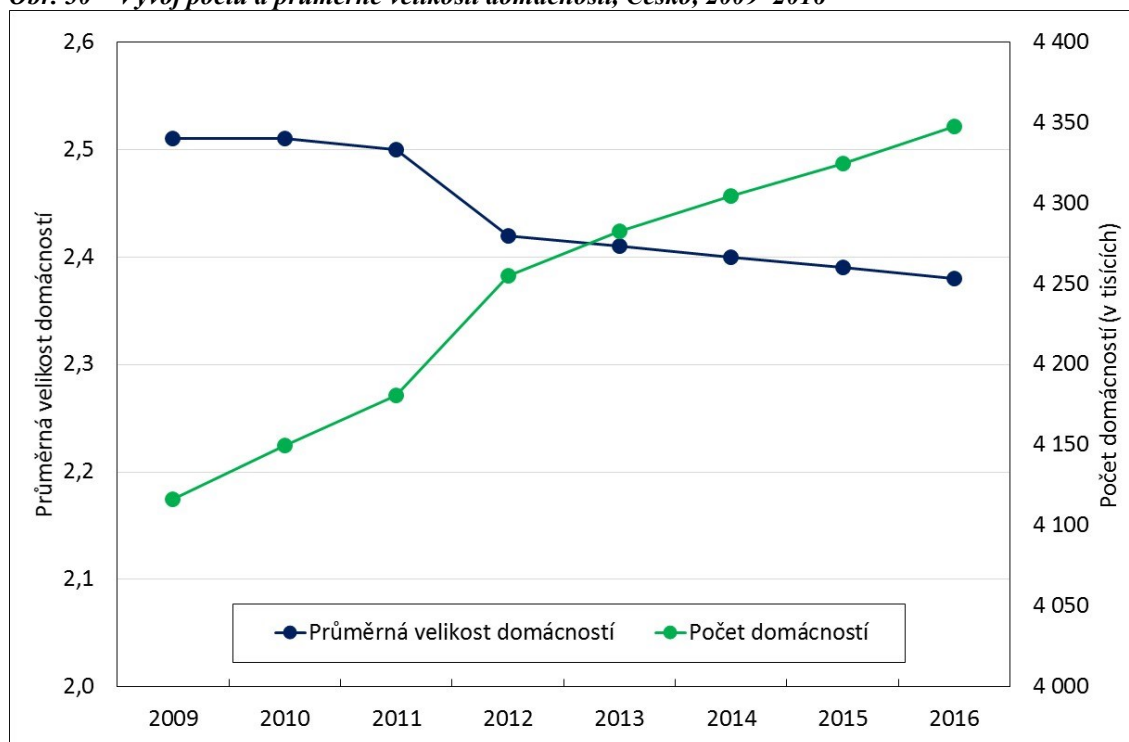
Zdroj dat: Český statistický úřad, 2014b

Dosažené vzdělání obyvatel v Česku může částečně nahradit i proměnnou průměrný příjem, kterou pro naše území na úrovni obcí nemáme k dispozici. Ukazuje se totiž, že s dosaženou úrovní vzdělání roste i průměrný příjem. Vysokoškoláci tedy mají v průměru nejvyšší příjem.

Na druhou stranu však příjmy této skupiny vykazují největší variabilitu (Brázdilová, 2015). Vzdělání může být tedy jen přibližným odhadem indikujícím výši příjmu.

Jak bylo uvedeno výše (viz podkapitola 2.4), ze zahraničních zkušeností vyplývá, že pro množství produkovaného komunálního odpadu je velmi důležitá velikost domácnosti, kdy se zmenšující se velikostí domácnosti roste průměrná produkce odpadu na jednu osobu. I v tomto směru došlo v Česku v posledních desetiletích k významným změnám. Obrázek 30 ukazuje, že jen mezi lety 2009 a 2016 přibýlo téměř čtvrt milionu domácností, jejichž průměrná velikost se za stejné období snížila o 0,1 osoby. Z grafu je patrné, že mírný pokles průměrné velikosti domácnosti je kontinuální a dochází k němu v každém roce.

Obr. 30 – Vývoj počtu a průměrné velikosti domácností, Česko, 2009–2016



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2017a

Pokles průměrné velikosti českých domácností dokládá i následující tabulka (tab. 11), která ilustruje změny zaznamenané ve sčítání od roku 1970. Zatímco v roce 1970 žilo v jedné domácnosti průměrně 2,89, o 40 let později to bylo už pouze 2,34 osoby na jednu hospodařící domácnost. Dlouhodobě klesá zejména počet domácností s vyšším počtem členů, podíl domácností s pěti a více členy tvořil v roce 2011 již jen málo přes 5 %. Nárůst je naopak patrný u nejmenších domácností, a to jedno- a dvoučlenných. Domácnosti jednotlivců v roce 2011 tvořily již téměř jednu třetinu všech hospodařících domácností a již v roce 2001 se staly nejčastější skupinou domácností. Domácností s jedním nebo dvěma členy již tvoří přes 60 % všech hospodařících domácností a jejich podíl se po celé sledované období zvyšuje.

Z prezentovaných výsledků lze předpokládat, že trend zvyšování počtu domácností a jejich současného zmenšování, se zatím nechýlí ke konci a bude pokračovat minimálně i v blízké budoucnosti. Pokud se pro Česko podaří prokázat obdobný vliv velikosti domácností na produkci odpadu, jaký byl pozorován v zahraničí, může mít tento trend výrazný vliv na celkovou produkci komunálního odpadu na našem území.

Tab. 11 – Hospodařící domácnosti podle počtu členů, Česko, 1970–2011

Rok sčítání	Struktura podle počtu členů (v %)							Průměrný počet osob v domácnosti
	1	2	3	4	5	6	7+	
1970	19,9	24,9	21,7	20,5	8,4	3,0	1,6	2,89
1980	23,7	26,3	18,7	22,3	6,8	1,6	0,6	2,70
1991	26,3	27,2	18,5	20,8	5,6	1,2	0,3	2,58
2001	30,3	28,2	18,9	17,5	4,0	0,9	0,3	2,41
2011	32,5	29,7	17,5	14,7	3,9	1,2	0,6	2,34

Zdroj dat: Český statistický úřad, 2014a

Tab. 12 – Základní statistické charakteristiky vysvětlujících proměnných, obce Česko, 2011

	Průměr	Medián	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Variační koeficient
Průměrná velikost domácností	2,6	2,6	0,2	1,3	3,7	8,8
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	6,0	5,8	2,7	0,0	25,0	44,6
Domácnosti se závislymi dětmi (%)	28,1	28,0	6,0	0,0	54,0	21,4
Osoby ve věku 0–14 let (%)	15,0	15,0	3,2	0,0	30,0	21,2
Osoby ve věku 15–64 let (%)	69,0	69,0	3,9	40,0	100,0	5,6
Osoby ve věku 65 a více let (%)	16,0	16,0	4,4	0,0	53,0	27,5
Index stáří	118,4	100,0	87,0	0,0	150,0	73,5
Index ekonomického zatížení	45,4	44,9	8,7	0,0	1766,7	19,2
Průměrný věk	41,1	41,0	2,8	30,0	63,0	6,9
Mediánový věk	40,6	40,0	2,9	30,0	63,0	7,0
Index maskulinity	102,0	100,0	25,3	48,4	782,0	24,8
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	68,6	69,0	4,9	25,0	89,0	7,2
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	8,7	8,0	4,4	0,0	35,0	50,6
Zaměstnaní v priméru (%)	3,6	2,8	3,0	0,0	33,3	84,7
Zaměstnaní v sekundéru (%)	37,2	37,6	9,2	0,0	72,2	37,6
Index dojížděky do zaměstnání	-0,1	-0,1	0,1	-0,6	4,2	-117,3
Míra nezaměstnanosti	7,3	6,8	3,5	0,0	32,7	48,2
Domácnosti v rodinných domech (%)	84,0	90,0	17,2	0,0	100,0	20,5
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	2,4	1,1	4,4	0,0	76,9	180,5
Vytápění na pevná paliva (%)	46,2	46,8	27,3	0,0	100,0	59,1
Hustota osídlení	91,6	52,0	142,7	0,1	2502,7	155,8
Kupní síla	6779,6	6728,8	573,2	4620,0	9579,2	8,5

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky základní statistické analýzy všech použitých vysvětlujících proměnných pro Českou republiku (tab. 12) poukazují na odlišný charakter jednotlivých proměnných z hlediska statistického rozdělení. Míra variability zde byla měřena pomocí směrodatné odchylky a variačního koeficientu. Z hodnot variačního koeficientu je patrné, že se variabilita jednotlivých proměnných významně liší. Některé proměnné (např. průměrná velikost

domácností, podíl osob ve věku 15–64 let, průměrný a mediánový věk, podíl osob se středoškolským vzděláním nebo kupní síla obyvatel) vykazují poměrně malou variabilitu. Velmi výrazné rozdíly dle variačního koeficientu lze naopak pozorovat u proměnné podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami, indexu dojížděky do zaměstnání nebo hustoty osídlení. Tabulka má především shrnout studované nezávisle proměnné, jejichž variabilita i z hlediska prostorového rozmístění bude blíže popsána v následující podkapitole 5.2 s využitím kartogramů.

Prakticky všechny analyzované proměnné vykazují na úrovni obcí nějakou míru prostorové autokorelace (viz tab. 13). Jedinou výjimkou je proměnná index maskulinity, u které není výsledná hodnota Moranova I statisticky významná a lze tedy předpokládat, že hodnoty této proměnné jsou v prostoru rozmístěny náhodně (tento předpoklad bude stejně jako u ostatních proměnných ověřen v následující podkapitole 5.2 s využitím lokální analýzy prostorové autokorelace). U všech ostatních proměnných je vypočítané Moranovo I statisticky významné a charakteristiky tedy vytvářejí shluky podobných hodnot. Informaci o tom, o jak rozsáhlé shluky jde a kde na území Česka se nacházejí, nám později poskytne lokální analýza prostorové autokorelace prezentovaná v další části této kapitoly.

Tab. 13 – Globální analýza prostorové autokorelace vysvětlujících proměnných, Česko, 2011

Proměnná	Moranovo I	z-skór	p-hodnota	Prostorová distribuce
Průměrná velikost domácností	0,230	57,371	0	Shluky
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	0,153	38,129	0	Shluky
Domácnosti se závislými dětmi (%)	0,218	54,498	0	Shluky
Osoby ve věku 0–14 let (%)	0,151	37,539	0	Shluky
Osoby ve věku 15–64 let (%)	0,102	25,364	0	Shluky
Osoby ve věku 65 a více let (%)	0,237	59,047	0	Shluky
Index stáří	0,133	33,457	0	Shluky
Index ekonomického zatížení	0,102	25,464	0	Shluky
Průměrný věk	0,230	57,274	0	Shluky
Mediánový věk	0,231	57,498	0	Shluky
Index maskulinity	0,002	0,673	0,501	Náhodně
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	0,161	40,040	0	Shluky
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	0,443	110,397	0	Shluky
Zaměstnaní v priméru (%)	0,372	92,601	0	Shluky
Zaměstnaní v sekundéru (%)	0,420	104,657	0	Shluky
Index dojížděky do zaměstnání	0,060	14,066	0	Shluky
Míra nezaměstnanosti	0,351	87,564	0	Shluky
Domácnosti v rodinných domech (%)	0,141	35,257	0	Shluky
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	0,098	24,597	0	Shluky
Vytápění na pevná paliva (%)	0,523	130,361	0	Shluky
Hustota osídlení	0,173	43,312	0	Shluky
Kupní síla	0,723	180,252	0	Shluky

Zdroj: vlastní zpracování

Nejvyšší míra prostorového shlukování byla detekována v případě proměnné kupní síla, která vykazuje nejvyšší hodnoty Moranova I (0,723). Relativně vysoké hodnoty Moranova I

byly pozorovány ještě v případě podílu osob s vysokoškolským vzděláním (0,443), podílu bytů s vytápěním na pevná paliva (0,523) a podílu osob zaměstnaných v sekunděru (0,420).

5.2 Prostorová distribuce nezávisle proměnných

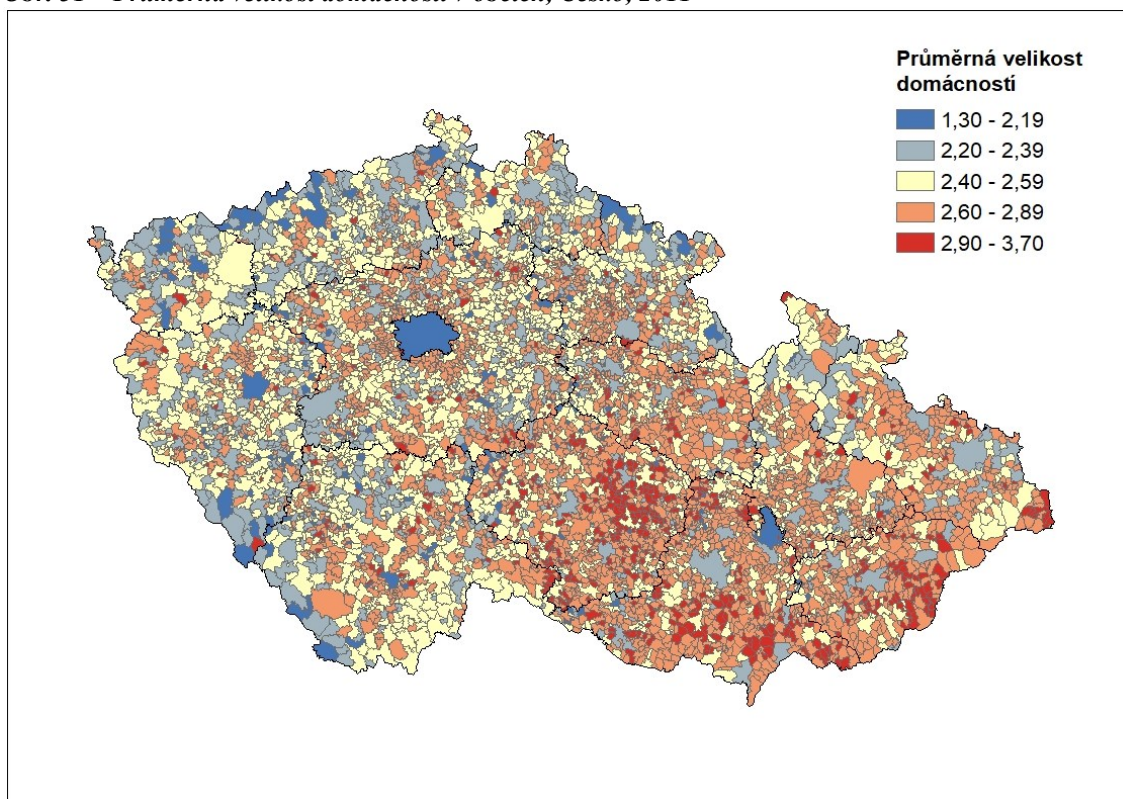
V návaznosti na provedenou statistickou analýzu a globální analýzu prostorové autokorelace nezávisle proměnných bude v další části kapitoly prezentováno regionální rozložení hodnot jednotlivých proměnných a jejich případné shlukování či neshlukování bude zhodnoceno s pomocí metody lokální prostorové autokorelace (LISA), která umožňuje (na rozdíl od metod globálních) identifikovat konkrétní regiony s rozdílným charakterem prostorové autokorelace. Výsledky analýzy LISA budou stejně jako regionální rozložení hodnot prezentovány v kartogramech.

Výsledky analýzy LISA úzce souvisejí s vypočítanou hodnotou Moranova I. Čím vyšší je hodnota Moranova I, tím více je v prostoru identifikováno prostorových shluků s nadprůměrnými nebo podprůměrnými hodnotami studované proměnné (Maškarinec, 2013b). Stejně jako v případě globálního Moranova I je i lokální prostorová autokorelace pro většinu proměnných statisticky významná. Dále v textu budou podrobně popsány jednotlivé proměnné. Stejně jako v předchozí kapitole jsou hodnoty jednotlivých proměnných znázorněných v kartogramech rozděleny do pěti kategorií. V prostřední kategorii se opět nachází průměr, dvě kategorie znázorněné modře jsou podprůměrné a dvě červeně nadprůměrné.

Studované nezávisle proměnné lze rozdělit do několika skupin. První skupina proměnných se věnuje charakteru a složení domácností, na ni navazují proměnné charakterizující věkovou, pohlavní a vzdělanostní strukturu obyvatel obcí. Další proměnné popisují vybavení bytů a domů, ve kterých domácnosti žijí. Poslední skupina se potom zaměřuje na informace o zaměstnání obyvatel. Poměrně samostatně potom stojí proměnná hustota osídlení.

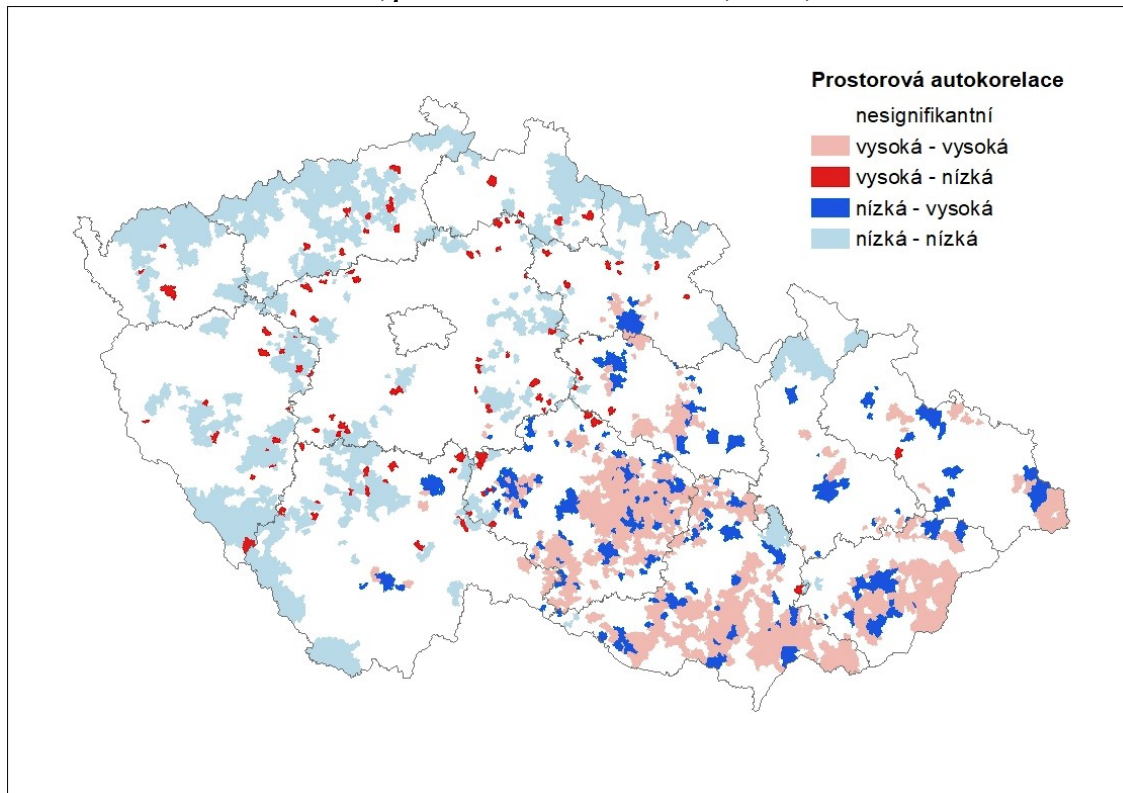
Průměrná velikost domácností v českých obcích byla v roce 2011 2,6 osob na jednu hospodařící domácnost, v obcích s nejmenšími domácnostmi to bylo jen 1,3, pozorované maximum dosahovalo až 3,7 osob na jednu domácnost. Na obrázku 31 je znázorněno prostorové rozložení této proměnné. Z kartogramu je zřejmé, že větší domácnosti se vyskytují častěji na Moravě než v Čechách. Domácnosti s více než 2,9 členy na jednu domácnost nalezneme nejčastěji v krajích Vysočina, Jihomoravském a Zlínském. Zajímavé je, že ve Středočeském kraji v okolí Prahy, které se vyznačuje výraznou suburbanizací a přílivem mladších obyvatel, kteří zde zakládají rodiny, nalezneme domácnosti spíše průměrné nebo jen mírně nadprůměrné velikosti. V průměru nejmenší domácnosti se vyskytují především v pohraničních oblastech Čech. Také velká (včetně krajských) města se vyznačují spíše menší průměrnou velikostí domácností, poměrně značný podíl obyvatel zde totiž bydlí osaměle, jedná se o obyvatele v ekonomicky aktivním i postproduktivním věku.

Obr. 31 – Průměrná velikost domácností v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Obr. 32 – Prostorová autokorelace, průměrná velikost domácností, Česko, 2011

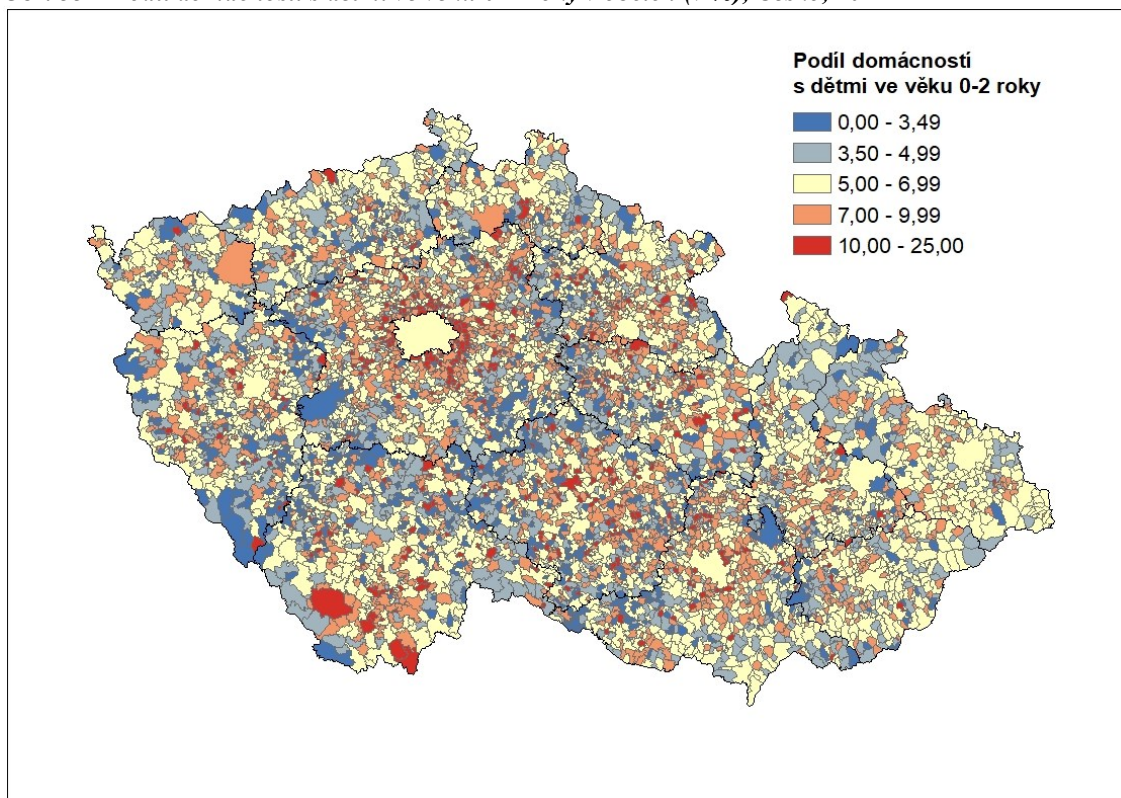


Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Výsledky analýzy LISA (obr. 32) pro průměrnou velikost domácností dokládají existenci prostorových shluků, kterou jsme předpokládali na základě hodnoty Moranova I pro tuto proměnnou (hodnota 0,230). Kartogram navíc potvrzuje i předpoklad, že obce s menší průměrnou velikostí domácností se shlukují převážně v Čechách, největší shluk s nízkými hodnotami prochází napříč Ústeckým a Karlovarským krajem. Shluky obcí s nadprůměrnou velikostí domácností nalezneme především v již zmíněných krajích Vysočina, Jihomoravském a Zlínském. Menší shluk větších hodnot je lokalizován ještě v Pardubickém kraji na západní hranici okresů Svitavy a Ústí nad Orlicí. Jak na Moravě, tak i v Čechách nalezneme samozřejmě i obce, které se svou průměrnou velikostí domácností výrazně odlišují od svého okolí. Vzhledem k rozložení menších a větších domácností jsou i odlehle hodnoty poměrně jasně koncentrovány – obce s většími domácnostmi v regionech s menšími domácnostmi nalezneme v Čechách a opačné případy menších domácností ve shlucích obcí s většími domácnostmi na Moravě.

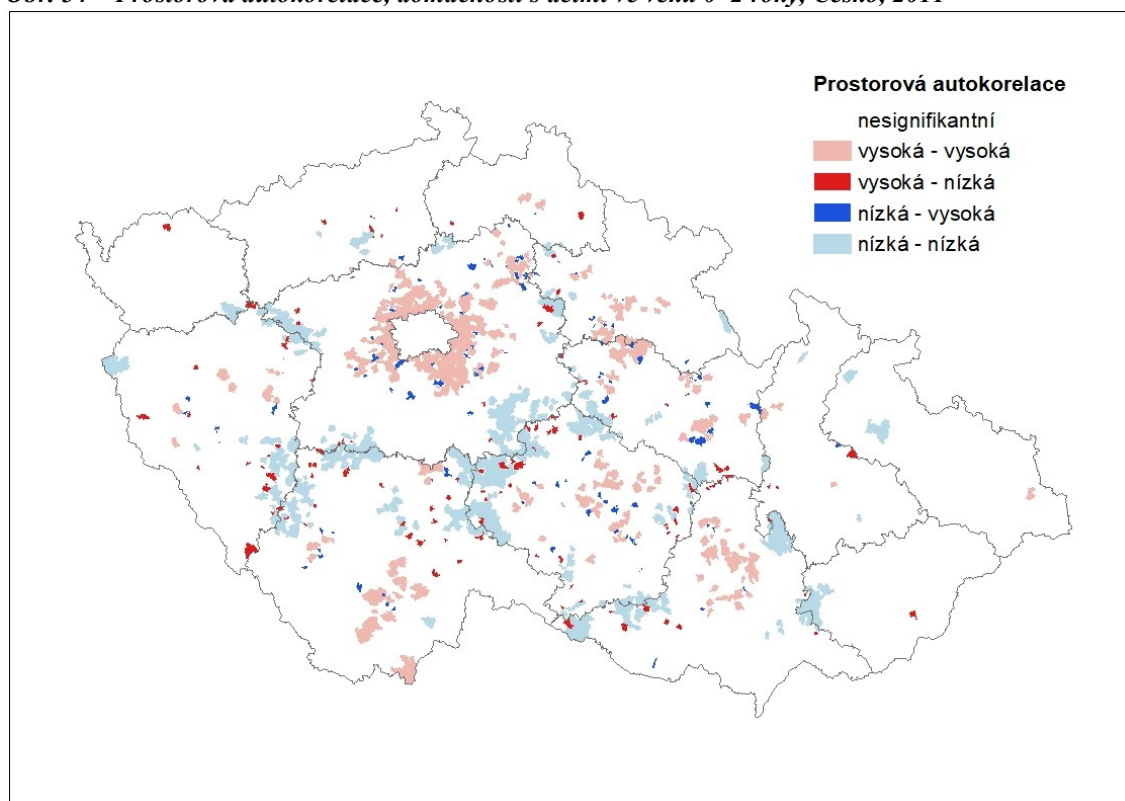
V roce 2011 bydlelo v českých obcích v průměru 6 % domácností s dětmi ve věku 0–2 let, rozptýl v hodnotách v jednotlivých obcích sahal od 0 % do 25 % domácností. Tato proměnná byla zařazena proto, že ve vyspělých zemích jsou malé děti ve většině případů přebalovány do jednorázových dětských plen. Jedno dítě tak za dobu, kdy pleny potřebuje (do 2–3 let věku), vyprodukuje v průměru jednu tunu jednorázových plen končících ve smíšeném komunálním odpadu (Salhofer et al., 2008). Lze tedy předpokládat, že vyšší koncentrace domácností s malými dětmi do 2 let věku v obci by mohla ovlivňovat i celkovou produkci komunálního odpadu v těchto sídelních jednotkách.

Obr. 33 – Podíl domácností s dětmi ve věku 0–2 roky v obcích (v %), Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Obr. 34 – Prostorová autokorelace, domácnosti s dětmi ve věku 0–2 roky, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

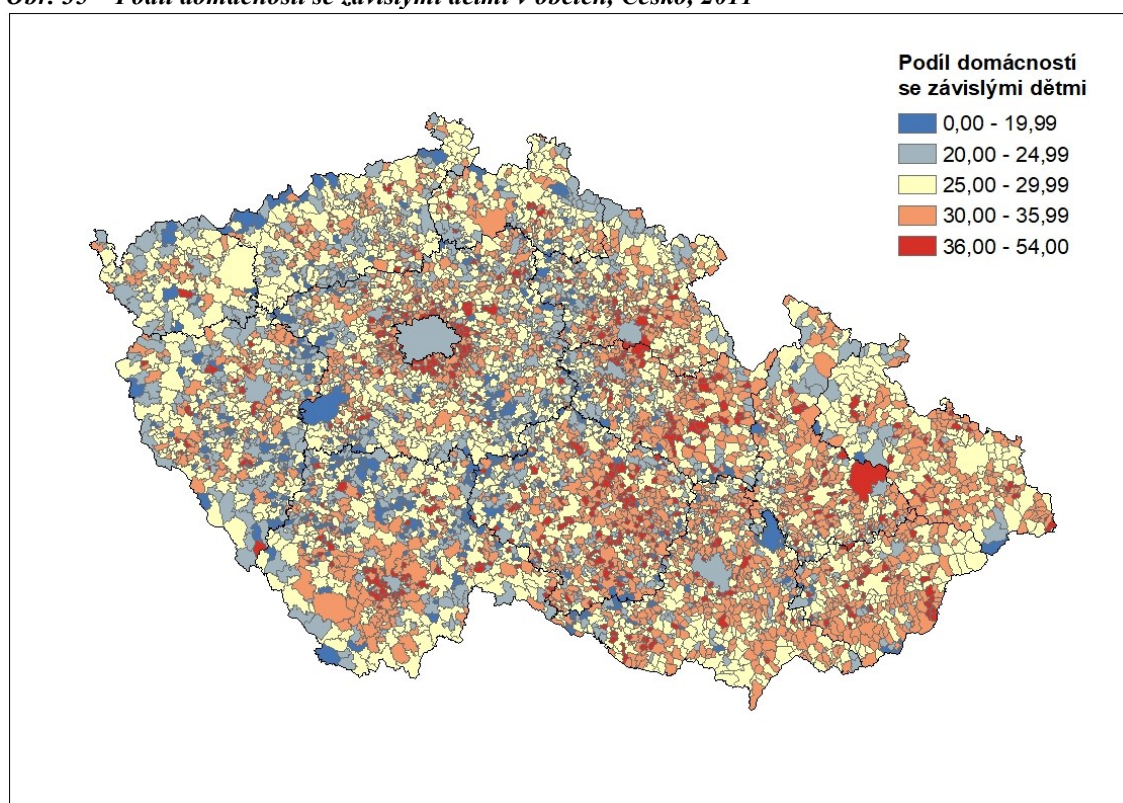
Na obrázku 33 je patrný prstenec obcí s vyšším zastoupením domácností s malými dětmi v těsném okolí Prahy. Ve větší vzdálenosti od Prahy pak následují obce se spíše průměrnými hodnotami a na vnějších hranicích Středočeského kraje můžeme nalézt již méně souvislý prstenec s podprůměrným zastoupením této skupiny domácností. Méně patrná ale přesto pozorovatelná je ještě koncentrace obcí s vyšším zastoupením domácností s malými dětmi v okolí Brna, u dalších významných krajských měst již podobný stav vidět není. Kromě uvedených shluků se na základě znázornění proměnné nedají nalézt další prostorové zákonitosti a zdá se, že jsou hodnoty proměnné rozmístěny spíše náhodně.

Proměnná domácnosti s dětmi ve věku 0–2 roky vykazovala již na globální úrovni statisticky významnou ale spíše slabší míru prostorové autokorelace (hodnota Moranova I 0,153), což je patrné i z obrázku 34, kde sice nalezneme shluky obcí s podobnými hodnotami, jsou ale menší než např. v případě další proměnné, která popisuje přítomnost závislých dětí v domácnostech bez ohledu na jejich věk (má také vyšší hodnotu Moranova I). Prezentované hodnoty ukazují, že největší shluk vysokých hodnot skutečně nalezneme v bezprostředním zázemí Prahy. Prostorově menší koncentraci obcí s nadprůměrným zastoupením dětí do 2 let můžeme pozorovat i v okolí několika dalších krajských měst (především Pardubice, Hradec Králové, České Budějovice, na sever od Brna) a překvapivě také na Vysočině. Naopak oblasti s podprůměrným podílem domácností s dětmi do dvou let nalezneme podél hranice mezi Středočeským a Plzeňským, Jihočeským krajem a krajem Vysočina, dále také podél hranice Plzeňského a Jihočeského kraje a Vysočinou a Pardubickým krajem. Tyto oblasti částečně

odpovídají tzv. vnitřní periférii na území Česka. Vnitřní periferie³⁹ je tvořena těmi územími státu, která se hospodářsky nerozvíjí, dochází zde k úbytku obyvatelstva, demografickému stárnutí, vykazují nižší socio-ekonomickou úroveň a mají také horší technickou i sociální infrastrukturu než ostatní části území, většinou mají také zastaralý bytový fond a častěji se zde objevují specifické sociální problémy (Musil, Müller, 2008).

Další nezávisle proměnnou zařazenou do modelu je podíl domácností se závislými dětmi v obcích. Průměrná hodnota této proměnné dosahovala v českých obcích v roce 2011 28 % s rozptylem od 0 do 54 %. Lze předpokládat, že domácnosti s dětmi se liší svým spotřebním chováním, a tedy i produkcí odpadu od domácností bez dětí. Zároveň by děti a mladí lidé měli být přístupnější k ochraně životního prostředí než staří lidé (Mohai, Twight, 1987) a mohli by podporovat proenvironmentální chování celé rodiny, resp. domácnosti, ve které žijí.

Obr. 35 – Podíl domácností se závislými dětmi v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

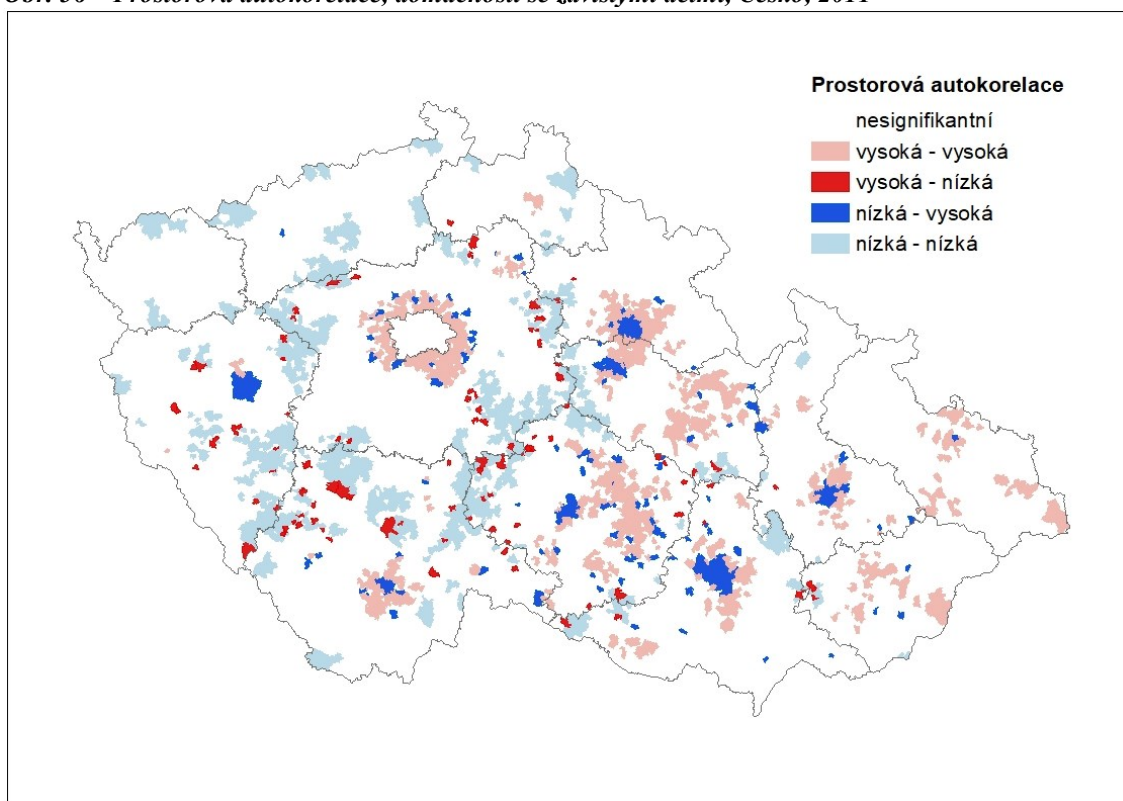
Z obrázku 35 je zřejmé, že obecně vyšší zastoupení domácností s dětmi nalezneme na Moravě než v Čechách, což odpovídá i již diskutovanému tématu větších domácností na Moravě než v Čechách (viz obrázek 30). Spíše k průměru se z moravských krajů blíží pouze Moravskoslezský kraj. V Čechách jsou domácnosti s dětmi koncentrovány opět do zázemí Prahy ve Středočeském kraji a dále také do centrální části Jihočeského kraje a do okolí krajských měst v Pardubickém a Královéhradeckém kraji. Kolem průměru se pohybují obce v severních a severozápadních Čechách. Obce s nejnižšími podíly domácností se závislými

³⁹ Vnitřní periferie v České republice tvoří „poměrně rozsáhlá a souvislá území, která jsou umístěna na okrajích metropolitních regionů a v menším rozsahu na okrajích území regionálních středisek“ (Musil, Müller, 2008, s. 340). Velmi často tak vnitřní periferie kopírují hranice krajů.

děti nalezneme zejména v pohraničí českých krajů a také na již zmiňované vnitřní periferii především v blízkosti hranic Středočeského kraje s kraji s ním sousedícími.

I v případě proměnné podíl domácností se závislymi dětmi v obcích vyšla statisticky významná hodnota Moranova I, která byla i o něco vyšší než v případě předchozí proměnné (0,218). Shluky jsou v tomto případě tedy o něco výraznější, zároveň můžeme z obrázku znázorňujícího lokální míry prostorové autokorelace (obr. 36) vyčíst i častější přítomnost odlehlých pozorování. Shluky s nadprůměrným podílem domácností s dětmi v obci nalezneme v okolí Prahy a Českých Budějovic a potom v Pradubickém, Královéhradeckém kraji a na Vysočině a na celé Moravě. Klastry obcí s podprůměrnou hodnotou sledované proměnné pozorujeme nejvíce podél vnitrozemských hranic krajů na české části území republiky. Za odlehlá pozorování – obec s malým podílem domácností s dětmi v regionech s nadprůměrnými hodnotami – můžeme označit hned několik krajských měst (Plzeň, České Budějovice, Hradec Králové, Pardubice, Brno, Jihlava a Olomouc).

Obr. 36 – Prostorová autokorelace, domácnosti se závislymi dětmi, Česko, 2011

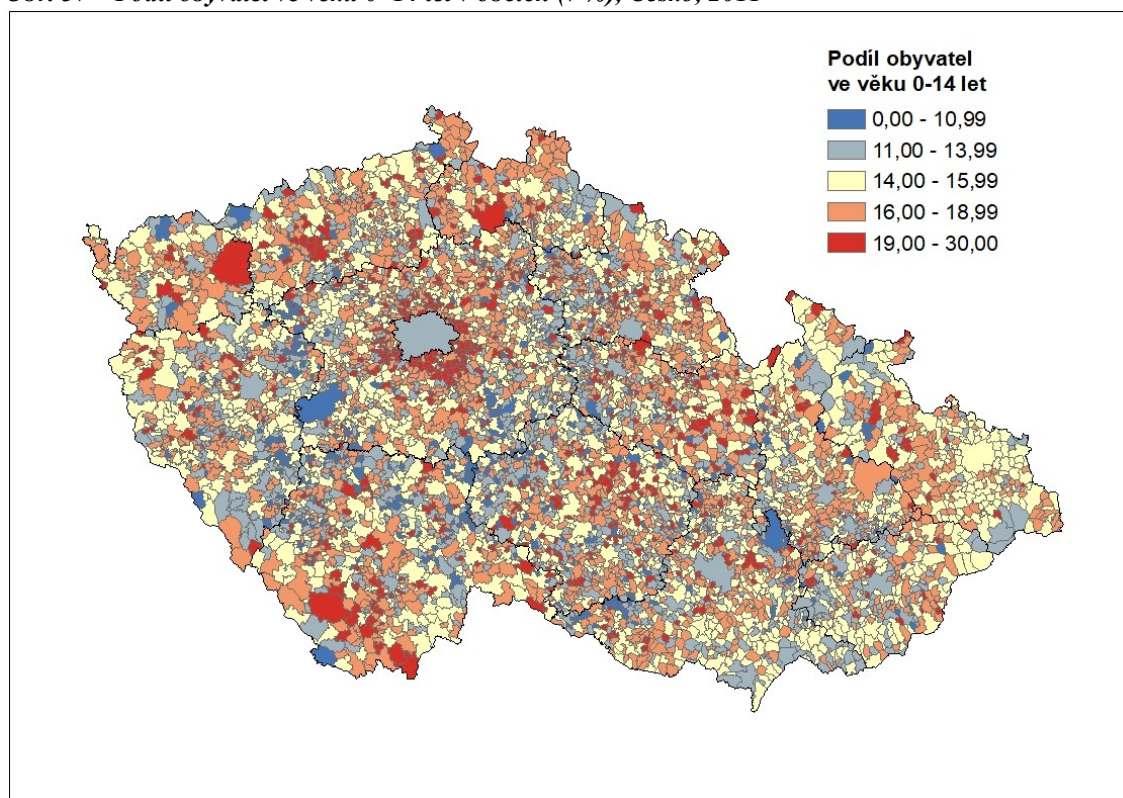


Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Od proměnných týkajících se charakteru domácností se nyní přesuneme k charakteristikám věkové struktury obyvatel. Jak již bylo uvedeno výše (a bude doloženo korelačními koeficienty v následující kapitole), vzhledem k tomu, že tyto proměnné do značné míry vyjadřují různým způsobem stejnou skutečnost, jsou mezi sebou značně korelované. Cílem proto primárně není jen zahrnout je všechny do modelu vysvětlujícího produkci komunálního odpadu v obcích, ale také vybrat tu proměnnou, která bude pro vysvětlení vztahu k produkci odpadu nejvhodnější. První tři proměnné týkající se věku vyjadřují zastoupení osob podle širokých věkových skupin (0–14, 15–64 a 65 a více let) na celkovém počtu obyvatel jednotlivých obcí.

První proměnnou popisující věkovou strukturu obcí je podíl obyvatel ve věku 0–14 let na celkové populaci obce. Průměrná hodnota této proměnné v našich obcích byla v roce 2011 15 % s rozpětím od 0 do 30 %. Z obrázku 37 je patrné, že se od sebe i sousedící obce poměrně značně liší, přesto i zde můžeme identifikovat určité prostorové vzorce. Vyšší podíl dětí nalezneme opět v zázemí Prahy, což odpovídá i výše uvedeným informacím o struktuře domácností (mírně větší domácnosti a vyšší zastoupení domácností s dětmi). Na Moravě se podíl dětí v populaci obcí pohybuje spíše kolem průměru. Podprůměrné zastoupení věkové skupiny 0–14 let můžeme pozorovat hlavně ve velkých městech, v některých pohraničních oblastech i v části obcí tzv. vnitřní periferie – zejména v části okresů Klatovy, Havlíčkův Brod, Pelhřimov, Hodonín a Uherské Hradiště.

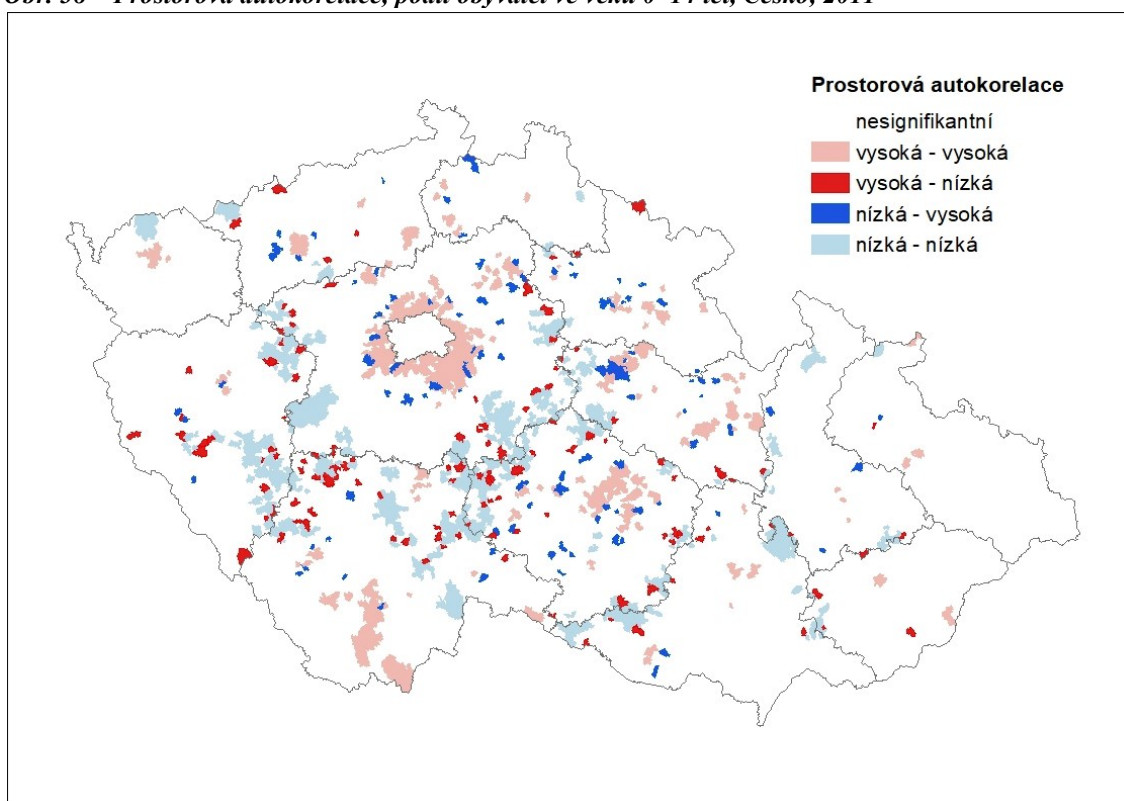
Obr. 37 – Podíl obyvatel ve věku 0–14 let v obcích (v %), Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

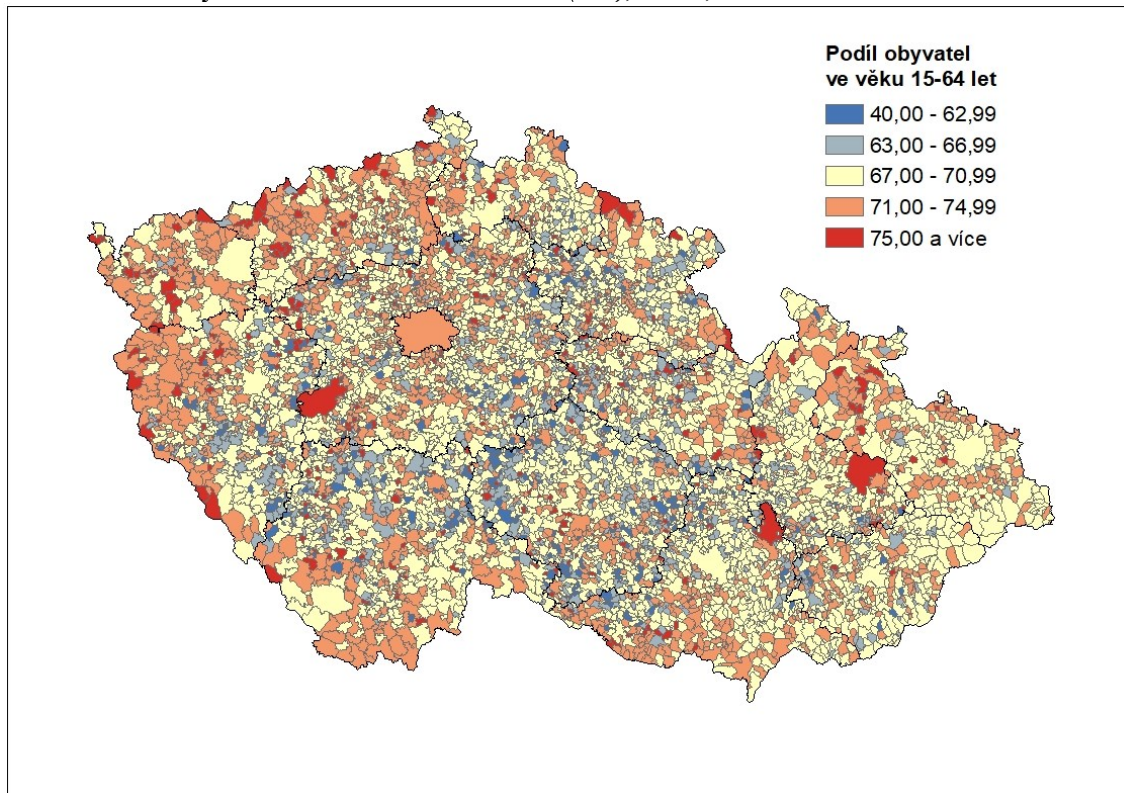
Prostorová autokorelace proměnné podíl obyvatel ve věku 0–14 let vyšla sice statisticky významná, ale výsledná hodnota Moranova I je spíše nižší (0,151). Následující obrázek (obr. 38) pak znázorňuje prostorové rozmístění shluků s podobnými hodnotami, resp. odlehle hodnoty. I z tohoto obrázku je patrné, že největší shluk obcí s vyšším podílem dětí v populaci nalezneme v zázemí Prahy. V ostatních případech jsou shluky nadprůměrných hodnot menší (např. v Jihočeském kraji a na Vysočině). Shluky obcí s nízkým zastoupením dětí tvoří většinou protáhlé pásy podél vnitřních hranic krajů. Obecně nalezneme více shluků s podobnými hodnotami v Čechách než na Moravě.

Obr. 38 – Prostorová autokorelace, podíl obyvatel ve věku 0–14 let, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Obr. 39 – Podíl obyvatel ve věku 15–64 let v obcích (v %), Česko, 2011

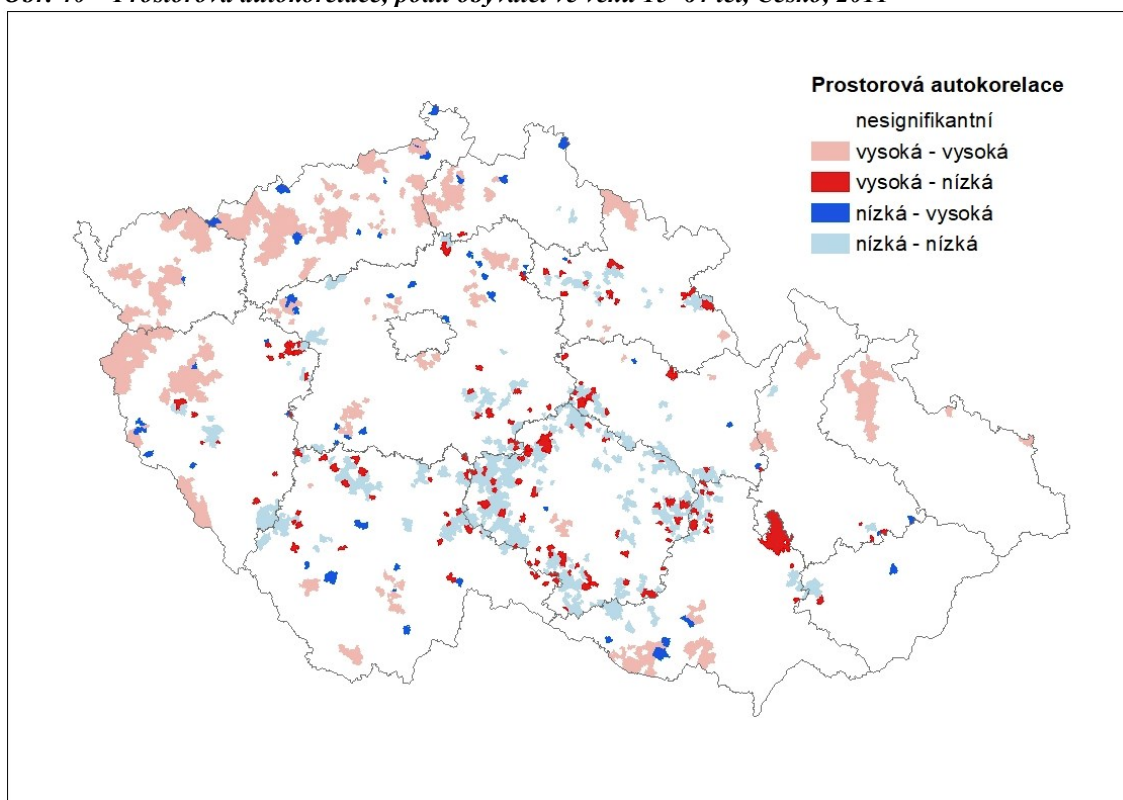


Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Druhou proměnnou popisující věkovou strukturu obyvatel obcí je podíl obyvatel ve věkové skupině 15–64 let. Tato skupina tvoří v průměru 69 % obyvatel obcí s rozpětím mezi 40 a 100 %. Obce s nejvyššími hodnotami této proměnné nalezneme hlavně v příhraničních regionech (obr. 39) – ve velké části Karlovarského a Ústeckého kraje, v západní části Plzeňského kraje a na jihu Jihočeského a Jihomoravského kraje. Obce s nízkým zastoupením obyvatel v této věkové skupiny jsou roztroušeny hlavně v českých krajích a jejich skupiny nebo pásy můžeme opět pozorovat podél hranic některých krajů (zejména kraje Vysočina). Velká část moravských obcí se se svým zastoupením ekonomicky aktivních obyvatel pohybuje kolem průměru.

Hodnota Moranova I pro podíl ekonomicky aktivních obyvatel v obcích je ještě nižší než v případě předchozí proměnné (0,102), přesto i tato hodnota je statisticky významná. Na obrázku 40 pak vidíme výsledky lokální analýzy prostorové autokorelace, která odhalila shluky obcí s vyšším zastoupením této skupiny obyvatel hlavně v již zmiňovaných krajích Ústeckém, v části Karlovarského a v západní polovině Plzeňského. Více méně souvislý pás obcí s nízkým podílem osob ve věku 15–64 let můžeme pozorovat podél téměř celé hranice kraje Vysočina.

Obr. 40 – Prostorová autokorelace, podíl obyvatel ve věku 15–64 let, Česko, 2011

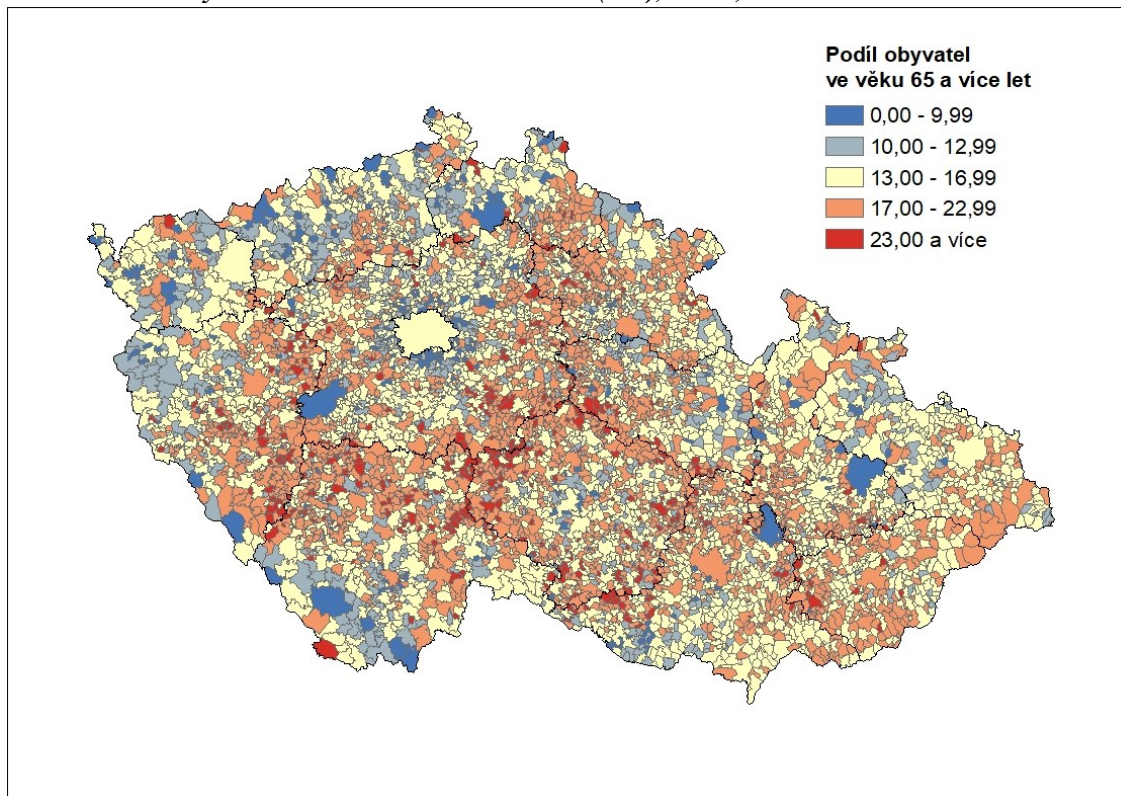


Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Poslední proměnnou charakterizující podíl jednotlivých věkových skupin v populaci je podíl obyvatel ve věku 65 a více let. Průměrně žije v obcích 16 % obyvatel starších 64 let s tím, že i zde je mezi jednotlivými obcemi pozorovatelná značná variabilita (0–53 %). Prostorová struktura zastoupení této věkové skupiny v obcích vykazuje více méně opačný charakter vzhledem k předchozím dvěma proměnným (viz obr. 41). V Ústeckém a Karlovarském kraji stejně jako v západní části Plzeňského a na jihu Jihočeského kraje, kde byl vyšší podíl ekonomicky aktivních obyvatel, pozorujeme nižší zastoupení obyvatel v postproduktivním věku. Méně obyvatel v této

věkové skupině nalezneme také v zázemí Prahy, kde bylo naopak vyšší zastoupení dětí. Naopak vyšší hodnoty proměnné jsou typické pro okresy Klatovy, Plzeň-jih, Strakonice, Písek a Tábor a potom pro pás obcí v blízkosti hranice kraje Vysočina. V moravské části republiky pozorujeme spíše průměrné nebo mírně nadprůměrné hodnoty této proměnné.

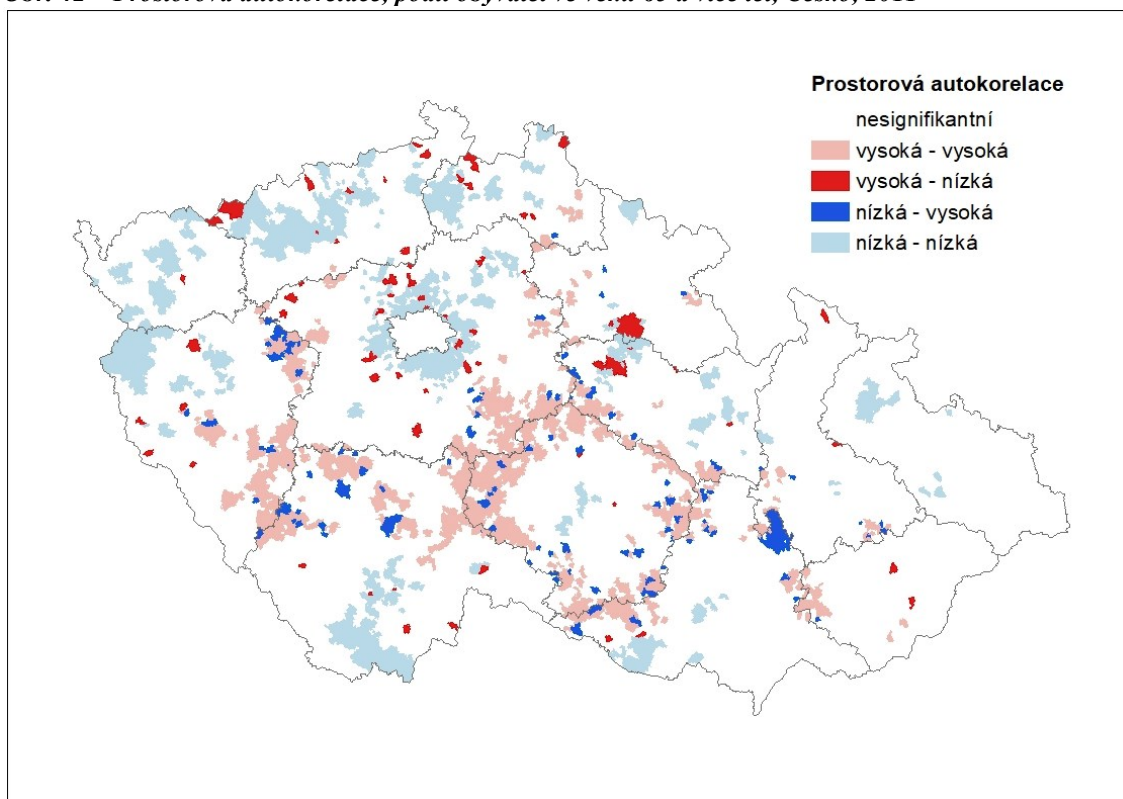
Obr. 41 – Podíl obyvatel ve věku 65 a více let v obcích (v %), Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Zastoupení osob ve věku 65 a více let v populaci obcí vykazuje ze všech tří proměnných charakterizujících věkovou strukturu na základě zastoupení jednotlivých věkových skupin na celkovém počtu obyvatel obcí nejvyšší hodnotu Moranova I (0,237) a tím i největší tendenci ke shlukování, což je patrné i z obrázku 42. Shluky vysokých a nízkých hodnot proměnné dokládají výše uvedené prostorové vzorce. Opět je vidět, že více shluků nalezneme v českých krajích včetně kraje Vysočina než v krajích ve východní části republiky.

Obr. 42 – Prostorová autokorelace, podíl obyvatel ve věku 65 a více let, Česko, 2011

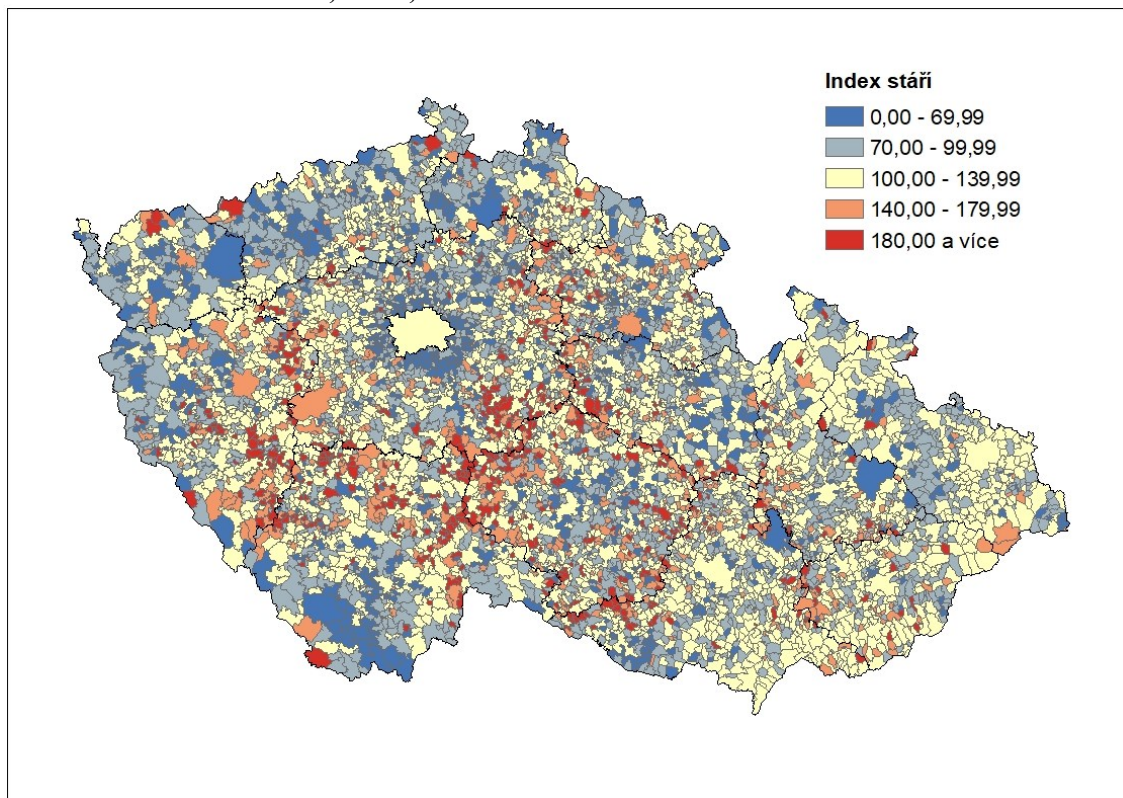


Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Pro zohlednění vztahů mezi věkovými skupinami byly do analýzy zahrnuty také dvě proměnné, které z poměrů mezi věkovými skupinami vycházejí – index stárí a index ekonomického zatížení. Průměrná hodnota indexu stárí byla v roce 2011 v obcích 118,4 s hodnotami od 0 do 1 767 seniorů na 100 dětí (extrémní hodnoty nalezneme především v nejmenších obcích s řádově desítkami obyvatel). Z obrázku 43 je patrné, že se na výsledku projeví některé charakteristiky prostorové distribuce původních proměnných. Spíše nízké nebo podprůměrné hodnoty indexu stárí můžeme pozorovat v obcích podél prakticky celé severozápadní hranice (od západní poloviny Libereckého kraje přes Ústecký až do Karlovarského) a v menší míře i podél státní hranice v Plzeňském kraji. Příznivým poměrem ve prospěch dětí se vyznačuje také zázemí Prahy. Naopak vysoký podíl starších osob ku dětem vidíme opět na území tzv. vnitřní periferie, zejména podél hranic kraje Vysočina se Středočeským a Jihočeským krajem.

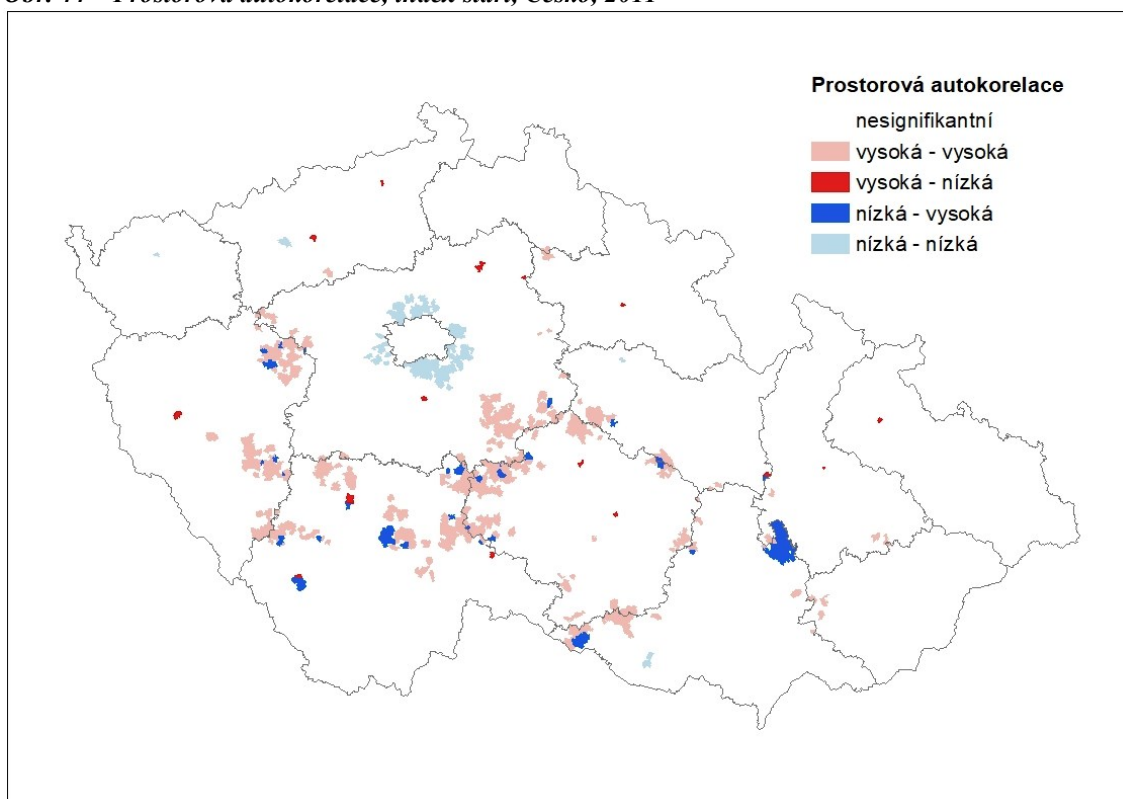
Index stárí vykazuje o něco nižší míru prostorové autokorelace než podíly osob ve věku 0–14 let i osob ve věku 65 a více let v populaci (Moranovo I 0,133). Obrázek znázorňující prostorové rozmístění shluků podobných hodnot, resp. extrémů (obr. 44) naznačuje, že shluk skutečně podobně nízkých hodnot indexu stárí nalezneme jen jeden, a to v zázemí Prahy. Naopak oblasti s vysokými hodnotami tvoří nesouvislý pás obcí v oblastech přiléhajících k jižní hranici Středočeského kraje.

Obr. 43 – Index stáří v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Obr. 44 – Prostorová autokorelace, index stáří, Česko, 2011

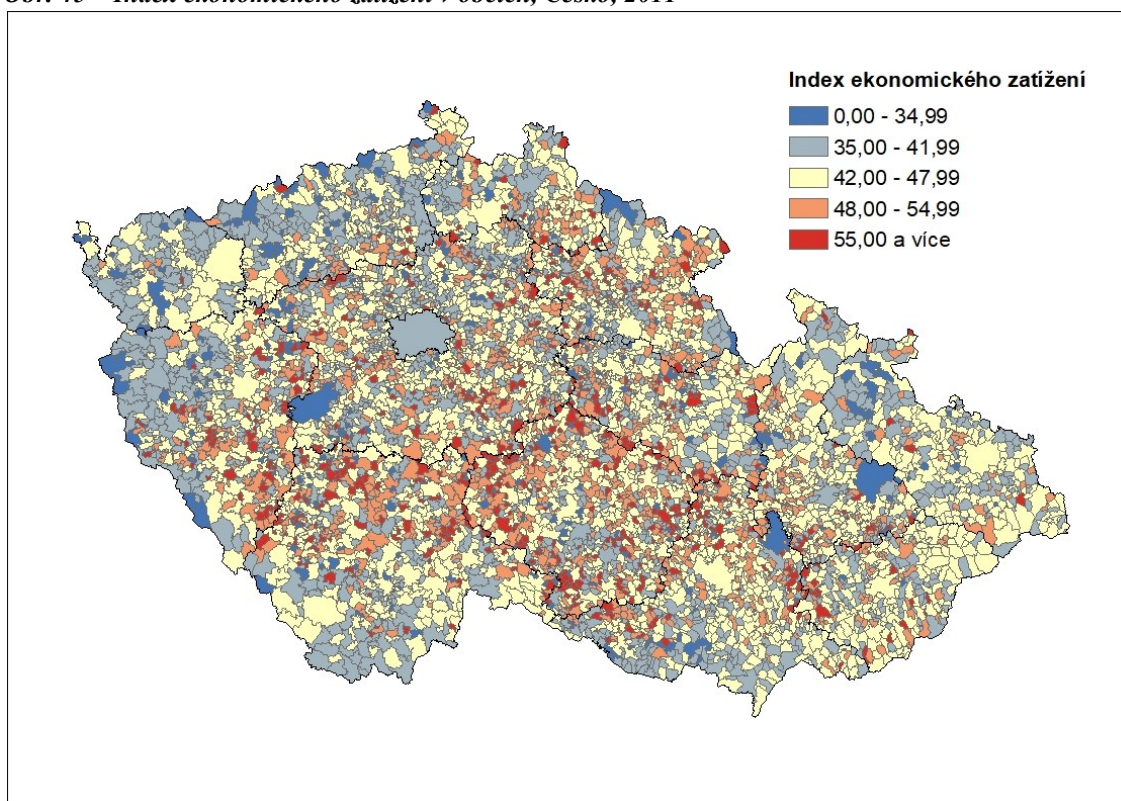


Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Průměrná hodnota indexu ekonomického zatížení byla v roce 2011 45,4 osob ekonomicky neaktivních na 100 ekonomicky aktivních, nejnižší hodnota se opět rovnala 0 a nejvyšší 150.

Prostorová distribuce hodnot je silně ovlivněna rozmístěním proměnné charakterizující podíl osob ve věku 65 a více let v populaci, ačkoli zde najdeme určité rozdíly (viz obr. 45). V případě indexu ekonomického zatížení prakticky zmizel prstenec podobných hodnot okolo Prahy a Středočeský kraj vykazuje celkově poměrně značnou meziobecní variabilitu. Došlo také k zúžení pásu obcí s nízkými hodnotami indexu ekonomického zatížení oproti předchozímu indexu stáří podél severozápadní hranice republiky, přesto jde stále o největší oblast s nízkými hodnotami indexu ekonomického zatížení, na 100 ekonomicky aktivních osob tu tedy připadá nejmenší počet ekonomicky neaktivních, a to především díky relativně nízkému zastoupení seniorů. Nízké hodnoty proměnné nalezneme také v západní polovině Plzeňského kraje, na jihu Jihočeského i Jihomoravského kraje a také v Moravskoslezském kraji. Naopak nejvyšší hodnoty indexu ekonomického zatížení (hlavně obce s hodnotou vyšší než 55) poměrně věrně kopírují prostorové rozmístění předchozí proměnné a vyskytují se především v severní polovině Jihočeského kraje a podél hranic kraje Vysočina.

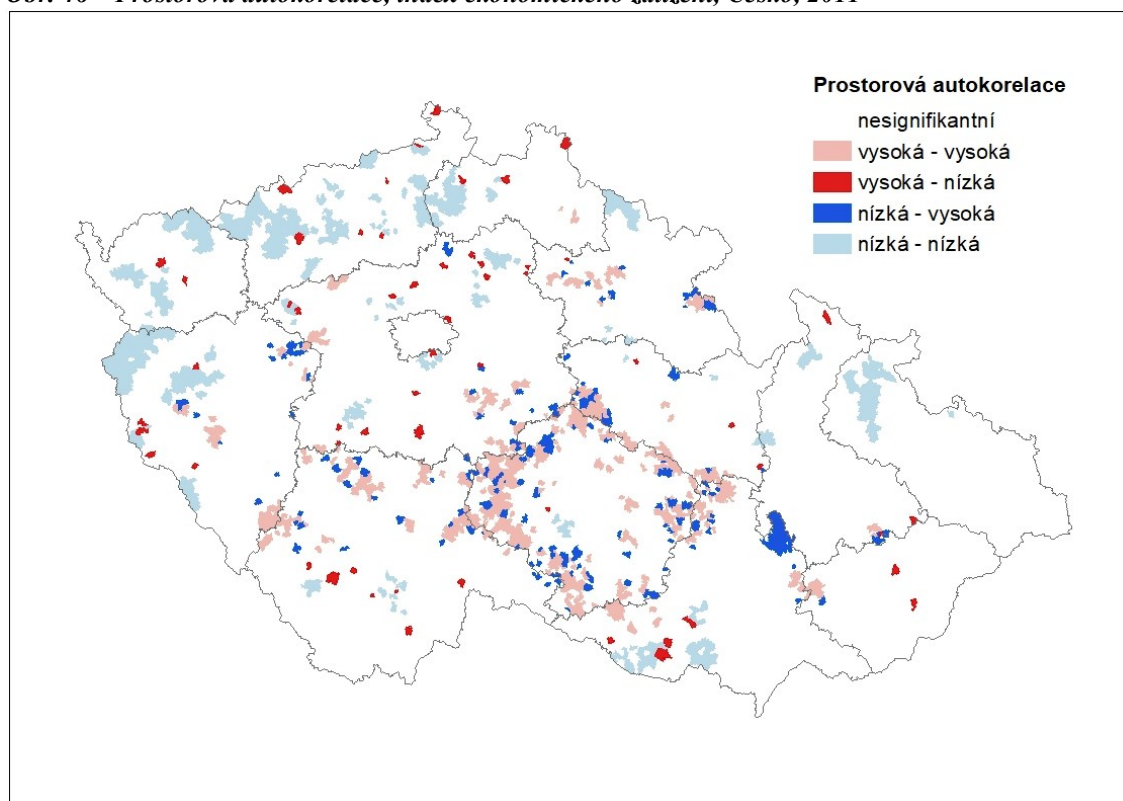
Obr. 45 – Index ekonomického zatížení v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Lokální prostorovou autokorelaci indexu ekonomického zatížení znázorňuje další obrázek (obr. 46), kde je patrné, že tato proměnná vytváří více shluků, ale zároveň se vyznačuje i vyšší četností extrémních hodnot. I proto je hodnota Moranova I (0,102) srovnatelná s hodnotou pro index stáří. Již poměrně tradičně i zde nalezneme většinu shluků v české části republiky. Shluky nízkých hodnot se opět vyskytují podél severozápadní hranice Česka až po Plzeňský kraj, prostorově menší shluky nalezneme i v okresech Bruntál, Znojmo a Břeclav. Naopak shluky s vysokými hodnotami opět tvoří relativně souvislý pás obcí ležících v kraji Vysočina v blízkosti hranice se sousedními kraji.

Obr. 46 – Prostorová autokorelace, index ekonomického zatížení, Česko, 2011

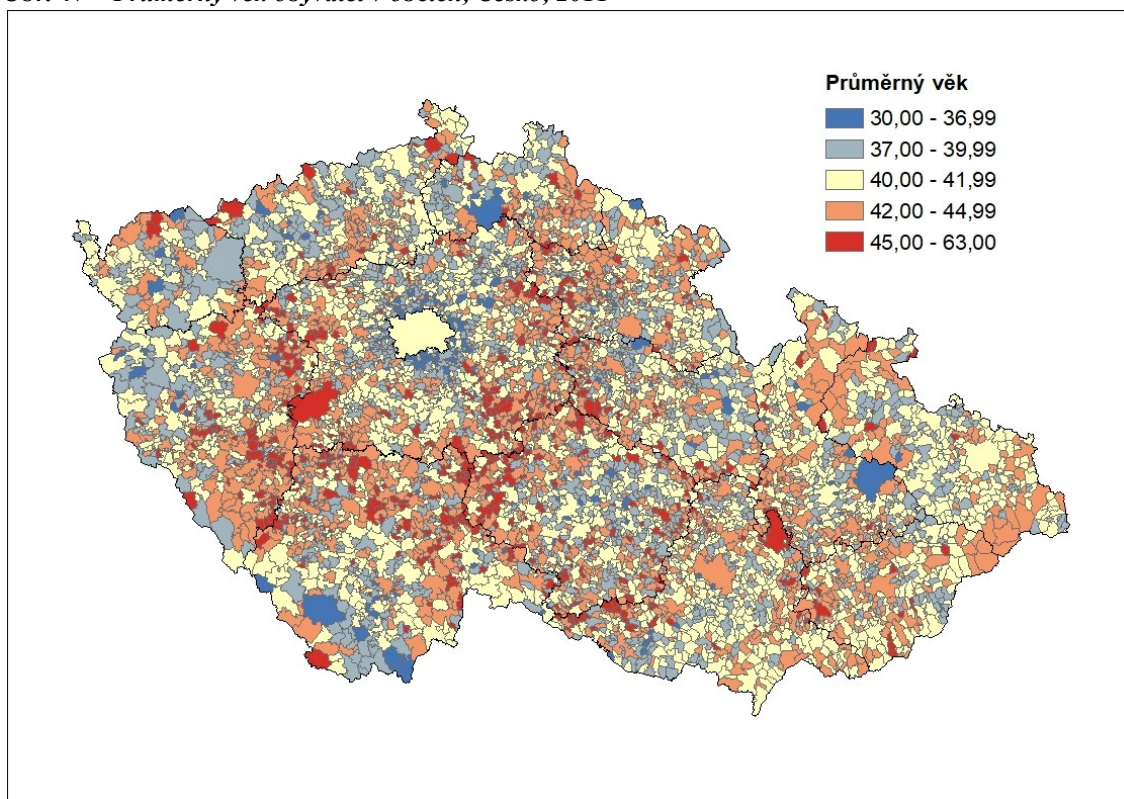


Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Poslední dvě proměnné popisující věkovou strukturu obyvatel jsou průměrný a mediánový věk. Průměrný věk dosahoval v českých obcích v roce 2011 průměrně 41,1 let s rozsahem od 30 do 63 let. Prostorový vzorec této proměnné, jak znázorňuje následující obrázek (obr. 47), se nejvíce podobá prostorové distribuci proměnné podílu obyvatel v postproduktivním věku (obr. 41), jejichž zastoupení průměrný věk významně ovlivňuje. I zde můžeme obce s nejnižším průměrným věkem nalézt v pohraničí, a to především podél severozápadních až jihozápadních hranic republiky. Obce s relativně nízkým průměrným věkem převažují rovněž v suburbanizované oblasti v okolí Prahy nebo v centrální části kraje Vysočina. Spíše vyšší průměrný věk je charakteristický pro většinu krajských, resp. i dalších větších měst a pro oblasti tzv. vnitřní periferie – poměrně široký pás obcí s průměrným věkem vyšším než 42 let se táhne od okresu Jablonec nad Nisou přes Semily, Jičín, Nymburk, Kolín, Kutná Hora, Havlíčkův Brod, Pelhřimov, Tábor, Jindřichův Hradec, Písek, Příbram, Plzeň-jih až do okresu Klatovy. I z tohoto obrázku je patrné, že větší variabilitu nalézáme u českých obcí než u obcí moravských.

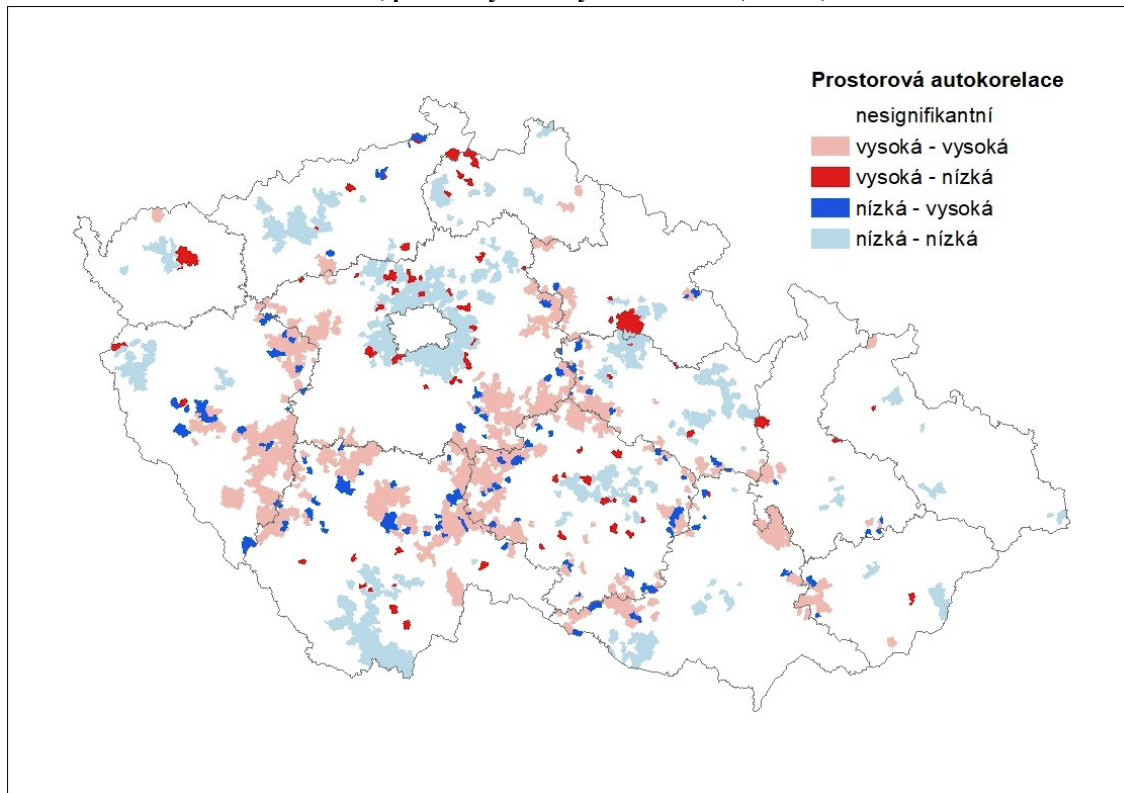
Hodnota Moranova I (0,230) pro průměrný věk je srovnatelná s hodnotou pro podíl osob ve věku 65 a více let, tato proměnná má na strukturu průměrného věku v obcích také největší vliv. Při pohledu na lokální distribuci shluků (obr. 48) můžeme konstatovat, že největší shluk nízkých hodnot průměrného věku obklopuje naše hlavní město, další shluky s nízkými hodnotami jsou podstatně menší a jsou rozesety po všech krajích – často v jejich centrálních částech. Shluky obcí s vysokým průměrným věkem jsou naopak charakteristické pro periferní oblasti většiny krajů – zejména Plzeňského, Středočeského, Jihočeského a Vysočiny.

Obr. 47 – Průměrný věk obyvatel v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

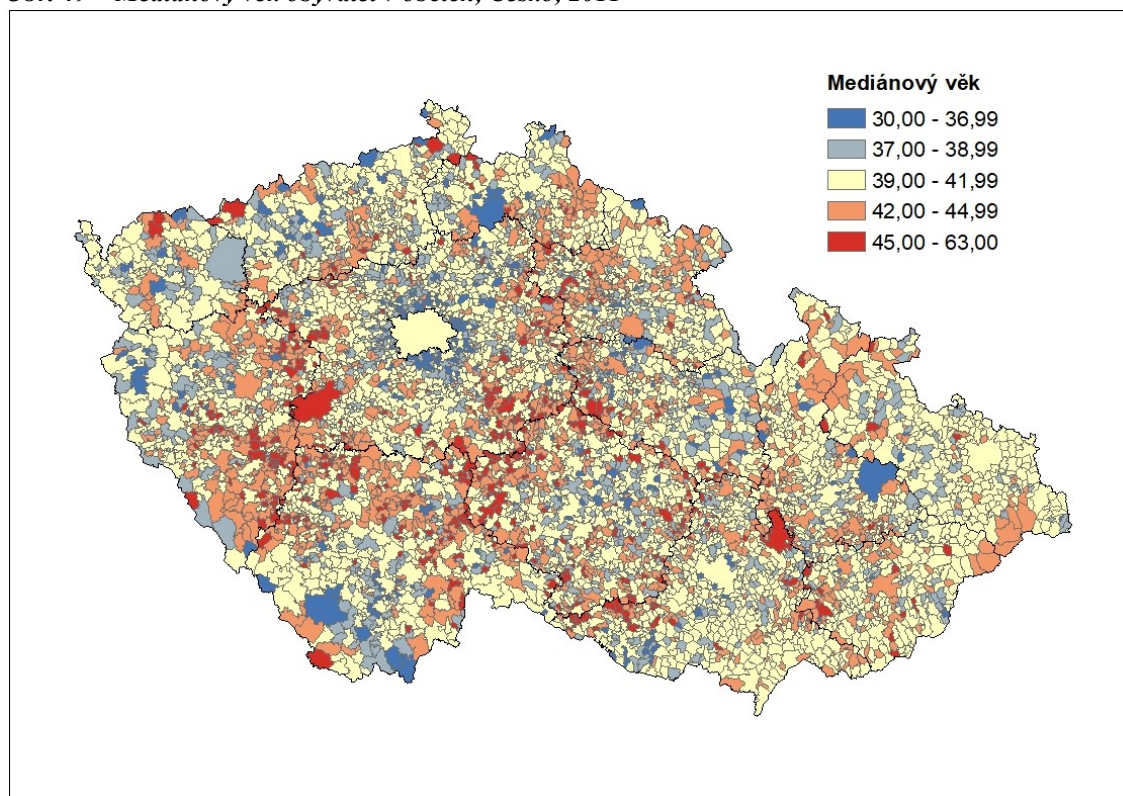
Obr. 48 – Prostorová autokorelace, průměrný věk obyvatel v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Mediánový věk byl v roce 2011 o půl roku nižší než věk průměrný a dosahoval 40,6 let. Minimum i maximum je stejně jako v případě průměrného věku 30 a 63 let. Z obrázku 49 je patrný posun řady obcí blíže k průměru oproti hodnotám v případě průměrného věku, na druhou stranu však směrodatná odchylka i variační koeficient zůstaly prakticky stejné, nedošlo tedy ke snížení variability mezi obcemi. Významné prostorové vzorce zde však stále zůstávají zachovány, a to jak nižší mediánový věk v zázemí Prahy i v centrálních částech některých krajů, ačkoli tento trend je zde patrný méně, tak i vyšší věk obyvatel obcí na tzv. vnitřní periferii, tedy v blízkosti vnitřních hranic většiny především českých krajů.

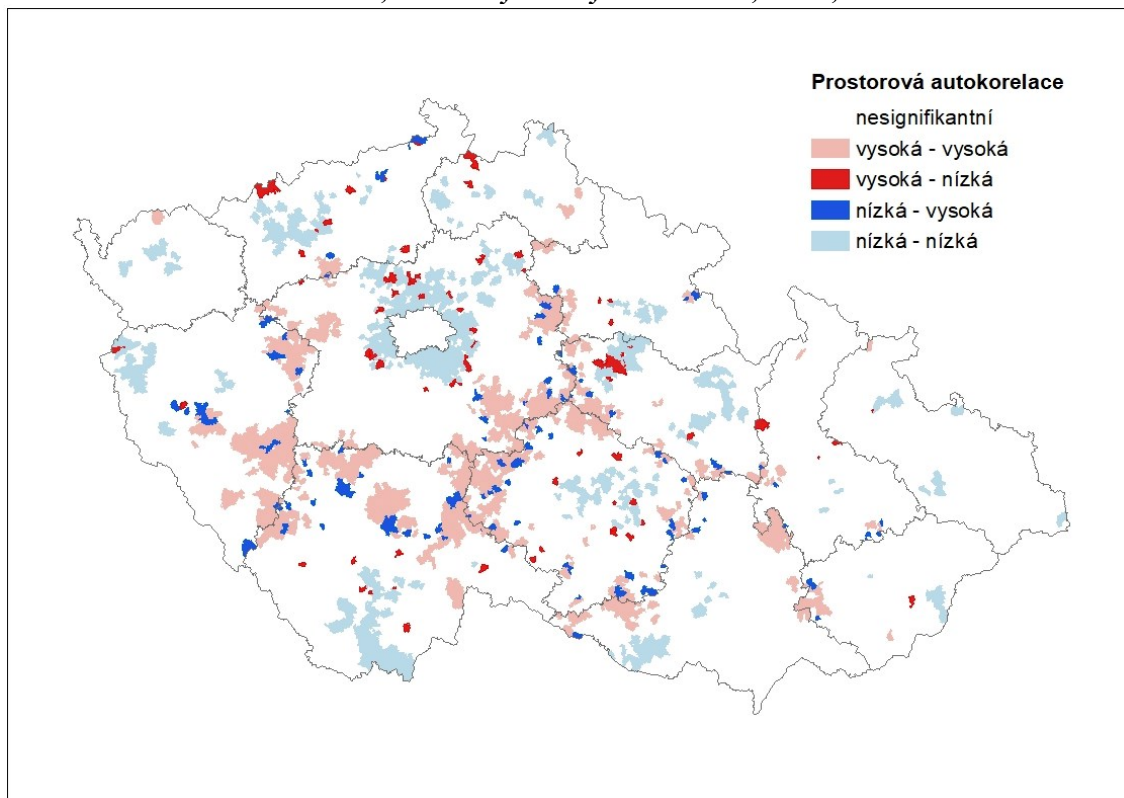
Obr. 49 – Mediánový věk obyvatel v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

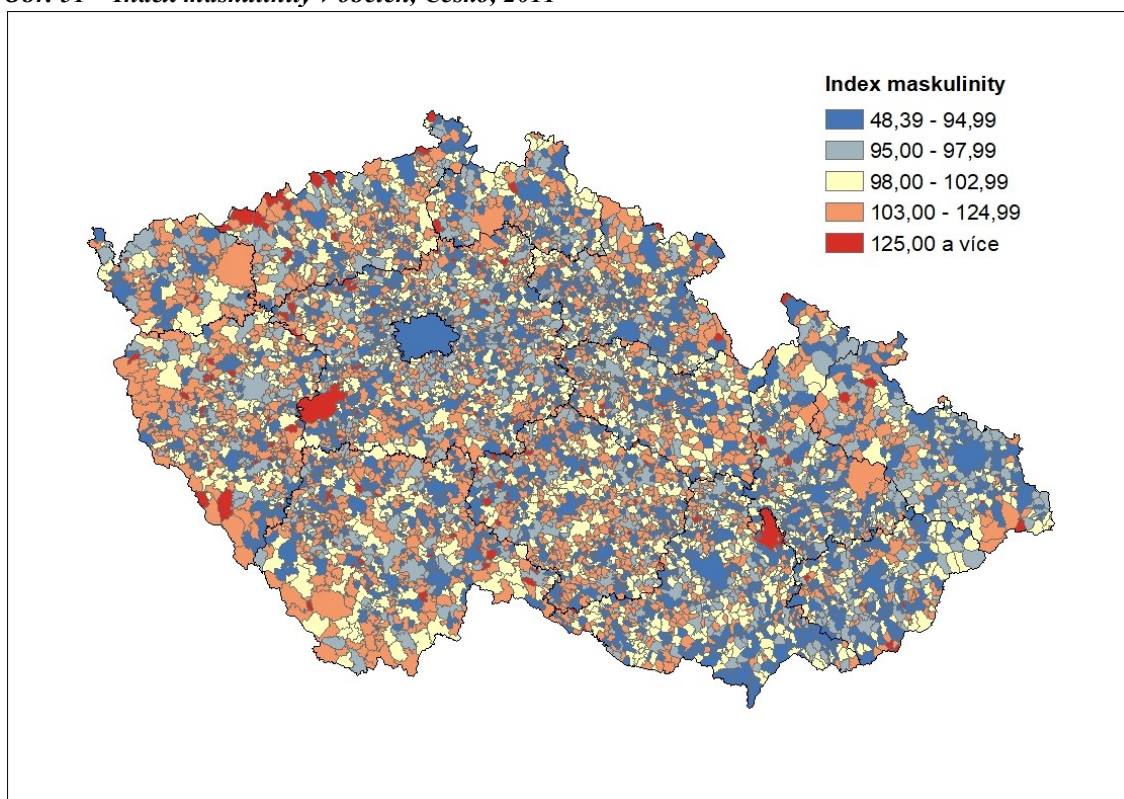
Hodnota Moranova I pro mediánový věk obyvatel je prakticky stejná jako v případě průměrného věku (0,231), i v tomto případě jde o statisticky významnou hodnotu, která indikuje přítomnost shluků obcí s podobnou úrovní studované charakteristiky. I lokální rozmístění těchto shluků, znázorněné na obrázku 50, je prakticky totožné jako to v případě průměrného věku obyvatel (viz obr. 48). Můžeme tedy konstatovat, že ačkoli v některých případech došlo díky konstrukci mediánového věku k přiblížení výsledné hodnoty k průměru oproti průměrnému věku, který je citlivější k extrémním hodnotám, celková variabilita ani prostorová distribuce hodnot proměnné se příliš nezměnila.

Obr. 50 – Prostorová autokorelace, mediánový věk obyvatel v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Obr. 51 – Index maskulinity v obcích, Česko, 2011



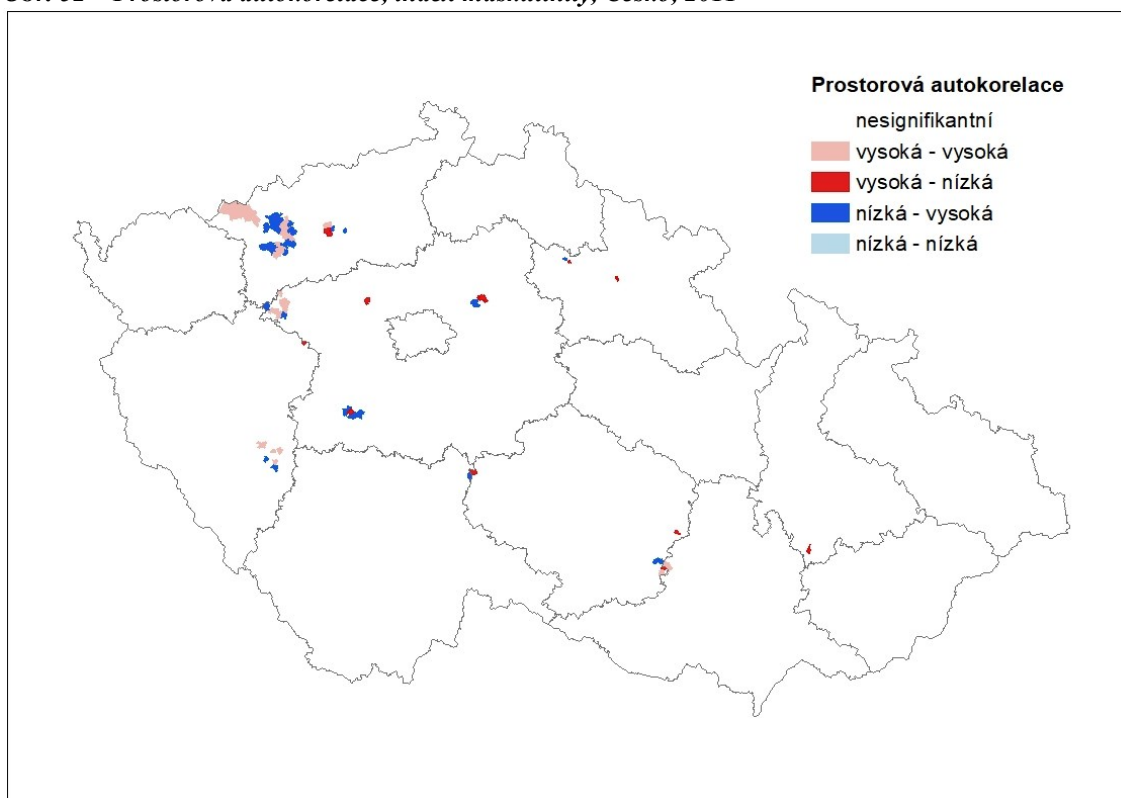
Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Další charakteristikou, která může mít vliv na produkci komunálního odpadu celkem, případně např. na proenvironmentální chování demonstrováné v našem případě množstvím

odděleně sbíraných složek odpadu (zde plast a sklo), je pohlaví. Struktura obyvatel podle pohlaví je zde popsána proměnnou index maskulinity. Tento index dosahoval v roce 2011 hodnot od 48 po 782 s průměrnou hodnotou 102 mužů na 100 žen (viz obr. 51). Nižší hodnoty indexu maskulinity jsou typické pro větší města, kde je vyšší zastoupení žen spojeno s vyšším průměrným věkem a dáno i tím, že vyššího věku se dožívají častěji ženy než muži. V jiných lokalitách, kde jsme pozorovali vyšší průměrný věk nebo vyšší zastoupení seniorů, se však vyšší podíly žen neprojevují.

Proměnná index maskulinity je jedinou ze všech zde studovaných nezávislých proměnných, která nevykazuje prakticky žádnou prostorovou autokorelaci. Hodnota Moranova I pro index maskulinity (0,002) je statisticky nevýznamná a nepřítomnost prostorových vzorců v datech dokládá i obrázek 52, kde nalezneme jen několik extrémů a malé shluky nízkých hodnot.

Obr. 52 – Prostorová autokorelace, index maskulinity, Česko, 2011

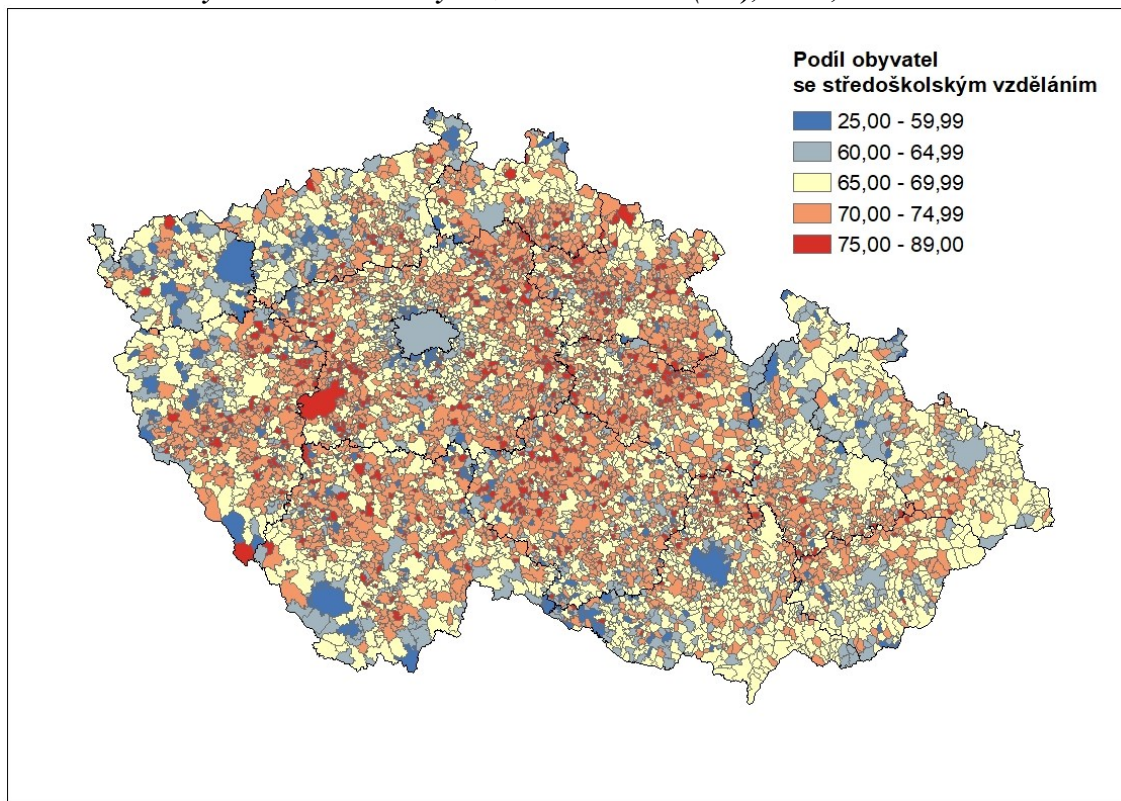


Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Produkci odpadu neovlivňují jenom základní demografické proměnné, jako je věk nebo pohlaví, ale také řada dalších charakteristik obyvatel včetně jejich vzdělání nebo zaměstnání. První proměnnou z této oblasti je podíl obyvatel se středoškolským vzděláním v obcích. V roce 2011 mělo středoškolské vzdělání v průměru 69 % obyvatel obcí. Maximální hodnota představovala 89 %, naopak minimum bylo 25 % obyvatel. Prostorové rozmístění hodnot znázorňuje obrázek 53, ze kterého je vidět, že vyšší podíl středoškoláků najdeme v prakticky celém Královéhradeckém, Pardubickém, Středočeském kraji a také v kraji Vysočina, dále i ve východní polovině Plzeňského a Libereckého kraje a v pásu od severu Jihomoravského přes jižní část Olomouckého a severní část Zlínského až do západní části Moravskoslezského kraje. Pohraniční oblasti zejména na severozápadě a jihovýchodě republiky se vyznačují spíše nižším podílem středoškoláků a obecně relativně nižší vzdělanostní úrovní. Spíše nižší nebo průměrné zastoupení středoškoláků je také ve velkých a především krajských městech včetně Prahy, zde

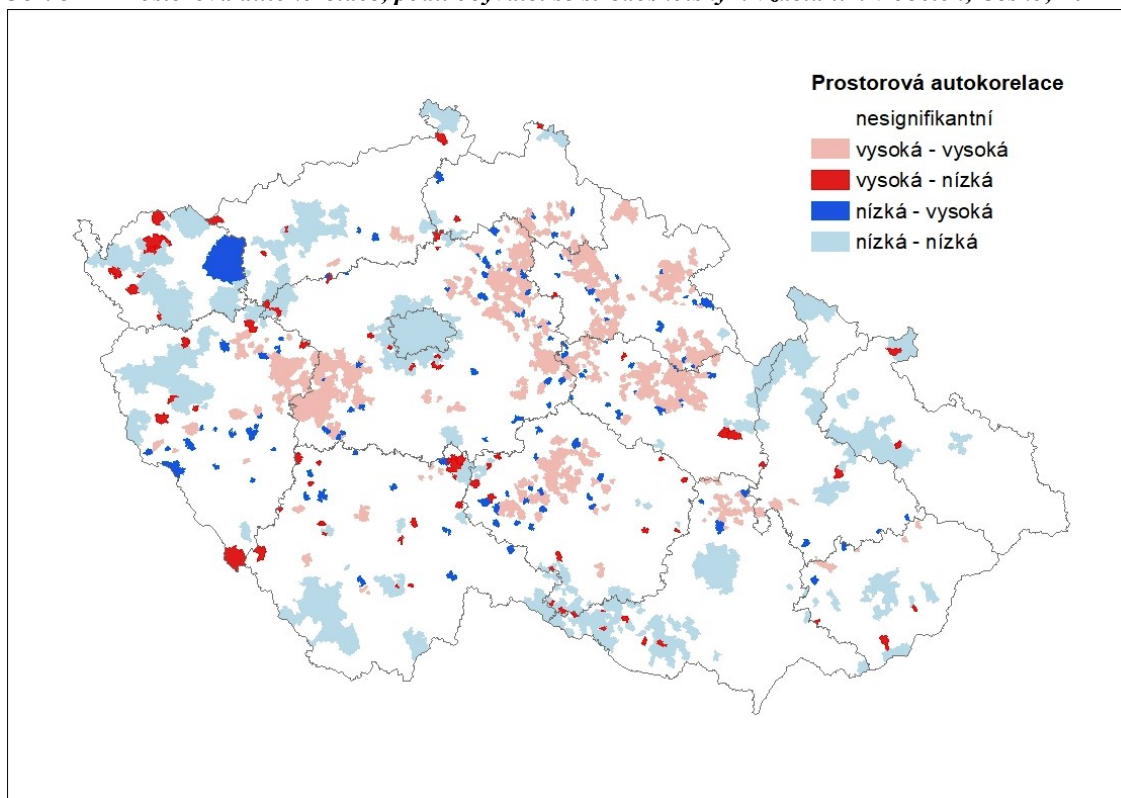
to však není dáno horší vzdělanostní strukturou, ale právě naopak významně vyšším podílem osob s dosaženým vysokoškolským vzděláním, jak bude doloženo dále (viz obr. 55).

Obr. 53 – Podíl obyvatel se středoškolským vzděláním v obcích (v %), Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

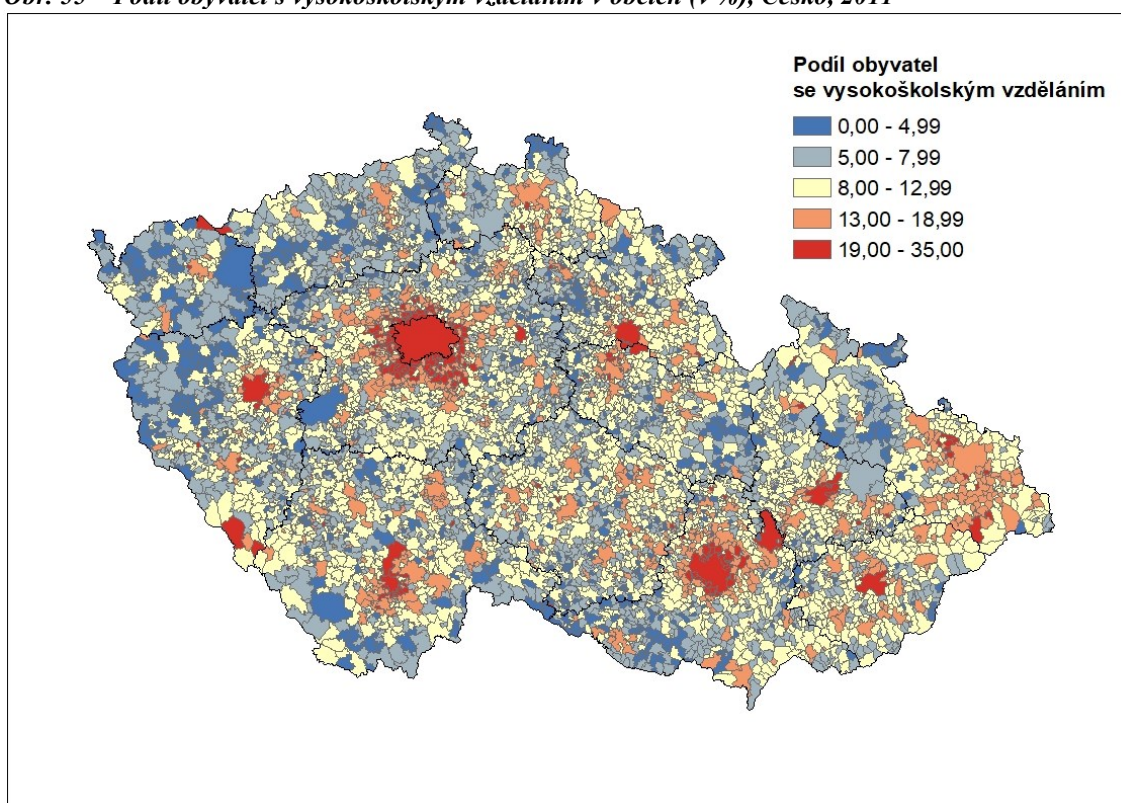
Obr. 54 – Prostorová autokorelace, podíl obyvatel se středoškolským vzděláním v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Také proměnná podíl obyvatel se středoškolským vzděláním v obci vykazuje statisticky významnou prostorovou autokorelaci (Moranovo I 0,161). Výsledky lokální analýzy LISA znázorňuje obrázek 54. Shluky s nízkým podílem středoškoláků v populaci najdeme v okolí Prahy a Brna, kde je to dáno vysokým zastoupením vysokoškoláků, a dále v oblastech, kde je vzdělanostní úroveň obyvatelstva skutečně nižší ve srovnání s průměrem republiky, a to zejména v periferních oblastech, jako je Šluknovsko, Frýdlantsko nebo Javornicko, a v okresech Most, Chomutov, Karlovy Vary, Sokolov, Cheb, Tachov, Plzeň-sever, Domažlice, Prachatice, Český Krumlov, Třebíč, Znojmo, Opava, Bruntál a Šumperk. Naopak shluky vysokých podílů osob se středoškolským vzděláním jsou rozptýleny v severozápadní části Pardubického kraje, po většině kraje Královéhradeckého, ve Středočeském kraji hlavně v okresech Mladá Boleslav, Nymburk, Kolín, Příbram a Beroun a v okresech Havlíčkův Brod a Pelhřimov na Vysočině.

Obr. 55 – Podíl obyvatel s vysokoškolským vzděláním v obcích (v %), Česko, 2011

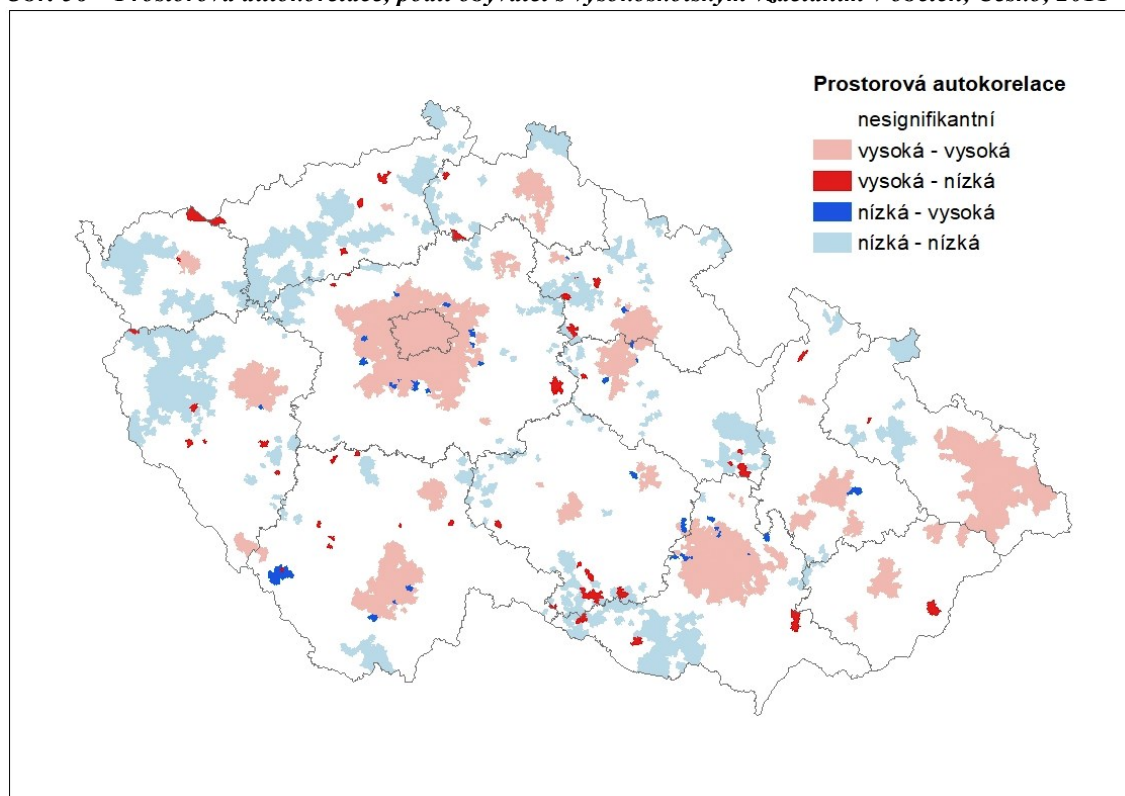


Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Kromě zastoupení středoškoláků byla do práce zařazena také proměnná charakterizující zastoupení vysokoškolsky vzdělaných osob. Jak již bylo uvedeno výše, vysokoškoláci mohou mít jednak díky svému vzdělání a přístupu k informacím nejlepší přehled o environmentálně orientovaném chování včetně produkce odpadů, zároveň je ale podíl této skupiny i dobrým indikátorem příjmů, které prostřednictvím vyšší kupní síly ovlivňují spotřebu a následně i produkci komunálního odpadu. Průměrně žilo v roce 2011 v obcích 9 % obyvatel s vysokoškolským vzděláním s rozpětím od 0 do 35 %. Vysoký podíl vysokoškoláků je typický především pro krajská univerzitní města a jejich zázemí (viz obr. 55). Obzvláště je to patrné na okolí Prahy a Brna, v menší míře pak i u dalších krajských univerzitních měst (Plzeň, České Budějovice, Liberec, Hradec Králové, Olomouc, Ostrava, Zlín). Zatím jen minimální vliv na vzdělanostní strukturu ve svém okolí mají univerzity a vysoké školy v Ústí nad Labem,

Pardubicích a Jihlavě. Vyšší podíl vysokoškoláků v krajských městech a jejich okolí je dán nejen tím, že v těchto městech bývá nejbohatší nabídka vysokoškolského vzdělání, ale i tím, že je zde také největší poptávka po vzdělaných a kvalifikovaných pracovnících ze strany zaměstnavatelů, což absolventy vede k tomu, aby i po ukončení studia v těchto regionech zůstávali. Obce se zastoupením vysokoškoláků menším než 5 % nacházíme především v periferních oblastech – v západní polovině Libereckého kraje, v prakticky celém Ústeckém a Karlovarském kraji, v Plzeňském kraji především v okresech Tachov a Domažlice, dále potom např. v okresech Český Krumlov, Znojmo, Bruntál, Jeseník a Svitavy.

Obr. 56 – Prostorová autokorelace, podíl obyvatel s vysokoškolským vzděláním v obcích, Česko, 2011



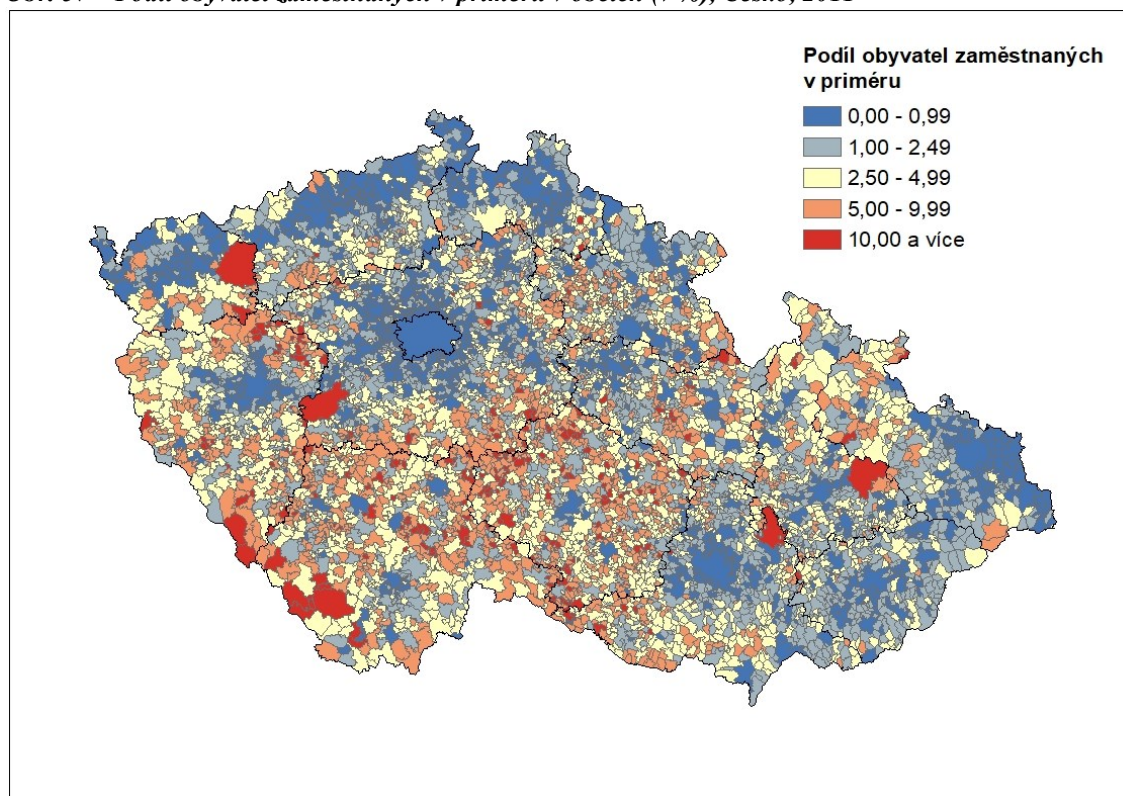
Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Proměnná podíl obyvatel s vysokoškolským vzděláním vykazuje jednu z nejvyšších hodnot Moranova I (0,443) v rámci všech studovaných charakteristik. Z obrázku 56, který znázorňuje prostorovou distribuci shluků podobných hodnot, jsou výše zmíněné trendy patrné ještě lépe. Větší či menší převážně velmi kompaktní shluky obcí s vysokým podílem vysokoškolsky vzdělaných obyvatel nalezneme v okolí všech krajských měst s výjimkou Ústí nad Labem. Kromě krajských měst vystupují také další větší města s vysokými školami nebo velkými podniky zaměstnávajícími i vysokoškoláky, např. Mladá Boleslav, Tábor, Nové Město na Moravě, Písek a Prostějov. Shluky obcí s nízkým zastoupením osob s terciárním vzděláním jsou o něco méně kompaktní a nacházejí se především v již zmiňovaných severozápadních Čechách a v menším rozsahu i v blízkosti hranic některých krajů.

Další dvě proměnné se zaměřují na strukturu zaměstnanosti obyvatel obcí. První z nich představuje podíl obyvatel zaměstnaných v priméru (viz obr. 57). I odvětvová struktura zaměstnání může mít vliv na produkci komunálního odpadu, např. u zaměstnaných v priméru lze předpokládat, že díky svému zaměstnání mají přímý přístup k produkovaným potravinám,

keré si tak mohou pořizovat bez obalů, které jsou používány v obchodech. V průměru pracovalo v zemědělství nebo lesnictví méně než 4 % obyvatel. Mezi obcemi můžeme opět pozorovat značnou variabilitu, nalezneme obce s 0 až 33 % procenty pracujících v tomto odvětví. Z obrázku 57 je zřejmé, že minimální zaměstnanost v priméru je v severozápadních i severovýchodních Čechách, v Moravskoslezském a Zlínském kraji a v okolí Prahy, Brna, Plzně nebo Olomouce. Vyšší podíl pracujících v priméru je naopak typický pro jižní část republiky (část Plzeňského, prakticky celý Jihočeský kraj a Vysočina až po jih Středočeského kraje a jižní část Jihomoravského kraje).

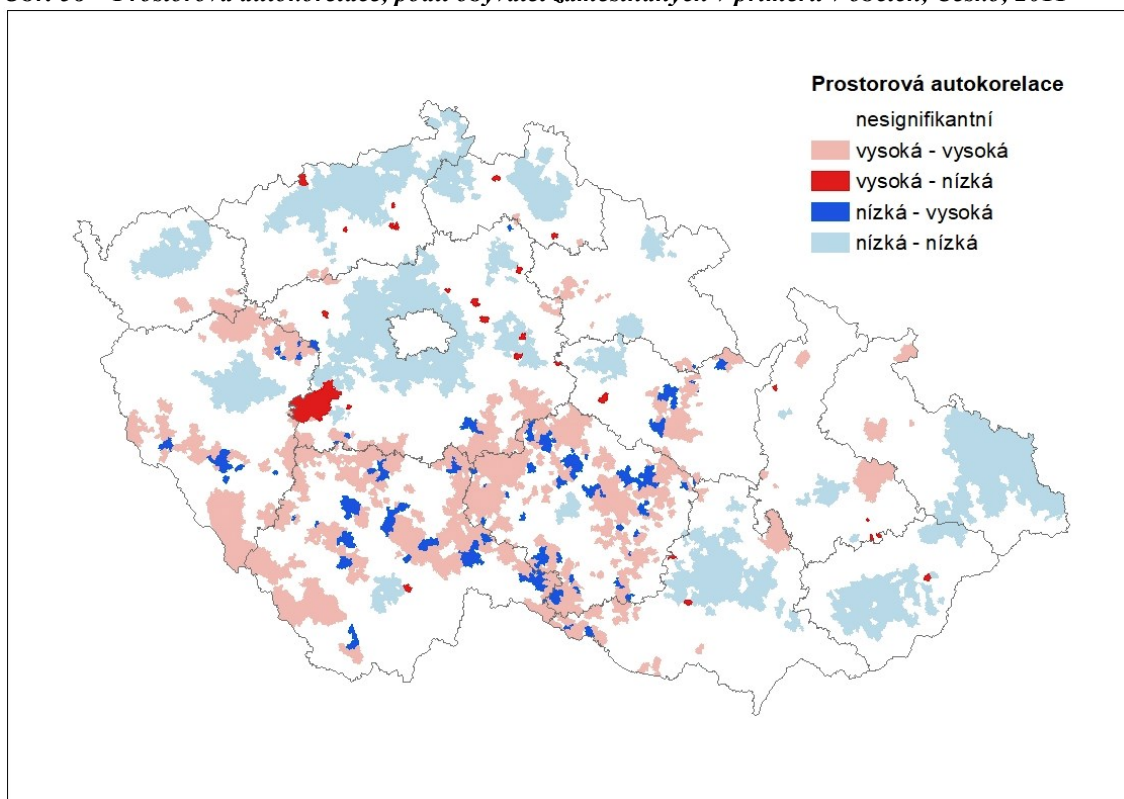
Obr. 57 – Podíl obyvatel zaměstnaných v priméru v obcích (v %), Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

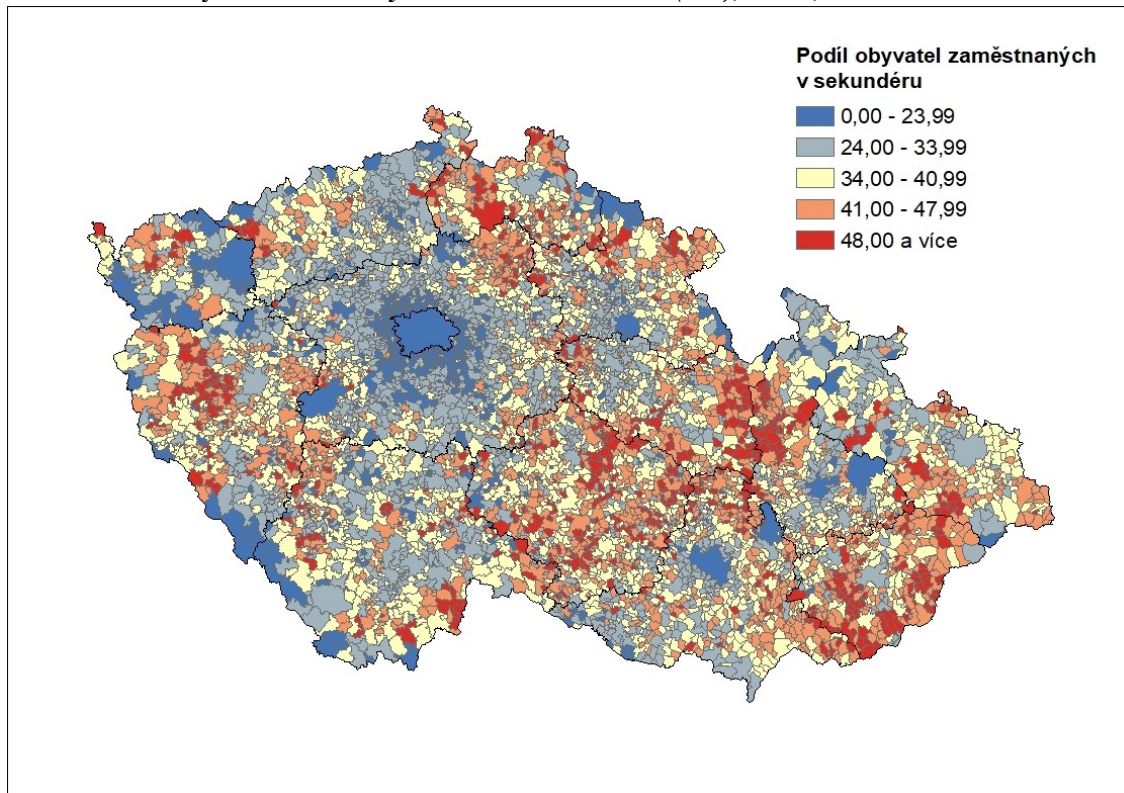
Zaměstnanost v priméru měřená Moranovým I vykazuje poměrně silnou prostorovou autokorelaci (0,372), což dokládá i obrázek 58. V souladu s výše uvedenými závěry o prostorové distribuci této proměnné nalezneme shluky s nízkou mírou zaměstnanosti v zemědělství a lesnictví v zázemí velkých, především krajských měst (hlavně Praha, Brno, Plzeň a Zlín, v menší míře i České Budějovice, Hradec Králové, Jihlava, Liberec, Olomouc, Pardubice), v tradičních průmyslových oblastech (pánevni oblasti v Ústeckém kraji, Ostravsko) a na Karlovarsku, kde je silná orientace na lázeňství a služby. Jako významně zemědělsky orientovaná vyniká i zde především oblast na jih od hranic Středočeského kraje. Shluky zde ale nejsou tak kompaktní jako v případě nízké zaměstnanosti v priméru a jsou často narušovány obcemi s velmi nízkým podílem pracujících v tomto odvětví.

Obr. 58 – Prostorová autokorelace, podíl obyvatel zaměstnaných v průměru v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

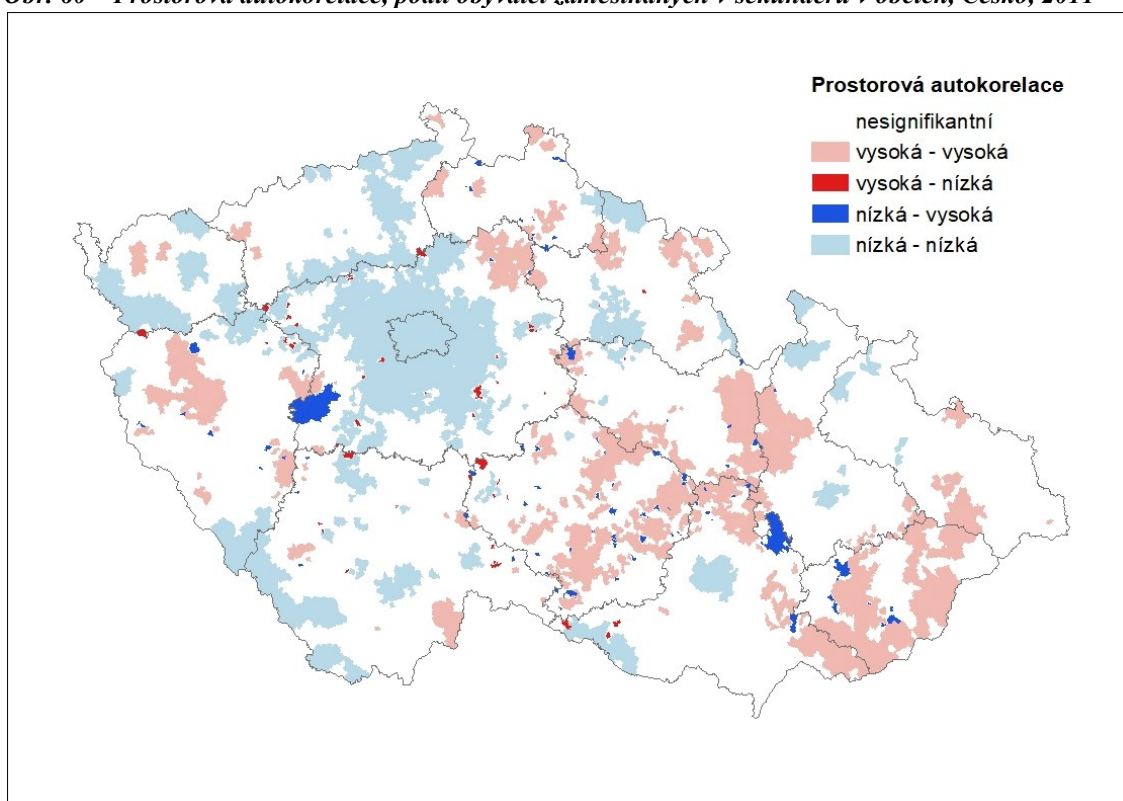
Obr. 59 – Podíl obyvatel zaměstnaných v sekundéru v obcích (v %), Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Druhou proměnnou popisující odvětvovou strukturu zaměstnanosti v obcích je podíl zaměstnaných v sekundéru. Průměrně pracuje v průmyslu a stavebnictví 37 % obyvatel českých obcí, hodnoty se v obcích liší od 0 do 72 %. Vysoká zaměstnanost v tomto odvětví byla v roce 2011 v okresech Tachov, Plzeň-jih, Česká Lípa, Mladá Boleslav, Havlíčkův Brod, Jihlava, Ústí nad Orlicí, Svitavy, Šumperk, Hodonín, Uherské Hradiště, Vsetín a Nový Jičín (viz obr. 59). V „tradičních“ průmyslových oblastech především v Ústeckém a částečně i Moravskoslezském kraji se nacházejí spíše průměrné hodnoty studované proměnné, což je dáno hlavně mírou nezaměstnanosti, která byla v těchto regionech v roce 2011 ve srovnání s ostatními regiony vysoká (bude ilustrováno dále v práci). Významnou oblastí s nízkým podílem zaměstnaných v sekundéru je Praha s většinou Středočeského kraje. Menší oblasti potom najdeme v příhraničních regionech, v zázemí některých dalších měst (Brno, Hradec Králové – Pardubice, Olomouc) a také v Jihočeském kraji, kde hraje významnou roli zaměstnanost v priméru.

Obr. 60 – Prostorová autokorelace, podíl obyvatel zaměstnaných v sekundéru v obcích, Česko, 2011



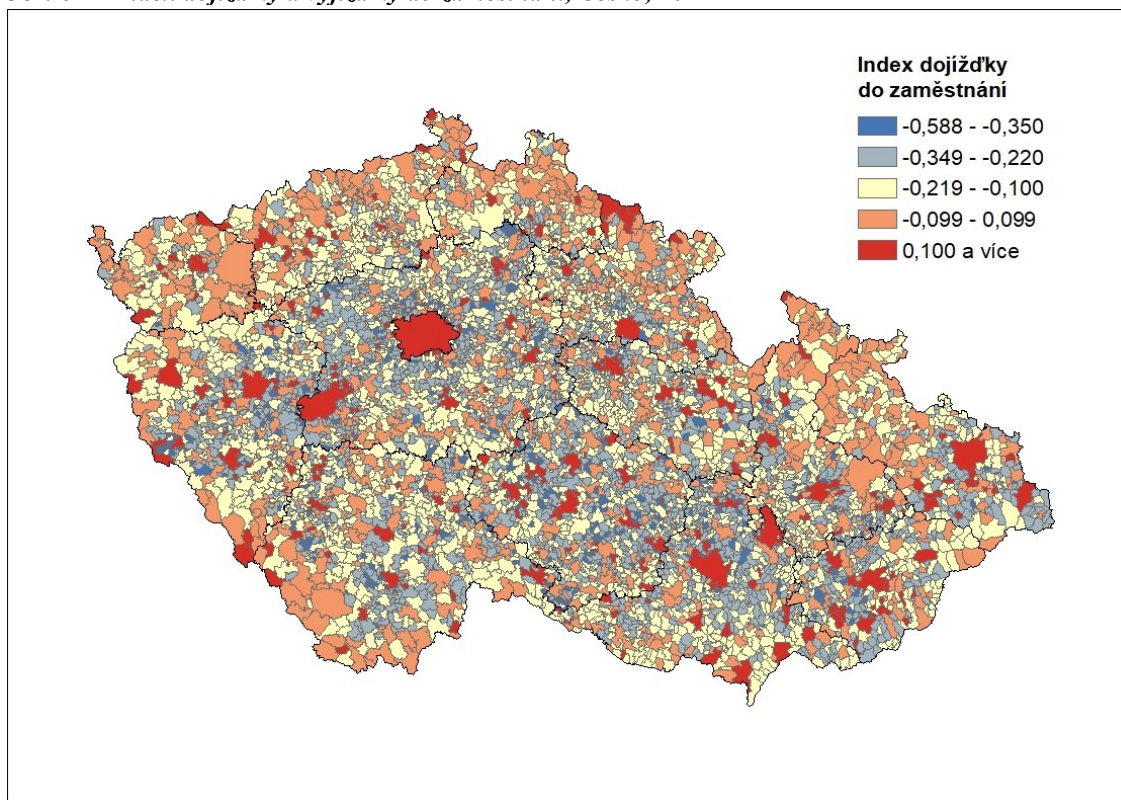
Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Zaměstnanost v sekundéru vykazuje o něco vyšší míru prostorové autokorelace měřenou Moranovým I (0,420), než byla hodnota pro zaměstnanost v priméru, výsledky lokální analýzy pak znázorňuje obrázek 60. Shluk s nízkou mírou zaměstnanosti v sekundéru v okolí Prahy je ještě rozsáhlejší než v případě zaměstnanosti v priméru, což dohromady ukazuje na velkou orientaci Prahy na pracovní místa v oblasti služeb a vědy a výzkumu (terciér a kvartér). Rozlehlejší je ještě oblast nízké zaměstnanosti v průmyslu v okolí Hradce Králové. U ostatních krajských měst došlo oproti předchozí proměnné ke zmenšení plochy shluků s nízkými hodnotami pracujících v sekundéru, lze tedy usuzovat, že v samotných městech sice převažuje zaměstnanost v terciéru a kvartéru, pro jejich zázemí má význam i průmysl. Výrazně průmyslově orientované regiony nalezneme na Plzeňsku a Mladoboleslavsku a dále také na

hranici Pardubického a Olomouckého kraje mezi městy Lanškroun a Mohelnice, na většině území kraje Vysočina a Zlínského kraje.

Z hlediska produkce komunálního odpadu může být důležitá i dojíždka, respektive vyjíždka do zaměstnání, a to z toho důvodu, že pracující během dne mohou část odpadu produkovat a odkládat v místě, kde pracují, a ne v místě, kde bydlí. Část odpadu se tím také může dostat zcela mimo obecní systém nakládání s komunálním odpadem, protože právnické a fyzické osoby oprávněné k podnikání mají dvě možnosti, jak naložit s odpadem, který při jejich činnosti vzniká. Podnikatel může buď uzavřít smlouvu s obcí, na jejímž základě pak může využívat systém shromažďování, sběru, přepravy, třídění, využívání a odstraňování komunálních odpadů zavedený obcí, nebo převede odpad přímo do vlastnictví osoby, která je k jejich převzetí oprávněná, tedy provozovatele zařízení k využití nebo odstranění nebo ke sběru nebo k výkupu konkrétního druhu odpadu, v tomto případě se odpad do obecního systému nedostane.

Obr. 61 – Index dojíždky a vyjíždky do zaměstnání, Česko, 2011



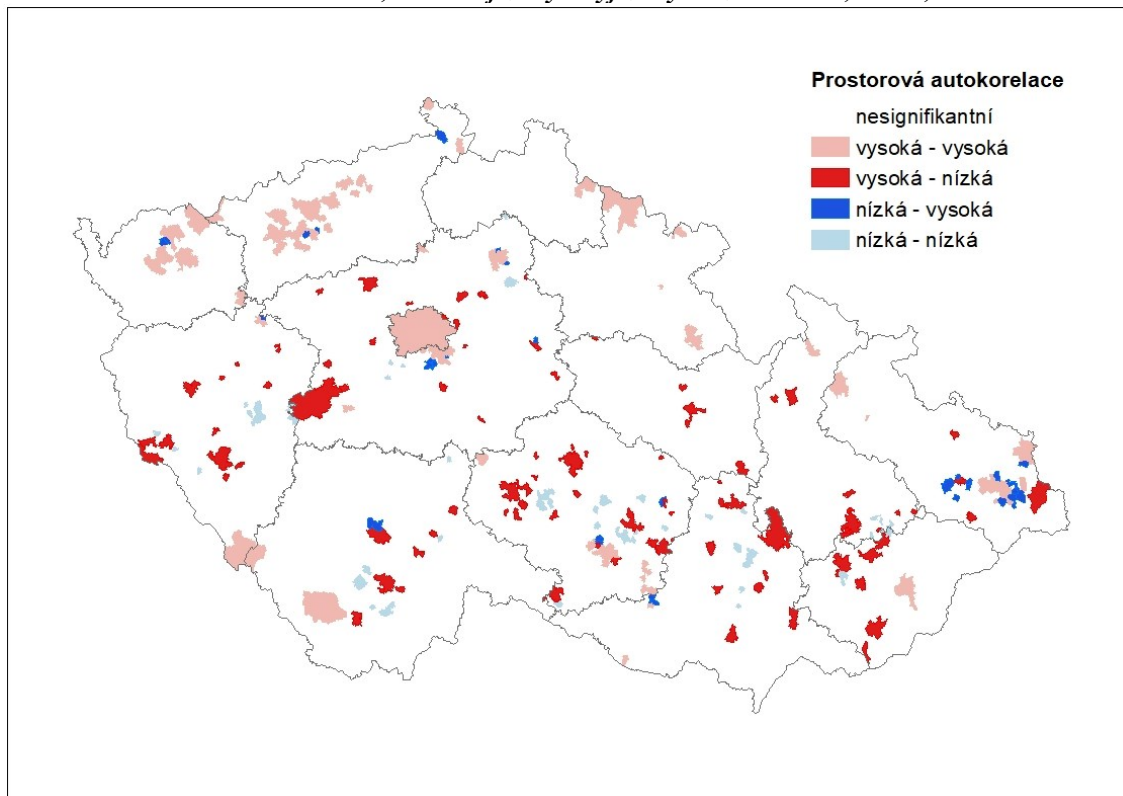
Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

V 90 % českých obcí převažuje pracovní vyjíždka nad dojíždkou, tomu odpovídá i průměrná hodnota indexu dojíždky a vyjíždky, která byla v roce 2011 rovna -0,1 s minimem -0,6 a maximem 4,2. Nejvyšší hodnoty indexu nalezneme především v krajských městech (viz obr. 61). Naopak v okolí těchto měst je index převážně záporný vzhledem k tomu, že velká část obyvatel těchto regionů vyjíždí za prací právě do metropolí. Zajímavé je, že saldo dojíždky a vyjíždky je blízké nule ve velké části pohraničních oblastí, kde se často jedná o malá turisticky orientovaná sídla.

Index dojíždky a vyjíždky do zaměstnání sice vykazuje statisticky významnou, ale velmi slabou míru prostorové autokorelace (Moranovo I 0,060). Jde o vůbec nejslabší statisticky významnou hodnotu (tedy s výjimkou indexu maskulinity, kde Moranovo I nebylo statisticky

významné). Tento výsledek je parný i z obrázku 62, na kterém je vidět skoro více extrémních hodnot (především vysokých hodnot v oblastech s nižšími hodnotami) než shluků s podobnými hodnotami. Kromě několika krajských měst najdeme větší shluk převážně dojížděkových obcí v pánevní oblasti na Mostecku a v okolí Karlových Varů.

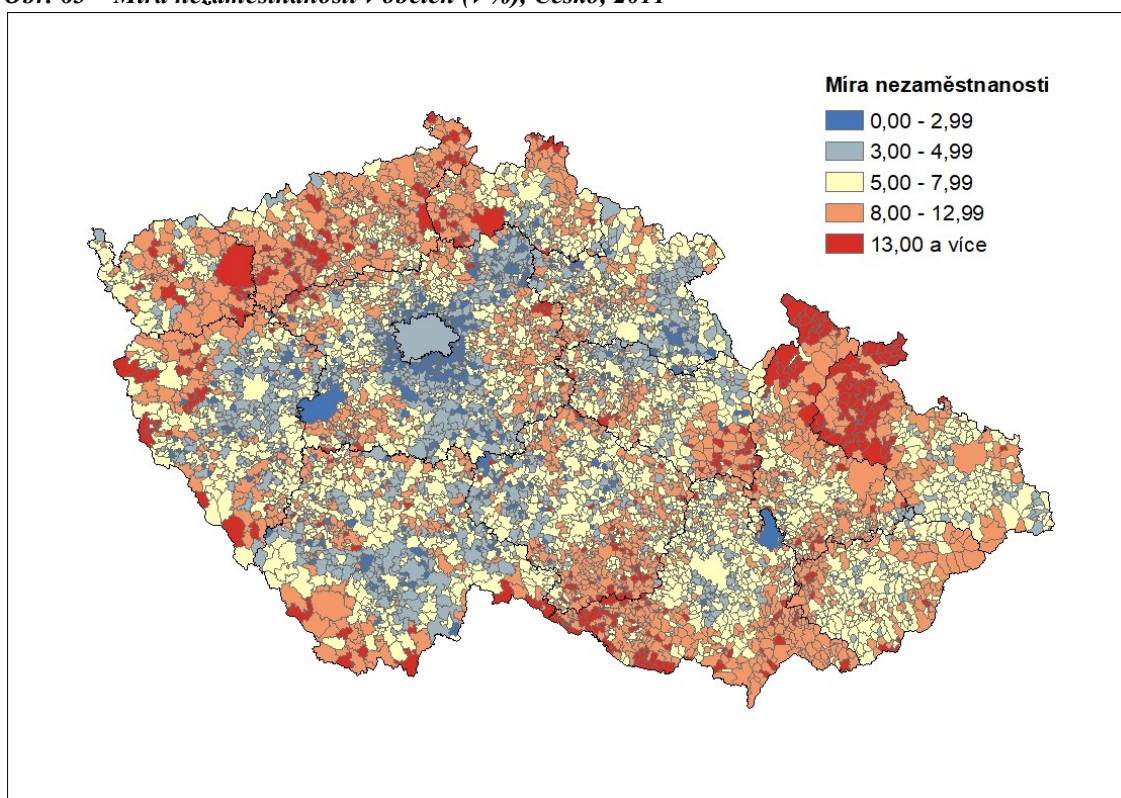
Obr. 62 – Prostorová autokorelace, index dojížděky a vyjížděky do zaměstnání, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

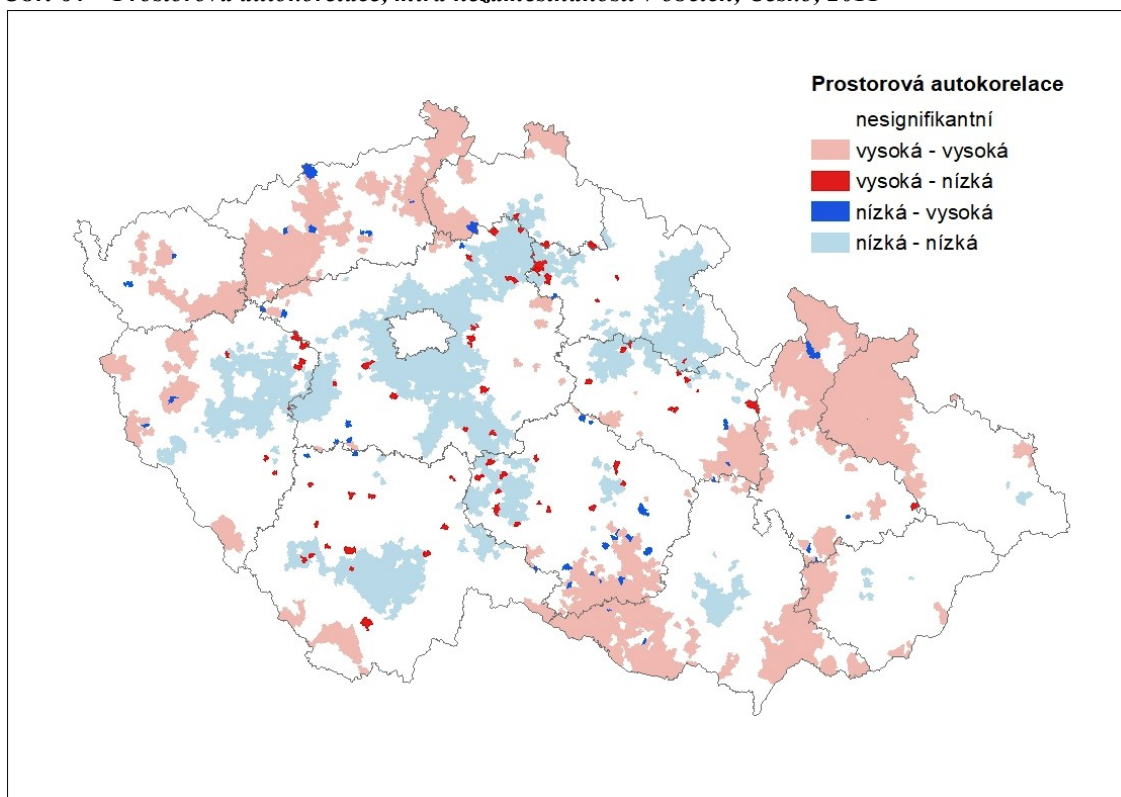
S charakteristikami zaměstnanosti obyvatel úzce souvisí také nezaměstnanost, zde kvantifikovaná s využitím ukazatele míra nezaměstnanosti. V průměru bylo v roce 2011 nezaměstnaných 7,3 % obyvatel obcí. Konkrétní hodnoty pro jednotlivé obce se rozprostíraly v intervalu od 0 do 33 %. Prostorové vzorce v nezaměstnanosti se v čase mění jen velmi pozvolna. Obrázek 63 ukazuje, že nejnižší nezaměstnanost byla v roce 2011 v Praze a jejím okolí, dále také ve městech Plzeň, České Budějovice, Mladá Boleslav a v jejich okolí a východně od Hradce Králové. Nezaměstnanost v ostatních krajských městech a jejich okolí (včetně Brna) se pohybovala spíše kolem průměru. Nejvyšší nezaměstnanost je již tradičně zejména na území Ústeckého a Moravskoslezského kraje. Další oblasti s vysokou nezaměstnaností pak Feřtová a Temelová (2011) rozdělily na základě údajů za období 2005–2009 na tři typy: za první periferní obce v blízkosti státních hranic (Šluknovsko, Frýdlantsko, Jesenicko, Hodonínsko, Kašperské hory), za druhé území vnitřních periférií podél krajských hranic, především Středočeského, a za třetí pás na česko-moravském pomezí. Tyto oblasti vykazují zvýšenou míru nezaměstnanosti i v roce 2011, jak je také patrné z obrázku 63.

Obr. 63 – Míra nezaměstnanosti v obcích (v %), Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2012

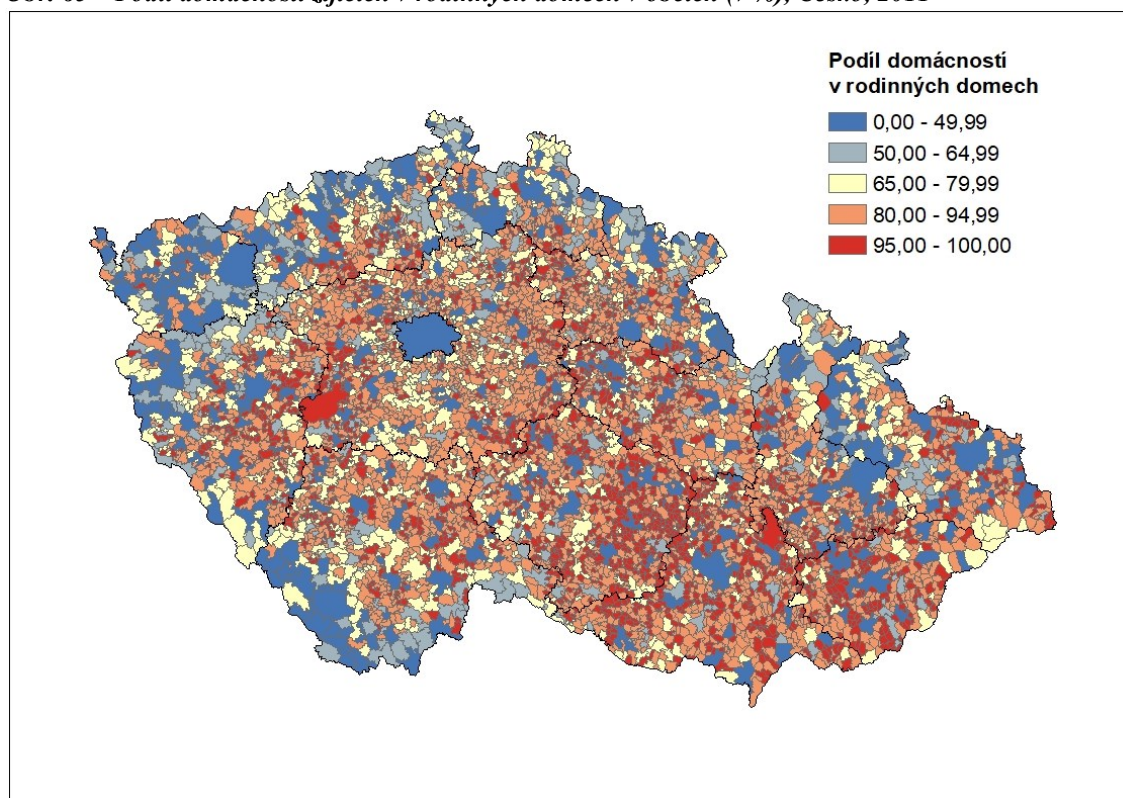
Obr. 64 – Prostorová autokorelace, míra nezaměstnanosti v obcích, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2012

Míra nezaměstnanosti vykazovala poměrně silnou prostorovou autokorelaci (Moranovo I 0,351). Lokální výsledky analýzy prostorové autokorelace znázorňuje obrázek 64, ze kterého je patrné, že shluky obcí s vysokou nezaměstnaností nalézáme především v periferních oblastech republiky, ať je to na severozápadě Čech, tak na jihu a severu Moravy. Nejvíce do vnitrozemí zasahuje od periferních oblastí prostorově oddělená oblast zvýšené míry nezaměstnanosti na Svitavsku. Kompaktní lokality s nízkou nezaměstnaností nalezneme s výjimkou okolí Brna pouze v Čechách. Největší takové území je ve Středočeském kraji v okolí Prahy, severním směrem navazuje na Mladoboleslavsko a jihovýchodním na Pelhřimovsko. Samostatné shluky obcí s nízkou nezaměstnaností pozorujeme ještě na Plzeňsku, Českobudějovicku a v okresech Náchod a Rychnov nad Kněžnou.

Obr. 65 – Podíl domácností žijících v rodinných domech v obcích (v %), Česko, 2011

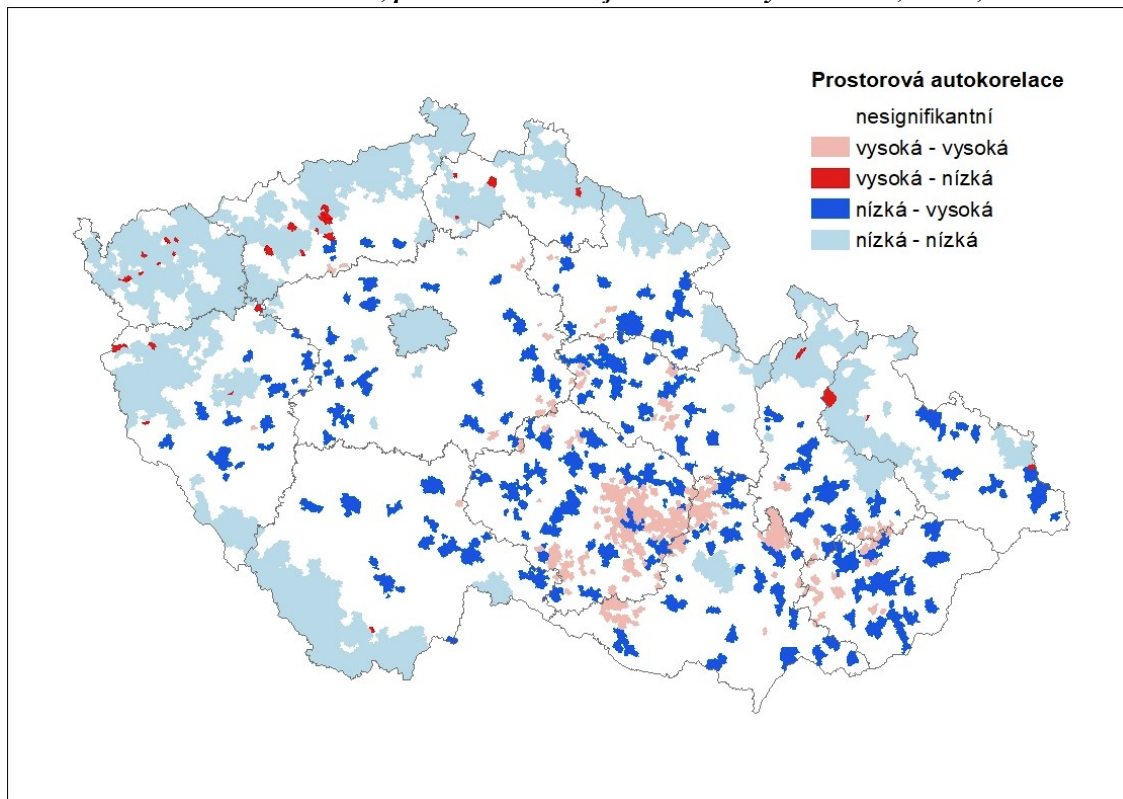


Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Produkci komunálního odpadu v domácnostech mohou ovlivňovat mimo jiné také různé charakteristiky bydlení, kde domácnosti žijí. Jde jednak o typ bydlení, např. v rodinných domech je více místa na tříděný odpad, v lokalitách s převahou velkých bytových domů převažuje anonymita obyvatel a je zde nižší kvalita i množství odděleně sbíraného odpadu, tak i o způsob vytápění obydlí. První proměnou z této skupiny charakteristik bydlení je podíl domácností žijících v rodinných domech. V průměru žilo v Česku v roce 2011 v rodinných domech 84 % domácností v obcích, rozptyl hodnot dosahoval od 0 do 100 %. Prostorová diferenciací domovního fondu velice úzce souvisí s charakterem osídlení a mírou urbanizace daného regionu. Nejvyšší zastoupení rodinných domů (a adekvátně i nejnižší podíly bytových domů) lze v roce 2011 zaznamenat v krajích s převažujícím venkovským charakterem osídlení (Moravec, 2014). Jedná se o velkou část střední a jižní Moravy, Středočeský kraj i s oblastmi v okolních krajích blízkých ke kraji Středočeskému, Pardubickému, Královéhradeckému a v kraji

Vysočina. Podprůměrný podíl domácností žijících v rodinných domech (viz obr. 65) pozorujeme především v pásu obcí podél státních hranic, a to zejména v Karlovarském, Ústeckém, Libereckém a Moravskoslezském kraji a dále v některých velkých městech včetně Prahy a Brna.

Obr. 66 – Prostorová autokorelace, podíl domácností žijících v rodinných domech, Česko, 2011



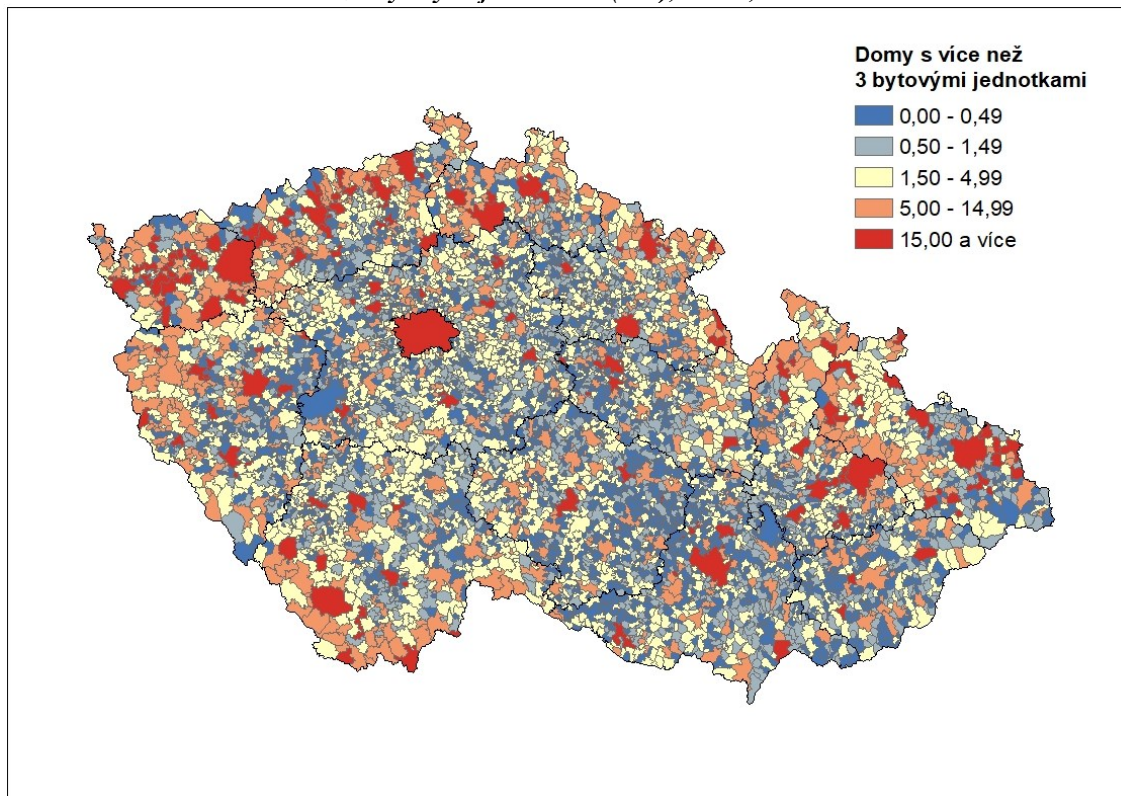
Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

Na základě hodnoty globálního Moranova I lze proměnnou podíl domácností žijících v rodinných domech zařadit spíše mezi proměnné v rámci souboru s menší mírou prostorové autokorelace (0,141), ale i tento výsledek je statisticky významný. Z obrázku 66 znázorňujícího výsledky LISA je patrné, že pro tuto proměnnou je charakteristická přítomnost vysokého počtu odlehlých hodnot, především obcí s nízkým podílem domácností v rodinných domech v regionech obcí s převážně vyšším zastoupením takových domácností. Přesto jsou zde pozorovatelné také větší shluky podobných obcí. Obrázek názorně dokládá existenci pásu obcí s nízkou koncentrací rodinných domů v dlouhém pásmu podél velké části jihozápadní, západní, severozápadní, severní i severovýchodní státní hranice. Naopak významnější shluk s vysokým podílem domácností v rodinných domech vidíme pouze na východě kraje Vysočina.

Charakter bydlení podobně jako v případě minulé proměnné popisuje i proměnná podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami, dle definice používané v rámci Sčítání jde prakticky o bytové domy (včetně vil, které nesplňují podmínky definice pro rodinné domy). V průměru je v obcích takových domů 2,5 %, mezi obcemi jsou zde opět značné rozdíly od 0 do 77 %. Nadprůměrné podíly bytových domů lze najít v regionech s výraznou koncentrací městských sídel, jejichž hlavní urbanistický rozvoj se odehrál v socialistickém období (Moravec, 2014), jde zejména o Karlovarský či Ústecký kraj a také další oblasti v blízkosti státních hranic (viz obr. 67). Specifické postavení mají opět některá velká města včetně Praha, kde domy s více než

3 bytovými jednotkami tvoří významnou část celkového domovního fondu. Menší zastoupení takových domů je v centrální části Čech a na jižní a střední Moravě. Pro zastoupení bytových domů v rámci bytového fondu platí obecný vztah, že s rostoucí velikostí obce se zastoupení bytů v rodinných domech snižuje ve prospěch bytů v bytových domech (Moravec, 2014).

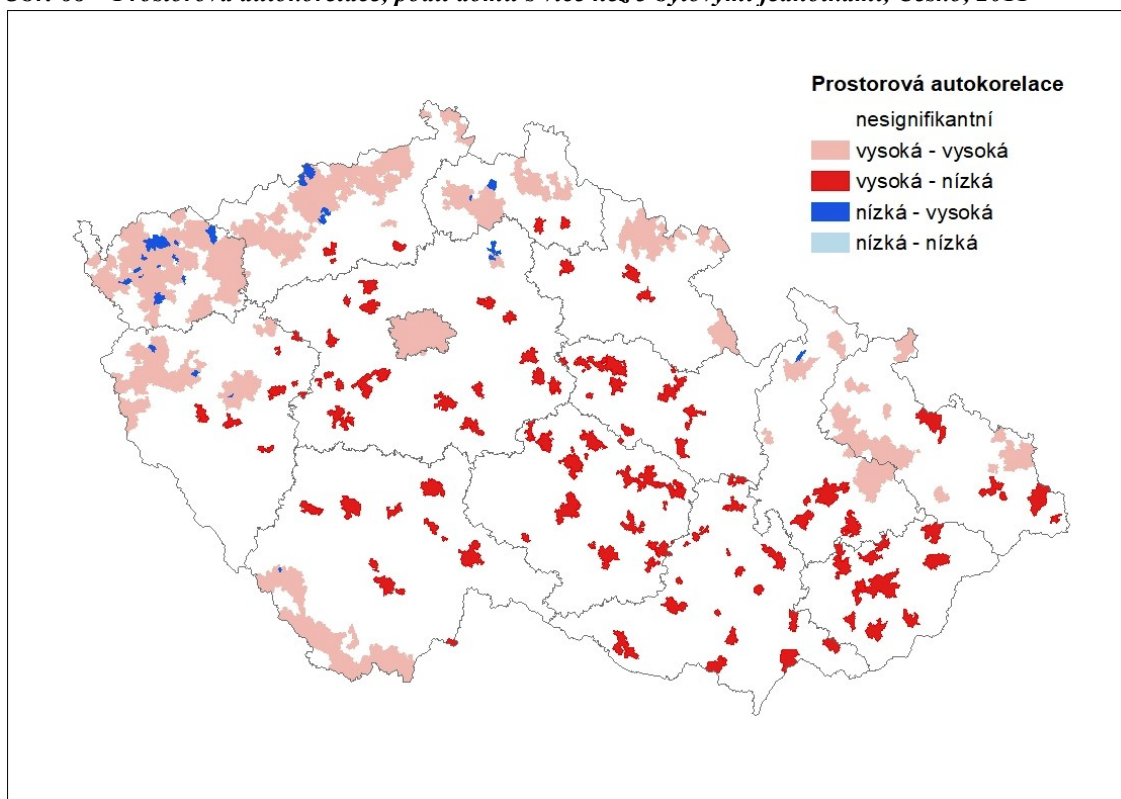
Obr. 67 – Podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami (v %), Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

V případě proměnné podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami byla odhalena ještě nižší, ačkoli statisticky významná míra prostorové autokorelace než v případě předchozí proměnné (Moranovo I 0,098). I tato proměnná se vyznačuje velkým počtem extrémních hodnot, v tomto případě jde naopak převážně o obce s vysokým podílem domů s více bytovými jednotkami v lokalitách s menším zastoupením takových budov, odlehlé hodnoty jsou rozprostřeny po centrální části Čech a většině Moravy (obr. 68). Shluky tvoří v případě této proměnné pouze obce s vysokým zastoupením domů s více než 3 bytovými jednotkami a nalezneme je zejména v severozápadních Čechách a dále i v dalších oblastech v blízkosti státní hranice s výjimkou oblasti jižní a jihovýchodní Moravy.

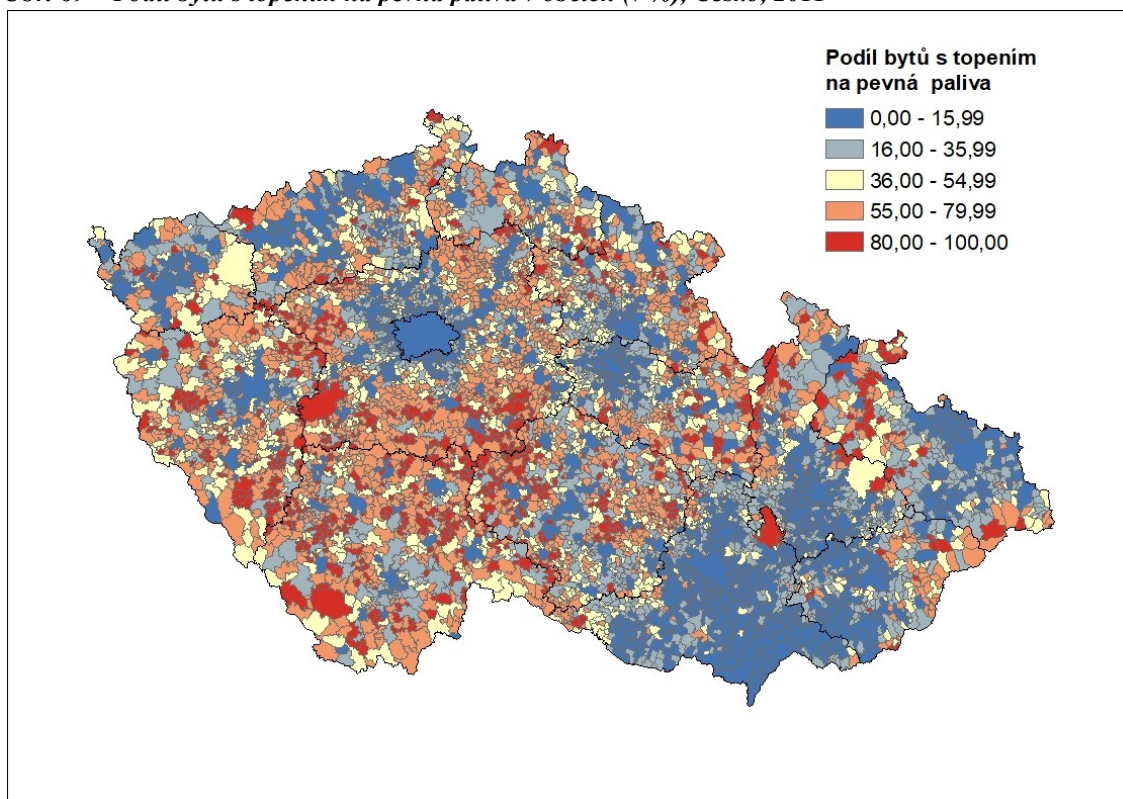
Obr. 68 – Prostorová autokorelace, podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

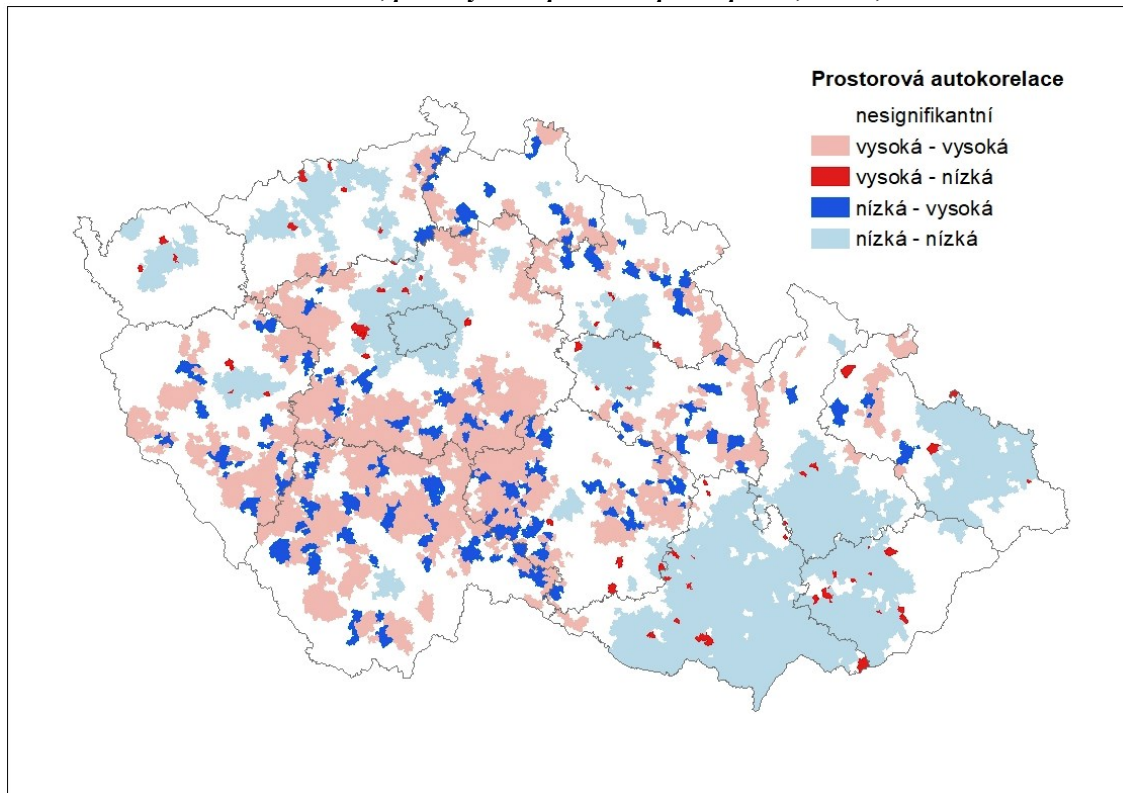
Další charakteristikou bydlení je také způsob vytápění bytu, který zde reprezentuje proměnná podíl bytů s topením na pevná paliva v obcích. Domácnosti s kotli na pevná paliva totiž mohou část odpadu spalovat, na druhou stranu však produkují větší množství popela. Vytápění kotli na pevná paliva je častější u rodinných domů než u domů bytových, zároveň lze na základě výsledků několika posledních sčítání konstatovat, že podíl domů vytápěných pevnými palivy klesá ve prospěch vytápění plynem (Moravec, 2014). V průměru však bylo v obcích v roce 2011 pevnými palivy stále vytápěno 46 % bytů s rozpětím hodnot od 0 do 100 %. Při pohledu na lokální distribuci hodnot této proměnné (obr. 69) je zjevné, že na Moravě je vytápění pevnými palivy podstatně méně časté než v Čechách. Moravské kraje (Jihomoravský, následovaný Zlínským a Olomouckým) jsou kraje s nejvyšším podílem domů vytápěných plynem (Moravec, 2014). Zároveň je nižší podíl domácností vytápěných pevnými palivy také ve velkých městech a jejich okolí i v pohraničních oblastech severozápadních i severovýchodních Čech, kde jsme identifikovali vyšší podíl domácností žijících v obytných domech (viz výše). Vytápění pevnými palivy, ať už jde o dřevo nebo uhlí, koks a uhelné brikety, je naopak nejrozšířenější v jižní části Středočeského kraje, v Jihočeském kraji a na Vysočině.

Obr. 69 – Podíl bytů s topením na pevná paliva v obcích (v %), Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

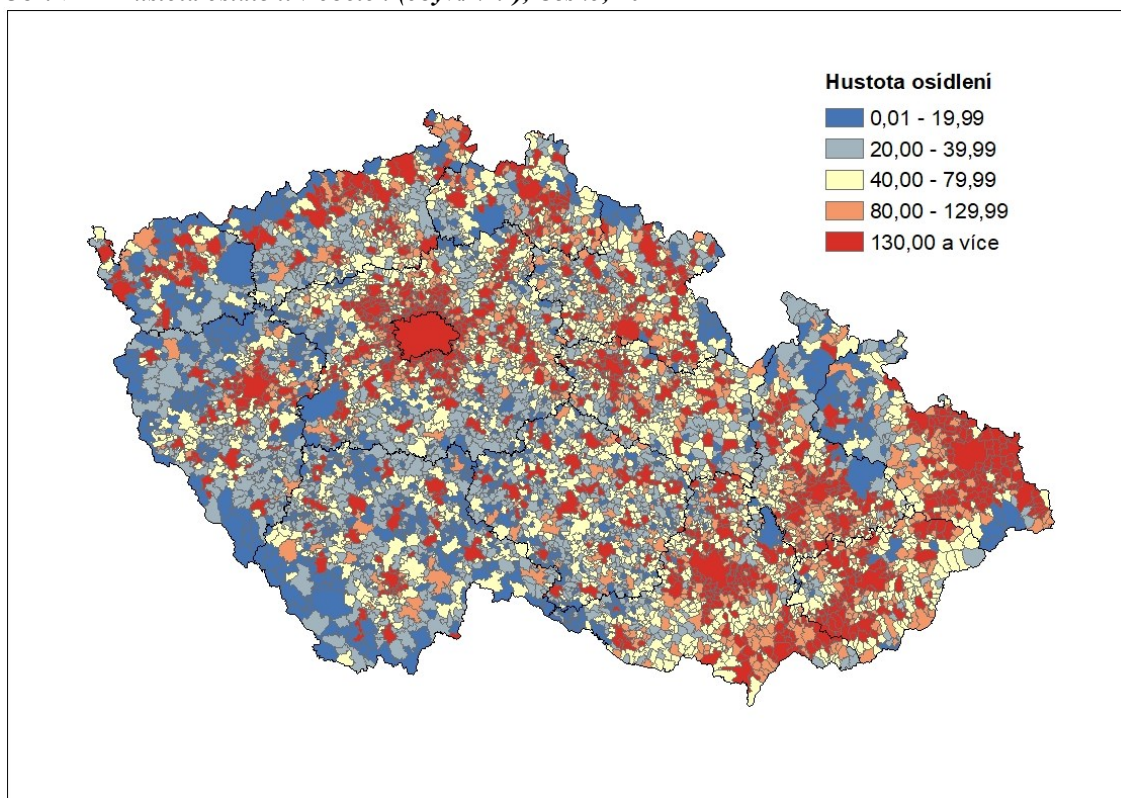
Obr. 70 – Prostorová autokorelace, podíl bytů s topením na pevná paliva, Česko, 2011



Zdroj dat: Český statistický úřad, 2011

V případě proměnné podíl bytů s vytápěním na pevná paliva byla v souboru českých obcí zjištěna druhá nejsilnější prostorová autokorelace reprezentovaná Moranovým I rovným 0,523. Lokální distribuci prostorových shluků a odlehlych pozorování znázorňuje obrázek 70. Na obrázku je vidět, že velká část obcí náleží k nějakému shluku, ale uvnitř shluků se vyskytuje i velký počet odlehlych hodnot. Největší souvislá oblast s vysokými hodnotami proměnné se rozkládá na území středočeských okresů Příbram, Benešov, Kutná Hora a pokračuje do Plzeňského kraje (okresy Plzeň-jih a Klatovy), dále do severní poloviny Jihočeského kraje (okresy Strakonice, Písek a Tábor) až do kraje Vysočina (především okres Pelhřimov a částečně také Jihlava). Menší shluky obcí s vysokým podílem bytů vytápěných pevnými palivy nalezneme ještě v okrese Rakovník a v přilehlých obcích v sousedních okresech a v pásu táhnoucím se nejprve podél hranice Libereckého kraje se všemi třemi sousedními kraji, který pak přes Královéhradecký pokračuje do kraje Pardubického. Naopak největší kompaktní region s obcemi s nízkými podíly pevných paliv se rozkládá na většině území Jihomoravského kraje a zasahuje dál do jižní části Olomouckého (okresy Prostějov, Přerov a Olomouc) a západní části Zlínského kraje (okresy Kroměříž, Uherské Hradiště a částečně Zlín). Jak bylo uvedeno výše, nízký podíl bytů vytápěných pevnými palivy je typický také pro velká města a města s převahou bytových domů, proto shluky s nízkými hodnotami proměnné nalezneme také v okolí většiny krajských měst, obzvláště patrné je to v případě Prahy, Ostravy, Pardubic a Hradce Králové, Plzně nebo také Karlových Varů, a v pánevních okresech v Ústeckém kraji.

Obr. 71 – Hustota osídlení v obcích (obyv./km²), Česko, 2011



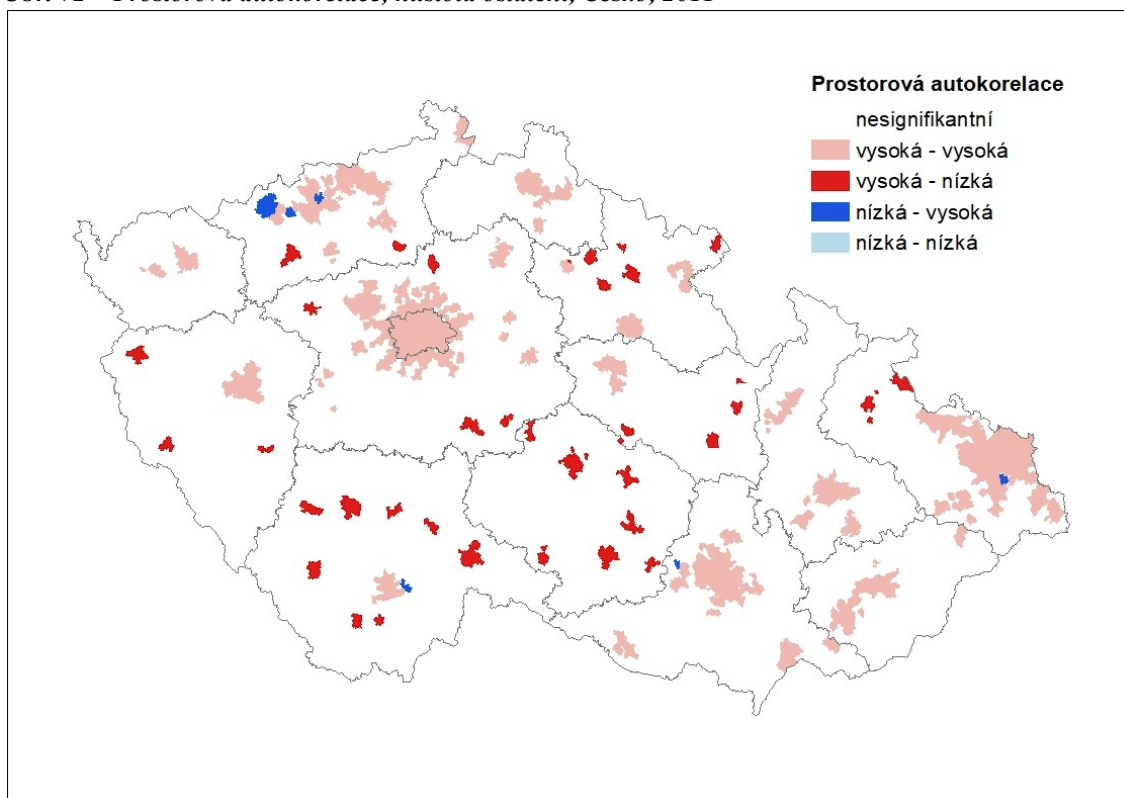
Zdroj dat: Český statistický úřad, 2012

Další proměnnou je hustota osídlení v obcích vyjádřená počtem obyvatel na čtvereční kilometr. Průměrná hodnota této charakteristiky byla v českých obcích v roce 2011 rovna 92 obyvatel na km². Vůbec nejvyšší hustotu osídlení má Praha (2 503 obyvatel/km²), hustotu

osídlení přes 2 000 obyvatel na km² měl v roce 2011 ještě Havířov (2 447 obyvatel/km²), Teplice (2 119 obyvatel/km²) a Zastávka v okrese Brno-venkov (2 073 obyvatel/km²). Na druhou stranu tři české obce měly v roce 2011 hustotu osídlení nižší než 1 obyvatel na km², a to Brdy v okrese Příbram, Březina v okrese Vyškov a Modrava v okrese Klatovy. Prostorová distribuce hodnot hustoty osídlení v obcích je znázorněna na obrázku 71. Nejvyšší hustotu osídlení pozorujeme v krajských městech a jejich zázemí, což je patrné hlavně u měst s výraznou suburbanizací (zejména Praha, Brno a Plzeň), a dále také v silně urbanizovaných oblastech např. na Ostravsku nebo v pánevní oblasti v Ústeckém kraji. Naopak nižší hustota osídlení je typická pro periferie, a to především vnější, ale do značné míry i vnitřní.

Proměnná hustota osídlení patří v rámci analyzovaných vysvětlujících proměnných opět k těm se spíše nižší mírou prostorové korelace (Moranovo I 0,173). Na obrázku 72 je potom vidět, že shluky vytvářejí především obce s vysokými hodnotami studované proměnné. Shluky nalezneme především v okolí krajských měst a v silně průmyslově orientovaných oblastech na Ostravsku a v části pánevních okresů pod Krušnými horami v Ústeckém kraji.

Obr. 72 – Prostorová autokorelace, hustota osídlení, Česko, 2011

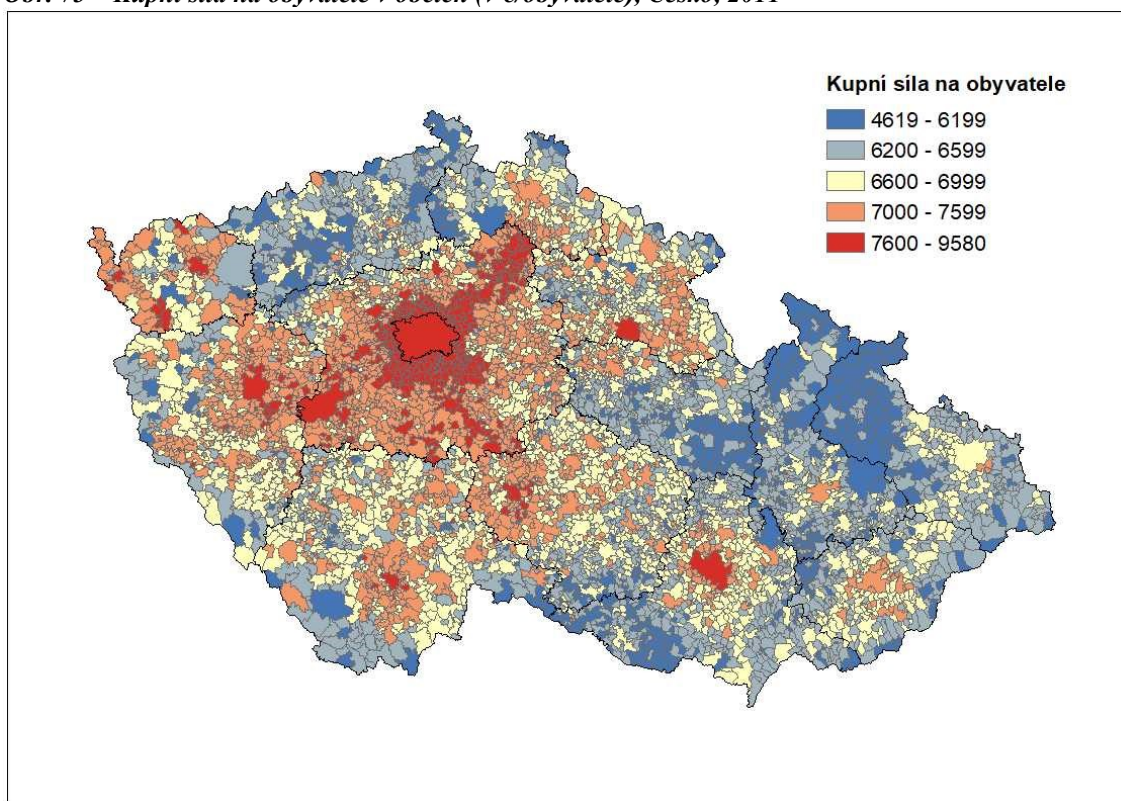


Zdroj dat: Český statistický úřad, 2012

Poslední studovanou nezávisle proměnnou je kupní síla na obyvatele v obcích vyjádřená v eurech na jednoho obyvatele. Průměrná kupní síla v roce 2011 byla 6 780 € na obyvatele s minimem 4 620 a maximem 9 579. Hodnoty nad 9 000 € na jednoho obyvatele byly dosaženy pouze ve 12 obcích, z nichž všechny leží ve Středočeském kraji v blízkosti Prahy. Vůbec nejvyšší hodnota byla dosažena právě v Praze. Naopak kupní síla nižší než 5 000 € na obyvatele byla zjištěna pouze v 5 obcích, všechny měly méně než 400 obyvatel, nelze je již však tak jednoduše zařadit do jednoho regionu. Jednalo se o obce Anenská Studánka v okrese Ústí nad Orlicí, Březina v okrese Vyškov, Hlinka a Slezské Pavlovice v okrese Bruntál a Velemyšles

v okrese Louny. Vyšší kupní síla byla v roce 2011 obecně v Čechách než na Moravě (s výjimkou Brna). Z obrázku 73 je velmi dobře vidět velká dominance Prahy. Nejnižší kupní sílu mají oblasti s vysokou mírou nezaměstnanosti, jedná se především o okresy v Pardubickém (Svitavy), Olomouckém (Jeseník a Šumperk) a Moravskoslezském kraji (hlavně Bruntál, částečně i Opava a Nový Jičín). Velkou oblastí s podprůměrnou kupní silou je také téměř celý Ústecký kraj. Další regiony jsou spíše menší a leží většinou v pohraničí (v Jihočeském, na Vysočině, v Jihomoravském a Zlínském kraji).

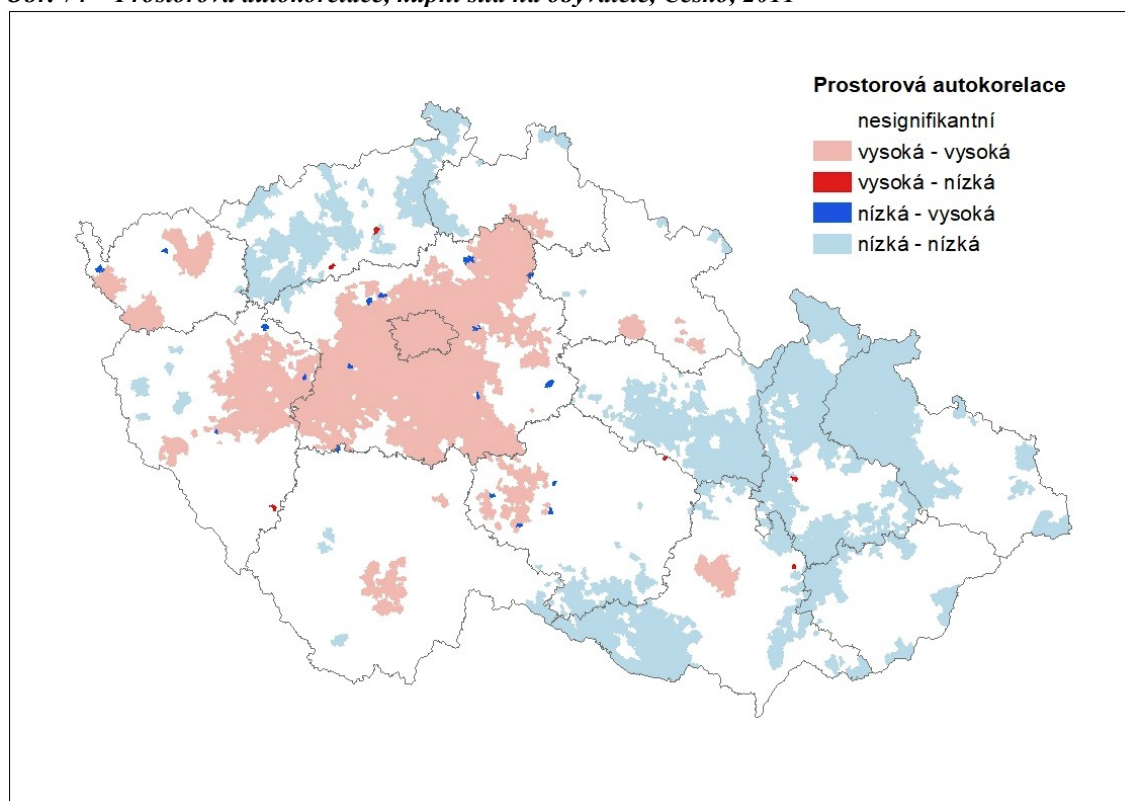
Obr. 73 – Kupní síla na obyvatele v obcích (v €/obyvatele), Česko, 2011



Zdroj dat: INCOMA GfK, 2013

Proměnná kupní síla na obyvatele vykazuje vůbec nejvyšší míru prostorové autokorelace ze všech zde uváděných proměnných (Moranovo I 0,723). Vysoká míra shlukování obcí s podobnými hodnotami je velmi dobře patrná i z obrázku 74, který znázorňuje výsledky analýzy LISA. Největší souvislý region s vysokými hodnotami proměnné nalezneme v okolí Prahy a zabírá většinu území Středočeského kraje, severním směrem je propojen s Mladoboleslavskem a západním směrem s Plzeňskem. Další menší shluky s vysokými hodnotami proměnné jsou vidět v okolí některých krajských měst (Brno, České Budějovice, Karlovy Vary a Hradec Králové). Mimo okolí krajských měst jsou území s vyšší hodnotou kupní síly identifikovatelná ještě na Chebsku a Pelhřimovsku. Naopak největší shluk obcí s nízkou kupní silou nalezneme na pomezí severní Moravy a Čech, rozkládá se na území velké části Pardubického (především okres Svitavy, částečně Ústí nad Orlicí a Chrudim), Olomouckého (prakticky celé území mimo Olomouce a okolí) a Moravskoslezského kraje (okres Bruntál a částečně Opava a Nový Jičín) a okrajově zasahuje až do kraje Zlínského (hlavně okres Kroměříž) a Jihomoravského (okres Hodonín).

Obr. 74 – Prostorová autokorelace, kupní síla na obyvatele, Česko, 2011



Zdroj dat: INCOMA GfK, 2013

Detailní analýza nezávisle proměnných, které byly vybrány pro vysvětlení rozdílů v produkci komunálního odpadu a jeho složek mezi obcemi, ukázala, že i v hodnotách těchto proměnných existují mezi obcemi výrazné rozdíly. Řadu rozdílů lze vysvětlit rozdíly mezi metropolitními a periferními regiony nebo populační velikostí jednotlivých sídel, v některých případech jsou však příčiny pravděpodobně složitější a nejsou jednoduchými statistickými metodami odhalitelné. Pro předkládanou práci je důležité, jak tyto podmíněnosti jednotlivých proměnných ovlivňují různou produkci komunálního odpadu v jednotlivých obcích. Je nutné se zaměřit také na vztahy mezi vysvětlovanými proměnnými, protože, jak bylo uvedeno již v rešerši vysvětlujících proměnných, proměnné mezi sebou často korelují a dále se vzájemně posilují ve vztahu k environmentálně orientovanému chování.

Celkově lze také shrnout, že většina popisovaných nezávisle proměnných vykazuje větší či menší míru prostorové autokorelace. S výjimkou indexu maskulinity byla u všech ostatních proměnných hodnota Moranova I statisticky významná a v kartogramech znázorňujících lokální rozmístění hodnot a výsledky analýzy LISA jednotlivých proměnných byly odhaleny různě velké prostorové shluky obcí s podobnými hodnotami sledovaných veličin. To potvrzuje předpoklad, že hodnoty jednotlivých proměnných nejsou v prostoru rozmístěny náhodně, a dokládá to důležitost zohlednění prostorového rozměru dat při jejich další analýze (Netrdová, Nosek, 2009).

Kapitola 6

Výsledky regresní analýzy

V této kapitole budou představeny výsledky modelů pro jednotlivé studované druhy odpadů vypočítané metodou mnohonásobné lineární regrese. Na základě rešerše zahraničních i českých studií se ukázalo, že právě lineární regrese je nejčastěji užívanou metodou při výzkumu vztahu produkce komunálního odpadu a různých vysvětlujících proměnných. Tato metoda tedy umožňuje srovnání výsledků zahraničních studií s analýzou produkce komunálního odpadu v českých podmínkách. Regresní analýza je vždy počítána nejprve se všemi navrženými vysvětlujícími proměnnými (metoda Enter v SPSS) a potom v případě přítomnosti více statisticky nevýznamných proměnných znovu metodou Stepwise, kdy „do rovnice postupně vstupují jednotlivé proměnné ze seznamu, a to vždy ta, která má z dosud nezařazených signifikantní a nejvyšší přínos k vysvětlení variance závisle proměnné, proces končí, nemá-li už žádná proměnná signifikantní přínos“ (Řehák, Brom, 2015, s. 170). Tato metoda tedy umožňuje nalezení optimální skupiny nezávisle proměnných, které závisle proměnnou významně ovlivňují.

Metoda Stepwise v SPSS nabízí dvě varianty postupu, jakým jsou do modelu jednotlivé proměnné přidávány, resp. ubírány, a to forward selection nebo backward elimination. V případě forward selection jsou proměnné postupně přidávány do modelu tak, že jako první je přidána proměnná s nejvyšší pozitivní nebo negativní korelací se závisle proměnnou, dále jsou po jedné přidávány další proměnné podle velikosti parciálních korelačních koeficientů, až nezůstane žádná další proměnná splňující podmínky pro přidání do modelu. Backward elimination postupuje opačně a v prvním kroku do modelu vstupují všechny vysvětlující proměnné a v dalších krocích je vždy jedna nezávisle proměnná z modelu vyloučena. Jako první je z modelu odebrána proměnná s nejnižší parciální korelací s vysvětlovanou proměnnou, po ní následuje další proměnná s nejnižší parciální korelací v rámci souboru zbývajících nezávisle proměnných, tento postup je opakován tak dlouho, až v souboru vysvětlujících proměnných nezůstane žádná proměnná splňující kritérium pro vyřazení z modelu (SPSS, 2017). Ve vlastní analýze v této práci byla vždy využita první varianta metody Stepwise, tedy forward selection.

Před vlastní regresní analýzou byly samozřejmě vždy zkoumány nutné předpoklady, které musí data splňovat, aby byla aplikace této metody možná (předpoklady pro aplikaci metody byly blíže popsány v kapitole 3.1). V každé podkapitole budou prezentovány také výsledky korelační analýzy mezi produkcí dané složky komunálního odpadu a vysvětlujícími proměnnými. Korelace (Pearsonův korelační koeficient) byla vždy počítána pouze pro ty obce,

pro které byla následně počítána i regresní analýza⁴⁰. Velikost vzorku se proto v jednotlivých podkapitolách liší.

Vzhledem k tomu, že výsledky regresní analýzy může ovlivnit také multikolinearita v souboru vysvětlujících proměnných, je nejprve v této kapitole analyzována korelační matice všech vysvětlujících proměnných. Jak již bylo uvedeno v kapitole 3.1, pro vztahy mezi vysvětlujícími proměnnými byl počítán Spearmanův korelační koeficient, protože se mezi každými dvěma proměnnými nepodařilo prokázat dvourozměrnou normalitu⁴¹. Celá korelační matice včetně určení statistické významnosti jednotlivých korelačních koeficientů je uvedena v Příloze 1. Vzhledem k velkému počtu pozorování jsme statistickou významnost prokázali i u velmi malých korelačních koeficientů (od hodnot $\pm 0,027$). Multikolinearita v souboru vysvětlujících proměnných bude hodnocena také u každého regresního modelu, proto zde předem upozorníme pouze na korelační koeficienty s absolutní hodnotou od 0,7, které lze dle síly asociace označit za silné (Hendl, 2012, s. 256) a jsou tak potenciálně nejpravděpodobnějšími původci multikolinearity v jednotlivých modelech.

Tab. 14 – Korelace mezi vybranými vysvětlujícími proměnnými

	Osoby ve věku 0–14 let (%)	Osoby ve věku 15–64 let (%)	Osoby ve věku 65 a více let (%)	Index stáří	Index ekonomického zatížení	Průměrný věk	Mediánový věk	Domácnosti v rodinných domech (%)
Osoby ve věku 0–14 let (%)	1,000	-0,233**	-0,490**	-0,814**	0,238**	-0,742**	-0,742**	-0,038**
Osoby ve věku 15–64 let (%)	-0,233**	1,000	-0,650**	-0,285**	-0,995**	-0,273**	-0,272**	-0,192**
Osoby ve věku 65 a více let (%)	-0,490**	-0,650**	1,000	0,883**	0,655**	0,813**	0,812**	0,206**
Index stáří	-0,814**	-0,285**	0,883**	1,000	0,285**	0,905**	0,905**	0,151**
Index ekonomického zatížení	0,238**	-0,995**	0,655**	0,285**	1,000	0,274**	0,273**	0,193**
Průměrný věk	-0,742**	-0,273**	0,813**	0,905**	0,274**	1,000	0,970**	0,129**
Mediánový věk	-0,742**	-0,272**	0,812**	0,905**	0,273**	0,970**	1,000	0,130**
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	0,055**	0,198**	-0,215**	-0,165**	-0,199**	-0,161**	-0,161**	-0,907**

Poznámka: ** pro statisticky významný výsledek na hladině 1 %

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 14 obsahuje proměnné, u kterých byl vypočten alespoň jeden silný korelační koeficient ($\leq -0,7$ nebo $\geq 0,7$; tyto koeficienty jsou vyznačeny tučně). Není příliš překvapivé, že v tabulce jsou všechny proměnné popisující věkovou strukturu obyvatel obcí, které silně korelují mezi sebou. Tyto proměnné tedy, jak bylo předpokládáno, vysvětlují do značné míry

⁴⁰ Problematika byla podrobněji popsána v kapitole 4.2.2 – vyloučeny byly obce s nulovou hodnotou pro produkci daného druhu odpadu nebo s extrémními hodnotami.

⁴¹ Dvourozměrná normalita byla posuzována na základě bodových grafů znázorňujících vztah každých dvou vysvětlujících proměnných. Vzhledem k tomu, že v práci je použito 22 vysvětlujících proměnných, nejsou bodové grafy součástí práce.

totéž a nebude nutné a (z hlediska požadavků na data pro regresní analýzu) ani možné, používat je všechny. Vybrána bude pouze proměnná, která bude věkovou strukturu reprezentovat nejlépe.

Kromě charakteristik věku byla velmi silná asociace zjištěna ještě mezi proměnnými podíl domácností v rodinných domech a podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami s korelačním koeficientem $-0,907$. Obě proměnné popisují strukturu bytového fondu v obci a bude také vybrána ta, která bude produkci komunálního odpadu, respektive jeho složek vysvětlovat lépe. Mimo zde uvedené korelace v absolutní hodnotě vyšší nebo rovno $0,7$ je v souboru i celá řada dalších dvojic proměnných s poměrně silnou mírou asociace (viz příloha 1). Tyto výsledky dokládají, že multikolinearita může představovat vážný problém při tvorbě regresních modelů a je třeba jí dále věnovat zvýšenou pozornost.

6.1 Komunální odpad

První zkoumanou proměnnou je produkce komunálního odpadu v kilogramech na osobu a rok v obcích v roce 2011. Studován je soubor 5 459 obcí s průměrnou produkcí 277 kg komunálního odpadu na osobu a rok. Nejprve jsou zde prezentovány výsledky korelační analýzy mezi vysvětlovanou proměnnou a použitými socio-demografickými vysvětlujícími proměnnými. Síla vztahu zde byla měřena Pearsonovým korelačním koeficientem. Při pohledu na tabulku 15 je zřejmé, že všechny korelace jsou poměrně slabé, ačkoli jsou díky velikosti studovaného souboru přesto z velké části statisticky významné na 1% nebo alespoň 5% hladině významnosti (na 1% hladině významnosti jde o průměrnou velikost domácností, domácnosti s dětmi ve věku 0–2 roky i domácnosti se závislými dětmi, index ekonomického zatížení, index maskulinity, podíl osob s vysokoškolským vzděláním, zaměstnaní v priméru i sekundéru, index dojížděky do zaměstnání, míra nezaměstnanosti, domácnosti v rodinných domech, domy s více než 3 bytovými jednotkami, vytápění na pevná paliva, hustota osídlení a kupní síla, na 5% hladině pak lze přidat ještě osoby ve věku 15–64 let, index stáří, průměrný a mediánový věk).

Nejvyšší pozorované korelace by bylo možné zařadit maximálně do pásma malé síly asociace (hodnoty $0,1-0,3$; Hendl, 2012, s. 256). Vzhledem k velikosti analyzovaného vzorku však mohou být i takové hodnoty zajímavé. V absolutní hodnotě pozorujeme nejtěsnější vztah mezi produkcí komunálního odpadu a průměrnou velikostí domácností. Tato korelace je záporná, s rostoucí velikostí domácností tedy klesá průměrné množství produkovaného odpadu, což je v souladu se závěry jiných studií (např. Beigl, 2004; Benitez et al., 2008b; Dennison et al., 1996; Johnstone, Labonne, 2001; Khan et al., 2016; Lebersorger, Beigl, 2011). Korelace s absolutní hodnotou vyšší než $0,1$ byly vypočteny ještě v případě podílu domácností v rodinných domech, podílu zaměstnaných v priméru a hustoty osídlení. V případě prvních dvou proměnných jde opět o záporný vztah. Průměrné množství produkovaného komunálního odpadu tedy klesá s tím, jak v obci roste podíl domácností žijících v rodinných domech a jak se zvyšuje podíl zaměstnaných osob v priméru, především v zemědělství. Produkce odpadu naopak roste s rostoucí hustotou osídlení v obci.

Tab. 15 – Korelace produkce komunálního odpadu s vysvětlujícími proměnnými

	Pearsonův korelační koeficient	
Průměrná velikost domácností	-0,151	**
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	-0,060	**
Domácnosti se závislými dětmi (%)	-0,061	**
Osoby ve věku 0–14 let (%)	-0,023	
Osoby ve věku 15–64 let (%)	0,027	*
Osoby ve věku 65 a více let (%)	-0,005	
Index stáří	-0,034	*
Index ekonomického zatížení	-0,039	**
Průměrný věk	0,029	*
Mediánový věk	0,029	*
Index maskulinity	-0,061	**
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	0,005	
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	0,042	**
Zaměstnaní v priméru (%)	-0,119	**
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-0,089	**
Index dojížděky do zaměstnání	0,067	**
Míra nezaměstnanosti	0,059	**
Domácnosti v rodinných domech (%)	-0,143	**
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	0,097	**
Vytápění na pevná paliva (%)	-0,093	**
Hustota osídlení	0,114	**
Kupní síla	0,036	**

Poznámka: ** statisticky významný výsledek na hladině 1 %, * 5 %

Zdroj: vlastní zpracování

Nejdříve byla pro produkci komunálního odpadu v obcích vypočtena mnohonásobná lineární regrese se všemi vysvětlujícími proměnnými. Přehled odhadů regresních koeficientů β včetně výsledků analýzy kolinearit jsou uvedeny v Příloze 2. Základní předpoklady pro regresní analýzu byly naplněny⁴² s výjimkou Kolmogorov-Smirnova testu, který nepotvrdil normalitu rozložení regresních reziduí (grafické výstupy regresní analýzy pro všechny vysvětlované proměnné jsou uvedeny v Přílohách 3 až 5). Přílohy 4 a 5 obsahují histogram a P-P graf regresních reziduí a na základě vizuální analýzy těchto grafů přibližnou normalitu rozložení předpokládat můžeme. Problém statisticky významných výsledků Kolmogorov-Smirnova testu zamítajících normalitu rozdělení je obecný pro zde předkládané regresní modely, ale je způsoben především velikostí studovaného souboru, jak bylo vysvětleno v kapitole 3.1.

⁴² Dle výsledků Glejserova testu lze předpokládat homoskedasticitu. Výsledky Durbin-Watsonova testu (viz tab. 16) se blíží 2 (hodnota 1,836), předpokládáme tedy nezávislost regresních reziduí. Maximální Cookova vzdálenost je 0,364, v modelu tedy nebyla odhalena vlivná pozorování.

Protože na základě studia jednotlivých proměnných (viz Kapitoly 4 a 5) předpokládáme přítomnost určitých prostorových vzorců v hodnotách závislých i nezávislých proměnných, zaměřili jsme se v práci také na testování prostorové autokorelace regresních reziduí. Na základě statisticky významné hodnoty Moranova I (Moranovo I 0,139, z-skór 30,384, p-hodnota 0) lze očekávat prostorovou nestacionaritu a tedy prostorovou závislost v datech. Pro představu o regionálním rozložení shluků jsou v Příloze 6 přiloženy kartogramy znázorňující prostorovou distribuci regresních reziduí na území Česka a také výsledky lokální analýzy prostorové autokorelace. Prostorová autokorelace v datech sice není silná, ale na druhou stranu není ani zanedbatelná, a proto je v další části vhodné zaměřit se i na prostorové aspekty studovaného vztahu mezi proměnnými.

Tab. 16 – Regresní model pro komunální odpad, všechny vysvětlující proměnné

Model	R	R ²	Upravený R ²	Durbin-Watson
1	0,267	0,071	0,067	1,836

Zdroj: vlastní zpracování

Vysvětlovací schopnost výsledného modelu je vidět z následující tabulky (tab. 16). Model vysvětluje jen malá přes 7 % variability v produkci komunálního odpadu mezi obcemi (koeficient determinace 0,071), což je ve srovnání s podobnými analýzami poměrně málo. R² se většinou pohybuje kolem 50 % (viz tab. 2 v kapitole 2.5). Část odhadů regresních koeficientů použitých vysvětlujících proměnných není statisticky významná (na 5% hladině významnosti nejsou statisticky významné proměnné – podíl domácností se závislými dětmi, podíl osob ve věku 15–64 let, průměrný a mediánový věk, podíl osob se středoškolským i vysokoškolským vzděláním, index dojížděky do zaměstnání, podíl bytů s vytápěním na pevná paliva a kupní síla; na 1% hladině významnosti přibude ještě index maskulinity). Zároveň jsou při výpočtu se všemi navrhovanými proměnnými značným problémem silné asociace mezi některými nezávisle proměnnými (VIF vyšší než 4; viz Příloha 2). Dle předpokladů na základě výsledků korelační analýzy způsobují multikolinearitu v modelu především proměnné charakterizující věkovou strukturu obyvatel (s výjimkou indexu stáří) a zároveň také, i když v mnohem menší míře, proměnné podíl domácností v rodinných domech a podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami, které jsou korelované mezi sebou. Kvůli přítomnosti statisticky nevýznamných vysvětlujících proměnných a multikolinearitě byla regresní analýza pro produkci komunálního odpadu spočtena ještě jednou metodou Stepwise.

Regresní model sestavený pouze z proměnných, které statisticky významně přispívají k vysvětlení meziobecní variability v produkci komunálního odpadu, sestává z 9 proměnných z původních 22. Stejně jako v předchozím modelu i zde byly naplněny předpoklady pro regresní model, a to včetně odstranění problému multikolinearity⁴³. Tento model vysvětluje ještě o málo menší část meziobecní variability (koeficient determinace roven 0,060, viz tab. 17), ale opět je statisticky významný.

⁴³ Dle výsledků Glejserova testu lze předpokládat homoskedasticitu. Výsledky Durbin-Watsonova testu (viz tab. 17) se blíží 2 (hodnota 1,833). Maximální Cookova vzdálenost je 0,895, v modelu tedy nebyla odhalena vlivná pozorování. Hodnoty VIF menší než 4 (hodnoty v intervalu 1,0 až 1,3). I zde nastal problém se statisticky významným výsledkem Kolmogorov-Smirnovova testu, ale vizuální analýza grafů v přílohách 4 až 5 ukazuje, že předpoklad normality reziduí nebyl vážně porušen. I v tomto případě byla prokázána určitá míra prostorové nestacionarity (Moranovo I 0,139, z-skór 30,312, p-hodnota 0, lokální výsledky viz příloha 6).

Tab. 17 – Regresní model pro komunální odpad, statisticky významné vysvětlující proměnné

Model	R	R ²	Upravený R ²	Durbin-Watson
1	0,246	0,060	0,059	1,833

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě standardizovaných koeficientů (viz tab. 18) můžeme konstatovat, že největší vliv na produkci komunálního odpadu v obcích má průměrná velikost domácností, následovaná podílem zaměstnaných v priméru a podílem zaměstnaných v sekundéru. Všechny tyto tři proměnné ovlivňují produkci komunálního odpadu negativně, při jejich zvyšování tedy produkce komunálního odpadu v obci klesá. Záporné znaménko nalezneme ještě u proměnných index maskulinity, podíl domácností s dětmi do 2 let a index stáří. Produkce komunálního odpadu naopak roste s rostoucí mírou nezaměstnanosti, hustotou osídlení a zastoupením osob se středoškolským vzděláním.

Tab. 18 – Lineární regrese pro produkci komunálního odpadu, statisticky významné vysvětlující proměnné

Vysvětlující proměnné	Nestandardizované koeficienty	Směrodatná odchylka	Standardizované koeficienty	t	Signifikance
Konstanta	523,210	38,195		13,699	0,000
Průměrná velikost domácností	-74,344	8,851	-0,124	-8,399	0,000
Zaměstnaní v priméru (%)	-4,798	0,674	-0,105	-7,121	0,000
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-1,343	0,209	-0,091	-6,413	0,000
Index maskulinity	-0,349	0,072	-0,064	-4,818	0,000
Míra nezaměstnanosti	2,589	0,538	0,066	4,816	0,000
Hustota osídlení	0,051	0,013	0,057	3,997	0,000
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	-3,747	0,761	-0,072	-4,922	0,000
Index stáří	-0,112	0,025	-0,067	-4,500	0,000
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	0,847	0,387	0,030	2,186	0,029

Zdroj: vlastní zpracování

Jak bylo uvedeno výše, nejvýznamnější proměnnou z hlediska vztahu k produkci komunálního odpadu je průměrná velikost domácnosti. Pokud se velikost domácnosti zvětší o jednoho člena, průměrná produkce komunálního odpadu klesne o více než 74 kg. Tento závěr je zcela v souladu s výsledky zahraničních studií (např. Beigl, 2004, Dennison et al., 1996, Hoffmeister, Gellenbeck, 2009, Johnstone, Labonne, 2001, Khan et al., 2016 nebo Lebersorger, Beigl, 2011), které se také shodují na tom, že vztah této proměnné k produkci odpadu je jeden z nejjednoznačnějších. Zjištěný výsledek je významný především z důvodu, že jak již bylo ilustrováno dříve, v Česku dlouhodobě dochází ke zmenšování domácností, což může mít za následek nárůst průměrné produkce komunálního odpadu.

Zcela proti očekávání vyšel vztah mezi produkcí komunálního odpadu a podílem domácností s dětmi do 2 let, kde byl především vzhledem k vysoké míře používání jednorázových pln, očekáván pozitivní vztah. Výsledky však naopak naznačují, že v obcích, kde je více takových domácností, je produkce komunálního odpadu nižší.

Zajímavý je statisticky významný negativní vztah mezi produkcí komunálního odpadu a indexem maskulinity. Ačkoli pohlaví často není signifikantním prediktorem produkce odpadu,

v tomto případě jsme dospěli ke stejnému závěru jako Talalaj a Walery (2015) v případě polských okresů, a to k takovému, že ženy produkují více odpadu než muži. Ačkoli v našem případě je vztah podstatně slabší než, jaký odkryli autoři v Polsku.

Pro vysvětlení rozdílů v produkci komunálního odpadu jsou významné hned tři charakteristiky popisující zaměstnanost obyvatel. Zatímco zvýšení podílu zaměstnaných v priméru a také sekundéru množství vytvářeného komunálního odpadu v obci snižuje, v případě míry nezaměstnanosti je vztah opačný a s rostoucím podílem nezaměstnaných roste i produkce odpadu. Negativní korelaci mezi produkcí komunálního odpadu a podílem zaměstnaných priméru a sekundéru odhalili také Lebersorger a Beigl (2011). Ani jednu z těchto proměnných však nezahrnuli do svého regresního modelu, protože podíl zaměstnaných v průmyslu nepřispíval statisticky významně k vysvětlení celkové variability a zaměstnanost v zemědělství a lesnictví byla silně korelována s průměrnou velikostí domácností – obce s většími domácnostmi vykazovaly i vyšší zaměstnanost v primárním sektoru.

Vztah mezi nezaměstnaností a produkcí odpadu je v našem případě opačný než, jaký odhalil Keser et al. (2012). I čeští nezaměstnaní mají jistě menší příjem a musí omezovat svou spotřebu ve srovnání se situací, kdy měli zaměstnání a z něj plynoucí příjem. Nezaměstnanost však především v oblasti nákupu potravin a stravování, kde je potenciál ušetřit finanční prostředky pravděpodobně největší, nemusí způsobit absolutní pokles spotřeby, ale spíše preferenci levnějších produktů v supermarketech, nabídkách a výprodejích, second-hand obchodech nebo u vietnamských prodejců (Hora, 2008). Nižší kupní síla nezaměstnaných tak nemusí nutně způsobit minimalizaci množství produkovaného odpadu.

Celkově menší část vysvětlujících proměnných má s produkcí odpadu kladnou souvislost, jejich nárůst tedy vede ke zvyšování produkce komunálního odpadu. Závěry části zahraničních výzkumů potvrdily pozitivní vztah vzdělání a produkce odpadu, ačkoli v zahraničí je většinou statisticky významný vliv podílu vysokoškoláků, a ne středoškoláků jako v našem případě. I naše výsledky ukazují stejně jako např. u Keser et al. (2012), že objem produkce odpadu roste s vyšším zastoupením osob s vyšším vzděláním (zde platí pouze pro středoškoláky). V souladu s řešenými studii je také růst množství komunálního odpadu s rostoucí hustotou osídlení (Johnstone, Labonne, 2004; Lebersorger, Beigl, 2011 a Mazzanti et al., 2008).

Ze všech proměnných charakterizujících věkové rozložení obyvatelstva se do skupiny statisticky významných proměnných dostal pouze index stáří, ačkoli při zahrnutí všech proměnných byly statisticky významné i další (podíl osob ve věku 0–14 let, podíl osob ve věku 65 a více let i index ekonomického zatížení). Tyto proměnné však způsobovaly významnou multikolinearitu. Čím vyšší je v obci index stáří, tím nižší je produkce komunálního odpadu. I to odpovídá výsledkům např. Hoffmeister, Gellenbeck (2009) a Sterner, Bartelings (1999), kteří však tuto souvislost prokázali pouze pro směsný odpad. Významný vliv na produkci odpadu v našem případě nemají žádné z charakteristik bydlení.

6.2 Směsný komunální odpad

Druhou zkoumanou proměnnou je produkce směsného komunálního odpadu v kilogramech na osobu a rok v obcích v roce 2011. Studován je soubor 5 091 obcí s průměrnou produkcí 227 kg

směsného komunálního odpadu na osobu a rok. Toto množství odpovídá více než 80 % celkové produkce komunálního odpadu. Tato hodnota se významně liší od relativního zastoupení směsného odpadu, jak ho publikuje CENIA (viz obr. 18) a kde se podíl využitelných složek a směsného odpadu vyrovnává. V roce 2015 tvořil směsný komunální odpad 54 % celkové produkce komunálního odpadu. V našem souboru obcí tedy většina obcí vykazuje podstatně horší míru třídění a tím i vyšší produkci zbytkového odpadu.

Tab. 19 – Korelace produkce směsného komunálního odpadu s vysvětlujícími proměnnými

	Pearsonův korelační koeficient
Průměrná velikost domácností	-0,171 **
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	-0,090 **
Domácnosti se závislými dětmi (%)	-0,167 **
Osoby ve věku 0–14 let (%)	-0,079 **
Osoby ve věku 15–64 let (%)	-0,041 **
Osoby ve věku 65 a více let (%)	0,094 **
Index stáří	0,081 **
Index ekonomického zatížení	0,039 **
Průměrný věk	0,132 **
Mediánový věk	0,131 **
Index maskulinity	-0,041 **
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	0,007
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	-0,035 *
Zaměstnaní v priméru (%)	0,016
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-0,138 **
Index dojížděky do zaměstnání	-0,006
Míra nezaměstnanosti	0,069 **
Domácnosti v rodinných domech (%)	-0,003
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	-0,046 **
Vytápění na pevná paliva (%)	0,099 **
Hustota osídlení	-0,049 **
Kupní síla	0,021

Poznámka: ** statisticky významný výsledek na hladině 1 %, * 5 %

Zdroj: vlastní zpracování

Na začátku podkapitoly jsou opět uvedeny Pearsonovy korelační koeficienty tentokrát mezi produkcí směsného komunálního odpadu a všemi vysvětlujícími proměnnými (tab. 19). Obdobně jako v předchozím případě u komunálního odpadu jsou i zde korelační koeficienty poměrně slabé, ačkoli většina z nich je s produkcí směsného komunálního odpadu korelována statisticky významně na 1% nebo 5% hladině významnosti (na 1% hladině jde o proměnné průměrná velikost domácností, podíl domácností s dětmi ve věku 0–2 roky, podíl domácností se závislými dětmi, podíly osob ve věkových skupinách 0–14, 15–64 i 65 a více let, index stáří, index ekonomického zatížení, průměrný a mediánový věk, index maskulinity, podíl osob

zaměstnaných v sekundéru, míra nezaměstnanosti, podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami, podíl bytů s vytápěním na pevná paliva a hustota osídlení, na 5% hladině významnosti můžeme přidat ještě podíl osob s vysokoškolským vzděláním).

V absolutní hodnotě nejsilnější vztah s produkcí odpadu pozorujeme i zde v případě průměrné velikosti domácností (-0,171), korelace je zde mírně silnější než u produkce komunálního odpadu celkem. I zde pozorujeme zápornou korelaci, tedy s rostoucí průměrnou velikostí domácnosti klesá produkce směsného komunálního odpadu na jednu osobu. Kromě průměrné velikosti domácností pozorujeme korelaci v absolutní hodnotě vyšší než 0,1 ještě u podílu domácností se závislými dětmi (-0,167), průměrného a mediánového věku (0,132 a 0,131) a podílu zaměstnaných v sekundéru (-0,138). Zatímco v případě komunálního odpadu byl kromě průměrné velikosti domácností odhalen vztah s korelačním koeficientem vyšším než 0,1 ještě v případě podílu zaměstnaných v priméru, podílu domácností žijících v rodinných domech a hustoty osídlení, ve vztahu k produkci směsného komunálního odpadu hraje hustota osídlení mnohem menší roli a vztah k podílu zaměstnaných v priméru a podílu domácností žijících v rodinných domech nebyl vůbec statisticky významný.

Také pro množství směsného komunálního odpadu v obcích byla mnohonásobná lineární regrese vypočtena nejprve se všemi vysvětlujícími proměnnými. Výsledky všech regresních koeficientů β včetně výsledků analýzy kolinearit jsou uvedeny v Příloze 7. Základní předpoklady pro regresní analýzu byly naplněny⁴⁴ opět s výjimkou Kolmogorov-Smirnovova testu, který nepotvrdil normalitu rozložení regresních reziduí (grafické výstupy regresní analýzy pro všechny vysvětlované proměnné jsou uvedeny v Přílohách 3 až 5)⁴⁵. I v případě směsného komunálního odpadu byla prokázána prostorová nestacionarita v datech, regresní rezidua tedy nejsou rozmístěna v prostoru náhodně, ale vytvářejí shluky (hodnota Moranova I 0,130, z-skór 32,332 a p-hodnota 0). Regionální rozložení regresních koeficientů a výsledky analýzy LISA jsou prezentovány v Příloze 6.

Tab. 20 – Regresní model pro směsný komunální odpad, všechny vysvětlující proměnné

Model	R	R ²	Upravený R ²	Durbin-Watson
1	0,273	0,075	0,070	1,816

Zdroj: vlastní zpracování

Vysvětlovací schopnost modelu pro směsný komunální odpad při zahrnutí všech navržených vysvětlujících proměnných je vidět z následující tabulky (tab. 20). Výsledný upravený koeficient determinace se od toho pro celkovou produkci komunálního odpadu liší jen velmi mírně. I zde s pomocí socio-demografických proměnných vysvětlujeme jen o trochu více než 7 % meziobecní variability. Směsný komunální odpad je v zahraničních studiích samostatně analyzován podstatně méně často než komunální odpad celkem, ale přesto lze zde prezentované výsledky srovnat alespoň se závěry studie Sterner, Bartelings (1999), kteří použili srovnatelný

⁴⁴ Dle výsledků Glejserova testu lze předpokládat homoskedasticitu. Výsledky Durbin-Watsonova testu (viz tab. 20) se blíží 2 (hodnota 1,816) a indikují tedy nezávislost náhodných chyb. Maximální Cookova vzdálenost je 0,453, v modelu tedy nebyla odhalena vlivná pozorování.

⁴⁵ Rozložení regresních reziduí bylo kromě statistického testu stejně jako v předchozím případě posuzováno i vizuálně na základě histogramu a P-P grafu a na základě vizuální analýzy těchto grafů přibližnou normalitu rozložení předpokládat můžeme (viz Přílohy 4 a 5).

počet vysvětlujících proměnných (v jejich případě 23) a vysvětlili s jejich pomocí celých 45 % variability.

Tab. 21 – Regresní model pro směsný komunální odpad, statisticky významné vysvětlující proměnné

Model	R	R ²	Upravený R ²	Durbin-Watson
1	0,267	0,071	0,070	1,816

Zdroj: vlastní zpracování

Stejně jako v případě komunálního odpadu i u produkce směsného komunálního odpadu představuje při zohlednění všech navržených proměnných určitý problém multikolinearita⁴⁶. I proto byl výpočet zopakován metodou Stepwise, která identifikovala pouze statisticky významné proměnné z hlediska vysvětlení variability v produkci směsného komunálního odpadu. Regresní model sestavený pouze z těchto proměnných sestává opět z 9 proměnných z původních 22. Kromě naplnění základních předpokladů pro regresní model byla v tomto případě odstraněna i multikolinearita⁴⁷. Model shodně s tím předchozím vysvětluje přibližně 7 % meziobecní variability (viz tab. 21) a je také statisticky významný.

Tab. 22 – Lineární regrese pro produkci směsného komunálního odpadu, statisticky významné vysvětlující proměnné

Vysvětlující proměnné	Nestandardizované koeficienty	Směrodatná odchylka	Standardizované koeficienty	t	Signifikance
Konstanta	518,928	23,058		22,505	0,000
Průměrná velikost domácností	-65,445	9,831	-0,132	-6,657	0,000
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	-2,341	0,359	-0,103	-6,525	0,000
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-1,681	0,186	-0,140	-9,027	0,000
Míra nezaměstnanosti	1,958	0,479	0,061	4,091	0,000
Index maskulinity	-0,294	0,059	-0,068	-4,987	0,000
Vytápění na pevná paliva (%)	0,278	0,066	0,071	4,251	0,000
Zaměstnaní v priméru (%)	-2,701	0,634	-0,069	-4,260	0,000
Domácnosti se závislými dětmi (%)	-1,227	0,374	-0,064	-3,277	0,001
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	-0,851	0,428	-0,035	-1,989	0,047

Zdroj: vlastní zpracování

Podle hodnot standardizovaných koeficientů (viz tab. 22) lze identifikovat proměnnou, která má největší vliv na produkci směsného komunálního odpadu v obcích. Podle těchto výsledků hraje nejvýznamnější roli podíl zaměstnaných v sekundéru, těsně následovaný průměrnou velikostí domácností a s o málo větším odstupem podílem domů s více než 3 bytovými jednotkami. Vztah všech tří zmíněných proměnných k produkci směsného komunálního odpadu

⁴⁶ Také v případě směsného komunálního odpadu celkem je multikolinearita v modelu způsobena především proměnnými charakterizujícími věk (s výjimkou indexu stáří) a proměnnými domácnosti v rodinných domech a domy s více než 3 bytovými jednotkami, stejně jako tomu bylo u komunálního odpadu celkem.

⁴⁷ Homoskedasticita byla potvrzena s pomocí Glejserova testu. Na základě výsledku Durbin-Watsonova testu (1,816, viz tab. 21) vylučujeme také autokorelaci náhodných chyb. V modelu bylo odhaleno jedno vlivné pozorování (maximální Cookova vzdálenost 1,213), toto pozorování bylo z modelu vyloučeno a test byl proveden znovu, v tomto případě již maximální Cookova vzdálenost byla nižší než 1 (0,365). V modelu nebyla pozorována multikolinearita (hodnoty VIF v rozmezí 1,0 až 2,2). Model stejně jako ten předchozí se všemi proměnnými vykazuje statisticky významnou prostorovou nestacionaritu (Moranovo I 0,131, z-skór 32,579 a p-hodnota 0).

je záporný, při jejich zvyšování tedy produkce směsného komunálního odpadu v obci klesá. Záporné znaménko nalezneme ještě u proměnných index maskulinity, zaměstnaní v priméru, podíl domácností se závislými dětmi a podíl osob s vysokoškolským vzděláním. Produkce směsného komunálního odpadu se naopak zvyšuje s rostoucí mírou nezaměstnanosti a s podílem bytů vytápěných pevnými palivy.

Jak již bylo zmíněno výše, z hlediska vztahu k produkci směsného komunálního odpadu je nejvýznamnější proměnnou podíl zaměstnaných v sekundéru. Při zvýšení zastoupení takto zaměstnaných v obci o jedno procento, poklesne průměrné množství směsného komunálního odpadu o necelé 2 kg. Obdobný, i když o něco slabší, vliv má i podíl zaměstnaných v priméru, zde se při nárůstu zaměstnanosti v tomto sektoru o jedno procento zmenší objem produkovaného zbytkového odpadu o necelé 3 kg. Výsledek obou proměnných je zajímavý zejména proto, že v literatuře je struktura zaměstnanosti podle sektorů hospodářství zohledňována spíše výjimečně a její vliv nebývá statisticky významný (např. Lebersorger, Beigl, 2011).

Druhou nejvýznamnější proměnnou z hlediska vysvětlení produkce zbytkového komunálního odpadu je průměrná velikost domácnosti. Pokud se velikost domácnosti zvětší o jednoho člena, průměrná produkce směsného komunálního odpadu klesne o více než 65 kg. Je to sice méně než v případě komunálního odpadu, ale přesto je to z hlediska celkově produkovaného množství významný pokles, resp. nárůst zohledníme-li situaci, kdy se velikost domácností v čase nezvětšuje, ale je zde naopak zřejmý trend zmenšování velikosti domácností a nárůstu počtu i podílu domácností jednotlivců.

Podobně jako velikost domácností má negativní vztah s produkcí směsného komunálního odpadu i podíl domácností se závislými dětmi. Neprojevilo se zde tedy předpoklad, že domácnosti s dětmi, resp. malými dětmi produkují více směsného odpadu kvůli vyšší produkci jednorázových plen, ale právě naopak s vyšším zastoupením těchto domácností v obci průměrná produkce odpadu klesá. Je tedy možné, že, jak konstatovala studie Starr, Nicolson (2015), děti se ve škole věnují významu třídění odpadu a přinášejí své poznatky i domů, kde je aplikují v praxi, což vede ke snížení objemu zbytkového netříděného odpadu.

Obdobně jako u komunálního odpadu celkem i tady výsledky naznačují, že ženy produkují více směsného komunálního odpadu než muži, resp. s rostoucí hodnotou indexu maskulinity klesá produkce směsného komunálního odpadu. Z hlediska osobnostních charakteristik producentů nemá negativní vliv na produkci zbytkového odpadu jen pohlaví, ale i vzdělání. Pozorován byl signifikantní vliv také v případě podílu osob s vysokoškolským vzděláním. Je otázkou, zda to, že vzdělanější osoby produkují méně směsného odpadu, znamená, že také více třídí, jak vyšlo např. v analýze Fiorillo (2013) nebo López-Mosquera et al. (2015).

Opět pouze menší část vysvětlujících proměnných má na produkci směsného odpadu kladný vliv, jejich nárůst tedy způsobuje zvyšování produkce směsného komunálního odpadu. Poměrně zřejmý je tento vztah v případě zastoupení domácností s vytápěním na pevná paliva, tyto domácnosti totiž (ať už spalují běžná paliva nebo spalitelné odpady) produkují relativně velké množství popela, který patří právě do netříděného odpadu. Naše závěry tak korespondují se studií Dennison et al. (1996). Zcela opačný vliv má jiná zařazená charakteristika bydlení obyvatel, kterou je podíl domů v obcích s více než 3 bytovými jednotkami, v těchto domech,

kde vytápění pevnými palivy často není možné, je naopak v průměru nižší produkce směsného odpadu.

Produkci směsného komunálního odpadu v obci zvyšuje ještě nárůst míry nezaměstnanosti. To jistě souvisí s celkovou produkcí odpadu, kterou míra nezaměstnanosti ovlivňovala také. Je tedy možné, že nezaměstnaní méně třídí.

Na produkci směsného komunálního odpadu nemá statisticky významný vliv žádná z proměnných charakterizujících věk, a to i přesto, že některé z proměnných byly s produkcí směsného odpadu korelovány signifikantně. V tomto případě lze proto konstatovat, že věková struktura má na množství směsného odpadu jen malý vliv, který se v modelu projeví pouze v případě, že tam nejsou zařazeny jiné, významnější proměnné (Lebersorger, Beigl, 2011).

6.3 Sklo

Třetí zkoumanou proměnnou je produkce odděleně sbíraného skla v kilogramech na osobu a rok v obcích v roce 2011. Soubor studovaných obcí je v tomto případě o něco menší, jedná se o 4 795 obcí s průměrnou produkcí 14 kg skla na osobu a rok. Na začátku podkapitoly jsou opět uvedeny Pearsonovy korelační koeficienty analyzující vztah mezi produkcí odděleně sbíraného skla a všemi vysvětlujícími proměnnými (tab. 23). Stejně jako v případě komunálního a směsného komunálního odpadu i zde pozorujeme relativně nízké hodnoty korelačních koeficientů, ty nejvyšší se v absolutní hodnotě pohybují v intervalu mezi 0,1 a 0,2, ale přesto i zde je většina koeficientů statisticky významná (na 1% hladině významnosti je to proměnná průměrná velikost domácnosti, domácnosti s dětmi 0–2 roky i domácnosti se závislými dětmi, osoby ve věku 0–14, 15–64 i 65 a více let, index stáří a index ekonomického zatížení, průměrný i mediánový věk, zaměstnaní v priméru i sekundéru, index dojížděky do zaměstnání, domy s více než 3 bytovými jednotkami, domácnosti s vytápěním na pevná paliva a hustota osídlení, na 5% hladině významnosti pak můžeme doplnit ještě index maskulinity).

V případě produkce tříděného skla pozorujeme ze všech studovaných odpadových toků nejvyšší počet korelací v absolutní hodnotě vyšších než 0,1. Ačkoli i v tomto případě hraje významnou roli průměrná velikost domácností (korelační koeficient $-0,162$), i zde tedy s rostoucí velikostí domácnosti produkce odpadu klesá, pozorujeme ve vztahu ke sklu i silnější korelace, a to jak kladné, tak i záporné. V absolutní hodnotě nejvyšší korelaci s objemem tříděného skla má proměnná podíl domácností se závislými dětmi ($-0,178$), o něco slabší korelace stejného směru pak pozorujeme u podobných proměnných – domácnosti s dětmi ve věku 0–2 roky ($-0,110$) a zastoupení osob ve věku 0–14 let ($-0,110$). Výsledky tedy naznačují, že vyšší přítomnost dětí v domácnosti je spojena s nižší produkcí skleněného odpadu. Negativní vztah k produkci skla byl odhalen ještě v případě podílu zaměstnaných v sekundéru ($-0,154$). Naopak vyšší objemy odděleně sbíraného skla byly pozorovány v obcích s vyšším podílem osob ve věku 65 a více let ($0,130$) a také v obcích s vyšším průměrným, resp. mediánovým věkem (v obou případech $0,167$). Kladnou souvislost vyšší než 0,1 má produkce odpadu ještě s podílem zaměstnaných v priméru ($0,166$) a podílem bytů vytápěných pevnými palivy ($0,143$).

Tab. 23 – Korelace produkce tříděného skla s vysvětlujícími proměnnými

	Pearsonův korelační koeficient
Průměrná velikost domácností	-0,162 **
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	-0,110 **
Domácnosti se závislými dětmi (%)	-0,178 **
Osoby ve věku 0–14 let (%)	-0,110 **
Osoby ve věku 15–64 let (%)	-0,056 **
Osoby ve věku 65 a více let (%)	0,130 **
Index stáří	0,148 **
Index ekonomického zatížení	0,064 **
Průměrný věk	0,167 **
Mediánový věk	0,167 **
Index maskulinity	0,031 *
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	0,007
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	0,020
Zaměstnaní v priméru (%)	0,166 **
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-0,154 **
Index dojížděky do zaměstnání	0,050 **
Míra nezaměstnanosti	-0,010
Domácnosti v rodinných domech (%)	0,004
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	-0,070 **
Vytápění na pevná paliva (%)	0,143 **
Hustota osídlení	-0,097 **
Kupní síla	0,008

Poznámka: ** statisticky významný výsledek na hladině 1 %, * 5 %

Zdroj: vlastní zpracování

Mnohonásobná lineární regrese byla pro množství produkovaného skla stejně jako v předchozích případech vypočtena dvakrát, a to nejprve se všemi nezávisle proměnnými. Výsledné regresní koeficienty β společně s výsledky analýzy kolinearity lze nalézt v Příloze 8. S výjimkou Kolmogorov-Smirnovova testu, který nepotvrdil normalitu rozložení regresních reziduí, byly základní předpoklady pro regresní analýzu naplněny⁴⁸ (grafické výstupy regresní analýzy pro všechny vysvětlované proměnné jsou uvedeny v Přílohách 3 až 5)⁴⁹. Regresní rezidua vykazují v případě skla nejnižší míru prostorové autokorelace, ale i v tomto případě se část hodnot v prostoru shlukuje (Moranovo I 0,098, z-skór 24,372 a p-hodnota 0). Výsledky na úrovni obcí jsou uvedeny v Příloze 6. Stejně jako v předchozích případech i u produkce skla byl pozorován problém s multikolinearitou, a to opět u proměnných popisujících věk (s výjimkou

⁴⁸ Na základě výsledků Glejserova testu můžeme předpokládat homoskedasticitu. Podle hodnoty výsledku Durbin-Watsonova testu (viz tab. 24), která se blíží 2 (hodnota 1,915), předpokládáme také nezávislost náhodných chyb. Na základě maximální hodnoty Cookovy vzdálenosti (0,117) jsme v modelu neodhalili odlehlá pozorování.

⁴⁹ Vizualní posouzení rozložení náhodných chyb na základě histogramu a P-P grafu umožňuje předpokládat přibližnou normalitu (viz Přílohy 4 a 5).

indexu stáří) a také díky korelaci mezi proměnnými podíl domácností v rodinných domech a podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami.

Vysvětlovací schopnost výsledného modelu je vidět z následující tabulky (tab. 24). Obdobně jako v případě předchozích složek komunálního odpadu, ani v případě produkce odděleně shromažďovaného skla nedokážeme s pomocí socio-demografických proměnných vysvětlit příliš velkou část meziobecní variability (koeficient determinace 0,091). V zahraničních studiích využívajících regresní analýzu není produkce skla samostatně studována příliš často, ale i z výsledků, které byly pro předkládanou práci v rámci rešerše literatury nashromážděny a shrnuty v kapitole 2 je zřejmé, že se obecně s pomocí socio-ekonomických a demografických proměnných podařilo vysvětlit menší část variability mezi studovanými jednotkami, než tomu bylo např. v případě komunálního odpadu celkem. V této práci je to naopak, i když rozdíly ve vysvětlené variabilitě nejsou příliš velké. Např. ve studii Fiorillo (2013) bylo s pomocí 51 proměnných vysvětleno pouze 23 % variability v produkci skla mezi domácnostmi. To je sice stále více než umožňují naše výsledky, ale rozdíl již není tak markantní, jako tomu bylo u komunálního nebo smíšeného komunálního odpadu.

Tab. 24 – Regresní model pro sklo, všechny vysvětlující proměnné

Model	R	R ²	Upravený R ²	Durbin-Watson
1	0,302	0,091	0,087	1,915

Zdroj: vlastní zpracování

Kvůli problému s multikolinearitou i vzhledem k tomu, že některé proměnné v modelu nebyly statisticky významné, byl výpočet zopakován, aby tyto charakteristiky byly z modelu vypuštěny. Při zahrnutí pouze těch proměnných, které k vysvětlení produkce tříděného skla přispívají statisticky významně, vznikl model s 10 proměnnými, který vysvětluje podobně jako ten předchozí 8 % meziobecní variability (viz tab. 25). Opět byly testovány všechny předpoklady, které vyžaduje regresní analýza, včetně prostorové autokorelace, multikolinearity a přítomnosti odlehklých pozorování⁵⁰.

Tab. 25 – Regresní model pro sklo, statisticky významné vysvětlující proměnné

Model	R	R ²	Upravený R ²	Durbin-Watson
1	0,288	0,083	0,081	1,912

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě hodnot standardizovaných koeficientů můžeme porovnat význam jednotlivých proměnných pro vysvětlení meziobecní variability v produkci skla (viz tab. 26). Z výsledků je patrné, že nejdůležitější proměnnou byl podíl osob s vysokoškolským vzděláním, následovaný proměnnými podíl bytů s vytápěním na pevná paliva a průměrná velikost domácnosti. I v tomto případě je tedy průměrná velikost domácnosti jednou z nejdůležitějších proměnných, ale v případě třídění skla není tou úplně nejvýznamnější, jako tomu bylo u celkové produkce komunálního odpadu.

⁵⁰ Předpokládáme homoskedasticitu na základě výsledků Glejserova testu, nezávislost náhodných chyb na základě Durbin-Watsonova testu (1,912, viz tab. 25), normalitu rozložení regresních reziduí na základě histogramu a P-P grafu (viz Přílohy 4 a 5), nepřítomnost multikolinearity (VIF v intervalu 1,1 až 3,0) a odlehklých pozorování (maximální hodnota Cookovy vzdálenosti 0,035). Také tento model vykazuje určitou prostorovou nestacionaritu (Moranovo I 0,099, z-skór 24,620 a p-hodnota 0).

Tab. 26 – Lineární regrese pro produkci skla, statisticky významné vysvětlující proměnné

Vysvětlující proměnné	Nestandardizované koeficienty	Směrodatná odchylka	Standardizované koeficienty	t	Signifikance
Konstanta	10,863	3,598		3,019	0,003
Průměrný věk	0,207	0,064	0,078	3,210	0,001
Vytápění na pevná paliva (%)	0,027	0,004	0,110	6,311	0,000
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-0,040	0,012	-0,053	-3,262	0,001
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	0,229	0,030	0,153	7,690	0,000
Hustota osídlení	-0,004	0,001	-0,091	-5,385	0,000
Průměrná velikost domácností	-3,227	0,532	-0,104	-6,071	0,000
Zaměstnaní v priméru (%)	0,205	0,042	0,083	4,847	0,000
Kupní síla	-0,001	0,000	-0,064	-3,623	0,000
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	0,069	0,022	0,046	3,074	0,002
Index stáří	0,005	0,002	0,048	2,127	0,033

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě výsledků lineární regrese se ukazuje, že pro množství odděleně shromažďovaného skla a tedy jeho třídění hraje významnou roli vzdělání. Zastoupení osob s vysokoškolským vzděláním bylo vůbec nejdůležitější proměnnou vysvětlující rozdíly v objemu produkovaného skla mezi českými obcemi a statisticky významně k vysvětlené variabilitě přispívá i zastoupení osob se vzděláním středoškolským. Pozitivní souvislost mezi vzděláním a tříděním odpadu byla prokázána i v řadě zahraničních studií (např. Fiorillo, 2013; López-Mosquera et al., 2015; Miller et al., 2009). S rostoucím zastoupením osob s vyšším vzděláním, roste množství tříděného skla. Tento vztah je vysvětlován lepším přístupem k informacím a tím pádem větším uvědoměním si negativních dopadů vlastního chování na životní prostředí (Barr, 2007). Na druhou stranu např. Rokka a Uusitalo (2008) neprokázali ve své studii žádný vztah mezi vzděláním a preferencí recyklovatelných obalů při nákupu produktů. Lze tedy předpokládat, že osoby s vyšším vzděláním se neliší svým nákupním chováním, ale skutečně více třídí.

Významnou úlohu při vysvětlení rozdílů v množství skla mezi českými obcemi opět hraje průměrná velikost domácnosti. I zde s rostoucí velikostí domácnosti klesá průměrné množství produkovaného odpadu – při zvětšení průměrné velikosti domácnosti v obci o jednoho člena, klesne průměrné množství odděleně sbíraného skla o více než 3 kg. Pouze na základě těchto výsledků však nelze předpokládat, že větší domácnosti méně třídí. Je to spíše důsledkem toho, že větší domácnosti produkují v průměru na osobu obecně méně odpadu, a to díky tomu, že např. nakupují větší balení potravin, která se ale množstvím použitého obalového materiálu od menšího proporcčně neliší.

V případě skla jeho produkci statisticky významně ovlivňuje také věk reprezentovaný hned dvěma proměnnými, a to průměrný věk a index stáří. Obě proměnné jsou s množstvím odděleně sbíraného skla korelovány pozitivně. V obcích s vyšším průměrným věkem, resp. vyšším indexem stáří je tříděno více skla. K obdobnému závěru, že starší lidé více třídí, dospěli také Fiorillo (2013), Kipperberg (2007), López-Mosquera et al. (2015), Siddique et al. (2010), Starr, Nicolson (2015) nebo Vencatasawmy et al. (2000). Starší lidé více třídí i podle výsledků studie

KPMG (2017). Zároveň je ale možné, že starší lidé nejenom třídí více skla, ale nakupují i více produktů ve skleněných obalech a následně tím pádem i produkuje více skleněného odpadu. Např. Šwida et al. (2018) zkoumali preference starších zákazníků (ve věku 60 a více let) při nákupu baleného mléka a dospěli k názoru, že tato skupina preferuje mléko ve skle. Ve studii zaměřené na to, zda finští spotřebitelé charakterizovaní věkem, pohlavím a nejvyšším dosaženým vzděláním upřednostňují při nákupu recyklovatelné obaly (v tomto případě nebylo sklo samostatně zkoumáno), se žádný statisticky významný vztah neukázal (Rokka, Uusitalo, 2008). Ačkoli i tato studie potvrdila, že environmentálně orientované preference při nákupu zboží uplatňují spíše starší osoby a ženy. Statisticky významný vztah mezi věkem a preferencí recyklovatelných obalů (včetně skla) na příkladu ovocných džusů prokázali také Klaiman et al. (2016). Jejich závěry však ukazují, že tento vztah není lineární, ale odpovídá spíše křivce ve tvaru písmene U – individuální ochota platit za recyklovatelné obaly byla nejvyšší u mladých a spíše starších zákazníků a svého minima dosahovala kolem věku 59 let.

Produkcí skla stejně jako množství výše analyzovaných odpadových toků ovlivňuje také podíl osob v obci, které jsou zaměstnané v priméru nebo v sekundéru. Na rozdíl od předchozích případů zde však vztahy mezi těmito proměnnými a tříděním skla nemají stejný směr. Zatímco vyšší podíl pracujících v zemědělství a lesnictví je spojen s vyšším tříděním skla, u zaměstnanosti v průmyslu je vliv opačný.

Negativní vliv na produkci tříděného skla mají proměnné hustota osídlení a kupní síla. V obcích s vyšší hustotou osídlení nebo s vyšší kupní silou je tříděno menší množství skla. Vyšší hustota osídlení i vyšší kupní síla jsou typické pro větší města, jejichž obyvatelé i podle výsledků zahraničních analýz třídí méně (Saphores, Nixon, 2014). I podle výsledků analýzy nákupního chování obyvatel Česka, kterou provedla společnost KPMG v lednu 2017 (KPMG, 2017), nejvíce třídí obyvatelé menších obcí a měst. U skla je nevyšší podíl osob, které uvádějí, že sklo třídí vždy, v obcích do 2000 obyvatel (vždy třídí přes 70 % bydlících v této velikostní kategorii obcí, u větších obcí jsou hodnoty nižší než 70 %). Naopak významný kladný vztah byl odhalen mezi množstvím tříděného skla a podílem bytů s vytápěním na pevná paliva. Pro vysvětlení této souvislosti nebyla v době psaní předkládané práce nalezena žádná relevantní literatura.

Na rozdíl od komunálního a směsného komunálního odpadu se zdá, že pro pochopení produkce tříděného skla nehraje roli pohlaví. Na základě zde prezentovaných výsledků tedy nelze říci, zda sklo častěji třídí muži nebo ženy. Ačkoli Saphores, Nixon (2014) prokázali, že ženy ze čtyř analyzovaných skupin odpadů více třídí právě jenom sklo, závěry zde prezentovaného modelu podporují spíše jejich obecný závěr, že třídění je činnost, do které se zapojuje celá domácnost, a není tedy tolik ovlivněno pohlavím.

6.4 Plasty

Jako poslední proměnná je analyzována produkce odděleně shromažďovaných plastů v kilogramech na osobu a rok v obcích v roce 2011. Soubor studovaných obcí je přibližně stejně velký jako v předchozím případě skla, a to 4 798 obcí s průměrnou produkcí 12 kg plastů na osobu a rok. Množství odděleně sbíraného plastu je tedy přibližně srovnatelné s produkcí skla

(cca 14 kg). Podle výsledků KPMG (2017) je plast vůbec nejčastěji tříděným druhem odpadu. Přes 70 % obyvatel republiky uvádí, že plast třídí vždy. Za plastem potom následuje papír (68 % uvádí, že třídí vždy) a sklo (66 %).

Tab. 27 – Korelace produkce tříděných plastů s vysvětlujícími proměnnými

	Pearsonův korelační koeficient	
Průměrná velikost domácností	-0,118	**
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	-0,030	*
Domácnosti se závislými dětmi (%)	-0,076	**
Osoby ve věku 0–14 let (%)	-0,037	*
Osoby ve věku 15–64 let (%)	-0,031	*
Osoby ve věku 65 a více let (%)	0,053	**
Index stáří	0,078	**
Index ekonomického zatížení	0,036	*
Průměrný věk	0,080	**
Mediánový věk	0,081	**
Index maskulinity	0,005	
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	0,013	
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	0,059	**
Zaměstnaní v priméru (%)	0,060	**
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-0,149	**
Index dojížděky do zaměstnání	0,014	
Míra nezaměstnanosti	-0,068	**
Domácnosti v rodinných domech (%)	0,035	*
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	-0,079	**
Vytápění na pevná paliva (%)	0,075	**
Hustota osídlení	-0,074	**
Kupní síla	0,123	**

Poznámka: ** pro statisticky významný výsledek na hladině 1 %, * pro 5 %

Zdroj: vlastní zpracování

Podkapitola opět začíná představením výsledků korelační analýzy (Pearsonovy korelační koeficienty) mezi produkcí odděleně shromažďovaných plastových odpadů a všemi vysvětlujícími proměnnými (tab. 27). Stejně jako ve všech předchozích případech i zde pozorujeme korelační koeficienty signifikantní na 1% (průměrná velikost domácností, domácnosti se závislými dětmi, osoby ve věku 65 a více let, index stáří, průměrný a mediánový věk, podíl osob s vysokoškolským vzděláním, podíl zaměstnaných v priméru a sekundéru, míra nezaměstnanosti, domy s více než 3 bytovými jednotkami, vytápění na pevná paliva, hustota osídlení a kupní síla) i 5% (domácnosti s dětmi 0–2 roky, osoby ve věku 0–14 a 15–64 let, index ekonomického zatížení, podíl domácností v rodinných domech) hladině významnosti, které jsou však opět poměrně nízké. Korelační koeficienty, které mají absolutní hodnotu vyšší než 0,1, zde

nalezneme pouze tři, a to průměrnou velikost domácností (-0,118), podíl zaměstnaných v sekundéru (-0,149) a kupní sílu (0,123).

Stejně jako ve všech předchozích případech i pro objem tříděných plastů byla mnohorozměrná lineární regrese nejprve počítána se všemi vysvětlujícími proměnnými. Ačkoli jsou rozdíly mezi jednotlivými modely minimální (pohybujeme se ve všech případech v řádu procent), vysvětlují socio-demografické charakteristiky v případě rozdílů mezi obcemi v produkci plastů nejmenší část, a to pouze necelých 6 % (koeficient determinace 0,057, viz tab. 28). Při posouzení vhodnosti dat pro aplikaci lineární regrese jsme se zde setkali se stejnými problémy jako v předchozích podkapitolách, tzn. statisticky významný výsledek Kolmogorov-Smirnovova testu, který zamítá předpoklad normality náhodných chyb, a multikolinearita v datech (opět u proměnných popisujících věk s výjimkou indexu stáří a dvou charakteristik bydlení – podíl domácností v rodinných domech a podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami)⁵¹. Normalita rozložení regresních reziduí byla proto opět posouzena také na základě grafů (viz Přílohy 4 a 5). Ostatní předpoklady lineární regrese byly naplněny⁵². Regresní rezidua modelu vykazují prostorovou nestacionaritu (Moranovo I 0,234, z-skór 44,894, p-hodnota 0). Lokální rozložení regresních reziduí a analýzy LISA jsou představeny v Příloze 6.

Tab. 28 – Regresní model pro plasty, všechny vysvětlující proměnné

Model	R	R ²	Upravený R ²	Durbin-Watson
1	0,240	0,057	0,053	1,781

Zdroj: vlastní zpracování

S cílem vypustit z modelu statisticky nevýznamné a také vzájemně signifikantně korelované proměnné byl model spočítán ještě jednou. Model, který obsahuje pouze proměnné signifikantně přispívající k vysvětlení meziobecní variability, se skládá pouze ze 6 proměnných a vysvětluje stejně jako předchozí mírně přes 5 % rozdílů mezi obcemi v produkci plasty (tab. 29). Opět byly testovány všechny předpoklady, které vyžaduje regresní analýza, včetně multikolinearity a přítomnosti odlehlých pozorování a také prostorové autokorelace⁵³.

Tab. 29 – Regresní model pro plasty, statisticky významné vysvětlující proměnné

Model	R	R ²	Upravený R ²	Durbin-Watson
1	0,232	0,054	0,053	1,774

Zdroj: vlastní zpracování

Hodnoty standardizovaných koeficientů umožňují vzájemné srovnání významu jednotlivých proměnných zařazených do modelu z hlediska jejich schopnosti přispět k vysvětlení závisle proměnné (viz tab. 30). Z výsledků je patrné, že nejdůležitější proměnnou byl podíl zaměstnaných v sekundéru, následovaný proměnnými průměrná velikost domácnosti a kupní

⁵¹ Výsledné regresní koeficienty β společně s výsledky analýzy kolinearity lze nalézt v Příloze 9.

⁵² Na základě výsledků Glejserova testu můžeme předpokládat homoskedasticitu. Podle hodnoty výsledku Durbin-Watsonova testu (viz tab. 28), která se blíží 2 (hodnota 1,781), předpokládáme také nezávislost náhodných chyb. Na základě maximální hodnoty Cookovy vzdálenosti (0,043) jsme v modelu neodhalili odlehlá pozorování.

⁵³ Předpokládáme homoskedasticitu na základě výsledků Glejserova testu, nezávislost náhodných chyb na základě Durbin-Watsonova testu (1,774, viz tab. 29), normalitu rozložení regresních reziduí na základě histogramu a P-P grafu (viz Přílohy 4 a 5), nepřítomnost multikolinearity (VIF v intervalu 1,1 až 1,7) a odlehlých pozorování (maximální hodnota Cookovy vzdálenosti 0,016). Regresní rezidua opět vykazovala statisticky významnou prostorovou nestacionaritu – Moranovo I 0,237, z-skór 45,394, p-hodnota 0, lokální distribuce je prezentována v příloze 6.

síla. I v tomto případě je tedy průměrná velikost domácnosti jednou z nejdůležitějších proměnných, ale stejně jako u třídění skla ani u odděleného sběru plastů není tou nejvlivnější proměnnou, jako tomu bylo u celkové produkce komunálního odpadu.

Stejně jako u všech předchozích druhů odpadů je i mezi produkcí plastu a průměrnou velikostí domácností negativní vztah. Opět tedy platí, že s rostoucí velikostí domácností průměrná produkce tohoto odpadu klesá. Pokud se v tomto případě domácnost zvětší o jednoho člena, klesne průměrná produkce plastu na osobu o více než 3 kg. Tento výsledek je tedy velmi podobný tomu, jaký jsme pozorovali u tříděného skla. Ani zde ale nelze předpokládat, že větší domácnosti méně třídí, resp. že třídí menší podíl produkovaného odpadu, ale že spíše jejich větší velikost umožňuje nakupovat méně produktů, které potom samy nebo jejich obaly končí v kontejnerech na plasty.

Tab. 30 – Lineární regrese pro produkci plastů, statisticky významné vysvětlující proměnné

Vysvětlující proměnné	Nestandardizované koeficienty	Směrodatná odchylka	Standardizované koeficienty	t	Signifikance
Konstanta	14,931	1,659		9,000	0,000
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-0,078	0,010	-0,118	-7,730	0,000
Hustota osídlení	-0,003	0,001	-0,083	-4,709	0,000
Kupní síla	0,001	0,000	0,094	6,106	0,000
Průměrná velikost domácností	-3,116	0,470	-0,116	-6,636	0,000
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	-0,087	0,023	-0,071	-3,833	0,000
Osoby ve věku 0–14 let (%)	0,073	0,032	0,036	2,292	0,022

Zdroj: vlastní zpracování

Nejvýznamnější proměnnou, která je s produkcí plastu korelována také negativně, je podíl zaměstnaných v sekundéru. V případě, že se podíl zaměstnaných v průmyslu a stavebnictví zvýší o 1 %, klesne průměrná produkce plastu o 80 gramů na osobu a rok. Závěr bohužel nelze srovnat s výsledky jiných studií, protože tato proměnná nebyla v jiných studiích používána.

Množství tříděného plastu klesá také s rostoucí hustotou osídlení a podílem domů s více než 3 bytovými jednotkami. Obě tyto proměnné mohou sloužit jako odhad urbanizace dané obce – větší obce vykazují častěji vyšší hustotu osídlení i vyšší podíl bytových domů. Lze tedy konstatovat, že ve větších obcích je produkováno méně plastu. Ke stejnému závěru v případě plastů dospěli také Hage a Söderholm (2008) a Kipperberg (2007). I podle KPMG je právě u plastů vztah s velikostí obce nejjasnější – míra třídění plastů s rostoucí velikostí obce lineárně klesá z 80 % v obcích do 500 obyvatel k 65 % v obcích, kde bydlí 100 000 a více obyvatel (KPMG, 2017).

Ačkoli obecně i kupní síla roste s populační velikostí města, její vztah k produkci plastu byl opačný než u hustoty osídlení a podílu domů s více než 3 bytovými jednotkami. Bohatší obce tedy produkují více plastu. To by mohlo dokazovat, že s výší příjmu roste i míra třídění, jak předpokládali např. Fiorillo (2013), Jenkins et al. (2003) a López-Mosquera et al. (2015).

Poslední signifikantní proměnnou, jejíž zvyšování má za následek nárůst produkce plastu, je podíl obyvatel ve věku 0–14 let. Vyšší zastoupení dětské složky v populaci obce tedy zvyšuje produkci plastu. Zde může hrát roli i to, že tato skupina obyvatel (především žáci základních škol) je častým cílem kampaní na podporu separace odpadu, své znalosti pak děti ze školy

přinášejí domů, kde ovlivňují chování celé domácnosti. Statisticky významný vliv však nebyl pozorován u domácností s dětmi do dvou let věku ani u domácností se závislými dětmi. Přítomnost dětí v domácnosti obecně tedy nezvyšuje separační chování.

Na produkci plastu nemá statisticky významný vliv pohlaví ani vzdělání. Přitom podle Fiorillo (2013) ženy třídí plast častěji než muži a podle Hage a Söderholm (2008) vzdělanější lidé plasty méně třídí. Ani jeden z těchto závěrů se na příkladu Česka nepodařilo potvrdit.

6.5 Shrnutí

Celkově je třeba shrnout, že vliv socio-demografických proměnných na produkci komunálního odpadu a jeho složek je (dle výsledků statistické analýzy na globální úrovni) v českém prostředí spíše slabý, ačkoli je u všech čtyř studovaných skupin odpadů statisticky významný. S využitím mnohonásobné lineární regrese se přesto podařilo identifikovat několik významných socio-demografických charakteristik, které mají vliv na všechny nebo alespoň většinu zde analyzovaných toků komunálního odpadu.

V případě všech čtyř druhů odpadů byly statisticky významnými proměnnými průměrná velikost domácností a podíl osob zaměstnaných v sekundéru. U průměrné velikosti domácností jsme u všech čtyř studovaných druhů odpadu pozorovali jeden z nejvyšších standardizovaných koeficientů (nejvyšší u komunálního odpadu, druhý nejvyšší u smíšeného komunálního odpadu a plastu a třetí nejvyšší koeficient u skla). Ve všech případech je vztah průměrného počtu členů domácnosti se studovanou závisle proměnnou záporný, s rostoucí velikostí domácnosti tedy klesá produkce všech zde uvedených druhů odpadu. Potvrzení existence poměrně silného vztahu mezi velikostí domácností a produkcí komunálního odpadu může mít praktické dopady. Vzhledem k tomu, že obyvatelé Česka žijí již dnes nejčastěji sami v domácnostech jednotlivců nebo ve velmi malých domácnostech a trend zmenšování domácností se zatím nezastavuje, může to do budoucna přispět k dalšímu zvyšování průměrné produkce komunálního odpadu celkem i jeho jednotlivých složek, s čímž se budou muset obce nějakým způsobem vypořádat.

Druhou proměnnou, která statisticky významně ovlivňuje produkci všech zkoumaných odpadových toků, je podíl osob zaměstnaných v sekundéru, i zde je směr závislosti pro všechny odpadové toky stejný, a to záporný. Tato proměnná byla vůbec nejvýznamnější socio-demografickou charakteristikou pro vysvětlení variability v produkci smíšeného komunálního odpadu a plastu a třetí nejdůležitější při analýze komunálního odpadu. Pro produkci skla byla tato proměnná sice také statisticky významná, ale nezařadila se mezi ty nejdůležitější charakteristiky.

V modelech se již méně často opakovaly také další demografické proměnné. Pohlaví bylo určující pro komunální a smíšený komunální odpad, kde se v obou případech ukázalo, že obce s vyšším poměrem mužů k ženám produkují méně odpadu. Z charakteristik věku se nejčastěji opakoval index stáří, který statisticky významně přispěl k vysvětlení produkce komunálního odpadu a tříděného skla. Obce s vyšším indexem stáří produkují v průměru menší množství komunálního odpadu a zároveň větší objem skla.

Na produkci odpadu má vliv také vzdělanostní struktura obyvatel dané obce. Vyšší zastoupení osob se středoškolským vzděláním v obci je sice spojeno s vyšší produkcí

komunálního odpadu, ale zároveň i s vyšším tříděním skla. Sklo se více třídí také v obcích, kde žije větší podíl vysokoškoláků, kteří zároveň snižují produkci směsného komunálního odpadu.

Kupní síla je signifikantní pouze v případě skla a plastu, celkovou produkci komunálního ani směsného komunálního odpadu tedy dle dostupných dat neovlivňuje. Nelze tedy říct, že by obyvatelé v ekonomicky silnějších regionech produkovali v průměru více odpadu.

Významnou proměnnou ve třech ze čtyř modelů je také podíl zaměstnaných v priméru. V případě modelu pro komunální odpad je to dokonce druhá nejdůležitější proměnná, u směsného komunálního odpadu a skla je potom pátá. Vyšší podíl zaměstnaných v zemědělství a lesnictví je spojen s nižší produkcí komunálního a směsného komunálního odpadu a zároveň s vyšší produkcí skla.

Regresní rezidua všech čtyř druhů odpadů vykazovala statisticky významnou, ačkoli ne příliš velkou prostorovou autokorelaci. Nejvyšší míru prostorové autokorelace u regresních reziduí vykazovaly plasty (Moranovo I 0,234, resp. 0,237 při zahrnutí pouze statisticky významných proměnných), následované komunálním odpadem celkem (Moranovo I 0,139 pro oba modely) a směsným komunálním odpadem (Moranovo I 0,130, resp. 0,131) a nakonec sklem (Moranovo I 0,098, resp. 0,099). Také na základě lokálního rozložení regresních koeficientů lze předpokládat přítomnost prostorové nestacionarity v datech, což naznačuje, že snaha o podrobnější analýzu prostorových vztahů mezi vysvětlujícími a vysvětlovanými proměnnými je oprávněná.

Kapitola 7

Výsledky analýzy prostorových dat

Vzhledem k tomu, že lineární regrese, která v této práci zastupuje globální statistické metody, sice odhalila statisticky významné socio-demografické proměnné ovlivňující produkci komunálního odpadu a jeho složek na úrovni obcí, jejich vliv je ale poměrně slabý, a dále také vzhledem k tomu, že v distribuci vysvětlovaných i vysvětlujících proměnných byla odhalena prostorová nestacionarita, budou v této kapitole jednotlivé závisle proměnné studovány znovu s využitím geograficky vážené regrese. Geograficky vážená regrese umožní zhodnotit, zda jsou vztahy mezi vysvětlujícími a vysvětlovanou proměnnou v celém studovaném území stejné a skutečně tak slabé, jak naznačila předchozí kapitola. Vzhledem k tomu, že i v našem případě navazuje lokální analýza na dříve provedenou globální analýzu, není nutné znovu zkoumat vztah mezi všemi proměnnými, ale pro vysvětlení jednotlivých odpadových toků budou použity pouze ty proměnné, které dle výsledků lineární regrese nejvíce přispěly k vysvětlení meziobecní variability v produkci jednotlivých odpadů (Spurná, 2008). Proměnné použité v jednotlivých modelech jsou shrnuty v následující tabulce (tab. 31).

Tab. 31 – Přehled nezávisle proměnných použitých pro jednotlivé modely GWR

Vysvětlovaná proměnná	Komunální odpad	Směsný komunální odpad	Sklo	Plast
Použité vysvětlující proměnné	Průměrná velikost domácností	Zaměstnaní v sekundéru (%)	Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	Zaměstnaní v sekundéru (%)
	Zaměstnaní v priméru (%)	Průměrná velikost domácností	Vytápění na pevná paliva (%)	Průměrná velikost domácností
	Zaměstnaní v sekundéru (%)	Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	Průměrná velikost domácnosti	Kupní síla
	Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	Vytápění na pevná paliva (%)	Hustota osídlení	Hustota osídlení
	Index stáří	Zaměstnaní v priméru (%)	Zaměstnaní v priméru (%)	Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)

Zdroj: vlastní zpracování

U každého modelu zkonstruovaného s pomocí metody geograficky vážené regrese budou sledovány a interpretovány lokální koeficienty determinace R^2 a upravený R^2 a také lokální regresní koeficienty. Pro kontrolu modelů jsou zvláště zkoumána také standardizovaná rezidua,

keré je stejně jako v případě lineární regrese možné testovat na případnou prostorovou autokorelaci. Výraznější prostorové závislosti v reziduích totiž mohou zkreslit výsledky analýzy (Charlton, Fotheringham, 2009). Statisticky významná prostorová autokorelace u reziduí může být způsobena tím, že v modelu chybí významná vysvětlující proměnná, která má vztah s proměnnými zahrnutými do modelu (ArcMap, 2018). Standardizovaná rezidua byla zároveň stejně jako v předchozí kapitole testována na homoskedasticitu a normalitu.

Pro každou použitou vysvětlující proměnnou u jednotlivých modelů jsou prezentovány kartogramy znázorňující prostorové rozložení regresních koeficientů. Stejně jako v předchozích kapitolách i zde jsou znázorňované hodnoty rozděleny do pěti barevně odlišených kategorií. Vzhledem k tomu, že se ukázalo, že všechny proměnné vykazují jak pozitivní, tak i negativní vztah k vysvětlované proměnné (viz přehled minimálních a maximálních hodnot lokálních regresních koeficientů v tabulkách 32, 33, 34 a 35 u jednotlivých studovaných závisle proměnných), je důležitější jasně vizuálně rozlišit tyto dvě kategorie hodnot než se zaměřovat především na to, které obce jsou podprůměrné, respektive nadprůměrné. To, zda v kartogramu převažuje počet negativních nebo pozitivních kategorií, je dáno tím, které hodnoty jsou pro regresní koeficienty dané proměnné častější⁵⁴. Nezávisle proměnné jsou v každé podkapitole seřazeny podle velikosti standardizovaných regresních koeficientů v OLSR modelech.

7.1 Komunální odpad

Jako první závisle proměnná je opět analyzována průměrná produkce komunálního odpadu celkem v obcích na osobu a rok. Stejně jako v případě lineární regrese je i nyní studován stejný soubor 5 459 obcí s průměrnou produkcí 277 kg komunálního odpadu na osobu a rok. Tentokrát se však s využitím geograficky vážené regrese snažíme zkoumat meziobecní variabilitu na lokální úrovni pomocí pěti nejvýznamnějších socio-demografických proměnných vybraných na základě předchozích výsledků. Výsledky modelu shrnuje následující tabulka (viz tab. 32). Při pohledu na koeficient determinace je patrné, že se oproti klasické lineární regresi podařilo navýšit míru vysvětlené meziobecní variability (R^2 pro GWR 0,416, pro OLSR 0,060).

Tab. 32 – GWR model pro komunální odpad celkem

Proměnné	β_{\min}	$\beta_{\text{medián}}$	β_{\max}	Podíl kladných β (%)	Podíl záporných β (%)
Průměrná velikost domácností	-1325,4	-103,0	621,7	21,1	78,9
Zaměstnaní v priméru (%)	-85,9	-6,5	99,6	25,6	74,4
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-14,4	-1,1	13,4	35,2	64,8
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	-38,8	-3,2	87,8	35,2	64,8
Index stáří	-2,5	-0,2	3,9	34,1	65,9
R^2				0,416	
Upravený R^2				0,299	

Zdroj: vlastní zpracování

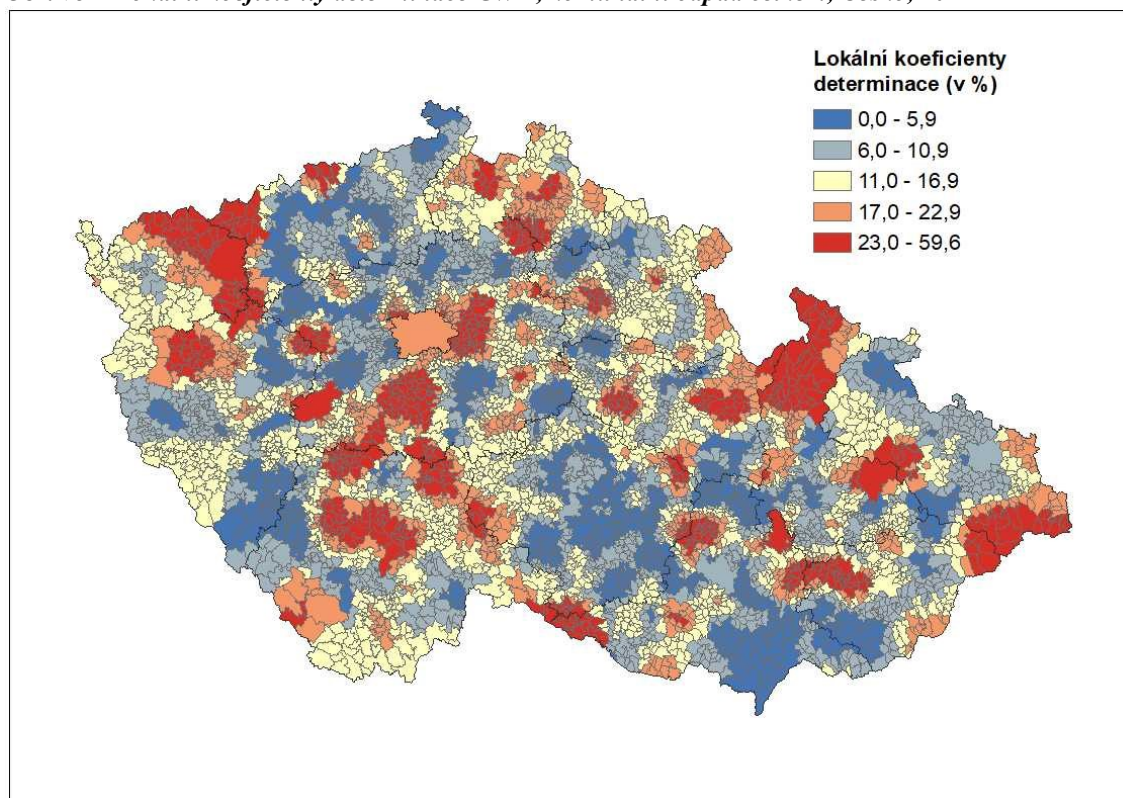
⁵⁴ Může nastat i specifický případ, že kladných a záporných hodnot regresních koeficientů je přibližně stejný počet, na to bude u konkrétní proměnné upozorněno s tím, jak je upraven počet použitých kategorií v kartogramu.

Z tabulky 32 je zřejmý také velký rozptyl v hodnotách regresních koeficientů. Všechny použité proměnné vykazují u regresních koeficientů jak pozitivní, tak i negativní hodnoty. Ve všech případech ale převažují negativní hodnoty, což odpovídá výsledkům lineární regrese, podle kterých zvyšování všech pěti proměnných způsobuje pokles průměrné produkce komunálního odpadu na osobu.

Regresní rezidua modelu byla testována na prostorovou autokorelaci. Výsledná hodnota Moranova I je statisticky významná, ale (i ve srovnání s tímto koeficientem pro lineární regresi, kde jeho hodnota byla 0,139) velmi nízká (-0,012), proto nepředpokládáme přílišné shlukování regresních reziduí. Hodnoty regresních reziduí a výsledky analýzy LISA (viz příloha 10) také dokládají, že autokorelace je v datech pouze minimální.

Při pohledu na hodnoty lokálních koeficientů determinace (obr. 75) je zřejmé, že se schopnost modelu vysvětlit produkci komunálního odpadu regionálně velmi výrazně liší. Oblasti, kde je vysvětlovací schopnost modelu vyšší, jsou roztroušeny po většině území republiky. Vyšší vysvětlená variabilita tak je v několika spíše periferních oblastech (např. okresy Česká Lípa, Jeseník, Šumperk, Ústí nad Orlicí, Frýdek-Místek), ale i v Praze a jejím bezprostředním okolí (části okresů Praha-západ i Praha-východ). Hodnota koeficientu determinace nekoreluje s velikostí obce, takže nelze říci, že by v menších obcích, které by z hlediska svých socio-demografických charakteristik měly být homogennější, model lépe vysvětloval variabilitu v produkci komunálního odpadu.

Obr. 75 – Lokální koeficienty determinace GWR, komunální odpad celkem, Česko, 2011

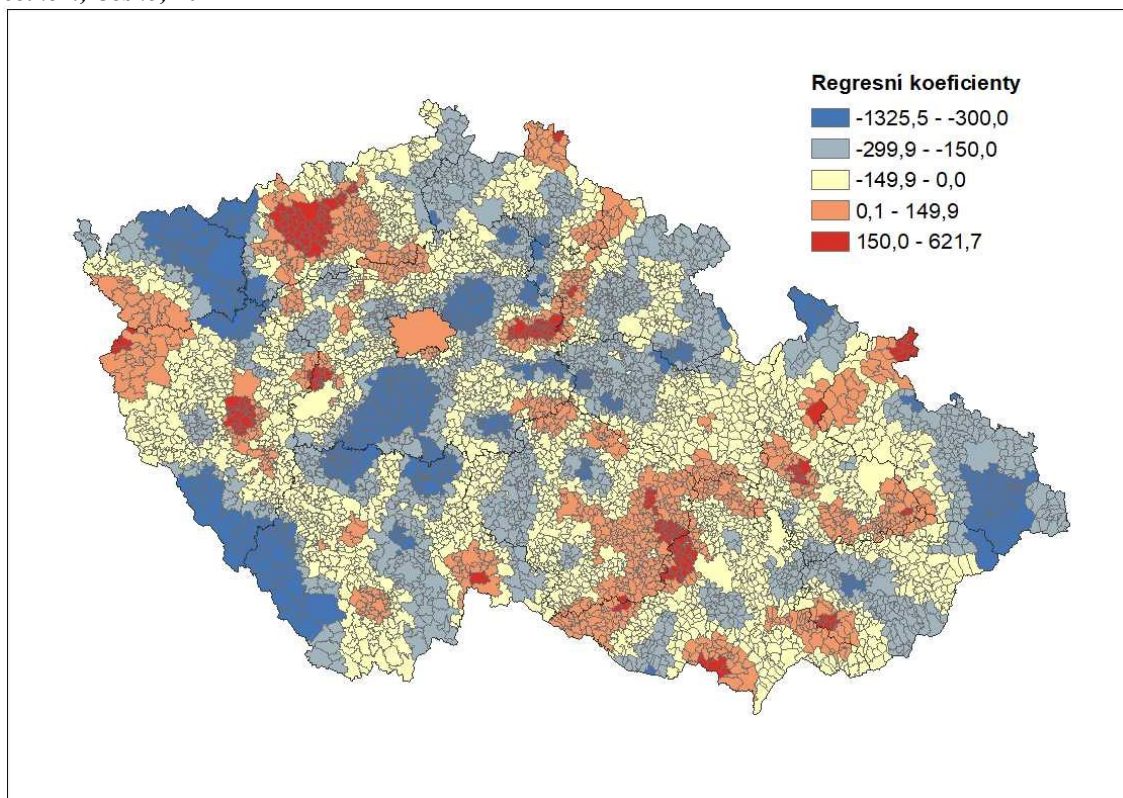


Zdroj: vlastní zpracování

První analyzovanou vysvětlující proměnnou je průměrná velikost domácností, která k vysvětlení meziobecní variability v produkci komunálního odpadu na globální úrovni přispěla nejvíce. Na globální úrovni vykazovala tato proměnná jednoznačný negativní vztah, tedy

s rostoucí velikostí domácnosti průměrná produkce komunálního odpadu na jednoho člena klesá. Jak je vidět z obrázku 76, na lokální úrovni již situace tak jednoznačná není a na našem území nalezneme obce s pozitivní i negativní hodnotou regresního koeficientu. Přesto je právě u této proměnné převaha obcí s negativním vztahem k produkci komunálního odpadu vůbec největší ve srovnání s ostatními nezávisle proměnnými v této podkapitole. Obcí, kde platí, že s rostoucí velikostí domácností klesá průměrná produkce odpadu, je totiž 79 % ze všech analyzovaných obcí. Záporné hodnoty regresních koeficientů tak nalezneme na většině území Česka. Kladné hodnoty pozorujeme především na vnitřních periferiích nebo podél hranic mezi kraji. Obecně jsou lokální hodnoty regresních koeficientů pro tuto proměnnou vyšší v obcích s vyšší mírou nezaměstnanosti a naopak nižší tam, kde mají obyvatelé vyšší kupní sílu. V oblastech, kde jsou domácnosti spíše větší, tedy hlavně na Moravě, pozorujeme spíše slabší záporný nebo kladný vztah mezi velikostí domácností a produkcí komunálního odpadu.

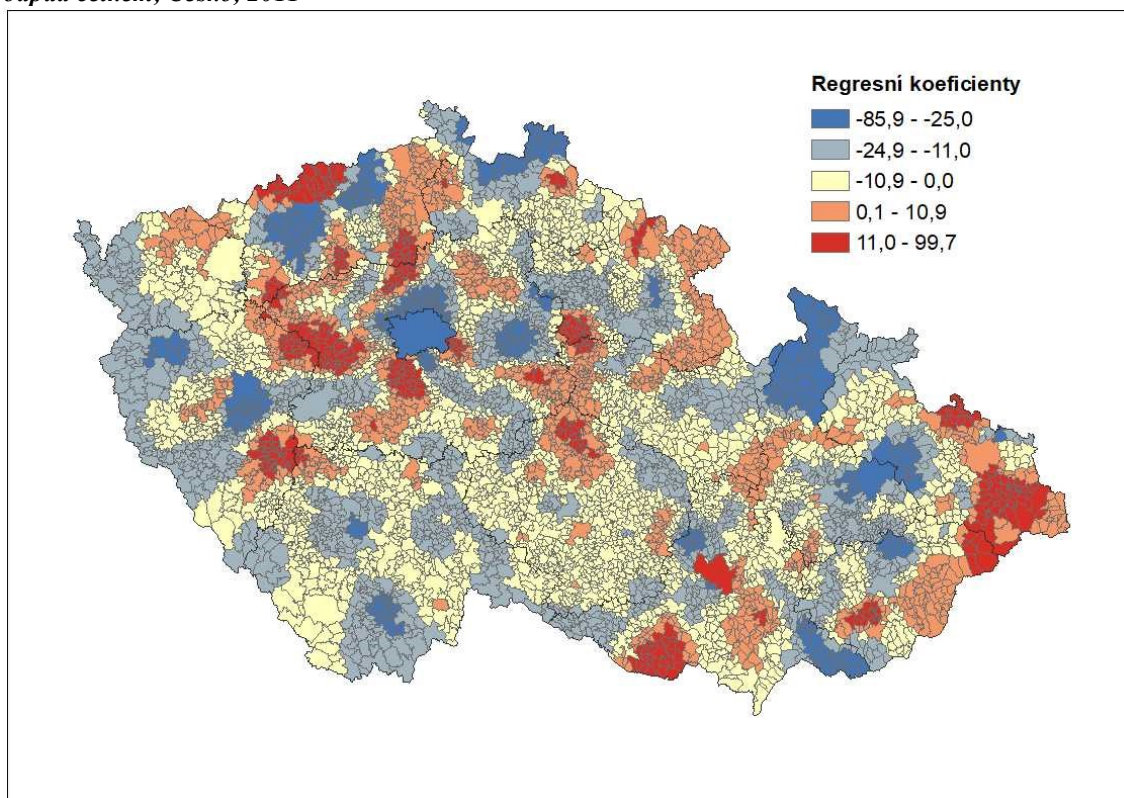
Obr. 76 – Lokální regresní koeficienty průměrné velikosti domácností, GWR, komunální odpad celkem, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

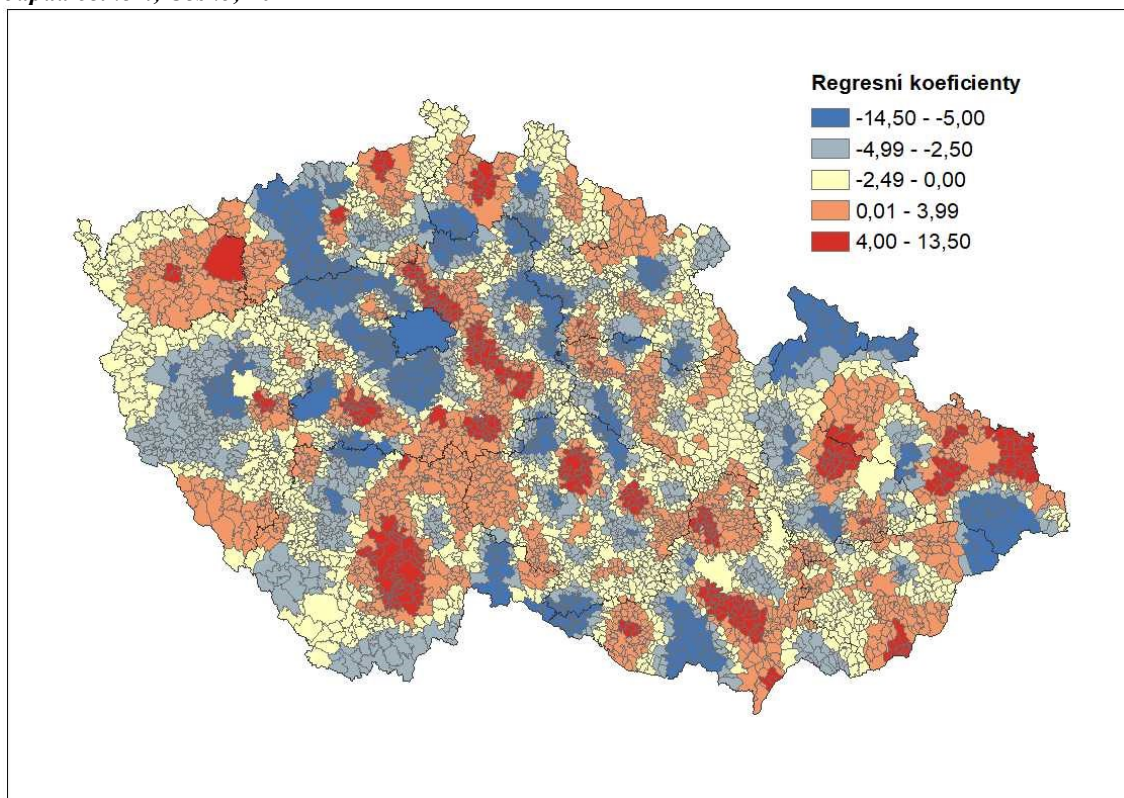
Druhou analyzovanou vysvětlující proměnnou je podíl osob zaměstnaných v priméru. I tato proměnná měla na globální úrovni k produkci komunálního odpadu negativní vztah, na lokální úrovni sice negativní regresní koeficienty také převažují (v 74 % obcí), ale na části území je situace opačná a s rostoucím podílem zaměstnaných v zemědělství a lesnictví produkce komunálního odpadu na osobu roste (viz obr. 77). V oblastech, kde je zaměstnanost v priméru nejvyšší, což je především jižní část Plzeňského kraje, Jihočeský kraj a Kraji Vysočina, nadále výrazně převažuje negativní závislost mezi podílem pracujících v tomto odvětví a produkcí komunálního odpadu. Pozitivní vztah nalezneme podél velké části hranice Středočeského kraje nebo podél východní hranice republiky ve Zlínském a Moravskoslezském kraji.

Obr. 77 – Lokální regresní koeficienty podílu obyvatel zaměstnaných v priméru, GWR, komunální odpad celkem, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

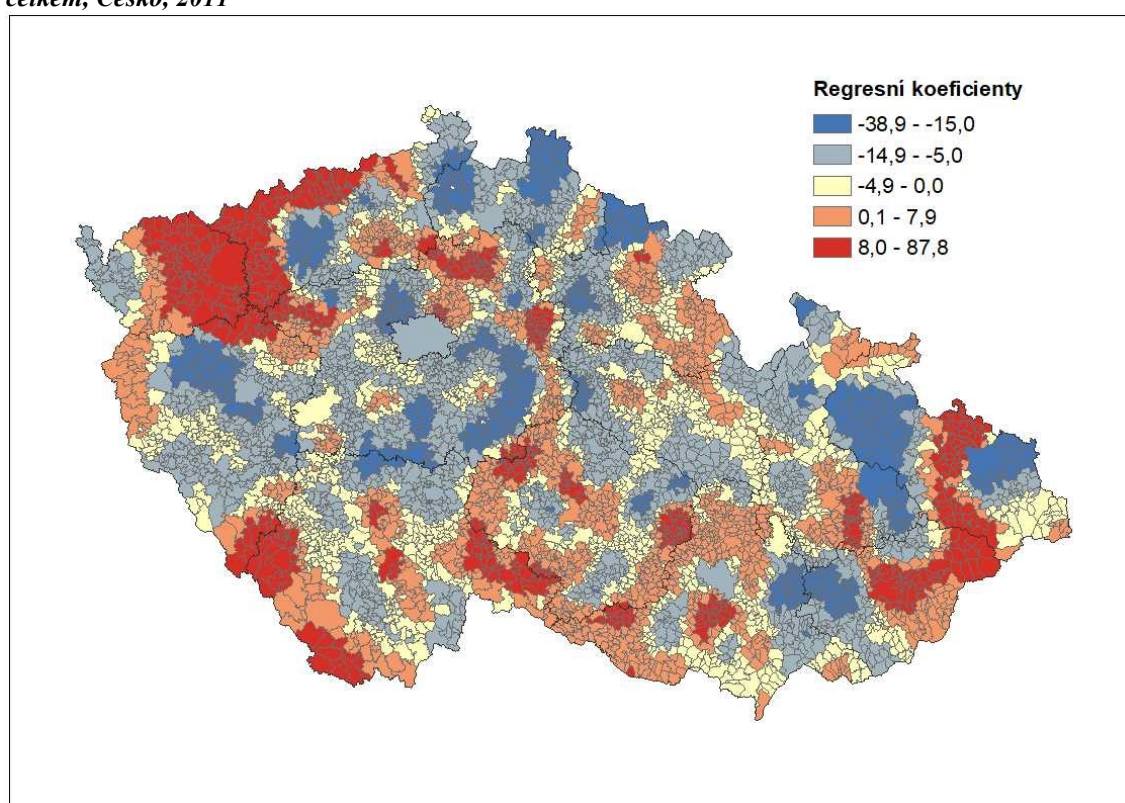
Obr. 78 – Lokální regresní koeficienty podílu obyvatel zaměstnaných v sekundéru, GWR, komunální odpad celkem, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

Další vysvětlující proměnnou, která byla použita v modelu GWR, je podíl osob zaměstnaných v sekundéru. Také mezi touto proměnnou a produkcí komunálního odpadu v obcích byl na globální úrovni negativní vztah. I vyšší podíl zaměstnaných v průmyslu byl tak v obcích asociován s nižší produkcí komunálního odpadu. Stejně jako u předchozích proměnných není ani zde na lokální úrovni situace takto jednoznačná. Záporné lokální regresní koeficienty pro zaměstnanost v sekundéru pozorujeme v 65 % studovaných obcí. U této proměnné je v prostorovém rozmístění kladných a záporných hodnot regresních koeficientů velmi obtížné nalézt nějaké pravidelnosti (viz obr. 78). Kladné i záporné hodnoty nalezneme v oblastech, kde byla v kapitole 5.2 identifikována vyšší míra zaměstnanosti v sekundéru (např. Plzeň a okolí nebo Zlínský kraj), i v regionech, kde je zaměstnanost v průmyslu spíše nižší (především Praha a Středočeský kraj, Brno a okolí nebo Jihočeský kraj).

Obr. 79 – Lokální regresní koeficienty domácností s dětmi ve věku 0–2 roky, GWR, komunální odpad celkem, Česko, 2011



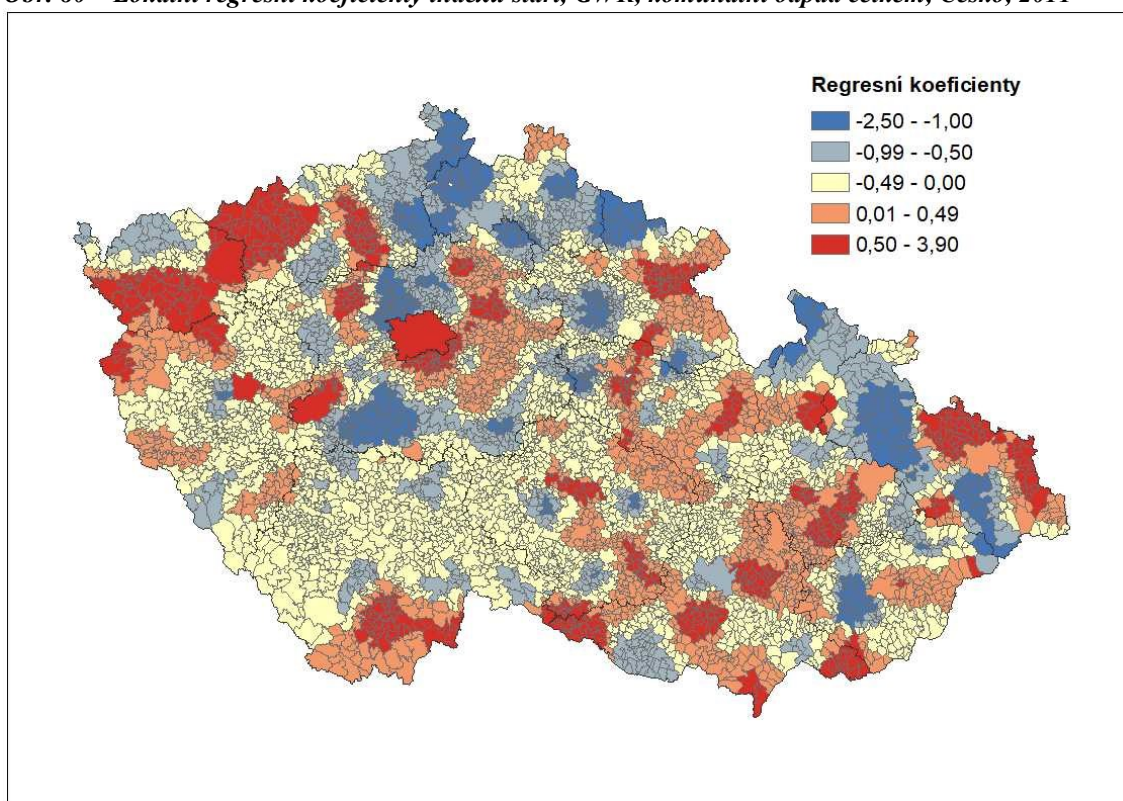
Zdroj: vlastní zpracování

Další proměnnou, která byla s produkcí komunálního odpadu v obcích na globální úrovni asociována negativně, je zastoupení domácností s dětmi ve věku do dvou let na celkovém počtu domácností v obci. Stejně jako v předchozím případě jsme i zde našli 65 % obcí se záporným lokálním regresním koeficientem. Proměnná vykazovala spíše nižší míru prostorové autokorelace a obce s vyšším zastoupením domácností s malými dětmi se významněji shlukovaly pouze v těsném zázemí Prahy (viz obr. 34). Je proto zajímavé, že právě v této oblasti je vyšší podíl domácností s dětmi do 2 let věku spojen spíše s nižší průměrnou produkcí odpadu. Ani výsledky modelu GWR tedy nepotvrzují předpoklad, že kvůli vyššímu podílu malých dětí, které produkují značné množství jednorázových plen, se průměrná produkce komunálního odpadu v obci zvyšuje. Největší oblast pouze s kladnými hodnotami u koeficientů nalezneme

v Karlovarském kraji s výjimkou západní části okresu Cheb a naopak s přílehlými částmi okresů Chomutov a Louny v Ústeckém kraji a Plzeň-sever v Plzeňském kraji. Naopak negativní vztah převažuje ve velké části Středočeského, Libereckého a Plzeňského kraje.

Poslední nezávisle proměnnou použitou pro vysvětlení produkce komunálního odpadu je index stáří. I u indexu stáří jsme na globální úrovni identifikovali negativní vztah k produkci komunálního odpadu, na lokální úrovni negativní vztah pozorujeme u 66 % analyzovaných obcí. Jak je patrné z obrázku znázorňujícího rozložení lokálních regresních koeficientů indexu stáří (obr. 80), oblasti s kladnými hodnotami regresních koeficientů nalezneme v menších slucích ve většině krajů, o něco častější jsou v moravské části republiky.

Obr. 80 – Lokální regresní koeficienty indexu stáří, GWR, komunální odpad celkem, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

Z prezentovaných lokálních koeficientů determinace je patrné, že najít obecně platné prostorové vzorce pro studované proměnné je v českých podmínkách velmi obtížné. Také lokální regresní koeficienty zde vytvářejí poměrně rozrůzněnou mozaiku oblastí s různými hodnotami ležící v těsné blízkosti velmi odlišných hodnot. Nelze zde tedy identifikovat jasné zóny, jako se to pro produkci komunálního odpadu podařilo ve studii Keser et al. (2012). Je však třeba upozornit na to, že Keser et al. data analyzovali na úrovni provincií, kterých je v Turecku 81, a jedná se tedy o studium podstatně menšího počtu významně větších jednotek, než tomu je v našem případě. Na úrovni územně vyšších jednotek může dojít ke ztrátě části variability a jednotky jsou díky tomu podobnější, což může přispět k nalezení podobných prostorových vzorců a charakteristik u geograficky blízkých jednotek.

7.2 Směsný komunální odpad

Druhou zkoumanou vysvětlovanou proměnnou je opět produkce směsného komunálního odpadu v kilogramech na osobu a rok v obcích v roce 2011. Studován je stejný soubor 5 091 obcí s průměrnou produkcí 227 kg směsného komunálního odpadu na osobu a rok, jako tomu bylo v kapitole 6.2. V případě směsného komunálního odpadu se s využitím metody geograficky vážené regrese podařilo zvýšit koeficient determinace ještě více než v případě komunálního odpadu celkem. Koeficient determinace pro vybrané proměnné získaný metodou OLSR byl 0,071, metoda GWR dospěla k upravenému koeficientu determinace dokonce 0,553 (viz tab. 33). Taková hodnota už je srovnatelná s výsledky zahraničních studií, které také kvantifikují vliv socio-demografických proměnných na množství produkovaného odpadu.

V tabulce 33 vidíme také základní charakteristiky lokálních regresních koeficientů pro jednotlivé proměnné, které byly v modelu GWR pro vysvětlení variability v produkci směsného komunálního odpadu mezi obcemi použity. Koeficienty pro všechny proměnné opět nabývají kladných i záporných hodnot, jako tomu bylo i u množství komunálního odpadu. V souladu s tím, jaký byl vztah proměnných na globální úrovni, je medián u podílu zaměstnaných v sekundéru, průměrné velikosti domácností a podílu zaměstnaných v priméru záporný. Proměnná podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami byla na globální úrovni s produkcí směsného komunálního odpadu asociována negativně, ale zde je její medián naopak kladný. Poslední studovaná nezávisle proměnná, kterou je podíl domácností s vytápěním na pevná paliva, má medián velmi blízký nule, ačkoli na globální úrovni byl její vztah s produkcí směsného odpadu kladný.

Tab. 33 – GWR model pro směsný komunální odpad, Česko, 2011

Proměnné	β_{\min}	$\beta_{\text{medián}}$	β_{\max}	Podíl kladných β (%)	Podíl záporných β (%)
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-13,0	-0,7	10,7	38,8	61,2
Průměrná velikost domácností	-1160,4	-42,4	540,3	34,8	65,2
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	-27,6	1,2	37,8	57,4	42,6
Vytápění na pevná paliva (%)	-4,7	0,0	5,3	49,9	50,1
Zaměstnaní v priméru (%)	-66,6	-2,3	34,3	38,8	61,2
R^2				0,553	
Upravený R^2				0,432	

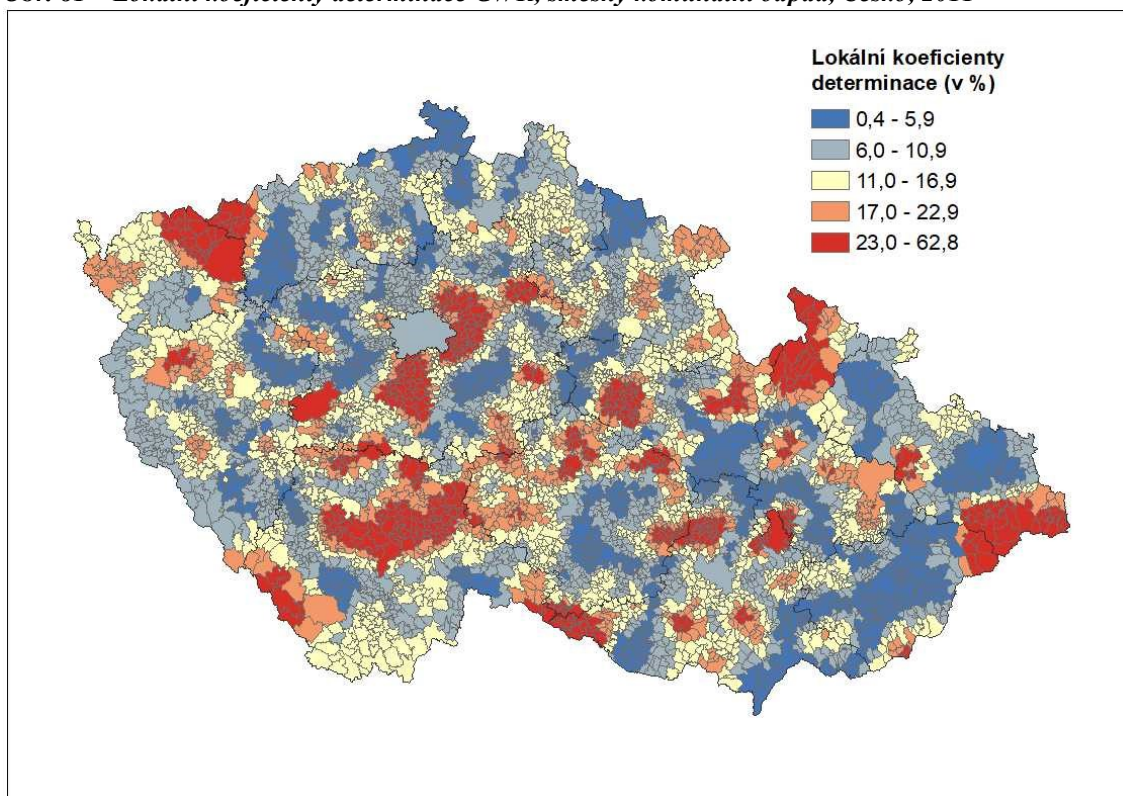
Zdroj: vlastní zpracování

I v případě směsného komunálního odpadu byla regresní rezidua modelu vypočítaného s pomocí geograficky vážené regrese testována z hlediska prostorové autokorelace. Také v tomto případě je výsledek statisticky významný, ale Moranovo I je opět velmi blízké nule (-0,014, v případě OLSR 0,131), přítomnost prostorové autokorelace v hodnotách na globální úrovni proto zamítáme. Příloha 10 obsahuje kartogramy znázorňující hodnoty regresních reziduí a výsledky analýzy LISA, které na lokální úrovni dokládají, že rozdíly v datech jsou náhodné a hodnoty se v prostoru výrazněji neshlukují.

První kartogram (obr. 81) v této podkapitole znázorňuje prostorovou distribuci lokálních koeficientů determinace pro směsný komunální odpad. Pro srovnání s výsledky u komunálního

odpadu celkem byly zvoleny stejné kategorie, ačkoli, jak již bylo uvedeno výše, celková vysvětlená variabilita je zde o něco vyšší. V tomto případě však nelze říci, že by rozložení vyšších hodnot koeficientu determinace u směsného komunálního odpadu kopírovalo prostorovou strukturu hodnot pro komunální odpad celkem. GWR model pro komunální odpad poměrně dobře vysvětloval množství odpadu v některých periferních regionech, kde naopak GWR model pro směsný komunální odpad příliš nefunguje (především Liberecký kraj). Model vysvětluje lépe produkci směsného odpadu v centrálních částech Středočeského, Jihočeského, Pardubického kraje a Kraje Vysočina.

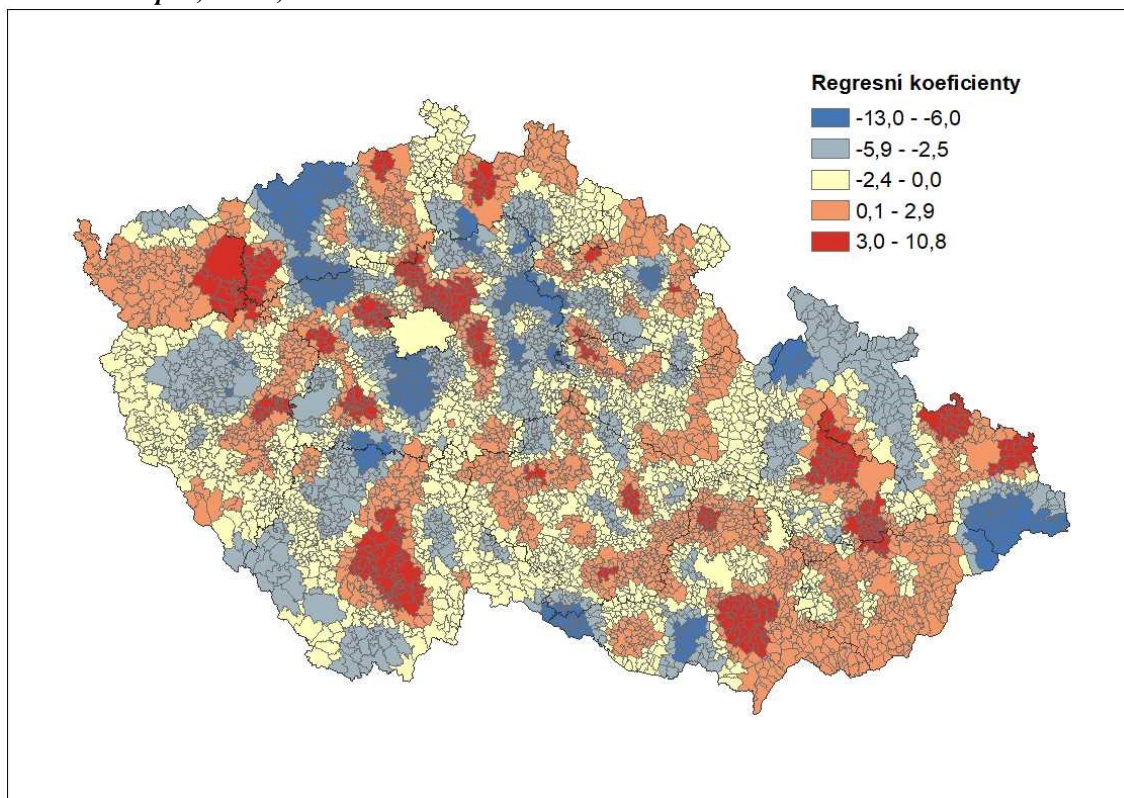
Obr. 81 – Lokální koeficienty determinace GWR, směsný komunální odpad, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

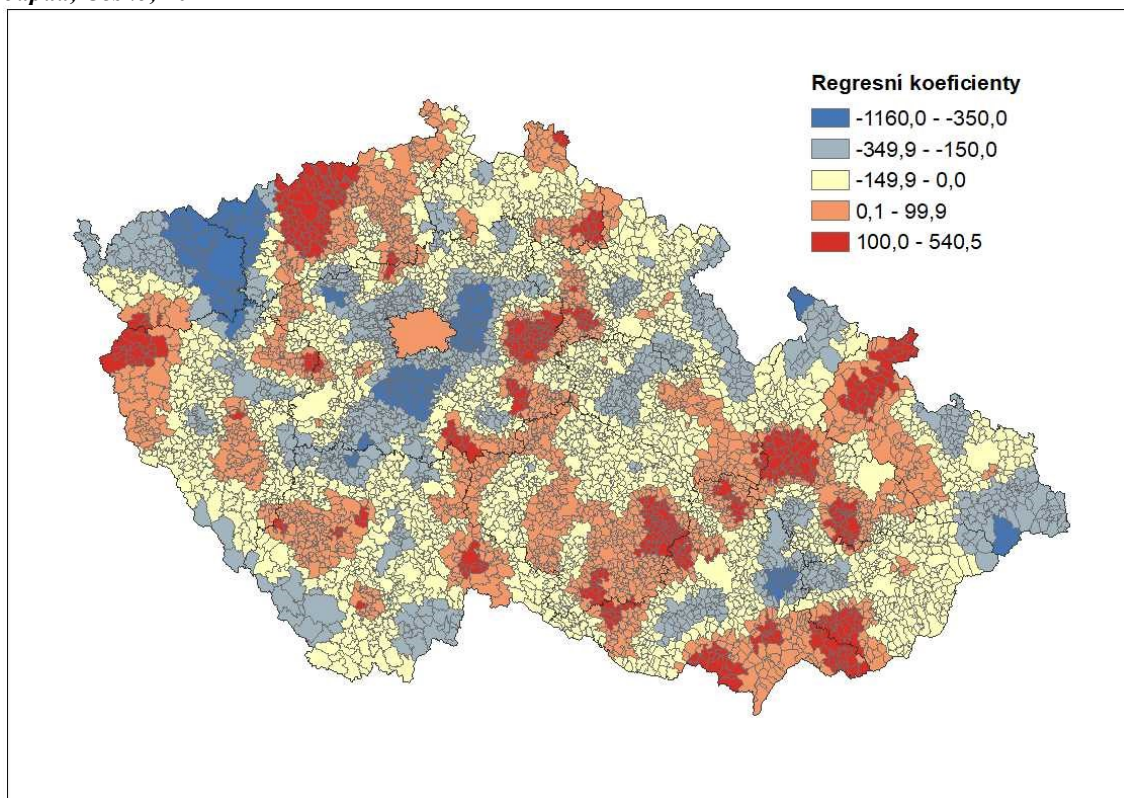
V globálním OLSR modelu byla nejvýznamnější proměnnou ovlivňující produkci směsného komunálního odpadu v obcích charakteristika podíl osob zaměstnaných v sekundéru, s jejímž růstem byl asociován pokles průměrného množství tohoto odpadu na osobu. Na lokální úrovni pozorujeme stejný, tedy negativní, směr závislosti u 61 % obcí. Velkou oblast s kladnými regresními koeficienty nalezneme na Moravě (viz obr. 82), kde zabírá prakticky celý Zlínský kraj a zasahuje i do přilehlých okresů Hodonín a Vyškov v Jihomoravském kraji, přes okres Přerov až do okresu Olomouc v Olomouckém kraji a přes Nový Jičín do okresů Ostrava-město a Karviná v Moravskoslezském kraji. Podobná situace je v Karlovarském kraji. Další oblasti s pozitivními hodnotami regresních koeficientů jsou již spíše menší a nalezneme je roztroušené po celém území republiky. V Čechách ale převažují negativní hodnoty koeficientů.

Obr. 82 – Lokální regresní koeficienty podílu obyvatel zaměstnaných v sekundéru, GWR, směsný komunální odpad, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

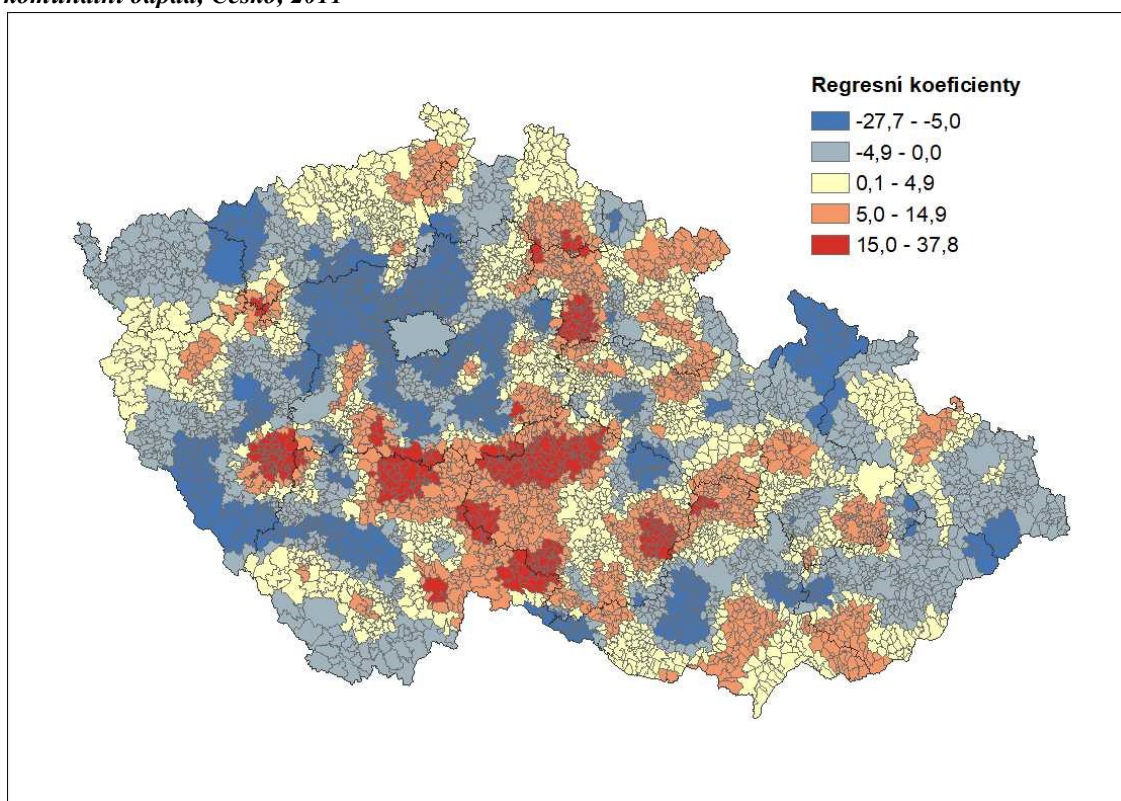
Obr. 83 – Lokální regresní koeficienty průměrné velikosti domácností, GWR, směsný komunální odpad, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

Druhou studovanou vysvětlovanou proměnnou je průměrná velikost domácností, jejíž vztah s produkcí směsného komunálního odpadu byl na globální úrovni záporný. I při pohledu na lokální regresní koeficienty negativní asociace s množstvím odpadu převažuje, a to v 65 % obcích, což je v případě směsného komunálního odpadu nejvyšší podíl. V případě této proměnné se kladné hodnoty koncentrují do několika souvislejších pásů, které přecházejí napříč Českem (obr. 83). V Čechách jsou kladné hodnoty koncentrovány hlavně v Ústeckém kraji a potom v pásu obcí začínajícím v okrese Semily na severovýchodní hranici země a procházejícím podél hranice Středočeského kraje s Královéhradeckým, Pardubickým a Vysočinou a dále kolem hranice Kraje Vysočina a Jihočeského kraje až k jižní hranici státu. V tomto případě jde spíše o regiony s nižší průměrnou velikostí domácností. Přes území Moravy a Slezska se potom táhne další pás pozitivních regresních koeficientů, který začíná u hranic v okrese Bruntál a přes části okresů Šumperk, Olomouc, Svitavy, Blansko, Žďár nad Sázavou a Třebíč končí opět u hranic v okrese Znojmo. Zejména v druhé polovině tohoto pásu se nacházejí obce s převahou vícečlenných domácností. Obdobná je i situace v okresech Hodonín a Břeclav, kde jsou domácnosti v průměru také větší a zároveň zde pozorujeme kladné hodnoty regresních koeficientů. Záporné hodnoty opět převažují více v Čechách.

Obr. 84 – Lokální regresní koeficienty domů s více než 3 bytovými jednotkami, GWR, směsný komunální odpad, Česko, 2011



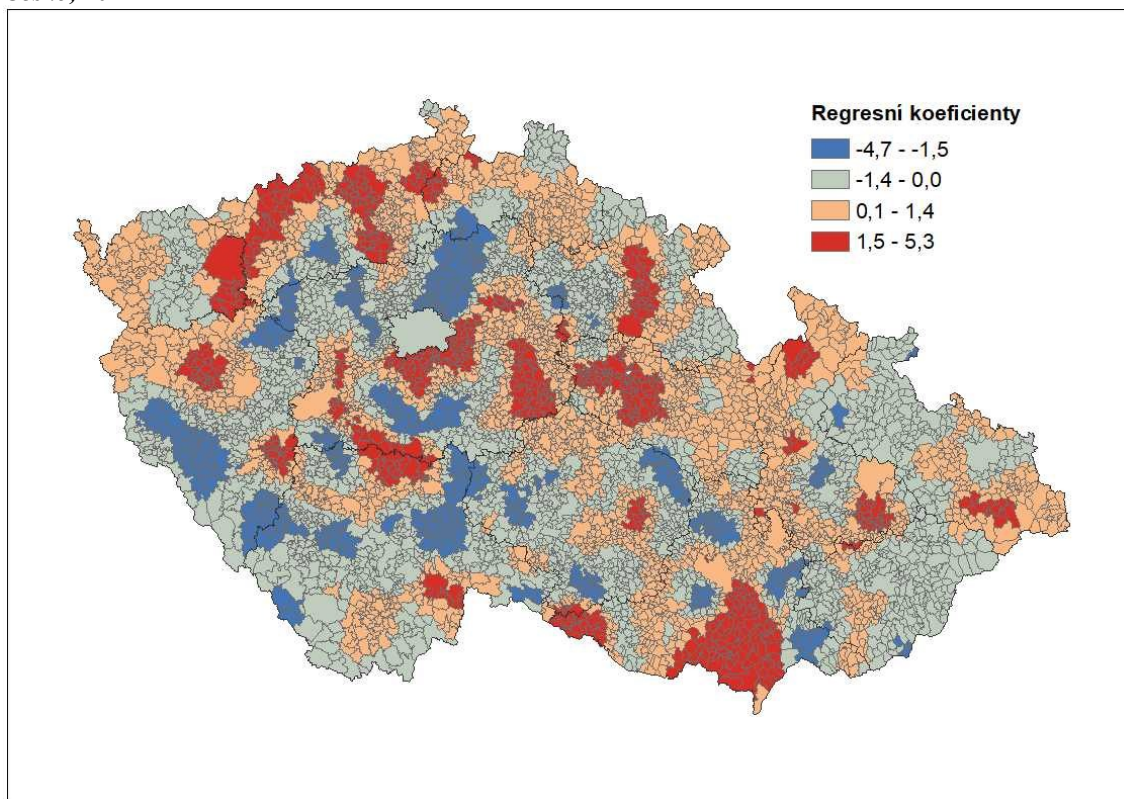
Zdroj: vlastní zpracování

Proměnná podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami v obci měla na produkci směsného komunálního odpadu dle výsledků OLSR negativní vliv, při pohledu na lokální výsledky je však situace opačná a záporný regresní koeficient pozorujeme pouze ve 43 % obcí, proto jsou v kartogramu použity dvě kategorie pro záporné a tři pro kladné hodnoty (viz obr. 84). Negativní koeficienty výrazně převažují v Praze a většině Středočeského kraje, dále ve velké

části Karlovarského kraje, v okrese Chomutov v Ústeckém kraji, v okresech Domažlice a Klatovy v Plzeňském kraji, v okresech Jeseník a Šumperk v Olomouckém kraji a také v okrese Frýdek-Místek v Moravskoslezském a Vsetín ve Zlínském kraji. Kladné hodnoty jsou naopak typické pro příhraniční okresy v Ústeckém kraji (Most, Teplice, Ústí nad Labem a Děčín), většinu Libereckého (s výjimkou okresu Česká Lípa), Královéhradeckého kraje a Kraje Vysočina a okresy Tábor v Jihočeském, Svitavy v Pardubickém a Břeclav a Hodonín v Jihomoravském kraji.

V případě podílu domácností s vytápěním na pevná paliva, která byla na globální úrovni s produkcí směsného odpadu asociována kladně, došlo k tomu, že na lokální úrovni jsou obce rozděleny prakticky přesně na polovinu na ty s kladnými a zápornými regresními koeficienty. Z tohoto důvodu jsou v kartogramu (obr. 85) použity pouze čtyři kategorie – dvě kladné a dvě záporné. Převahu pozitivních regresních koeficientů můžeme pozorovat podél téměř celé severozápadní hranice od okresu Cheb až po Děčín (s výjimkou okresu Sokolov) a také v Pardubickém kraji a přilehlých okresech v sousedních krajích Středočeském (Kutná Hora, Kolín), Olomouckém (Šumperk, Jeseník) a na Vysočině (část okresu Havlíčkův Brod). Naopak záporné hodnoty jsou častější v jižní polovině Čech (okresy Klatovy, Prachatice, České Budějovice a Pelhřimov), na severozápad od Prahy (okresy Rakovník, Kladno a Mělník), na východě Moravy (východní část okresu Hodonín a většina Zlínského kraje) a v západní polovině Moravskoslezského kraje (zejména okres Bruntál).

Obr. 85 – Lokální regresní koeficienty vytápění na pevná paliva, GWR, směsný komunální odpad, Česko, 2011

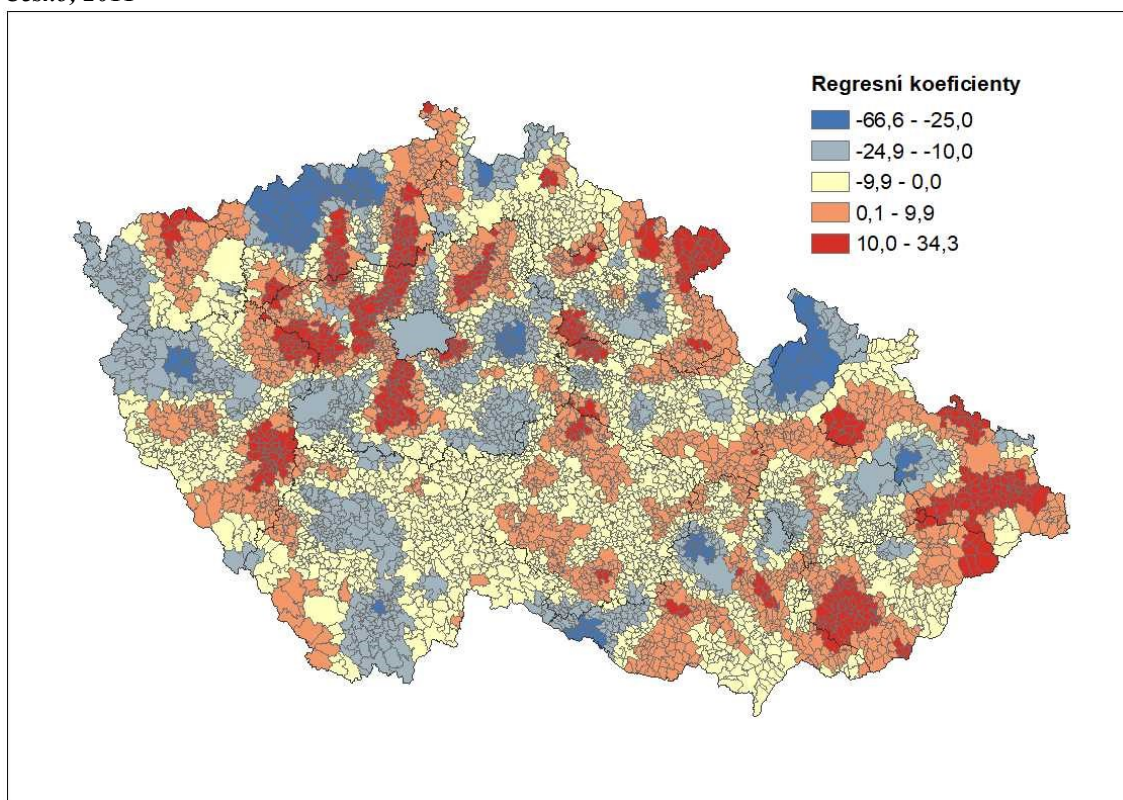


Zdroj: vlastní zpracování

Poslední nezávisle proměnnou použitou pro vysvětlení meziobecní variability v produkci směsného komunálního odpadu je podíl zaměstnaných v priméru. Na lokální úrovni zde

v souladu s globálními výsledky OLSR převažuje negativní vztah k vysvětlované proměnné, tj. produkci směsného komunálního odpadu, z lokálního pohledu nalezneme záporné regresní koeficienty v 61 % studovaných obcí (obr. 86). Oblasti s kladnými hodnotami regresních koeficientů jsou zde opět spíše menší a jsou roztroušené po většině krajů Česka. Na úrovni krajů je nejvíce homogenní jednotkou Jihočeský kraj, kde nalezneme převážně obce se zápornými hodnotami lokálních regresních koeficientů.

Obr. 86 – Lokální regresní koeficienty zaměstnaných v priméru, GWR, směsný komunální odpad, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

Obdobně jako v případě komunálního odpadu celkem se i u směsného komunálního odpadu podařilo odhalit značné rozdíly ve vztahu mezi vybranými socio-demografickými proměnnými a množstvím produkovaného odpadu. Jednotlivé obce se opět liší nejenom velikostí regresních koeficientů ale především jejich znaménkem a tedy i směrem vzájemné závislosti. Tato situace je pravděpodobně opět příčinou minimálního vlivu socio-demografických proměnných v globálním OLSR modelu. Problém opět představuje to, že s využitím analyzovaných proměnných není možné stanovit předem, jaké skupiny obcí, např. z hlediska populační velikosti, se budou ve vztahu k produkci směsného komunálního odpadu chovat jakým způsobem.

7.3 Sklo

Stejně jako v předchozí kapitole je i v případě aplikace modelu s využitím geograficky vážené regrese samostatně zkoumána produkce skleněného odpadu v obcích a také to, jakým způsobem je na lokální úrovni ovlivňována pěti vybranými socio-demografickými proměnnými, které se na základě výsledků OLSR jeví jako nejvýznamnější. Také v případě skla, stejně jako tomu bylo u komunálního a směsného komunálního odpadu, se modelu GWR podařilo zvýšit vysvětlenou část meziobecní variability oproti modelu OLSR – koeficient determinace 0,375 u GWR oproti 0,083 u OLSR.

Tabulka 34 kromě koeficientu determinace zachycuje maximální, minimální a mediánové hodnoty lokálních regresních koeficientů pro jednotlivé proměnné. Opět pozorujeme situaci, kdy regresní koeficienty u všech proměnných nabývají kladných i záporných hodnot. Na základě mediánu je zřejmé, že záporné hodnoty převažují u proměnných podíl bytů s vytápěním na pevná paliva, průměrná velikost domácností a hustota osídlení, opačná je situace v případě podílu osob s vysokoškolským vzděláním a podíl zaměstnaných v priméru. V tomto případě kladná nebo záporná hodnota mediánu u většiny proměnných odpovídá tomu, jakou asociaci u těchto proměnných ve vztahu k produkci skla odhalila metoda lineární regrese v předchozí kapitole. Výjimkou je podíl bytů s vytápěním na pevná paliva, kde byla dle OLSR závislost kladná.

Tab. 34 – GWR model pro sklo

Proměnné	β_{\min}	$\beta_{\text{medián}}$	β_{\max}	Podíl kladných β (%)	Podíl záporných β (%)
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	-65,3	0,1	5,1	62,7	37,3
Vytápění na pevná paliva (%)	-1,1	-0,1	21,2	43,5	56,5
Průměrná velikost domácností	-415,2	-3,5	579,1	28,8	71,2
Hustota osídlení	-0,3	-0,1	2,2	42,9	57,1
Zaměstnaní v priméru (%)	-2,8	0,1	107,8	54,6	45,4
R^2				0,375	
Upravený R^2				0,226	

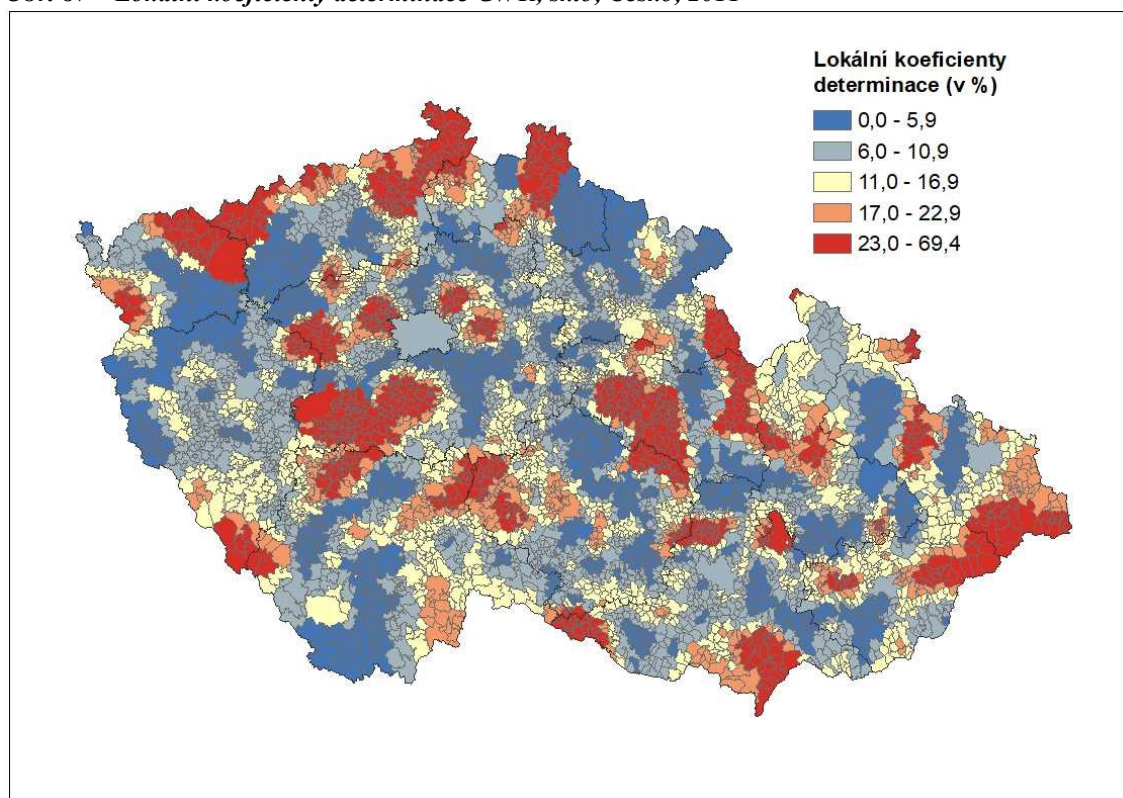
Zdroj: vlastní zpracování

Rozložení lokálních regresních koeficientů v prostoru bylo opět testováno na přítomnost prostorové autokorelace v datech. Na globální ani lokální úrovni nebyla odhalena vyšší míra prostorové autokorelace. Moranovo I je stejně jako v předchozích případech komunálního a směsného komunálního odpadu blízké nule (Moranovo I -0,041, pro regresní koeficienty z OLSR 0,099), ačkoli jeho hodnota je opět statisticky významná. Lokální analýza LISA také neodhalila přítomnost větších prostorových shluků. Její výsledky včetně prostorové distribuce standardizovaných reziduí nalezne čtenář v příloze 10.

Prostorovou distribuci lokálních koeficientů determinace vidíme na obrázku 87. U skla byla celková vysvětlená variabilita s pomocí GWR o něco nižší než u komunálního a především směsného komunálního odpadu, ale přesto byly pro lokální koeficienty použity stejné intervaly jako u předchozích odpadových toků. Přibližně čtvrtina znázorněných koeficientů spadá do

nejnižšího intervalu vysvětlené variability, která je nižší než 6 %, a jen v necelých 15 % studovaných obcí navržené proměnné vysvětlují alespoň 23 % variability. Oblasti s vyšší vysvětlenou variabilitou jsou opět poměrně náhodně roztroušeny po celém území Česka a zasahují více či méně prakticky do všech krajů. Kromě větších shluků vyšší vysvětlené variability v okresech Příbram a Chrudim, které jsou typicky vnitrozemské, vidíme pásy vyšších hodnot koeficientů podél severozápadní a severní státní hranice a podél vnějších hranic velké části Moravskoslezského kraje a již méně výrazně také kraje Zlínského a Jihomoravského. Z kartogramu je zároveň patrné, že prakticky v každém kraji a v menší míře i okrese nalezneme obce, kde model funguje velmi dobře, a v jejich bezprostřední blízkosti naopak ty, kde nefunguje skoro vůbec.

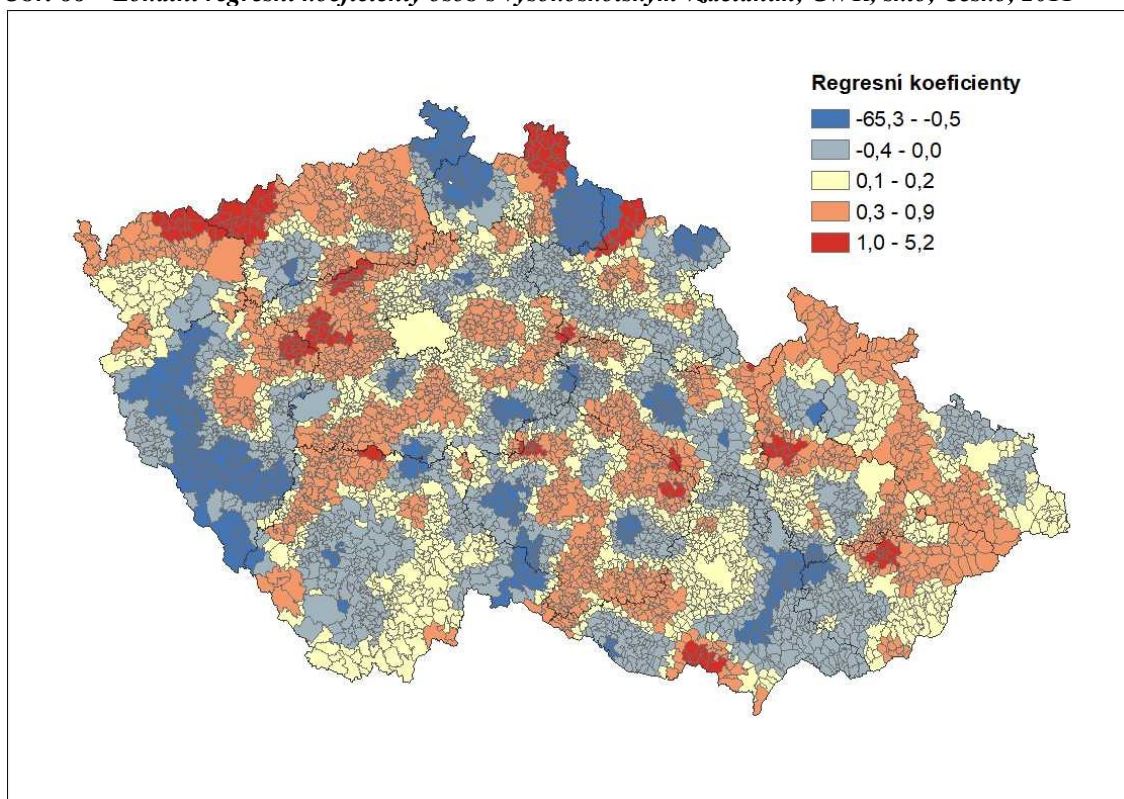
Obr. 87 – Lokální koeficienty determinace GWR, sklo, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

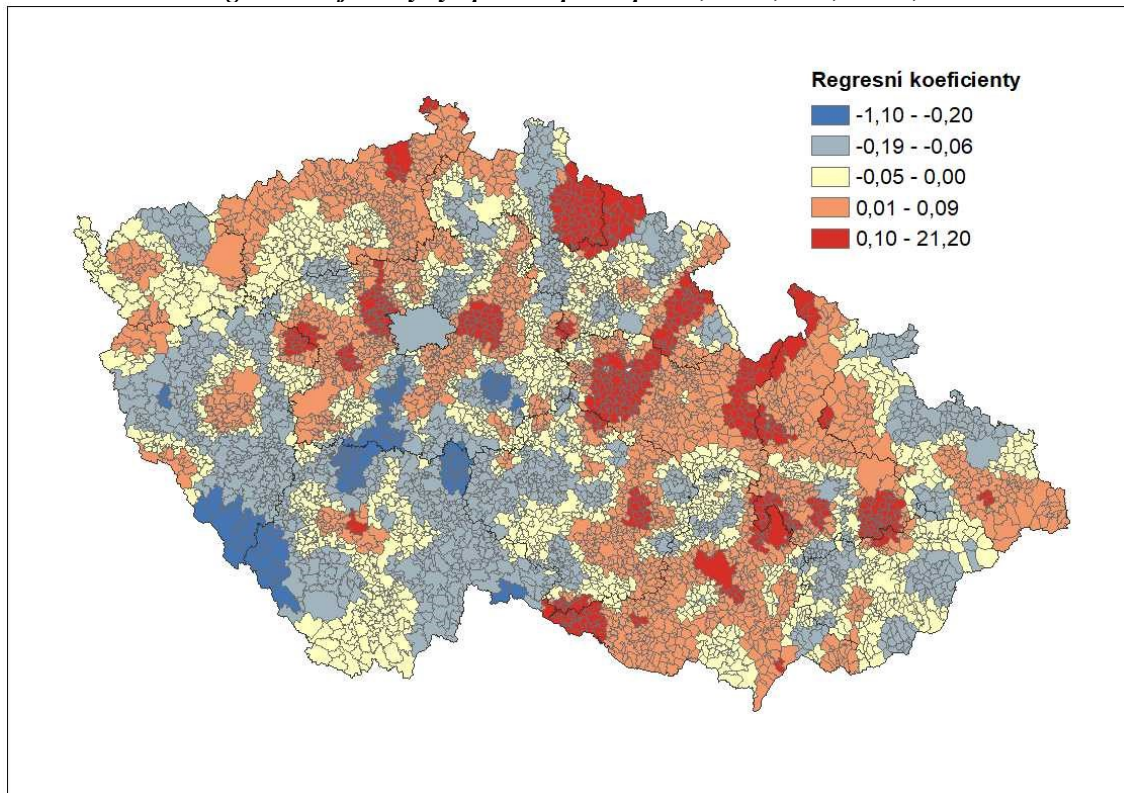
Podle výsledky globální lineární regrese má na produkci odděleně tříděného skla v obcích největší vliv podíl obyvatel starších 15 let s vysokoškolským vzděláním. Na globální úrovni platí, že čím vyšší procento těchto osob je v populaci obce zastoupeno, tím vyšší množství skla je zde vytříděno. Na lokální úrovni platí stejný směr závislosti pro 63 % obcí. Podle obrázku 88 nacházíme obce s pozitivním vztahem mezi zastoupením vysokoškoláků a separací skla, jak v oblastech, kde je zastoupení osob s tímto vzděláním tradičně vyšší (především města Praha, Brno, Ostrava a jejich širší okolí, částečně i Plzeň a její zázemí), ale i v těch regionech, kde je vzdělanostní úroveň spíše nižší (zejména Ústecký a Karlovarský kraj, ale také okresy Bruntál a Jeseník). Záporný vztah pozorujeme především v obcích blízko vnitřních hranic mezi kraji a na většině území Plzeňského kraje.

Obr. 88 – Lokální regresní koeficienty osob s vysokoškolským vzděláním, GWR, sklo, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

Obr. 89 – Lokální regresní koeficienty vytápění na pevná paliva, GWR, sklo, Česko, 2011

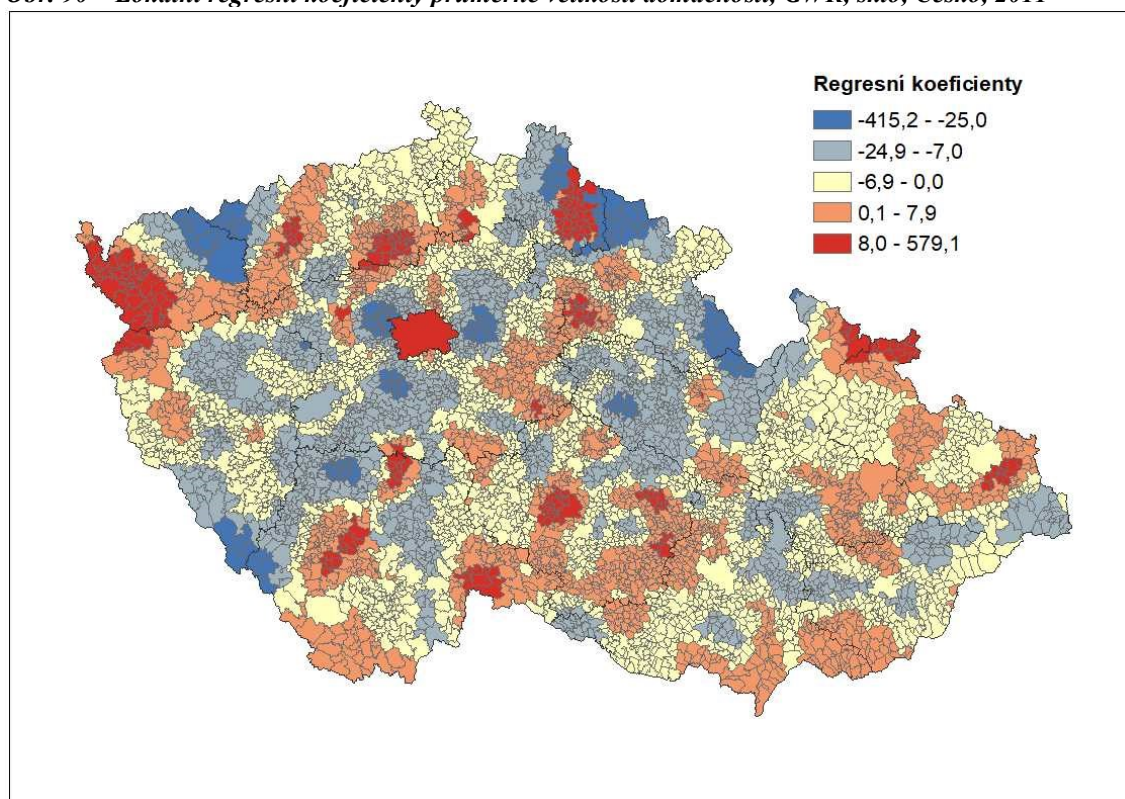


Zdroj: vlastní zpracování

Druhou nejdůležitější proměnnou pro vysvětlení variability v třídění skla v obcích je podle výsledků OLSR podíl domácností s vytápěním na pevná paliva. Podle OLSR v obcích, kde má více domácností možnost topit pevnými palivy, je vyšší produkce odděleně sbíraného skla, na lokální úrovni je však obcí se záporným vztahem mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou pouze 44 % a převažuje tedy opačný vztah, kdy je v obcích s vyšším podílem topenišť na pevná paliva nižší míra třídění skla.

Z obrázku 89 je zřejmé, že hodnoty lokálních regresních koeficientů pro vytápění na pevná paliva jsou poměrně malé a většina jich je velmi blízká nule. V případě této proměnné je možné při určitém zobecnění odhalit prostorové vzorce, které přesahují úroveň jednotlivých okresů. Pro Čechy můžeme konstatovat, že většina území na jih od Prahy vykazuje záporné hodnoty regresních koeficientů (s výjimkou krajských měst Plzně a Českých Budějovic) a naopak v severní polovině převažují kladné hodnoty, případně záporné hodnoty blízké nule. Přes východní polovinu republiky prochází další pás převážně kladných hodnot, který navazuje na kladné hodnoty v Královéhradeckém a Pardubickém kraji a pokračuje směrem k jihu. Hlavně ve Zlínském kraji a centrální části Moravskoslezského kraje se soustřeďují obce se zápornými hodnotami lokálních regresních koeficientů.

Obr. 90 – Lokální regresní koeficienty průměrné velikosti domácností, GWR, sklo, Česko, 2011

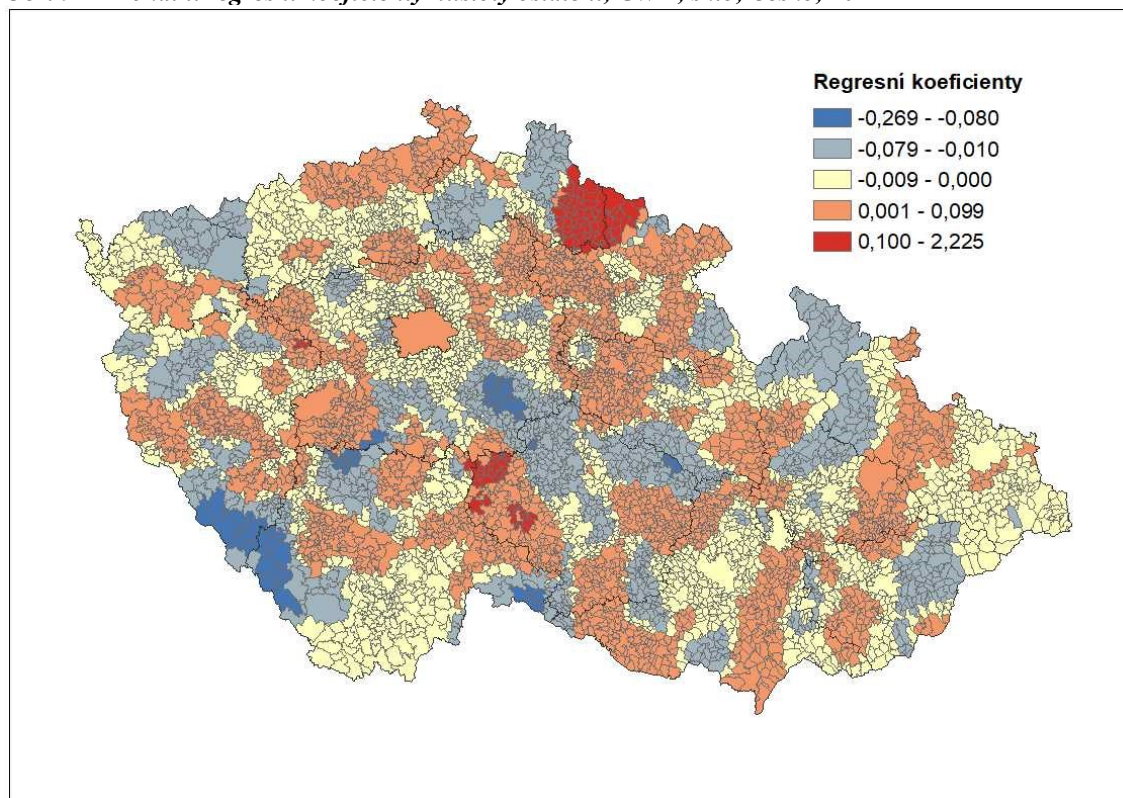


Zdroj: vlastní zpracování

Podle výsledků OLSR byla třetí nejvýznamnější proměnnou při vysvětlení meziobecních rozdílů v produkci skla, jejíž směr závislosti byl také záporný, průměrná velikost domácností. Na lokální úrovni však i tato proměnná vykazuje kladné i záporné hodnoty regresních koeficientů získaných metodou GWR. Stejně jako u komunálního odpadu celkem i směšného komunálního odpadu je však i v případě skla právě průměrná velikost domácností asociována nejjednoznačněji a záporné regresní koeficienty nalezneme v 71 % studovaných obcí.

Na většině území Moravy pozorujeme slabší záporné (do -7) nebo kladné hodnoty lokálních regresních koeficientů (viz obr. 90). V Čechách je situace více heterogenní. Kladné koeficienty nalézáme především na Vysočině a v pásu táhnoucím se od Karlovarského kraje přes pánevní okresy v kraji Ústeckém až do centrální části okresu Česká Lípa v Libereckém kraji. Pro většinu krajských měst platí záporný vztah mezi velikostí domácností a tříděním skla, velmi zřetelnou výjimkou je Hlavní město Praha, kde je situace opačná.

Obr. 91 – Lokální regresní koeficienty hustoty osídlení, GWR, sklo, Česko, 2011



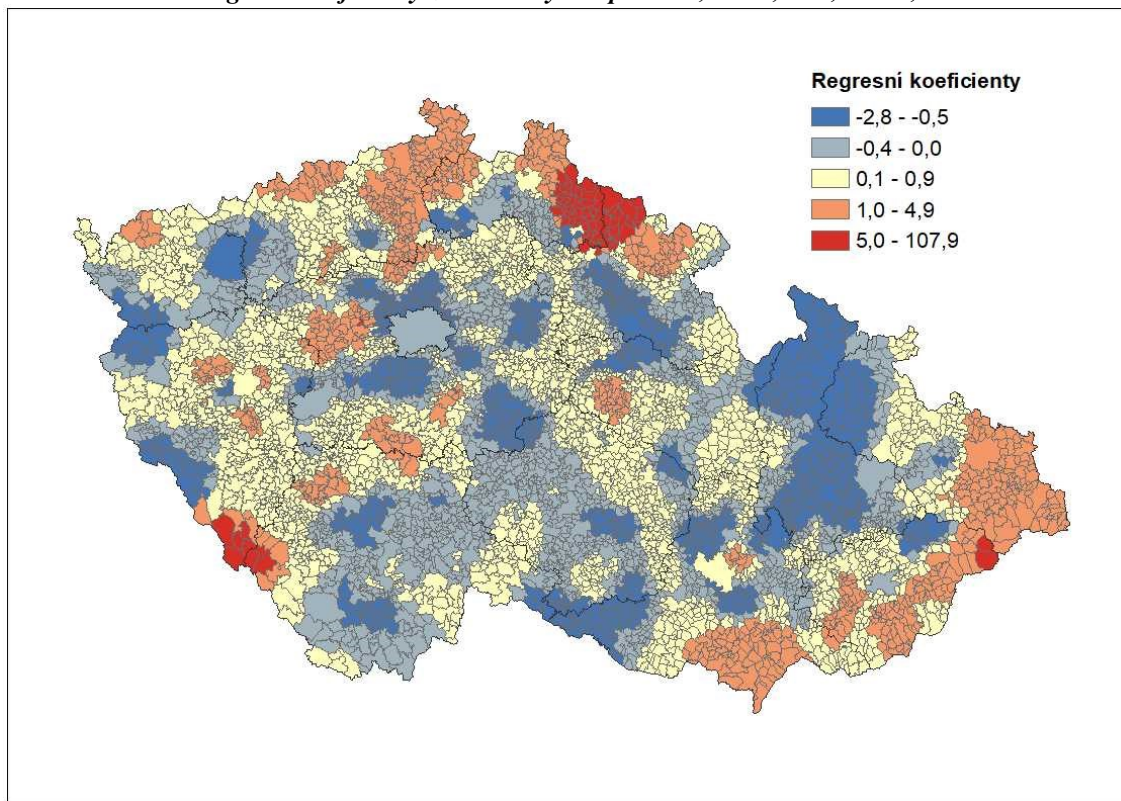
Zdroj: vlastní zpracování

Předposlední použitou proměnou pro model GWR je hustota osídlení, která byla dle výsledků OLSR s produkcí skla vztahována negativně, s rostoucí hustotou osídlení tedy obecně klesá třídění skla. Podle výsledků GWR i na lokální úrovni (mírně) převažuje tento směr závislosti, a to v 57 % studovaných obcí. Z obrázku 91 vidíme, že hodnoty lokálních regresních koeficientů pro tuto proměnnou jsou poměrně malé a ve většině obcí jsou velmi blízké nule. Je to dáno i tím, že stejně jako u OLSR i u GWR zachycují regresní koeficienty to, jak se zvětší závisle proměnná, pokud se nezávisle proměnná zvýší o jednotku. V tomto případě je tou jednotkou jeden obyvatel na km^2 , jedná se tedy o relativně malý nárůst a tak se projeví jen drobnou změnou v produkci skla. Ve východní polovině republiky pozorujeme kladné i záporné hodnoty velmi blízké nule. Vyšší (kladné i záporné) hodnoty lokálních koeficientů nalezneme spíše v Čechách.

Pátou nezávisle proměnnou, která významně přispívá k vysvětlení variability v produkci skla mezi územními jednotkami, je podíl osob zaměstnaných v priméru. Na globální úrovni byla vyšší zaměstnanost v zemědělství a lesnictví v obci asociována s vyšší mírou třídění skla, tento směr vztahu převažuje v 55 % analyzovaných obcí i dle výsledků GWR. Vyšší kladné hodnoty lokálních regresních koeficientů nalezneme především v pohraničních oblastech na severu Čech

a jihovýchodě Moravy (viz obr. 92). Záporné koeficienty se koncentrují do Prahy a jejího okolí, ale i do zemědělských oblastí v Jihočeském kraji a v Kraji Vysočina.

Obr. 92 – Lokální regresní koeficienty zaměstnaných v priméru, GWR, sklo, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

Situaci u produkce odděleně sbíraného skla v českých obcích lze shrnout velmi podobně jako v případě předchozích dvou odpadových toků. Díky aplikaci lokální metody, tedy geograficky vážené regrese, se podařilo zvýšit podíl meziobecní variability v produkci skla, který byl socio-demografickými proměnnými vysvětlen. Lokální regresní koeficienty pro všech pět zvolených nezávisle proměnných nabývají kladných i záporných hodnot, což opět pravděpodobně přispívá k nepřiliš výrazným výsledkům na globální úrovni, kde se významné lokální rozdíly prakticky vyruší. Regresní koeficienty znázorněné na úrovni obcí vytvářejí poměrně maloplošnou mozaiku regionů s různými hodnotami, kde je obtížné odhalit nějaké zřejmé prostorové pravidelnosti.

7.4 Plasty

I vztah mezi socio-demografickými proměnnými a produkcí tříděného skla v obcích je studován znovu tentokrát metodou geograficky vážené regrese. Jako vysvětlující proměnné bylo opět použito pět nejvýznamnějších proměnných dle výsledků OLSR. Nárůst vysvětlené variability při aplikaci GWR metody byl oproti koeficientu determinace u OLSR ve srovnání s předchozími odpadovými toky relativně menší (0,192 u GWR ve srovnání s 0,054 u OLSR).

V tabulce 35 kromě koeficientu determinace vidíme také maximální, minimální a mediánové hodnoty lokálních regresních koeficientů pro použité vysvětlující proměnné.

Stejně jako ve všech předchozích případech vidíme i zde, že regresní koeficienty pro všechny proměnné nabývají kladných i záporných hodnot. Na základě mediánu můžeme konstatovat, že záporné hodnoty převažují u proměnných podíl zaměstnaných v sekundéru a průměrná velikost domácností. Kladné koeficienty naopak převažují u proměnných kupní síla, hustota osídlení a podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami. U podílu zaměstnaných v průmyslu, průměrné velikosti domácností a kupní síly tedy pozorujeme stejný převažující směr závislosti, jako ukazovaly výsledky OLSR. V případě hustoty osídlení a podílu domů s více než 3 bytovými jednotkami byl na globální úrovni pozorován negativní směr závislosti, zatímco na lokální převažuje směr kladný. Vzhledem k hodnotám koeficientů, které jsou často velmi blízko nule, a i většina mediánových hodnot je velmi malá, jsou hodnoty v tabulce znázorněny na dvě desetinná místa.

Tab. 35 – GWR model pro plasty, Česko, 2011

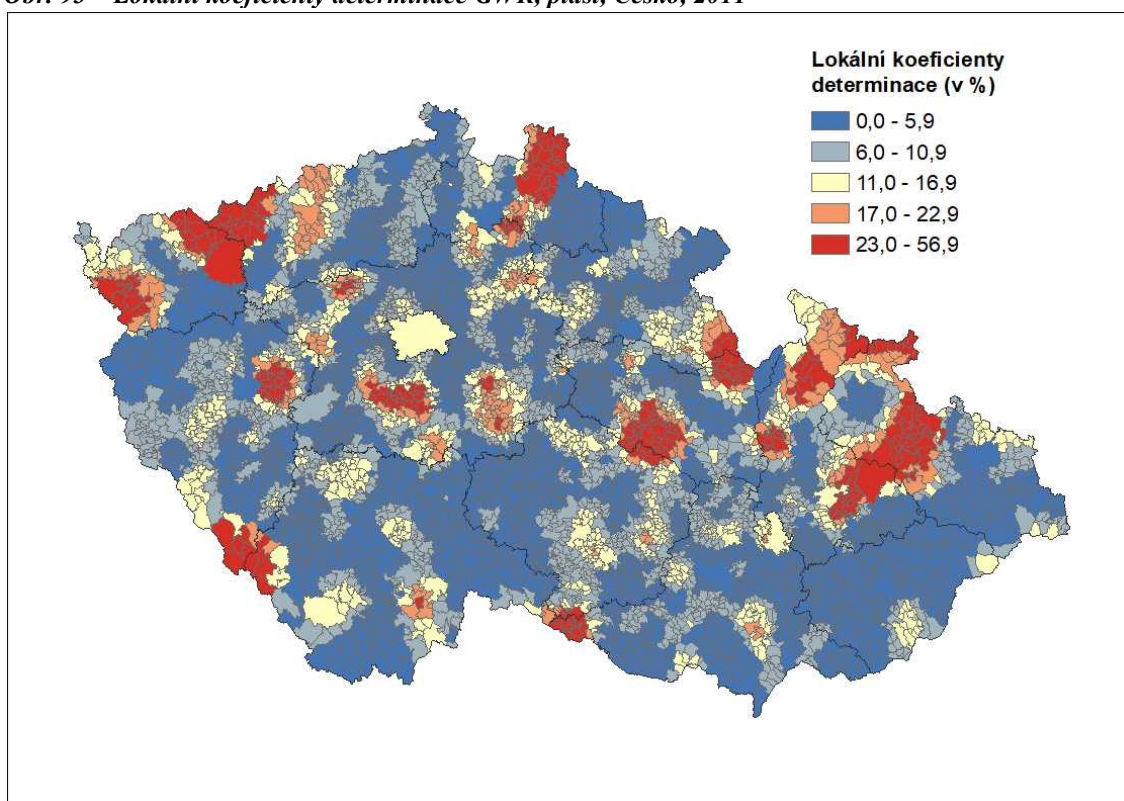
Proměnné	β_{\min}	$\beta_{\text{medián}}$	β_{\max}	Podíl kladných β (%)	Podíl záporných β (%)
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-20,82	-0,02	1,97	43,2	56,8
Průměrná velikost domácností	-85,54	-0,90	742,02	43,6	56,4
Kupní síla	-0,46	0,01	0,02	58,9	41,1
Hustota osídlení	-0,10	0,01	0,02	56,9	43,1
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	-0,37	0,06	3,44	59,3	40,7
R ²				0,192	
Upravený R ²				0,088	

Zdroj: vlastní zpracování

Distribuce lokálních regresních koeficientů byla opět testována na prostorovou autokorelaci. Vyšší míra prostorové autokorelace však nebyla odhalena na globální ani lokální úrovni. Moranovo I je stejně jako v předchozích třech případech blízko nule (Moranovo I -0,051, v případě OLSR 0,237), ačkoli jeho hodnota je opět statisticky významná. Lokální analýza LISA také neodhalila přítomnost větších prostorových shluků. Kartogramy znázorňující její výsledky včetně prostorové distribuce standardizovaných reziduí jsou součástí přílohy 10.

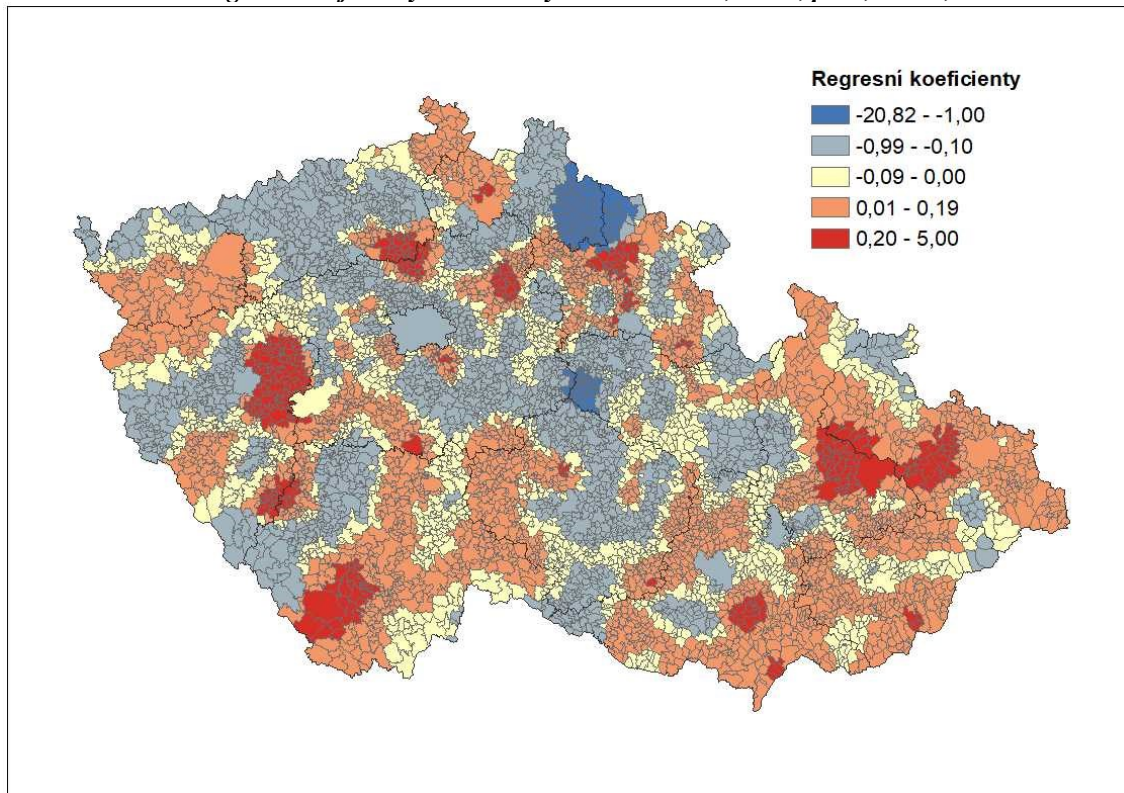
Nižší podíl vysvětlené variability s použitím vybraných socio-demografických proměnných je v případě odděleně sbíraných plastů patrný i z obrázku 93. Pro snadnější srovnání s předchozími závisle proměnnými jsou i zde použity stejné intervaly pro pět znázorněných kategorií jako v minulých podkapitolách. V polovině zkoumaných obcí tak s pěti použitými nezávisle proměnnými vysvětlujeme méně než 6 % variability v produkci odpadu. Naopak hodnoty lokálního koeficientu determinace, který se rovná alespoň 23 %, nalezneme pouze v 5 % obcí. Oblastí s vyšší vysvětlenou variabilitou je tak obecně méně, než tomu bylo u komunálního a smíšeného komunálního odpadu i odděleně sbíraného skla, a tvoří menší prostorové shluky např. podél hranice okresů Karlovy Vary a Chomutov, ve Frýdlantském výběžku v okrese Liberec, ve východní části okresu Chrudim, na většině území okresu Jeseník, v západní polovině okresu Opava a přiléhající části okresu Olomouc.

Obr. 93 – Lokální koeficienty determinace GWR, plast, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

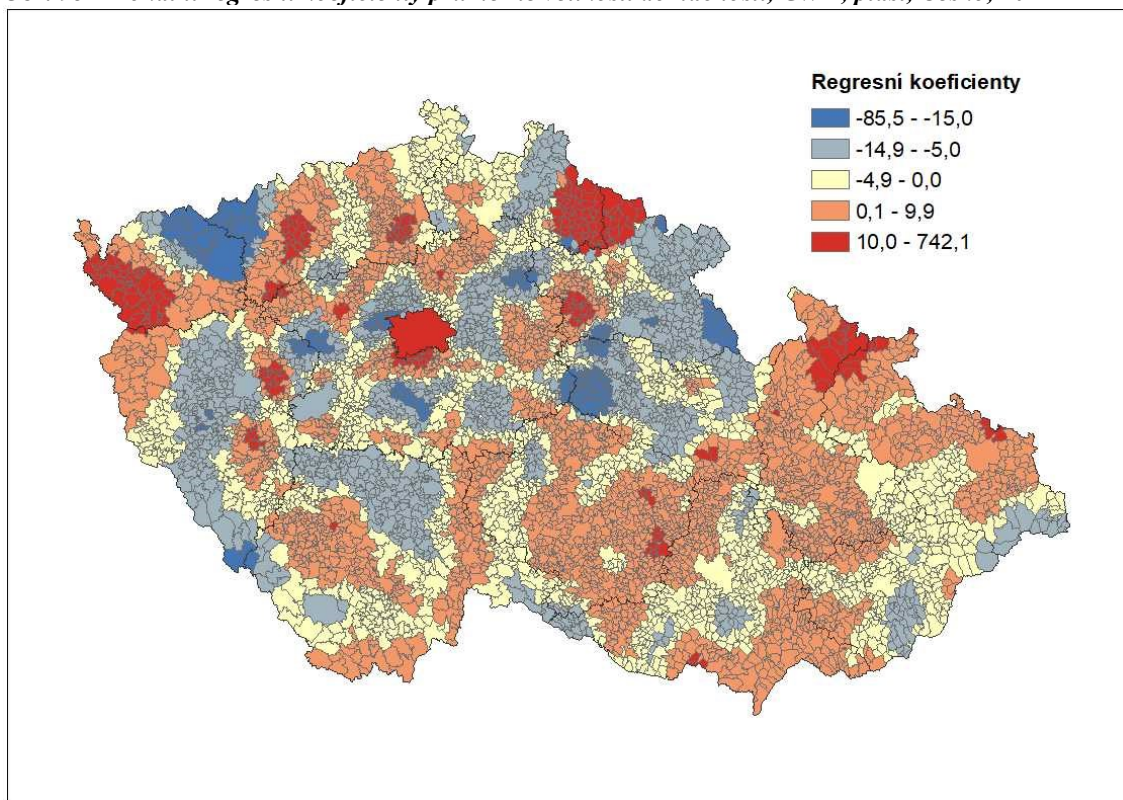
Obr. 94 – Lokální regresní koeficienty zaměstnaných v sekundéru, GWR, plast, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

V případě produkce odděleně sbíraného plastu byl podle výsledků OLSR nejvýznamnější proměnnou podíl osob zaměstnaných v sekundéru, jejichž nárůst v obci byl spojen s poklesem množství produkovaného plastového odpadu na osobu. Tento směr závislosti převažuje i dle výsledků GWR na lokální úrovni, a to v 57 % studovaných obcí. Hodnoty lokálních regresních koeficientů v obcích znázorňuje obrázek 94. Z obrázku je patrné, že prakticky na celém území Moravy a Slezska nalezneme pouze kladné hodnoty, případně záporné hodnoty blízké nule. V českých krajích s výjimkou kraje Karlovarského naopak záporné hodnoty regresních koeficientů převažují. Poměrně velkou oblast s kladnými hodnotami lokálních regresních koeficientů nalezneme ještě v Jihočeském kraji, a to hlavně v okresech Český Krumlov, České Budějovice, Jindřichův Hradec a částečně i Tábor. Menší oblasti s tímto směrem závislosti jsou dále v okrese Rokycany a v pásu začínajícím ve Šluknovském výběžku v okrese Děčín, který přechází do sousedního okresu Česká Lípa, kde končí.

Obr. 95 – Lokální regresní koeficienty průměrné velikosti domácností, GWR, plast, Česko, 2011



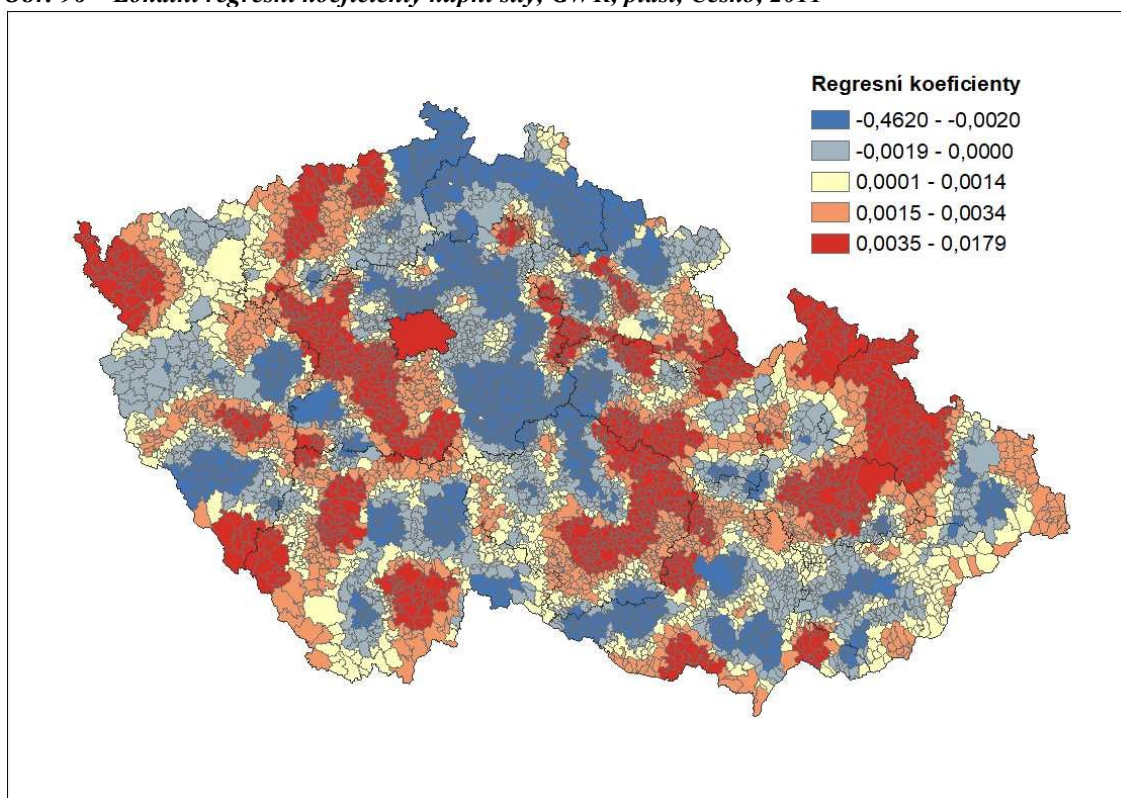
Zdroj: vlastní zpracování

Druhou použitou vysvětlující proměnnou je průměrná velikost domácností. U této charakteristiky převažují na lokální úrovni záporné regresní koeficienty, což odpovídá i globálním výsledkům OLSR. Záporné regresní koeficienty nalezneme v 56 % studovaných obcí. Obdobně jako v předchozím případě podílu zaměstnaných osob v průmyslu vidíme na Moravě a ve Slezsku a také na velké části Kraje Vysočina převážně kladné hodnoty nebo sice záporné hodnoty, které však spadají do kategorie nejbliže nule (obr. 95). V Čechách opět převažují záporné hodnoty koeficientů, které jsou ale přerušovány pásy s kladnými hodnotami. Pozitivní hodnoty pozorujeme např. v okresech Cheb, Tachov, Louny, Most, Ústí nad Labem, Semily, Trutnov, dále v centrální části Jihočeského kraje a také v Hlavním městě Praha.

Další nezávisle proměnnou použitou pro vysvětlení rozdílů v produkci tříděného plastu je kupní síla. Na globální úrovni dle výsledků OLSR platí, že s rostoucí kupní silou roste i produkce plastu, tento směr závislosti převažuje i na lokální úrovni a kladné lokální regresní koeficienty nalezneme v 59 % analyzovaných obcí. V případě kupní síly jsou hodnoty regresních koeficientů velmi malé. Opět je to dáno tím, že proměnná je vyjádřena v eurech na osobu a rok a nárůst o jednotku tak zde nepředstavuje příliš významnou změnu.

Z obrázku 96 je vidět, že hodnoty lokálních regresních koeficientů opět vytvářejí prostorovou mozaiku, kde se těžko hledají nějaké obecnější prostorové vzorce. Největší souvislá oblast záporných hodnot je tvořena severovýchodní polovinou Středočeského kraje a plynule přechází do téměř celého Libereckého kraje a také sousedících okresů Děčín a Litoměřice v Ústeckém kraji a Trutnov a Náchod v kraji Královéhradeckém. Naopak větší souvislejší oblasti s převahou kladných hodnot nalezneme v jihozápadní polovině Středočeského kraje, v okresech Žďár nad Sázavou, Jihlava, Jeseník, Bruntál, Opava a také Olomouc.

Obr. 96 – Lokální regresní koeficienty kupní síly, GWR, plast, Česko, 2011

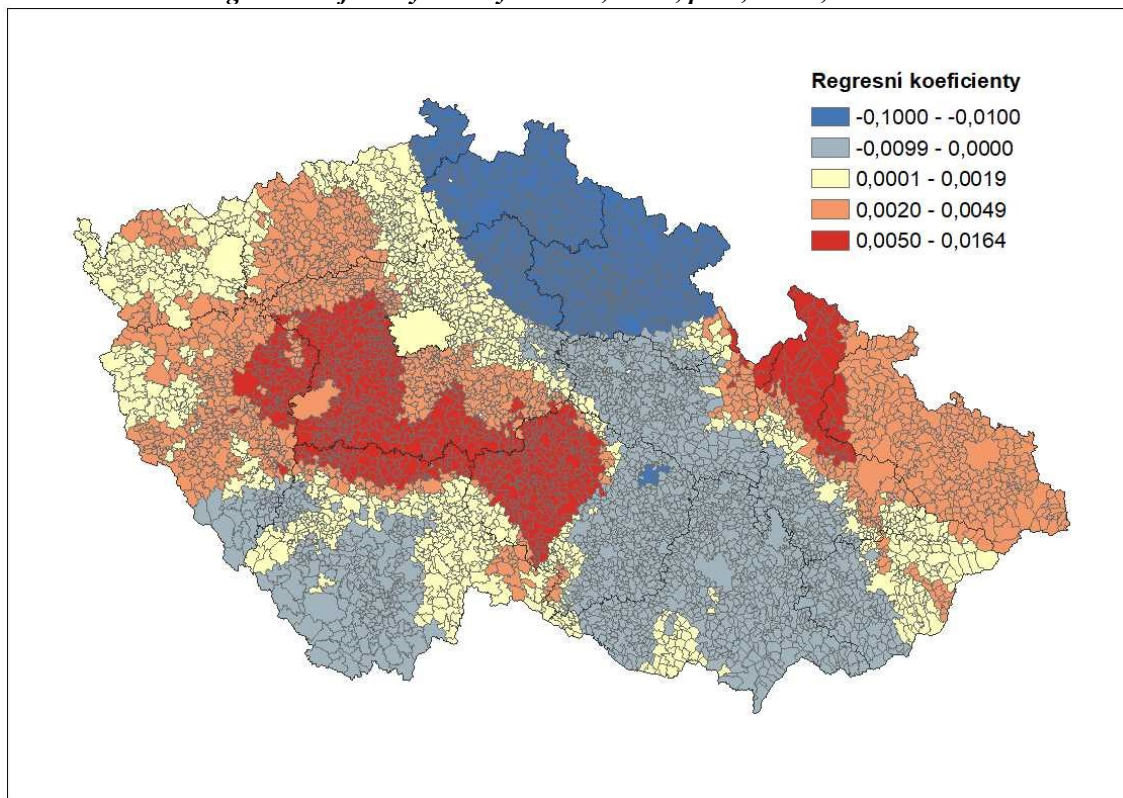


Zdroj: vlastní zpracování

Čtvrtou použitou vysvětlující proměnnou je hustota osídlení, jejíž vztah k produkci odděleně sbíraného plastu byl na globální úrovni záporný. Na lokální úrovni dle zastoupení lokálních regresních koeficientů v souboru obcí je situace opačná a v 57 % obcí převažují kladné hodnoty. Z obrázku 97 však vidíme, že jejich hodnota je ještě minimálně o řád menší, než tomu bylo v předchozí podkapitole u skla a nárůst, respektive pokles produkce tohoto druhu odpadu způsobený změnou hustoty osídlení je skutečně minimální. Záporné hodnoty lokálních regresních koeficientů jsou koncentrovány do dvou souvislých pásů – ten méně výrazný začíná v okrese Klatovy v Plzeňském kraji a přechází do okresů Prachatice, Český Krumlov a České Budějovice v Jihočeském kraji, kde končí; druhý výraznější pás pak protíná velkou část

republiky a začíná v okrese Děčín v Ústeckém kraji, pokračuje přes celý Liberecký a Královéhradecký kraj, odkud zasahuje sever okresů Mladá Boleslav a Nymburk ve Středočeském kraji a táhne se dál přes celou šíři Pardubického kraje, východní polovinu Kraje Vysočina, okresy Prostějov v Olomouckém kraji a Kroměříž ve Zlínském kraji až ke státní hranici v kraji Jihomoravském a okrese Uherské Hradiště ve Zlínském kraji.

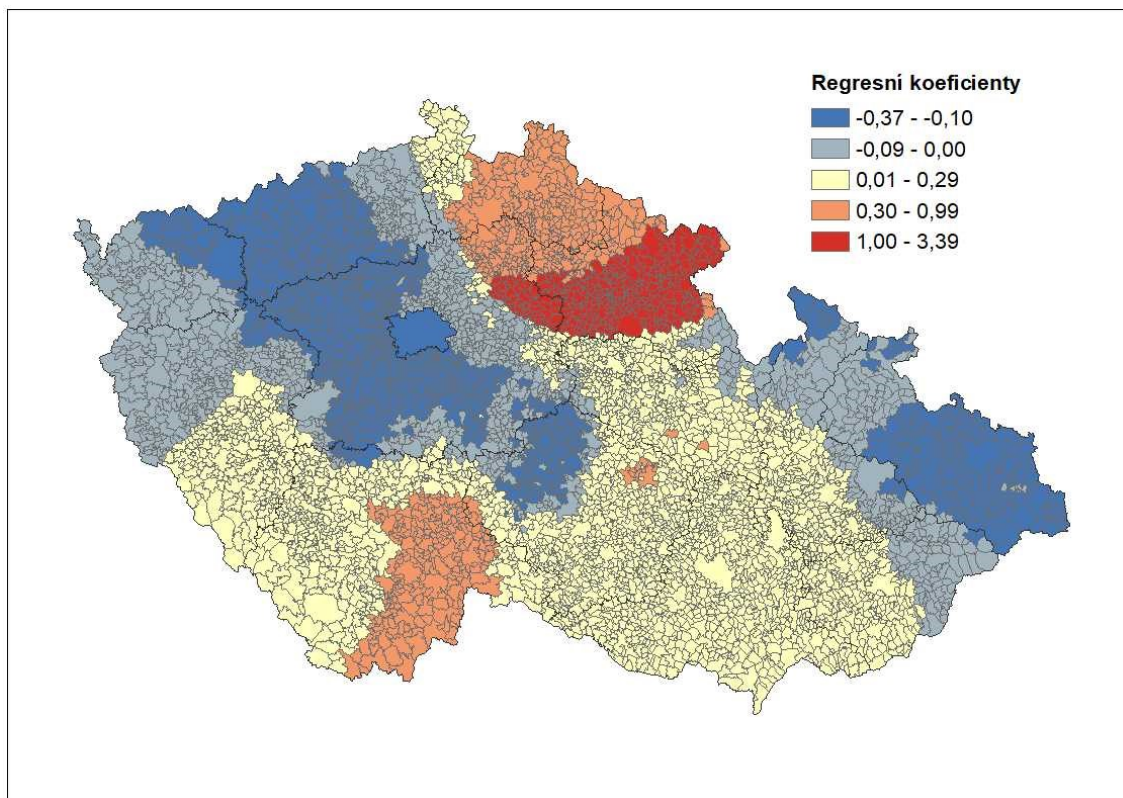
Obr. 97 – Lokální regresní koeficienty hustoty osídlení, GWR, plast, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

Poslední vybranou proměnnou, která dle výsledků OLSR statisticky významně přispěla k vysvětlení meziobecní variability v produkci odděleně sváženého plastu, je podíl domů s více než 3 bytovými jednotkami v obci. Také u této proměnné na lokální úrovni převažuje opačný směr závislosti než, jak tomu bylo dle globálních výsledků lineární regrese. Podle výsledků OLSR je s růstem podílu bytových domů v obci spojena nižší míra třídění plastů, lokální regresní koeficienty získané z GWR však naznačují opak a pozitivní regresní koeficienty nalezneme v 59 % zkoumaných obcí. Obrázek 98 znázorňuje snad nejjednodušší prostorovou distribuci ze všech analyzovaných vysvětlujících proměnných. Kladné hodnoty nalezneme ve východní polovině Plzeňského kraje, v celém Jihočeském, Libereckém, Královéhradeckém a Pardubickém kraji, dále na východní polovině Kraje Vysočina a na téměř celém území Moravy s výjimkou severní části Olomouckého kraje. Záporné hodnoty pak jsou převážně v Karlovarském, Ústeckém, Středočeském a Moravskoslezském kraji a v Hlavním městě Praha.

Obr. 98 – Lokální regresní koeficienty domů s více než 3 bytovými jednotkami, GWR, plast, Česko, 2011



Zdroj: vlastní zpracování

7.5 Shrnutí

Ve všech čtyřech případech se při použití metody geograficky vážené regrese podařilo zvýšit podíl vysvětlené meziobecní variability v produkci jednotlivých druhů odpadů oproti dříve aplikované globální metodě. Minimální nárůst byl zaznamenán v případě odděleně sbíraného plastu, u ostatních odpadových toků došlo ke zvýšení vysvětlené variability z jednotek na desítky procent. Na druhou stranu je ale třeba konstatovat, že se lokální koeficienty determinace v prostoru poměrně významně liší a v některých regionech je vliv vybraných vysvětlujících proměnných na množství produkovaných odpadů zanedbatelný. Problém pro formulaci doporučení pro další hlubší analýzu představuje to, že oblasti s vyšší ani nižší vysvětlenou variabilitou většinou nekorespondují s celými administrativními územními celky, jako jsou např. kraje nebo okresy, ani neodpovídají skupině obcí z určité velikostní kategorie, z toho důvodu nelze obecně stanovit, kde model funguje lépe nebo hůře a které regiony by tak byly vhodné pro podrobnější zkoumání.

Zároveň se v modelech u všech vysvětlovaných proměnných díky použití metody geograficky vážené regrese podařilo výrazně snížit prostorovou autokorelaci u hodnot regresních reziduí oproti výsledkům lineární regrese, a to jak na globální, tak i lokální úrovni. Lze tedy konstatovat, že metoda lépe vystihuje i prostorový charakter analyzovaných dat.

Významné rozdíly jsme na úrovni obcí pozorovali také v hodnotách lokálních regresních koeficientů, které pro všechny použité vysvětlující proměnné ve všech modelech zahrnují

kladné i záporné hodnoty a jejich vliv na produkci odpadu, respektive jeho jednotlivých složek, tak může být v jednotlivých obcích zcela opačný. Jednotlivé proměnné se také liší podílem obcí, které se studovanou závisle proměnou vykazují negativní, respektive pozitivní vztah. Právě tato nejednoznačnost pak může v globálním modelu způsobovat zdánlivě malý vliv socio-demografických proměnných na produkci komunálního odpadu a jeho složek, protože opačné směry vlivu se zde prakticky „vyruší“.

Jedinou proměnnou, která se díky své významnosti ve výsledcích metody OLSR dostala do všech modelů počítaných metodou geograficky vážené regrese, byla průměrná velikost domácností. Na globální úrovni jde o proměnnou, která je s produkcí všech druhů odpadu asociována negativně, tedy s rostoucí velikostí domácností klesá průměrná produkce jednotlivých druhů odpadu na jednoho člena domácnosti za rok. Na lokální úrovni jsme však i u velikosti domácností ve všech případech odhalili kladné i záporné hodnoty regresních koeficientů, přesto je to jedna z nejstabilnějších determinant produkce odpadu a negativní hodnoty pozorujeme s výjimkou tříděného plastu vždy alespoň v 65 % studovaných obcí.

V případě odděleně sbíraného plastu byly obecně pozorovány nejvyrovnanější poměry mezi podíly kladných a záporných lokálních regresních koeficientů pro všech pět použitých proměnných. Množství tříděného plastu nevykazovalo samo o sobě téměř žádnou prostorovou autokorelaci (viz kapitola 4.2) a také souvislost se socio-demografickými charakteristikami byla poměrně nízká (viz kapitola 6.4), je tedy možné předpokládat, že právě tento druh odpadu ještě více než ty ostatní závisí na jiných faktorech, než jsou demografické struktury obyvatel a zároveň zde ještě výrazněji platí předpoklad, že na globální úrovni dochází k „vyrušení“ kladných a záporných hodnot lokálních regresních koeficientů.

Kapitola 8

Závěr

V zahraniční literatuře je problematice odpadového hospodářství v posledních dekáдах věnována velká pozornost a vznikla již celá řada studií zabývajících se tímto tématem, které se liší studovanou jednotkou, analyzovaným časovým obdobím, volbou vysvětlované závisle i vysvětlujících nezávisle proměnných a také metodou, kterou pro analýzu dat a konstrukci modelu používají. Napříč těmito studiemi je velká pozornost věnována demografickým charakteristikám a jejich vlivu na produkci komunálního odpadu, případně jeho složek nebo na chování obyvatel v oblasti třídění odpadu. Studie se obecně shodují, že demografické charakteristiky obyvatel jsou jedny z nejdůležitějších faktorů, které v současnosti produkci odpadů ve vyspělých zemích ovlivňují a vysvětlují. Vzhledem k probíhajícímu demografickému vývoji je tak důležité se na tuto oblast zaměřit, protože může mít na další vývoj odpadového hospodářství zásadní vliv.

V podmínkách České republiky však výzkum na toto téma zatím prakticky chybí, proto se předkládaná práce snaží tuto mezeru alespoň částečně zaplnit a stanovuje si za cíl kvantifikovat, jaký vliv mají demografické charakteristiky obyvatelstva na produkci komunálního odpadu a jeho vybraných složek v domácnostech v České republice v současnosti a zároveň porovnat jejich vliv s vlivem dalších faktorů, které také popisují obyvatelstvo obcí nebo charakter bydlení. K naplnění tohoto cíle byly použity údaje na úrovni obcí v roce 2011. Vzhledem k dostupnosti potřebných informací především o demografických charakteristikách obyvatel a domácností a také o jejich struktuře podle vzdělání nebo sektoru zaměstnání bylo nezbytné zvolit pro analýzu rok, ve kterém v Česku probíhalo sčítání lidu, domů a bytů, které obdobné údaje jako jediný veřejně dostupný zdroj poskytuje. Hodnoty indikátorů získaných ze sčítání byly dále pro potřeby této práce propojeny s několika údaji získanými z běžné evidence Českého statistického úřadu (míra nezaměstnanosti, hustota osídlení), dále s údaji o kupní síle obyvatel od společnosti INCOMA GfK a především s údaji o průměrné produkci komunálního a smíšeného komunálního odpadu a dále odděleně sbíraného skla a plastů v obcích na osobu a rok. Informace o produkci všech čtyř studovaných odpadových toků byly čerpány z databáze Informačního systému odpadového hospodářství, který spravuje na základě pověření Ministerstva životního prostředí Česká informační agentura životního prostředí.

Pro vlastní analýzu na úrovni obcí bylo cílem postihnout situaci na co nejrozsáhlejším vzorku českých municipalit. Zde se ukázalo, že určité omezení tohoto záměru vyplývá právě z použití dat z Informačního systému odpadového hospodářství, do kterého obce jako

producenti komunálního odpadu generované objemy reportují. Povinnost hlásit údaje do systému totiž má obec pouze v případě, že její roční produkce nebo nakládání s odpady přesáhne zákonem stanovený limit 100 kg nebezpečného nebo 100 tun ostatního odpadu (tedy především odpadu z domácností). Z tohoto důvodu nebylo možné hodnotit vztah socio-demografických a dalších charakteristik obyvatelstva a bydlení ve všech obcích Česka, ale „pouze“ v těch obcích, kde je naplněna podmínka pro ohlašovací povinnost. I přes toto omezení je do souboru studovaných municipalit zahrnuta většina obcí v České republice kromě těch populačně nejmenších s velmi nízkou celkovou produkcí komunálního odpadu. Velikost analyzovaného vzorku se také liší pro jednotlivé druhy odpadu, protože i v případě samostatného zkoumání smíšeného komunálního odpadu a separovaného skla a plastů byly zohledněny pouze obce s nahlášenou nenulovou produkcí daného druhu odpadu. Velikost souborů se tak pohybuje od 77 % všech českých obcí v případě skla a plastů, přes 82 % obcí pro smíšený komunální odpad po 87 % obcí u komunálního odpadu.

Z hlediska hodnocení vývoje průměrného množství komunálního odpadu na osobu a rok v České republice v posledních letech lze shrnout, že dochází spíše ke stagnaci nebo dokonce mírnému poklesu. Zároveň dochází na celostátní úrovni každoročně k absolutnímu i relativnímu nárůstu množství produkovaného separovaného odpadu. Za tímto pozitivně hodnoceným trendem na celostátní úrovni se však skrývá významná variabilita v situaci na úrovni regionů a také měst a obcí. Při pohledu na vývoj produkce komunálního odpadu na úrovni krajů můžeme k těm s dlouhodobě nadprůměrným množstvím produkovaného odpadu zařadit Hlavní město Praha, Středočeský a Moravskoslezský kraj. Vzhledem k tomu, že se jedná zároveň také o populačně velké kraje, podílejí se dohromady necelými 40 % na celkové produkci komunálního odpadu v Česku. Nejnižší množství produkovaného odpadu je naopak dlouhodobě vykazováno v krajích Vysočina, Zlínském, Královéhradeckém a také Karlovarském. Rozdíly mezi kraji s nejvyšší a nejnižší produkcí komunálního odpadu se v posledních letech snížily, ale stále činí kolem 30 % průměrně produkovaného množství tohoto odpadu na úrovni Česka.

Pokud sestoupíme ještě o úroveň níže a podíváme se na jednotlivé obce a jejich produkci odpadu, odhalíme rozdíly ještě řádově vyšší, kdy se evidované množství komunálního odpadu v jednotlivých obcích liší i o stovky procent. Na příkladu dat z roku 2011 jsme na úrovni obcí pozorovali vyšší koncentraci obcí s vysokou produkcí komunálního odpadu na osobu v Ústeckém, Středočeském a Moravskoslezském kraji a také na pomezí Jihočeského kraje a Kraje Vysočina. Ve většině moravských a slezských krajů se naopak nacházejí obce se spíše průměrnou produkcí komunálního odpadu a na první pohled se zdá, že se v této části území republiky průměrná produkce mezi obcemi také méně liší.

Při srovnání prostorových struktur jednotlivých složek odpadu bylo zřejmé, že prostorová variabilita produkce komunálního odpadu je nejvíce odvislá od struktury produkce smíšeného komunálního odpadu, který ve většině obcí v Česku stále tvoří nejvýznamnější část komunálního odpadu. I v případě smíšeného komunálního odpadu jsme konstatovali, že na většině Moravy a Slezska je produkované množství tohoto odpadu spíše průměrné nebo podprůměrné a rozdíly mezi obcemi jsou zde méně výrazné. V případě odděleně sbíraných složek odpadu (sklo a plasty) už nebyly rozdíly mezi východní a západní polovinou republiky tak zřejmé. Těsně vedle sebe se v případě zkoumaných separovaných složek odpadu

z domácností také častěji vyskytovaly obce s nízkou a vysokou produkcí odpadu, než tomu bylo v případě komunálního a smíšeného komunálního odpadu. Na základě statistického popisu dat a také jejich grafické prezentace ve formě kartogramů se nám tak podařilo potvrdit první pracovní hypotézu, která předpokládala výraznou variabilitu v množství i složení produkovaného komunálního odpadu.

Zároveň jsme v souvislosti s první hypotézou předpokládali také, že určitou roli v rozdílech mezi obcemi bude hrát jejich velikost. Na základě výsledků jednoduché popisné statistiky můžeme tuto hypotézu přijmout jen částečně. Výsledky ukazují, že s rostoucí velikostí obce roste produkce komunálního odpadu a naopak klesá množství tříděného odpadu. U smíšeného komunálního odpadu však trend úbytku nebo nárůstu produkovaného množství se zvyšováním velikostní kategorie obcí není jednoznačný. V souvislosti s těmito závěry je třeba upozornit na to, že v jednotlivých velikostních kategoriích není vzhledem k typické sídelní struktuře Česka s významnou převahou malých municipalit stejný počet obcí, což také může ovlivňovat výsledné hodnoty porovnávaných statistik. Vztah mezi populační velikostí obce a produkcí komunálního odpadu a odděleně sbíraných složek lze na základě zahraničních zkušeností vysvětlit nižší mírou prosazování sociálních norem v silněji urbanizovaných oblastech, kterými větší města jsou, a obecně nižší sociální kontrolou ze strany komunity, která může jednotlivce v méně anonymním prostředí snadněji přimět k žádoucímu způsobu chování, jako je např. i třídění odpadu. Zároveň ve větších městech v Česku obecně dochází i ke koncentraci osob s vyšší úrovní vzdělání a také vyššími příjmy, resp. vyšší kupní silou, což jsou opět skupiny obyvatel, které komunálního odpadu produkují více.

Na základě rozsáhlé rešerše literatury a také dostupnosti potřebných indikátorů bylo pro podmínky České republiky vybráno 22 demografických a socio-ekonomických proměnných, které by potenciálně mohly přispět k vysvětlení rozdílů v produkci komunálního odpadu a jeho vybraných složek mezi obcemi. S využitím analýzy provedené metodou mnohonásobné lineární regrese se potom pro jednotlivé druhy odpadu podařilo identifikovat konkrétní proměnné, které k vysvětlení meziobecní variability v Česku statisticky významně přispívají. Na základě těchto výsledků se ukázalo, že demografické proměnné jsou obecně sice statisticky významnými prediktory produkce komunálního odpadu, respektive jeho složek, jejich celková vysvětlovací schopnost je však relativně nízká a pro produkci odpadu v českých obcích jsou tak důležitější jiné faktory, pravděpodobně se jedná např. o faktory organizační nebo psychologické.

Z hlediska vztahu demografických proměnných a produkce komunálního odpadu a jeho složek se nám přesto podařilo identifikovat některé demografické charakteristiky, které můžeme označit za významné a jejich vliv tedy nelze považovat za zanedbatelný. Obecně nejvýznamnější demografickou charakteristikou je průměrná velikost domácností, která se dostala do výsledného modelu pro všechny čtyři odpadové toky a její vztah k produkci odpadu je ve všech případech negativní. S velikostí domácnosti tak obecně klesá průměrná produkce komunálního i smíšeného komunálního odpadu, separovaného skla i plastů. Uvedený závěr lze vysvětlit tím, že větší domácnosti sice pro svou potřebu nakupují více produktů, ze kterých jistě produkují absolutně na celou domácnost i více odpadu než domácnosti menší, nakupované množství však neroste lineárně s každým dalším členem. Zároveň především spotřebiče nebo knihy, noviny i další spotřební zboží většinou domácnost vlastní ve stejném počtu bez ohledu na

svou velikost. Pozorovaný vztah mezi velikostí domácnosti a množstvím produkovaného komunálního odpadu může mít praktické dopady do oblasti odpadového hospodářství na úrovni obcí, protože současný společenský vývoj v Česku je doprovázen trendem postupného zmenšování velikosti domácností a zvyšování zastoupení osaměle bydlících osob, které v průměru produkují více odpadu, což může mít za následek celkový nárůst množství produkovaného odpadu od obyvatel.

Tím, že byla do modelu zahrnuta proměnná charakterizující strukturu obyvatel podle pohlaví v obci, se podařilo přispět k vysvětlení rozdílů v produkci komunálního a smíšeného komunálního odpadu. V obou případech se ukázalo, že s rostoucím zastoupením mužů v populaci obce klesá průměrná produkce studovaných druhů odpadu. I tato závislost bývá vysvětlována odlišným nákupním chováním mužů a žen, kdy ženy nakupují ve větším množství řadu produktů (např. kosmetiku, prostředky na péči o domácnost), jejichž obaly se po použití proměňují v odpad. Zajímavé je, že se pro Česko neukázalo, že by vyšší zastoupení žen, které mají být dle zahraniční literatury více orientované na životní prostředí a jeho ochranu, přispívalo k vyšší míře třídění odpadu v obcích.

Další použitou demografickou charakteristikou obyvatel byl věk. Na základě studia zahraniční literatury se ukázalo, že věk je sice často používanou proměnnou pro vysvětlení produkce komunálního odpadu a jeho složek, ale nepanuje shoda, jaký indikátor je pro popis věkové struktury obyvatel zvolené územní jednotky nejvhodnější. I z tohoto důvodu bylo do modelu zahrnuto hned několik běžně užívaných ukazatelů charakterizujících věkovou strukturu. Pro jednotlivé české obce tak byly zkonstruovány ukazatele podíl osob v širokých věkových skupinách na celkové počtu obyvatel obce (0–14, 15–64 a 65 a více let), průměrný a mediánový věk a indexy stárí a ekonomického zatížení. Cílem výzkumu tak bylo nejen objasnit vztah věku a produkce komunálního odpadu, ale zároveň i vybrat pro analýzu nejvhodnější proměnnou charakterizující věkovou strukturu obyvatel. Z výsledků jednotlivých modelů se však ukázalo, že vliv věku je obecně spíše zanedbatelný. Index stárí byl statisticky významnou proměnnou v modelu vysvětlujícím celkovou produkci komunálního odpadu, kde byl s vysvětlovanou proměnnou asociován negativně. To by mohlo podporovat očekávání, že starší obyvatelé v Česku stejně jako v zahraničí žijí skromnějším způsobem života a produkují tedy méně komunálního odpadu. Vyšší index stárí i průměrný věk byly také spojeny s vyšší produkcí odděleně sbíraného skla. Tuto závislost jde vysvětlit skutečnou vyšší mírou třídění těchto osob, kdy mají starší lidé nižší náklady obětované příležitosti a mohou svůj čas věnovat třídění, ale také tím, že starší osoby preferují tradiční obaly, jako je sklo, a tak vlastně obecně vytvářejí více skleněného odpadu. Z hlediska charakteristik věkové struktury se ještě ukázalo, že vyšší míra třídění plastu je pozorována v obcích s vyšším zastoupením dětí v populaci (věková skupina 0–14 let). V tomto případě je možné, že děti přinášejí proenvironmentální chování, které se naučily např. ve škole, také domů a podporují svou rodinu ve vyšším zapojení do systému odděleného sběru odpadu.

Z hlediska charakteristik obyvatelstva obcí jsme dospěli k závěru, že důležitý je také pohled na jeho vzdělanostní strukturu. V tomto případě se ukázalo, že osoby se středoškolským vzděláním produkují více komunálního odpadu, u osob s vysokoškolským vzděláním nebyl k produkci tohoto druhu odpadu pozorován statisticky významný vztah. Vyšší vzdělání bývá

s narůstající produkcí komunálního odpadu spojováno poměrně často především proto, že s rostoucím vzděláním by se měl zvyšovat i příjem. Je však možné, že v Česku tato závislost není tak silná jako v jiných zemích a proto se tento vztah u osob s terciárním vzděláním neprojevil. Vysokoškoláci v Česku produkují méně směsného komunálního odpadu. A osoby s vysokoškolským i středoškolským vzděláním třídí více skla, u plastů se statisticky významný vztah neprokázal. Především v případě vysokoškolsky vzdělaných osob tak můžeme usuzovat na vyšší míru proenvironmentálního chování, když snižují svou produkci směsného komunálního odpadu a také více třídí sklo.

Kromě výše uvedených demografických charakteristik se ukázalo, že při vysvětlení produkce komunálního odpadu celkem, resp. jeho složek hrají důležitou roli i další spíše socio-ekonomické znaky obyvatel. Kromě průměrné velikosti domácnosti je jedinou proměnnou, která statisticky významně ovlivňuje produkci všech studovaných složek komunálního odpadu i komunální odpad celkem, podíl zaměstnaných obyvatel v sekundéru. V případě všech odpadových toků dochází při zvyšování podílu osob pracujících v průmyslu ke snižování produkovaného množství. Pro vysvětlení meziobecních rozdílů v průměrném množství komunálního a směsného komunálního odpadu a také skla hraje signifikantní roli také podíl osob zaměstnaných v priméru. U této proměnné však není směr závislosti jednoznačný. Zatímco je vyšší podíl pracujících v zemědělství a lesnictví spojen s nižší produkcí komunálního a směsného komunálního odpadu, v případě skla je vztah obrácený a tato skupina obyvatel v průměru vytřídí větší množství tohoto materiálu. Obě proměnné jsou v zahraniční literatuře používány jen zřídka, takže jsou málo diskutovány možné příčiny jejich vztahu k produkci odpadu. Je možné, že osoby pracující především v zemědělství a lesnictví ale i některých průmyslových odvětvích mají přímý přístup např. k produkovaným potravinám nebo i dalším výrobkům, které pak nemusejí nakupovat zabalené v maloobchodě, a proto mohou výsledně vytvářet menší množství odpadů. Zároveň lze obecně předpokládat, že tyto skupiny pracujících mají v průměru nižší příjmy, což bývá opět asociováno s nižší produkcí komunálního odpadu.

V zahraniční literatuře často diskutovanou proměnnou je příjem obyvatel, který nepochybně souvisí také s životním stylem, nákupním chováním a potažmo i produkcí odpadu z domácností. Obecně se na úrovni celých států, regionů i jednotlivců velmi často ukazuje, že jednotky s vyšším příjmem produkují v průměru více odpadu. Otázka výše příjmu na jednoho obyvatele na regionální nebo dokonce lokální úrovni je sice velmi zajímavá, ale většinou neexistují dostupná data, která by na této úrovni umožnila spolehlivou analýzu. Z tohoto důvodu se často přistupuje k použití nějakého jiného indikátoru, který může příjem do určité míry nahradit. V našem případě byla takovou proměnnou kupní síla obyvatel. Z výsledků regresní analýzy se ukázalo, že kupní síla hraje statisticky významnou roli pouze v případě skla a plastů, celkovou produkci komunálního ani směsného komunálního odpadu tedy dle dostupných dat neovlivňuje. V českých podmínkách tedy nelze říci, že by obyvatelé v ekonomicky silnějších regionech produkovali v průměru více odpadu. Z hlediska produkce tříděných složek odpadu není situace jednoznačná, ukázalo se, že s rostoucí kupní silou v obci sice roste produkce plastů, ale klesá produkce separovaného skla. Pro vysvětlení tohoto rozporu by byl vhodný další výzkum, ale můžeme navrhnout např. vysvětlení, že bohatší obyvatelé při nákupu preferují plastové obaly, které potom mohou i více třídít.

Pro několik odpadových toků jsou významné také proměnné hustota osídlení a míra nezaměstnanosti. V hustěji osídlených obcích byla pozorována vyšší produkce komunálního odpadu a zároveň nižší průměrné množství separovaných složek (skla i plastu). To je možné vysvětlit výše zmíněnou větší anonymitou a menší sociální kontrolou v městském prostředí než v řídkěji osídlených oblastech, které jsou převážně venkovského charakteru. Vyšší míra nezaměstnanosti v obci je pak asociována s vyšší produkcí komunálního a smíšeného komunálního odpadu. Zde se tedy neukázalo, že by nezaměstnaní méně nakupovali a vytvářeli pak méně odpadu. Pravděpodobně u nich dochází k preferenci levnějších produktů, ale ne ke snížení celkového množství pořizovaného zboží.

Na základě výše uvedeného je zřejmé, že druhou hypotézu můžeme přijmout jen částečně. Tato hypotéza předpokládala, že demografické charakteristiky, jako je pohlaví, věk a velikost domácností mohou statisticky významně přispět k objasnění meziobecních rozdílů v produkci komunálního odpadu a jeho vybraných složek. Všechny výše zmíněné proměnné sice byly statisticky významné alespoň pro jeden analyzovaný druh odpadu, ale jejich příspěvek k vysvětlení celkové meziobecní variability v produkci odpadů byl poměrně nízký. Obecně se při zahrnutí všech statisticky významných socio-demografických proměnných (tedy nejen výše uvedených tří charakteristik, resp. skupiny charakteristik v případě věku) s pomocí metody mnohonásobné lineární regrese podařilo vysvětlit jen méně než 10 % rozdílů v produkci komunálního odpadu a jeho složek mezi obcemi v Česku.

Přestože analýza vlivu různých faktorů na produkci komunálního odpadu a jeho složek je i v zahraniční literatuře prováděna nejčasteji na úrovni obcí, případně regionů, většina autorů ignoruje prostorový charakter zkoumaných dat a případným rozdílům způsobeným geografickou polohou, resp. vzájemnou blízkostí či vzdáleností studovaných jednotek je zatím ve výzkumu v této oblasti věnována poměrně malá pozornost. S cílem přezkoumat, zda je tento postup ospravedlnitelný a vzájemná lokalizace jednotlivých územních jednotek nehraje roli byla stanovena třetí hypotéza zaměřující se na prostorovou analýzu vztahu mezi demografickými proměnnými a produkcí komunálního odpadu a jeho složek. Již regresní rezidua všech čtyř druhů odpadů získaná aplikací mnohonásobné lineární regrese vykazovala statisticky významnou, ačkoli ne příliš vysokou prostorovou autokorelaci, což potvrzovalo domněnku prostorových závislostí v datovém souboru. Za účelem ověření prostorových závislostí byl pro každou vysvětlovanou proměnnou vybrán soubor pěti nejvýznamnějších socio-demografických proměnných, které dle výsledků lineární regrese nejvíce přispěly k vysvětlení meziobecních rozdílů v produkci jednotlivých druhů odpadů, a jejich vztah byl podrobněji zkoumán s využitím geograficky vážené regrese. Ukázalo se, že v datech skutečně existuje významná prostorová nestacionarita a vztah mezi vysvětlujícími a vysvětlovanými proměnnými není v prostoru stabilní. Všechny proměnné v prostoru dokonce vykazovaly jak kladné, tak i záporné lokální regresní koeficienty. I v tomto případě se však ukázalo, že proměnnou, jejíž vztah k produkci všech odpadových toků je v prostoru nejstabilnější, je průměrná velikost domácností. S výjimkou plastů byla vždy alespoň v 65 % studovaných obcí pozorována negativní závislost mezi touto proměnnou a množstvím odpadu.

S použitím geograficky vážené regrese se zároveň podařilo významně zvýšit část vysvětlené variability oproti lineární regresi u komunálního odpadu, smíšeného komunálního odpadu

a tříděného skla. V případě plastu došlo také ke zvýšení, ale ve srovnání s ostatními odpadovými toky bylo nejmenší. Naopak největší nárůst koeficientu determinace byl zaznamenán u směsného komunálního odpadu, kde se modelem vypočteným s pomocí geograficky vážené regrese podařilo vysvětlit více než 50 % meziobecní variability. Z těchto výsledků lze usuzovat, že vliv demografických a socio-ekonomických proměnných na produkci komunálního odpadu je významný, ale je nutné přihlídnout k jeho lokálním specifikům jednotlivých obcí či regionů, která se na globální úrovni stírají a dochází pak k podhodnocení vlivu těchto charakteristik. S využitím navržených proměnných se bohužel nepodařilo identifikovat konkrétní administrativní celky, kde by modely fungovaly lépe. Spíše se zdá, že vztah je skutečně velmi individuální a jednotlivé lokality se od sebe velmi liší. V této oblasti by proto bylo dobré navázat dalším výzkumem.

Pro další výzkum se mimo podrobnějších prostorových analýz nabízí také rozšíření zde prezentované studie o další proměnné (např. způsob zpoplatnění sběru komunálního odpadu, způsob sběru odpadu nebo názory obyvatel na důležitost třídění odpadu a obecně proenvironmentální chování), které by sice již nespádaly do skupiny demografických charakteristik, ale mohly by situaci více objasnit. Je navíc možné, že některé proměnné především z oblasti osobnostních charakteristik jsou také ovlivněny demografickými strukturami obyvatel. Rozšíření o tyto proměnné nebylo v době psaní předkládané práce možné, protože pro Českou republiku a jednotlivé obce nebyla dostupná potřebná data. Dalším možným směrem navazujícího výzkumu pak jsou podrobná terénní šetření spojená s dotazováním obyvatel jako producentů odpadu, která umožní propojit konkrétní demografické charakteristiky obyvatel s jejich produkcí komunálního odpadu, postoji ke třídění odpadu apod. Analýza by pak nemusela probíhat na již agregované úrovni obcí, ale přímo na úrovni jednotlivců nebo domácností, které odpad produkují.

Seznam použité literatury a datových zdrojů

Použitá literatura

- ABBOTT, A.; NANDEIBAM, S.; O'SHEA, L. 2011. Explaining the variation in household recycling rates across the UK. *Ecological Economics*, 2011, vol. 70, issue 11, s. 2214-2223. ISSN 0921-8009. DOI: 10.1016/j.ecolecon.2011.06.028.
- ANSELIN, L., GRIFFITH, D. 1988. Do spatial effects really matter in regression analysis? *Papers of the Regional Science Association*. 66, pp. 11-34.
- ANSELIN, L. 1995. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*. 1995, vol. 27, no. 2, pp. 93-115. ISSN: 1538-4632. DOI: 10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x.
- ArcMap. 2018. *Introducing ArcGIS for Desktop*. [cit: 2018-14-04] Dostupné z [www: http://desktop.arcgis.com/en/arcmap/10.3/main/get-started/whats-new-in-arcgis-1031.htm](http://desktop.arcgis.com/en/arcmap/10.3/main/get-started/whats-new-in-arcgis-1031.htm).
- BACH, H. et al. 2004. Combining socio-demographic and logistic factors to explain the generation and collection of waste paper. *Resource, Conservation and Recycling*. 2004, vol. 41, issue 1, s. 65-73. ISSN 0921-3449. DOI: 10.1016/j.resconrec.2003.08.004.
- BACKHAUS, K.; ERICSON, B.; BLINKE, W.; WEIBER, R. 2011. *Multivariate Analysemethoden, eine anwendungsorientierte Einführung*. 13., überarb. Aufl. Berlin [u.a.]: Springer, 2011. ISBN 978-364-2164-903.
- BALNER, P. 2003. *Hospodaření s odpady v obcích*. Editor Martina Vrbová. Praha: EKO-KOM, 2003, 1 sv. ISBN 80-239-0743-3.
- BANDARA, N. J.; HETTIARATCHI, J. P. A.; WIRASINGHE, S. C.; PILAPIIYA, S. 2007. Relation of waste generation and composition to socio-economic factors: a case study. *Environmental Monitoring and Assessment*, 2007-11-9, vol. 135, 1-3, s. 31-39. ISSN 1573-2959. DOI: 10.1007/s10661-007-9705-3.
- BARR, S. 2007. Factors influencing environmental attitudes and behaviors: a U.K. case study of household waste management. *Environment and Behavior*. 2007, vol. 39, no. 4, s. 435-473. ISSN: 00139165. DOI: 10.1177/0013916505283421.
- BEIGL, P. et al. 2004. Forecasting municipal solid waste generation in major European cities. In: *IEMs 2004 International Congress: Complexity and Integrated Resources Management*, Osnabrück, Germany. 2004.

- BEIGL, P.; LEBERSORGER, S.; SALHOFER, S. 2008. Modelling municipal solid waste generation: A review. *Waste management*. 2008, vol. 28, issue 1, s. 200-214. ISSN 0956-053X. DOI: 10.1016/j.wasman.2006.12.011.
- BENEŠOVÁ, L. et al. 2011. *Komunální a podobné odpady*. 1. vyd. Praha: Ing. Bohumil Černík - ENZO, 2011, 93 s. ISBN 978-80-901732-1-7.
- BENÍTEZ, S. O.; ARMIJO DE VEGA, C.; MARQUEZ-MONTENEGRO, M. Y. 2008a. Household solid waste characterization by family socioeconomic profile as unit of analysis. *Resource, Conservation and Recycling*. 2008, vol. 52, issue 7, s. 992-999. ISSN 0921-3449. DOI: 10.1016/j.resconrec.2008.03.004.
- BENÍTEZ, S. O.; LOZANO-OLVERA, G.; MORELOS, R. A.; ARMIJO DE VEGA, C. 2008b. Mathematical modeling to predict residential solid waste generation. *Waste Management*, 2008, vol. 28, S7-S13. ISSN 0956-053X. DOI: 10.1016/j.wasman.2008.03.020.
- BORTOLETO, A. P., KURISU, K. H., HANAKI, K.. 2012. Model development for household waste prevention behaviour. *Waste Management*, 2012, vol. 32, issue 12, s. 2195-2207. ISSN 0956-053X. DOI: 10.1016/j.wasman.2012.05.037.
- BRÁZDILOVÁ, M. 2015. Největší rozdíly v příjmech mají vysokoškoláci. *Statistika & My*. 2015, vol. 5, issue 4, s. 38-39. ISSN 1804-7149.
- BRUNSDON, C., FOTHERINGHAM, S., CHARLTON, M. 1996. Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity. *Geographical Analysis*. 1996, 28, No. 4, s. 281–298.
- BRUNSDON, C., FOTHERINGHAM, S., CHARLTON, M. 1998. Geographically Weighted Regression – Modelling Spatial Non-Stationarity. *Journal of the Royal Statistical Society. Series D (The Statistician)*. 1998, vol. 47, no. 3, s. 431-443.
- BRUVOLL, A. 2001. Factors influence solid waste generation and management. *The Journal of Solid Waste Technology and Management*. 2001, vol. 27, no. 3-4, s. 156-162.
- BUCK, H. 2007. *Demographic Change and the Public Sector. Summary of the European Expert Conference*. Brühl, Germany, 2 May 2007. Dostupné z www: http://www.bmi.bund.de/SharedDocs/Downloads/DE/Themen/OED_Verwaltung/Oeffentlicher_Dienst/Demographischer_Wandel_und_oeffentlicher_Dienst_en.pdf?__blob=publicationFile.
- BURCIN, B.; KUČERA, T. 2010. *Prognóza populačního vývoje České republiky na období 2008–2070*. Dostupné z www: <http://www.mpsv.cz/cs/8838>.
- BURCHELL, R.W. et al. 2002. Costs of Sprawl – 2000. *Transit Cooperative Research Program Report 74*. Washington: National Academy Press. ISSN 1073-4872.
- CENIA. 2009. *Zpráva o životním prostředí České republiky 2009*. Praha: Ministerstvo životního prostředí České republiky, 2009. Dostupné z www: [http://cenia.cz/web/www/web-pub2.nsf/\\$pid/CENMJG3UQ0NF/\\$FILE/zprava_o_zp_2009_CZ.pdf](http://cenia.cz/web/www/web-pub2.nsf/$pid/CENMJG3UQ0NF/$FILE/zprava_o_zp_2009_CZ.pdf) [cit. 2018-06-03]. ISBN 978-80-85087-92-5.

- CENIA. 2012. *Zpráva o životním prostředí České republiky 2012*. Praha: Ministerstvo životního prostředí České republiky, 2012. Dostupné z www:
http://www1.cenia.cz/www/sites/default/files/Zprava_o_zivotnim_prostredi_Ceske_republiky_2012.pdf [cit. 2014-07-05]. ISBN 978-80-85087-17-8.
- CENIA. 2015. *Zpráva o životním prostředí České republiky 2015*. Praha: Ministerstvo životního prostředí České republiky, 2015. Dostupné z www:
http://www1.cenia.cz/www/sites/default/files/Zprava%202015/Zprava%20o%20zivotnim%20prostredi%20Ceske%20republiky_2015.pdf [cit. 2017-29-08]. ISBN 978-80-87770-10-8.
- ČESKO. 1990. Zákon č. 565/1990 Sb. ze dne 13. 12. 1990, o místních poplatcích, ve znění pozdějších předpisů. In: Sbíрка zákonů. 28. 12. 1990, částka 92, s. 2106–2109.
- ČESKO. 2001. Zákon č. 185/2001 Sb. ze dne 15. května 2001, o odpadech a o změně některých dalších zákonů (zákon o odpadech), ve znění pozdějších předpisů. In: Sbíрка zákonů. 14. 6. 2001, částka 71, s. 4074–4113.
- ČESKO. 2001b. Zákon č. 477/2001 Sb. ze dne 4. prosince 2001, o obalech a o změně některých zákonů (zákon o obalech), ve znění pozdějších předpisů. In: Sbíрка zákonů. 31. 12. 2001, částka 172, s. 9948–9969.
- ČESKO. 2006. Zákon č. 183/2006 Sb. ze dne 14. března 2006, o územním plánování a stavebním řádu (stavební zákon), ve znění pozdějších předpisů. In: Sbíрка zákonů. 11. 5. 2006, částka 63, s. 2226–2290.
- ČESKO. 2014. Zákon č. 229/2014 Sb. Ze dne 23. září 2014, kterým se mění zákon č. 185/2001 Sb., o odpadech a o změně některých dalších zákonů, ve znění pozdějších předpisů. In: Sbíрка zákonů 23. 10. 2014, částka 96, s. 2601–2602.
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2015. *Metodika SLDB 2011*. Praha: Český statistický úřad. Dostupný z www: <https://www.czso.cz/csu/czso/metodika-sldb-2011> [cit. 2017-24-06].
- DASKALOPOULOS, E., BADR, O.; PROBERT, S.D. 1998. Municipal solid waste: a prediction methodology for the generation rate and composition in the European Union countries and the United States of America. *Resources, Conservation and Recycling*, 1998, vol. 24, issue 2, s. 155-166. ISSN 0921-3449. DOI: 10.1016/S0921-3449(98)00032-9.
- D'ELIA, J. L. I. 2008. *Determinants of Household Waste Recycling in Northern Ireland*. Economic Research Institute of Northern Ireland. 2008. Dostupné z www: <http://eservices.afbini.gov.uk/erini/pdf/ERINIMon23.pdf>.
- DENNISON, G. J.; DODD, V. A.; WHELAN, B. 1996. A socio-economic based survey of household waste characteristics in the city of Dublin, Ireland. II. Waste quantities. *Resources, Conservation and Recycling*, 1996, vol. 17, issue 3, s. 245-257. ISSN 0921-3449. DOI: 10.1016/0921-3449(96)01155-X.
- DYSON, B.; CHANG, N. 2005. Forecasting municipal solid waste generation in a fast-growing urban region with system dynamics modeling. *Waste management*, 2005, vol. 25, issue 7, s. 669-679. ISSN 0956-053X. DOI: 10.1016/j.wasman.2004.10.005.
- EKO-KOM. 2017. *O společnosti – Aktuální stav*. [online]. [cit. 2017-07-01]. Dostupné z www: <http://www.ekokom.cz/cz/ostatni/o-spolecnosti/system-eko-kom/aktualni-stav>.

- EUROPEAN ENVIRONMENT AGENCY. 2013. *Managing municipal solid waste: a review of achievements in 32 European countries*. 1. oplag. Copenhagen: European Environment Agency, 2013. ISBN 978-929-2133-559.
- EUROPEAN COMMISSION. 2006. *The Impact of Ageing on Public Expenditure : Projections for the EU25 Member States on Pensions, Health Care, Long-Term Care, Education and Unemployment Transfer (2004–2050)*. Special Report No. 1/2006.
- FERRY, M.; VIRONEN, H. 2011. Dealing with Demographic Change: Regional Policy Responses. *Geopolitics, History, and International Relations*. 2011, vol. 3, issue 1, s. 25-58. ISSN 1948-9145.
- FEŘTROVÁ, M.; TEMELOVÁ, J. 2011. Prostorová specifika strukturální nezaměstnanosti na úrovni obcí v České republice. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*. 2011, vol. 47, issue 4, s. 681–716. ISSN 0038-0288.
- FIORILLO, D. 2013. Household waste recycling: national survey evidence from Italy. *Journal of Environmental Planning and Management*. 2013, vol. 56, issue 8, s. 1125-1151. ISSN 0964-0568. DOI: 10.1080/09640568.2012.709180.
- FODAY, P. S.; XIANGBIN, Y.; ALHAJI, M. H. C. 2012. A Situational Assessment of Socioeconomic Factors Affecting Solid Waste Generation and Composition in Freetown, Sierra Leone. *Journal of Environmental Protection*. 2012, vol. 3, no. 7, s. 563-568. ISSN 2152-2197. DOI: 10.4236/jep.2012.37067.
- FOTHERINGHAM, S. A.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M. 2000. *Quantitative Geography – Perspectives on Spatial Data Analysis*. London: SAGE. ISBN 9781446228333.
- FOTHERINGHAM, A. S., BRUNSDON, C., CHARLTON, M. 2002. *Geographically weighted regression in the analysis of spatially varying relationships*. John Wiley & Sons, London, 269 s. ISBN: 978-0-471-49616-8.
- FRANK, H. J. 2004. Demographic development will not spare the public infrastructure. *Current Issues: Demography Special*. Frankfurt nad Mohanem: Deutsche Bank Research. 7.6.2004. ISSN 1619-4829.
- FREEDMAN, D. A. 1999. Ecological inference and the ecological fallacy. *Technical report no. 549*, International encyclopedia of the social & behavioral sciences. 1999, str. 1 – 6.
- GANS, P. 2006. Die regionale Vielfalt des demographischen Wandels in Europa. *Raumforschung und Raumordnung*, 2006, vol. 64, issue 3, s. 200-205. ISSN 0034-0111.
- GELLYNCK, X.; JACOBSEN, R.; VERHELST, P. 2011. Identifying the key factors in increasing recycling and reducing residual household waste: A case study of the Flemish region of Belgium. *Journal of Environmental Management*. 2011, vol. 92, issue 10, s. 2683-2690. ISSN 0301-4797. DOI: 10.1016/j.jenvman.2011.06.006.
- GLICK, B. 1979. The spatial autocorrelation of cancer mortality. *Social Science & Medicine. Part D: Medical Geography*. 1979, 13 (2), s. 123-130. ISSN 01608002.
- GUERIN, D.; CRETE, J.; MERCIER, J. 2001. A multilevel analysis of the determinants of recycling behavior in the European countries. *Social Science Research*. 2001, vol. 30, issue 2, s. 195-218. ISSN 0049-089X. DOI: 10.1006/ssre.2000.0694.

- HAGE, O.; SÖDERHOLM, P. 2008. An econometric analysis of regional differences in household waste collection: the case of plastic packaging waste in Sweden. *Waste management*. 2008, vol. 28, issue 10, s. 1720-1731. ISSN 0956-053X. DOI: 10.1016/j.wasman.2007.08.022.
- HEBÁK, P. et al. 2007. Vícerozměrné statistické metody. 2., přepracované vydání. Praha: Informatorium, 2007, 253 s. ISBN 978-80-7333-056-9.
- HENDL, J. 2012. Přehled statistických metod: Analýza a metaanalýza dat. 4., rozšířené vydání. Praha: Portál, 2012, 736 s. ISBN 978-80262-0200-4.
- HERZ, R.; WERNER, M.; MARSCHKE, L. 2002. Anpassung der technischen Infrastruktur. In: BMVBW (Hrsg.): *Fachdokumentation zum Bundeswettbewerb „Stadtumbau Ost“*. *Expertisen zu städtebaulichen und wohnungswirtschaftlichen Aspekten des Stadtumbaus in den neuen Ländern*, S. 50-60, Berlin.
- HINDLS, R. 2003. *Ekonomický slovník*. 2. aktualiz. vyd. Praha: C. H. Beck, 2003, xcii, 519 s. ISBN 80-717-9819-3.
- HOCKETT, D.; LOBER, D. J.; PILGRIM, K. 1995. Determinants of per capita municipal solid waste generation in the Southeastern United States. *Journal of Environmental Management*. 1995, vol. 45, issue 3, s. 205-217. ISSN 0301-4797. DOI: 10.1006/jema.1995.0069.
- HOFFMEISTER, J. 2007. Einfluss der demographischen und wirtschaftlichen Entwicklungen in Deutschland auf das künftige Abfallmengenaufkommen. In: *Workshop des Umweltbundesamtes „Demographischer Wandel – Eine Herausforderung für die Abfallwirtschaft?“* Dessau, 14.11.2007.
- HOFFMEISTER, J.; GELLENBECK, K. 2009. *Einfluss demografischer und wirtschaftlicher Faktoren auf die Abfallmengenentwicklung in Berlin – Abschlussdokumentation für die Berliner Stadtreinigungsbetriebe*. Prognos AG/INFA GmbH. 17.7.2009.
- HOLČÍK, Jiří, KOMENDA, Martin (eds.) et al. 2015. *Matematická biologie: e-learningová učebnice* [online]. 1. vydání. Brno: Masarykova univerzita, 2015. ISBN 978-80-210-8095-9. Dostupné z www: <http://portal.matematickabiologie.cz/>.
- HOLLBACH-GRÖMIG, B.; TRAPP, J. 2006. *The Impact of Demographic Change on Local and Regional Government – Research Project*. Berlin: German Institute of Urban Affairs. Dostupné z www: http://www.ccre.org/img/uploads/piecesjointe/filename/demographic_change_en.pdf.
- HORA, O. 2008. *Strategie dlouhodobě nezaměstnaných: vstupní analýza problému : (původní, rozšířená verze)*. Praha: VÚPSV, výzkumné centrum Brno, 2008. ISBN 978-80-7416-004-2.
- HORNBECK, J.; SCHWARZ, T. 2009. *Sustainable Infrastructure in Shrinking Cities : Options for the Future*. Kentstate University. Dostupné z www: <http://www2.kent.edu/cpph/research/upload/infrastructure-in-shrinking-cities.pdf>.

- CHARLTON, M.; FOTHERINGHAM, S. 2009. *Geographically Weighted Regression: A Tutorial on using GWR in ArcGIS 9.3*. National Centre for Geocomputation, National University of Ireland, Maynooth [cit: 2018-14-04] Dostupné z www: (http://www.geos.ed.ac.uk/~gisteac/fspat/gwr/gwr_arcgis/GWR_Tutorial.pdf).
- IEEP, Institut pro ekonomickou a ekologickou politiku při Národohospodářské fakultě VŠE Praha, EKO-KOM, a.s.. 2011. *Strategický analytický dokument pro oblast využívání druhotných surovin*. Listopad 2011. [cit: 2014-29-08] Dostupné z www: <http://download.mpo.cz/get/45560/51384/586455/priloha001.pdf>.
- IOANNOU, T., et al. 2010. Spatial analysis of the recyclable municipal solid waste. *Proceedings of the 7th International ORBIT 2010 Conference*. ISBN 978-960-6865-28-2. Dostupné z www: https://www.researchgate.net/publication/235617719_Spatial_analysis_of_the_recyclable_municipal_solid_waste.
- ISMAILA, A.B., et al. 2015. Modelling Municipal Solid Waste Generation Using Geographically Weighted Regression: A Case Study of Nigeria. *International Research Journal of Environment Science*. 2015, vol. 4 (8), s. 98-108. ISSN 2319-1414.
- JAROŠOVÁ, E.; NOSKIEVIČOVÁ, D. 2015. *Pokročilejší metody statistické regulace procesu*. Praha: Grada Publishing, 2015. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-5355-3.
- JENKINS, R. R., et al. 2003. The determinants of household recycling: a material-specific analysis of recycling program features and unit pricing. *Journal of environmental economics and management*. 2003, vol. 45, issue 2, s. 294-318. ISSN 0095-0696. DOI: 10.1016/S0095-0696(02)00054-2.
- JOHNSTONE, N.; LABONNE, J. 2004. *Generation of household solid waste in OECD countries: an empirical analysis using macroeconomic data*. *Land Economics*. 2004, vol. 80, issue 4, s. 529-538. ISSN 0023-7639.
- JOOSTEN, L. A. J.; HEKKERT, M. P.; WORRELL, E. 2000. Assessment of the plastic flows in The Netherlands using STREAMS. *Resources, Conservation and Recycling*. 2000, vol. 30, issue 2, s. 135-161. ISSN 0921-3449. DOI: 10.1016/S0921-3449(00)00055-0.
- KESER, S.; DUZGUN, S.; AKSOY, A. 2012. Application of spatial and non-spatial data analysis in determination of the factors that impact municipal solid waste generation rates in Turkey. *Waste management*. 2012, vol. 32, issue 3, s. 359-371. ISSN 0956-053X. DOI: 10.1016/j.wasman.2011.10.017.
- KHAN, D.; KUMAR, A.; SAMADDER, S. R. 2016. Impact of socioeconomic status on municipal solid waste generation rate. *Waste Management*. 2016, 49, s. 15-25. ISSN 0956-053x. DOI: 10.1016/j.wasman.2016.01.019.
- KIPPERBERG, G. 2007. A comparison of household recycling behaviors in Norway and the United States. *Environmental and Resource Economics*. 2007, vol. 36, issue 2, s. 215-235. ISSN 1573-1502. DOI: 10.1007/s10640-006-9019-x.
- KLAIMAN, K.; ORTEGA, D.L.; GARNACHE, C. 2016. Consumer Preferences and Demand for Packaging Material and Recyclability. *Agricultural & Applied Economics Association Annual Meeting*, Boston, Massachusetts, 31.7.-2.8.2016.

- KOZIOL, M. 2004. The Consequences of Demographic Change for Municipal Infrastructure. *German Journal of Urban Studies*. 2004, vol. 44, issue 1. ISSN 18610145.
- KOZIOL, M.; FREUDENBERG, D. 2003. Arbeitshilfe zur Anpassung der technischen Infrastruktur im Stadtumbauprozess. *Fachbeiträge zu Stadtentwicklung und Wohnen im Land Brandenburg*. ISW-Schriftenreihe 2003, vol. 2.
- KPMG. 2017. *Nákupní zvyklosti v ČR: Výsledná zpráva 5. ročníku průzkumu KPMG Česká republika*. Duben 2017. [cit: 2018-03-11] Dostupné z [www: https://assets.kpmg.com/content/dam/kpmg/cz/pdf/KPMG_Nakupni_zvyklosti_2017_web.pdf](https://assets.kpmg.com/content/dam/kpmg/cz/pdf/KPMG_Nakupni_zvyklosti_2017_web.pdf).
- KRONENBERG, T.; KÜHNTOPE, S.; TIVIG, T. 2009. The Effects of Regional Demographic Trends on Environmental Dimension of Sustainable Development. *STE Preprint*. 2009, No. 3. ISSN 0947-6989.
- KRONENBERG, T.; MOELLER-UEHLKEN, K. 2008. Demographic Change as a Challenge for Regional Infrastructure Planning. In: *Forschungszentrum Jülich, Contribution to the 48th Congress of the European Regional Science Association*. 2008.
- LAURUSCHKUS, F. 2011. Bedeutung des demografischen Wandels für die Abfallwirtschaft: Handlungsempfehlungen zu Gebührenstruktur und Personalstrategie. In: *Betriebswirtschaftliche Strategien für die Abfallwirtschaft und Stadtreinigung 2011*. Kassel: Kassel Univ. Press, 2011. ISBN 978-386-2192-243.
- LEBERSORGER, S.; BEIGL, P. 2011. Municipal solid waste generation in municipalities: Quantifying impacts of household structure, commercial waste and domestic fuel. *Waste management*. 2011, vol. 31, 9-10, s. 1907-1915. ISSN 0956-053X. DOI: 10.1016/j.wasman.2011.05.016.
- LÓPEZ-MOSQUERA, N.; LERA-LÓPEZ, F.; SÁNCHEZ, M. 2015. Key factors to explain recycling, car use and environmentally responsible purchase behaviors: A comparative perspective. *Resources, Conservation and Recycling*. 2015, 99, 29-39. ISSN 09213449. DOI: 10.1016/j.resconrec.2015.03.007.
- MARTIN, M.; WILLIAMS, I. D.; CLARK, M. 2006. Social, cultural and structural influences on household waste recycling: A case study. *Resources, Conservation and Recycling*. 2006, vol. 48, issue 4, s. 357-395. ISSN 0921-3449. DOI: 10.1016/j.resconrec.2005.09.005.
- MAŠKARINEC, P. 2013. Prostorová analýza prezidentských voleb v České republice v roce 2013. *Sociológia*, vol. 45, issue 5, s. 435-469. ISSN 0049 – 1225.
- MAŠKARINEC, P. 2013b. *Volební geografie Libereckého kraje 1992-2010: analýza voličského chování z pohledu explorační analýzy dat (ESDA)*. Brno, 2013. Dizertační práce.
- MAŠKOVÁ, M. 1993. Demografické aspekty stárnutí obyvatelstva České republiky. *Demografie*. 1993, 35 (4), s. 236–246. ISSN 0011-8265.
- MAZZANTI, M.; MONTINI, A.; ZOBOLI, R. 2008. Municipal waste generation and socioeconomic drivers: Evidence from comparing northern and southern Italy. *The Journal of Environment & Development*. 2008-01-04, vol. 17, issue 1, s. 51-69. ISSN 1552-5465. DOI: 10.1177/1070496507312575.

- MAZZANTI, M.; MONTINI, A. 2014. Waste Management beyond the North-South Divide: Spatial Analyses of Geographical, Economic and Institutional Dimensions. In: KINNAMAN, T. C.; TAKEUCHI, K.. *Handbook on waste management*. Cheltenham: Edward Elgar Pub. Ltd., 2014. Elgar original reference. ISBN 0857936859.
- MAZZANTI, M.; ZOBOLI, R. 2009. Municipal waste Kuznets curves: evidence on socio-economic drivers and policy effectiveness from the EU. *Environmental and Resource Economics*. 2009, vol. 44, issue 2, s. 203-230. ISSN 1573-1502. DOI: 10.1007/s10640-009-9280-x. ISSN 1573-1502.
- MELOUN, M.; MILITKÝ, J. 2004. *Statistická analýza experimentálních dat*. Vyd. 2., upravené a rozšířené. Praha: Academia, 2004. ISBN 80-200-1254-0.
- MILLER, I.; LAUZON, A.; WATTLE, B.; RITTER, M.; HOOD, J. 2009. Determinants of Municipal Solid Waste Generation and Recycling in Western New York Communities. *The Journal of Solid Waste Technology and Management*. 2009-11-1, vol. 35, issue 4, s. 209-236. ISSN 1088-1697. DOI: 10.5276/JSWTM.2009.209.
- MINISTERSTVO VNITRA ČESKÉ REPUBLIKY. 2012. *Metodický materiál odboru dozoru a kontroly veřejné správy Ministerstva vnitra*. [online]. [cit. 2014-06-19]. Dostupné z www: <http://www.caoh.cz/data/article/mv--zakon-o-MISTNICH-poplatich---zvyseni-poplatku-za-odpad.pdf>.
- MINISTERSTVO ŽIVOTNÍHO PROSTŘEDÍ. 2017. *Katalog odpadů*. [online]. [cit. 2017-07-01]. Dostupné z www: http://www.env.cz/cz/katalog_odpadu.
- MOHAI P.; TWIGHT B. 1987. Age and environmentalism: An elaboration of the Buttel model using national survey evidence. *Social Science Quarterly*. 1987, roč. 1987, č. 68, s. 35-40. ISSN:1540-6237.
- MORAVEC, Š. 2014. *Domovní a bytový fond podle výsledků Sčítání lidu*. Český statistický úřad. Dostupné z www: <https://www.czso.cz/documents/10180/20551777/17021614.pdf/6bf03ae5-3196-464e-9200-611c97ba8484?version=1.0>.
- MUSIL, J.; MÜLLER, J. 2008. Vnitřní periferie v České republice jako mechanismus sociální exkluze. *Sociologický časopis*. 2008, roč. 44, č. 2, s. 321-348. ISSN 0038-0288.
- NETRDOVÁ, P. 2010. *Současné trendy v kvantitativní analýze geografických dat: Možnosti a problémy prostorové analýzy*. Praha, 2010. Dizertační práce.
- NETRDOVÁ, P.; NOSEK, V. 2009. Přístupy k měření významu geografického rozměru společenských nerovnoměrností. *Geografie*. 2009, 114, s. 52-65. ISSN 1212-0014.
- OGWUELEKA, T. C. 2013. Survey of household waste composition and quantities in Abuja, Nigeria. *Resources, Conservation and Recycling*. 2013, vol. 77, s. 52-60. ISSN 0921-3449. DOI: 10.1016/j.resconrec.2013.05.011.
- OPENSHAW, S., TAYLOR, P. 1979. A million or so correlation coefficients: three experiments on the modifiable areal unit problem. *Statistical methods in the spatial sciences*, 1979, s. 127-144.

- PATEL, M. K., et al. 1998. Plastics streams in Germany: An analysis of production, consumption and waste generation. *Resources, Conservation and Recycling*. 1998, vol. 24, 3-4, s. 191-215. ISSN 0921-3449. DOI: 10.1016/S0921-3449(98)00015-9.
- PAVLÍK, Z., RYCHTAŘÍKOVÁ, J., ŠUBRTOVÁ, A. 1986. *Základy demografie*. Academia, Praha.
- PAVLÍK, T.; DUŠEK, L. 2012. *Biostatistika*. Brno: Akademické nakladatelství CERM, 2012. ISBN 978-80-7204-782-6.
- PEARCE, D. W. 1994. *Macmillanův slovník moderní ekonomie*. [1. české vyd.]. Praha: Victoria Publishing, 1994, 549 s. ISBN 80-856-0542-2.
- PURCELL, M.; MAGETTE, W. L. Prediction of household and commercial BMW generation according to socio-economic and other factors for the Dublin region. *Waste management*. 2009, vol. 29, issue 4, s. 1237-1250. ISSN 0956-053X. DOI: 10.1016/j.wasman.2008.10.011.
- RAZALI, N. M.; WAH, Y. B. 2011. Power comparison of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*. 2011, vol. 2, no. 1, s. 21-33. ISBN 978-967-363-157-5.
- REICHARD, C. 2009. Demografischer Wandel und die Bereiche Ver- und Entsorgung. In: Bauer, H.; Büchner, Ch.; Gründel, O (Hrsg.): *Demografie im Wandel: Herausforderungen für die Kommunen*. Universitätsverlag Potsdam. ISBN 978-3-940793-98-0.
- REKTOŘÍK, J. et al., 2012. *Ekonomika a řízení odvětví technické infrastruktury: teoretická část, odvětvová část*. 2. aktualiz. vyd. Praha: Ekopress, 2012, 209 s. ISBN 978-80-86929-79-8.
- REKTOŘÍK, J.; ŠELEŠOVSKÝ, J. 2002. *Sociální a technická infrastruktura: Rukověť územní samosprávy*. 1. vydání. Brno: Masarykova Univerzita, 2002. 138 s. ISBN 80-210-2956-0.
- ROKKA, J.; UUSITALO, L. 2008. Preference for green packaging in consumer product choices - Do consumers care?. *International Journal of Consumer Studies*. 2008, 32(5), s. 516-525. ISSN 14706423. DOI: 10.1111/j.1470-6431.2008.00710.x.
- RUMPEL, P.; SLACH, O. 2012. Je Ostrava: smršťujícím se městem? *Sociologický časopis*. 2012, 48(5), s. 859-878. ISSN 0038-0288.
- ŘEHÁK, J.; BROM, O. 2015. *SPSS – Praktická analýza dat*. Brno: Computer Press, 2015. ISBN 978-80-251-4609-5.
- SALHOFER, S.; OBERSTEINER, G.; SCHNEIDER, F.; LEBERSORGER, S. 2008. Potentials for the prevention of municipal solid waste. *Waste management*. 2008, vol. 28, s. 245-259. ISSN 0956-053X. DOI: 10.1016/j.wasman.2007.02.026.
- SAPHORES, J.-D. M.; NIXON, H. 2014. How effective are current household recycling policies? Results from a national survey of U.S. households. *Resources, Conservation and Recycling*. 2014, 92, s. 1-10. ISSN 09213449. DOI: 10.1016/j.resconrec.2014.08.010.
- SCHILLER, G. 2007. Demographic Change and Infrastructural Cost – A Calculation Tool for Regional Planning. *Paper proposed for SUE-MoT Conference 2007*, Glasgow.

- SCHIPFER, R. K. 2005. Der Wandel der Bevölkerungsstruktur in Österreich : Auswirkungen auf Regionen und Kommunen. *Working Paper Nr. 51*. 2005. Wien: Österreichisches Institut für Familienforschung.
- SCHULTZ, P.; OSKAMP, S.; MAINIERI, T. 1995. Who recycles and when? A review of personal and situational factors. *Journal of Environmental Psychology*. 1995, vol. 15, issue 2, s. 105-121. ISSN 0272-4944. DOI: 10.1016/0272-4944(95)90019-5.
- SIDIQUE, S. F.; JOSHI, S. V.; LUPI, F. 2010. Factors influencing the rate of recycling: An analysis of Minnesota counties. *Resources, Conservation and Recycling*. 2010, vol. 54, issue 4, s. 242-249. ISSN 0921-3449. DOI: 10.1016/j.resconrec.2009.08.006.
- SIEDENTOP, S. et al. 2006a. Infrastrukturkosten in der Regionalplanung. *Werkstatt: Praxis Heft 43*. Bonn: BMVBS/BBB. 2006. ISBN 3-87994-943-3.
- SIEDENTOP, S. et al. 2006b. *Siedlungsentwicklung und Infrastrukturfolgekosten – Bilanzierung und Strategieentwicklung: Endbericht*. Bonn: BBR-Online-Publikation. 2006. ISSN 1863-8732.
- SKUMATZ, L. A.; FREEMAN, D. J. 2006. *Pay as you Throw (PAYT) in the US: 2006 Update and Analyses, prepared for EPA and SERA*. Skumatz Economic Research Associates, Colorado.
- SLAVÍK, J.; RYBOVÁ, K. 2017. „The Costs of Municipal Waste and Separate Collection. Efficient Measures How to Cut Them Down“ In: Matějová, L. (eds.) *Proceedings of the 21th International Conference Current Trends in Public Sector Research 2017*. Brno: Masaryk University, 2016. pp. 371-378. ISSN 2336-1239. ISBN 978-80-210-8448-3.
- SOJKA, Milan. 1998. *Malá encyklopedie moderní ekonomie*. 2. opr. vyd. Praha: Libri, 1998, 270 s. ISBN 80-859-8348-6.
- SPURNÁ, P. 2007. *Geografické aspekty volebního chování obyvatel obyvatele v Česku v letech 2002 a 2006*. Praha, 2007. Diplomová práce.
- SPURNÁ, P. 2008. Geograficky vážená regrese: Metoda analýzy prostorové nestacionarity geografických jevů. *Geografie*. 2008, 113, č. 2, s. 21-35. ISSN 1212-0014.
- SPURNÁ, P. 2008b. Prostorová autokorelace – všudypřítomný jev při analýze prostorových dat? *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*. 2008, 44, č. 4, str. 767 – 787. ISSN 2336-128X.
- STARR, J.; NICOLSON, C. 2015. Patterns in trash: Factors driving municipal recycling in Massachusetts. *Resources, Conservation and Recycling*. 2015, 99, str. 7-18. ISSN 0921-3449. DOI: 10.1016/j.resconrec.2015.03.009.
- STERNER, T.; BARTELINGS, H. 1999. Household waste management in a Swedish municipality: determinants of waste disposal, recycling and composting. *Environmental and resource economics*. 1999, vol. 13, issue 4, s. 473-491. ISSN 1573-1502. DOI: 10.1023/A:1008214417099.
- STRUK, M. 2017. Distance and incentives matter: The separation of recyclable municipal waste. *Resources, Conservation and Recycling*. 2017, 122, s. 155-162. ISSN 09213449. DOI: 10.1016/j.resconrec.2017.01.023.

- STRUK, M.; SOUKOPOVÁ, J. 2016. Age Structure and Municipal Waste Generation and Recycling – New Challenge for the Circular Economy. *Proceedings of 4th International Conference on Sustainable Solid Waste Management 23rd - 25th June 2016 Limassol, Cyprus*.
- SVAZ MĚST A OBCÍ ČESKÉ REPUBLIKY. 2011. *Aktualizace strategie rozvoje nakládání s odpady v obcích a městech ČR*. Praha: Svaz měst a obcí České republiky. Dostupné z [www: http://www.smocr.cz/cz/publikace/aktualizovana-strategie-rozvoje-nakladani-s-odpady-v-obcich-a-mestech-cr.aspx](http://www.smocr.cz/cz/publikace/aktualizovana-strategie-rozvoje-nakladani-s-odpady-v-obcich-a-mestech-cr.aspx).
- ŠWIDA, J.; HALAGARDA, M.; POPEK, S. 2018. Perceptions of older consumers regarding food packagings as a prerequisite for its improvement: A case study of Polish market. *International Journal of Consumer Studies*. 2018, s. 1-9. DOI: 10.1111/ijcs.12427.
- ŠAUER, P.; PAŘÍZKOVÁ, L.; HADRABOVÁ, A. 2008. Charging systems for municipal solid waste: Experience from the Czech republic. *Waste Management*. 2008, vol. 28, issue 12, s. 2772-2777. ISSN 0956-053X. DOI: 10.1016/j.wasman.2008.03.030.
- ŠŤASTNÁ, J. 2014. Sběr bioodpadů a kovů: Na co se obce mají připravit. Moderní obec: odborný časopis pro veřejnou správu. 2014, roč. 20, č. 12. ISSN 1211-0507.
- TALALAJ, I. A.; WALERY, M. 2015. The effect of gender and age structure on municipal waste generation in Poland. *Waste Management*. 2015, vol. 40, s. 3-8. ISSN 0956-053X. DOI: 10.1016/j.wasman.2015.03.020.
- TERRY, N. 2002. The determinants of municipal recycling: a time series approach. *Southwestern Economic Review*. 2002, vol. 29, issue 1, s. 53-62. ISSN 1941-7683.
- TRANG, P. T. T.; HUYNH, Q. D.; DINH Q. T.; NGUYEN, T. X. H.; NGUYEN, T. T. 2017. The Effects of Socio-economic Factors on Household Solid Waste Generation and Composition: A Case Study in Thu Dau Mot, Vietnam. *Energy Procedia*. 2017, vol 107, s. 253-258. ISSN 1876-6102. DOI: 10.1016/j.egypro.2016.12.144.
- VEDRAL, J. 2002. Několik poznámek k možným formám platby za komunální odpad. *Juristic.cz*. 2002. ISSN 1802-789X. Dostupné z [www: http://spravni.juristic.cz/174304/clanek/j_obce.html](http://spravni.juristic.cz/174304/clanek/j_obce.html).
- VENCATASAWMY, C.P.; OHMAN, M.; BRANNSTROM, T.A. 2000. A survey of recycling behavior in households in Kiruna, Sweden. *Waste Management & Research*. 2000, 18, s. 545–556. ISSN 0734-242X.
- VRBOVÁ, M. 2011. Co je to vlastně komunální odpad? *Odpady*. 2011, č. 5. ISSN 1210-4922.
- WHEELER D. C.; PÁEZ A. 2010. *Geographically Weighted Regression. Handbook of Applied Spatial Analysis*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.
- WONG, D. 2009. The Modifiable Areal Unit Problem (MAUP). In: Fotheringham, A. S., Rogerson, P. A. (eds): *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. SAGE, London, s. 105–123.

ZHANG, G. 2015. Spatial characteristics of municipal solid waste generation and its influential factors on city scale: a case study of Xiamen, China. *Journal of Material Cycles and Waste Management*. 2015, vol. 17, issue 2, s. 399–409. ISSN 1611-8227. DOI 10.1007/s10163-014-0257-7

Použité zdroje dat

CENIA. 2011. Informační systém odpadového hospodářství [databáze].

CENIA. 2013. Produkce odpadů v krajích České republiky, 2003–2012. Praha: Ministerstvo životního prostředí České republiky, 2013. Dostupné z www: <http://www1.cenia.cz/www/sites/default/files/Produkce%20odpad%C5%AF%20v%20kraj%C3%ADch%20C4%8CR%202003%20-%202012.pdf> [cit. 2014-27-05].

CENIA. 2017. Produkce odpadů v krajích České republiky, 2009–2016. Praha: Ministerstvo životního prostředí České republiky, 2017. http://www1.cenia.cz/www/sites/default/files/2017-10-4_Produkce_odpadu_kraje_2009_2016_F.pdf [cit. 2018-06-02].

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2003. *Sčítání lidu, domů a bytů 2001 – domácnosti: Česká republika*. Praha: Český statistický úřad, 2003, 225 s. Obyvatelstvo, 4106-02. ISBN 80-7223-895-7.

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2011. Vytříděná data ze Sčítání lidu, domů a bytů 2011. Praha, Český statistický úřad.

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2012. Územně analytické podklady. Praha, Český statistický úřad. Dostupný z www: https://www.czso.cz/csu/czso/csu_a_uzemne_analyticke_podklady [cit. 2017-07-01].

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2013a. *Produkce, využití a odstranění odpadů - 2012*. Praha: Český statistický úřad. Dostupný z www: <https://www.czso.cz/csu/czso/produkce-vyuziti-a-odstraneni-odpadu-2012-oz9i2gacjt> [cit. 2017-07-01].

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2013b. *Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100*. Praha: Český statistický úřad. Dostupný z www: <http://www.czso.cz/csu/2013edicniplan.nsf/p/4020-13>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2014a. *Domácnosti jednotlivců – 2011*. Praha: Český statistický úřad. Dostupný z www: <https://www.czso.cz/csu/czso/domacnosti-jednotlivcu-2011-fnqh82opjt> [cit. 2017-24-06].

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2014b. *Úroveň vzdělání obyvatelstva podle výsledků sčítání lidu – 2011*. Praha: Český statistický úřad. Dostupný z www: <https://www.czso.cz/csu/czso/uroven-vzdelani-obyvatelstva-podle-vysledku-scitani-lidu-2011-xllg5xjb8q> [cit. 2017-24-06].

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2017a. *Česká republika od roku 1989 v číslech - 2016*. Praha: Český statistický úřad. Dostupný z www: <https://www.czso.cz/csu/czso/ceska-republika-od-roku-1989-v-cislech-w0i9dxmghn#01> [cit. 2017-11-12].

- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2017b. *Produkce, využití a odstranění odpadů - 2016*. Praha: Český statistický úřad. Dostupný z [www: https://www.czso.cz/csu/czso/produkce-vyuziti-a-odstraneni-odpadu](https://www.czso.cz/csu/czso/produkce-vyuziti-a-odstraneni-odpadu) [cit. 2018-06-02].
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2017c. *Příjmy a životní podmínky domácností*. Praha: Český statistický úřad. Dostupný z [www: https://www.czso.cz/csu/czso/prijmy-a-zivotni-podminky-domacnosti-2016](https://www.czso.cz/csu/czso/prijmy-a-zivotni-podminky-domacnosti-2016) [cit. 2017-11-12].
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2017d. *Seniori v mezinárodním srovnání 2017*. Praha: Český statistický úřad. Dostupný z [www: https://www.czso.cz/csu/czso/seniori-v-cr-v-datech-2017](https://www.czso.cz/csu/czso/seniori-v-cr-v-datech-2017) [cit. 2017-11-12].
- EUROSTAT. 2017. Generation of municipal waste per capita. Dostupný z [www: http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=cei_pc031&plugin=1](http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=cei_pc031&plugin=1) [cit. 2018-07-04].
- EUROSTAT. 2017b. Recycling rate of municipal waste. http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=cei_wm011&plugin=1 [cit. 2018-07-04].
- INCOMA GfK. 2013. *Kupní síla v okresech a obcích ČR* [databáze]. Praha: INCOMA GfK, 2013 [cit. 2014-06-27].

Přílohy

Seznam příloh

Příloha 1	Korelace mezi vysvětlujícími proměnným, Spearmanův koeficient korelace	199
Příloha 2	Výsledky lineární regesní analýzy pro produkci komunálního odpadu, všechny vysvětlující proměnné.....	202
Příloha 3	Vztah standardizovaných predikovaných hodnot a standardizovaných reziduí ...	203
Příloha 4	Histogramy regresních reziduí.....	204
Příloha 5	P-P graf regresních reziduí	206
Příloha 6	Prostorová distribuce regresních reziduí a prostorová autokorelace regresních reziduí, lineární regrese	208
Příloha 7	Výsledky lineární regesní analýzy pro produkci směsného komunálního odpadu, všechny vysvětlující proměnné	216
Příloha 8	Výsledky lineární regesní analýzy pro produkci skla, všechny vysvětlující proměnné	217
Příloha 9	Výsledky lineární regesní analýzy pro produkci plastů, všechny vysvětlující proměnné	218
Příloha 10	Prostorová distribuce regresních reziduí a prostorová autokorelace regresních reziduí, geograficky vážená regrese	219

Příloha 1 – Korelace mezi vysvětlujícími proměnným, Spearmanův koeficient korelace

	Průměrná velikost domácností	Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	Domácnosti se závislými dětmi (%)	Osoby ve věku 0–14 let (%)	Osoby ve věku 15–64 let (%)	Osoby ve věku 65 a více let (%)	Index stáří	Index ekonomického zatížení
Průměrná velikost domácností	1,000	0,253**	0,603**	,360**	0,013	–0,270**	–0,352**	–0,013
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	0,253**	1,000	0,495**	0,529**	–0,061**	–0,336**	–0,478**	0,060**
Domácnosti se závislými dětmi (%)	0,603**	0,495**	1,000	0,587**	0,041**	–0,465**	–0,593**	–0,041**
Osoby ve věku 0–14 let (%)	0,360**	0,529**	0,587**	1,000	–0,233**	–0,490**	–0,814**	0,238**
Osoby ve věku 15–64 let (%)	0,013	–0,061**	0,041**	–0,233**	1,000	–0,650**	–0,285**	–0,995**
Osoby ve věku 65 a více let (%)	–0,270**	–0,336**	–0,465**	–0,490**	–0,650**	1,000	0,883**	0,655**
Index stáří	–0,352**	–0,478**	–0,593**	–0,814**	–0,285**	0,883**	1,000	0,285**
Index ekonomického zatížení	–0,013	0,060**	–0,041**	0,238**	–0,995**	0,655**	0,285**	1,000
Průměrný věk	–0,447**	–0,500**	–0,681**	–0,742**	–0,273**	0,813**	0,905**	0,274**
Mediánový věk	–0,443**	–0,502**	–0,678**	–0,742**	–0,272**	0,812**	0,905**	0,273**
Index masculinity	0,029*	–0,012	–0,066**	–0,027*	0,149**	–0,118**	–0,062**	–0,150**
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	0,035*	0,055**	0,049**	0,013	0,018	–0,015	–0,019	–0,018
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	0,029*	0,223**	0,272**	0,117**	–0,015	–0,070**	–0,100**	0,018
Zaměstnaní v priméru (%)	0,096**	–0,150**	–0,156**	–0,120**	–0,081**	0,159**	0,158**	0,080**
Zaměstnaní v sekundéru (%)	0,187**	–0,062**	0,051**	–0,055**	–0,030*	0,084**	0,079**	0,030*
Index dojížděky do zaměstnání	–0,268**	–0,101**	–0,154**	–0,064**	0,100**	–0,048**	0,000	–0,101**
Míra nezaměstnanosti	–0,052**	–0,197**	–0,195**	–0,077**	0,029*	0,033*	0,054**	–0,030*
Domácnosti v rodinných domech (%)	0,397**	0,006	0,085**	–0,038**	–0,192**	0,206**	0,151**	0,193**
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	–0,291**	0,027*	–0,009	0,055**	0,198**	–0,215**	–0,165**	–0,199**
Vytápění na pevná paliva (%)	–0,049**	–0,151**	–0,251**	–0,092**	–0,106**	0,154**	0,144**	0,104**
Hustota osídlení	0,105**	0,219**	0,362**	0,161**	0,092**	–0,190**	–0,198**	–0,092**
Kupní síla	–0,157**	0,092**	–0,018	–0,082**	0,052**	0,011	0,053**	–0,052**

Příloha 1 – prokračování I

	Průměrný věk	Mediánový věk	Index maskulinity	Osoby se SŠ vzděláním (%)	Osoby s VŠ vzděláním (%)	Zaměstnaní v priméru (%)	Zaměstnaní v sekundéru (%)	Index dojížděky do zaměstnání
Průměrná velikost domácností	-0,447**	-0,443**	0,029*	0,035*	0,029*	0,096**	0,187**	-0,268**
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	-0,500**	-0,502**	-0,012	0,055**	0,223**	-0,150**	-0,062**	-0,101**
Domácnosti se závislými dětmi (%)	-0,681**	-0,678**	-0,066**	0,049**	0,272**	-0,156**	0,051**	-0,154**
Osoby ve věku 0–14 let (%)	-0,742**	-0,742**	-0,027*	0,013	0,117**	-0,120**	-0,055**	-0,064**
Osoby ve věku 15–64 let (%)	-0,273**	-0,272**	0,149**	0,018	-0,015	-0,081**	-0,030*	0,100**
Osoby ve věku 65 a více let (%)	0,813**	0,812**	-0,118**	-0,015	-0,070**	0,159**	0,084**	-0,048**
Index stáří	0,905**	0,905**	-0,062**	-0,019	-0,100**	0,158**	0,079**	0,000
Index ekonomického zatížení	0,274**	0,273**	-0,150**	-0,018	0,018	0,080**	0,030*	-0,101**
Průměrný věk	1,000	0,970**	-0,052**	-0,003	-0,103**	0,162**	0,024	0,019
Mediánový věk	0,970**	1,000	-0,054**	-0,001	-0,101**	0,162**	0,025	0,020
Index maskulinity	-0,052**	-0,054**	1,000	0,063**	-0,155**	0,179**	0,034*	-0,055**
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	-0,003	-0,001	0,063**	1,000	-0,093**	0,052**	0,116**	-0,119**
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	-0,103**	-0,101**	-0,155**	-0,093**	1,000	-0,302**	-0,257**	-0,073**
Zaměstnaní v priméru (%)	0,162**	0,162**	0,179**	0,052**	-0,302**	1,000	-0,070**	-0,118**
Zaměstnaní v sekundéru (%)	0,024	0,025	0,034*	0,116**	-0,257**	-0,070**	1,000	-0,103**
Index dojížděky do zaměstnání	0,019	0,020	-0,055**	-0,119**	-0,073**	-0,118**	-0,103**	1,000
Míra nezaměstnanosti	0,057**	0,053**	0,002	-0,169**	-0,384**	0,093**	0,092**	0,173**
Domácnosti v rodinných domech (%)	0,129**	0,130**	0,075**	0,123**	-0,009	0,199**	0,114**	-0,472**
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	-0,161**	-0,161**	-0,106**	-0,090**	-0,018	-0,186**	-0,045**	0,445**
Vytápění na pevná paliva (%)	0,184**	0,180**	0,228**	0,055**	-0,331**	0,506**	0,024	-0,167**
Hustota osídlení	-0,249**	-0,247**	-0,248**	0,077**	0,404**	-0,641**	0,045**	0,093**
Kupní síla	0,077**	0,075**	-0,039**	0,226**	0,406**	-0,160**	-0,188**	-0,143**

Příloha 1 – prokračování II

	Míra nezaměstnanosti	Domácnosti v rodinných domech (%)	Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	Vytápění na pevná paliva (%)	Hustota osídlení	Kupní síla
Průměrná velikost domácností	-0,052**	0,397**	-0,291**	-0,049**	0,105**	-0,157**
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	-0,197**	0,006	0,027*	-0,151**	0,219**	0,092**
Domácnosti se závislými dětmi (%)	-0,195**	0,085**	-0,009	-0,251**	0,362**	-0,018
Osoby ve věku 0–14 let (%)	-0,077**	-0,038**	0,055**	-0,092**	0,161**	-0,082**
Osoby ve věku 15–64 let (%)	0,029*	-0,192**	0,198**	-0,106**	0,092**	0,052**
Osoby ve věku 65 a více let (%)	0,033*	0,206**	-0,215**	0,154**	-0,190**	0,011
Index stáří	0,054**	0,151**	-0,165**	0,144**	-0,198**	0,053**
Index ekonomického zatížení	-0,030*	0,193**	-0,199**	0,104**	-0,092**	-0,052**
Průměrný věk	0,057**	0,129**	-0,161**	0,184**	-0,249**	0,077**
Mediánový věk	0,053**	0,130**	-0,161**	0,180**	-0,247**	0,075**
Index maskulinity	0,002	0,075**	-0,106**	0,228**	-0,248**	-0,039**
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	-0,169**	0,123**	-0,090**	0,055**	0,077**	0,226**
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	-0,384**	-0,009	-0,018	-0,331**	0,404**	0,406**
Zaměstnaní v priméru (%)	0,093**	0,199**	-0,186**	0,506**	-0,641**	-0,160**
Zaměstnaní v sekundéru (%)	0,092**	0,114**	-0,045**	0,024	0,045**	-0,188**
Index dojížděky do zaměstnání	0,173**	-0,472**	0,445**	-0,167**	0,093**	-0,143**
Míra nezaměstnanosti	1,000	-0,115**	0,131**	0,041**	-0,157**	-0,608**
Domácnosti v rodinných domech (%)	-0,115**	1,000	-0,907**	0,181**	-0,188**	-0,027*
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	0,131**	-0,907**	1,000	-0,248**	0,269**	-0,012
Vytápění na pevná paliva (%)	0,041**	0,181**	-0,248**	1,000	-0,692**	-0,020
Hustota osídlení	-0,157**	-0,188**	0,269**	-0,692**	1,000	0,181**
Kupní síla	-0,608**	-0,027*	-0,012	-0,020	0,181**	1,000

Poznámka: ** statisticky významný výsledek na hladině 1 %, * 5 %

Zdroj: vlastní zpracování

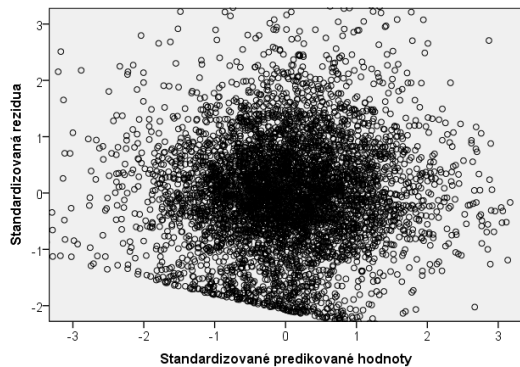
Příloha 2 – Výsledky lineární regrese pro produkci komunálního odpadu, všechny vysvětlující proměnné

Nezávisle proměnné	Nestandardizované koeficienty	Směrodatná odchylka	Standardizované koeficienty	t	Signifikance	Statistiky kolinearity	
						Tolerance	VIF
Konstanta	440,794	369,983		1,191	,234		
Průměrná velikost domácností	-53,285	12,457	-,089	-4,277	,000	,396	2,522
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	-2,729	,870	-,053	-3,137	,002	,604	1,655
Domácnosti se závislými dětmi (%)	,323	,549	,014	,589	,556	,299	3,345
Osoby ve věku 0–14 let (%)	15,707	4,326	,360	3,631	,000	,017	57,379
Osoby ve věku 15–64 let (%)	-2,850	3,662	-,079	-,778	,437	,017	60,572
Osoby ve věku 65 a více let (%)	14,944	4,234	,470	3,530	,000	,010	103,657
Index stáří	-,121	,037	-,073	-3,229	,001	,336	2,975
Index ekonomického zatížení	-8,372	1,668	-,519	-5,020	,000	,016	62,488
Průměrný věk	3,063	3,672	,062	,834	,404	,031	32,528
Mediánový věk	1,347	3,609	,027	,373	,709	,032	31,693
Index maskulinity	-,199	,082	-,036	-2,429	,015	,762	1,313
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	,583	,418	,021	1,394	,163	,771	1,298
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	-,392	,582	-,013	-,673	,501	,459	2,180
Zaměstnaní v priméru (%)	-4,051	,738	-,089	-5,487	,000	,657	1,523
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-1,253	,228	-,085	-5,500	,000	,717	1,395
Index dojížděky do zaměstnání	13,438	9,658	,020	1,391	,164	,846	1,182
Míra nezaměstnanosti	2,965	,678	,076	4,373	,000	,563	1,775
Domácnosti v rodinných domech (%)	-1,049	,226	-,139	-4,635	,000	,190	5,268
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	-3,773	,851	-,129	-4,434	,000	,203	4,930
Vytápění na pevná paliva (%)	-,136	,082	-,028	-1,664	,096	,602	1,661
Hustota osídlení	,051	,016	,057	3,145	,002	,517	1,935
Kupní síla	,006	,004	,024	1,296	,195	,484	2,068

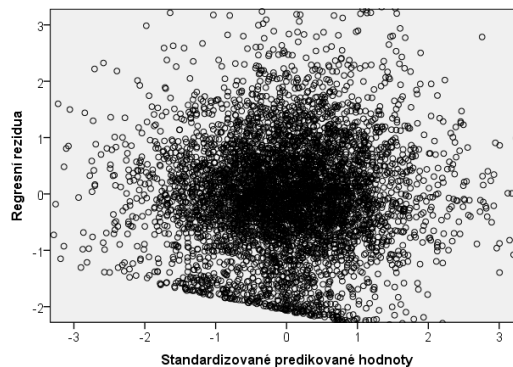
Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 3 – Vztah standardizovaných predikovaných hodnot a standardizovaných reziduí

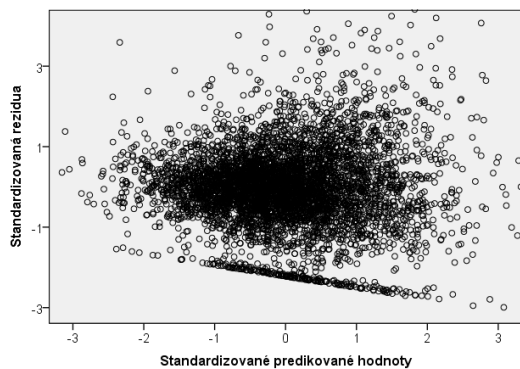
a) Závisle proměnná: komunální odpad
všechny vysvětlující proměnné



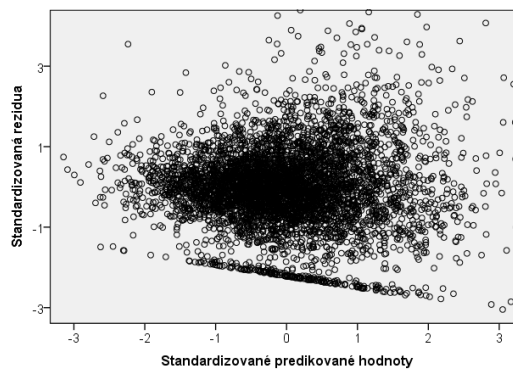
statisticky významné proměnné



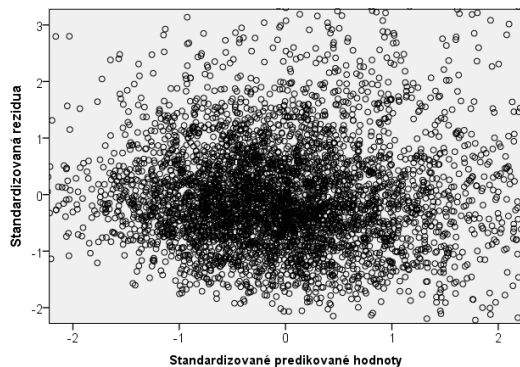
b) Závisle proměnná: směsný komunální odpad
všechny vysvětlující proměnné



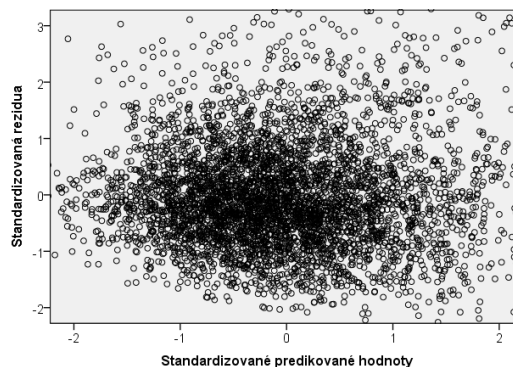
statisticky významné proměnné



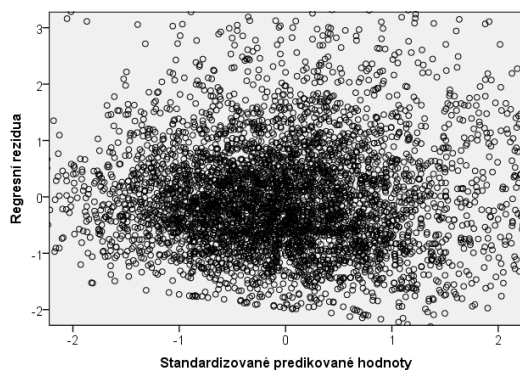
c) Závisle proměnná: sklo
všechny vysvětlující proměnné



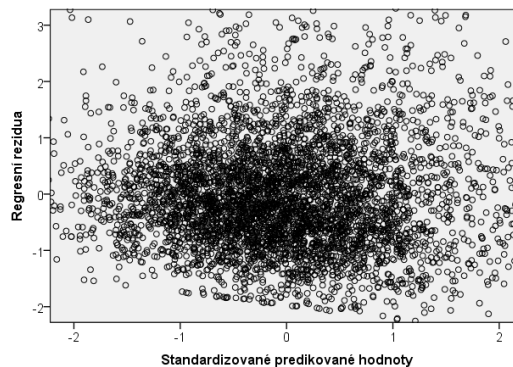
statisticky významné proměnné



**d) Závisle proměnná: plast
všechny vysvětlující proměnné**



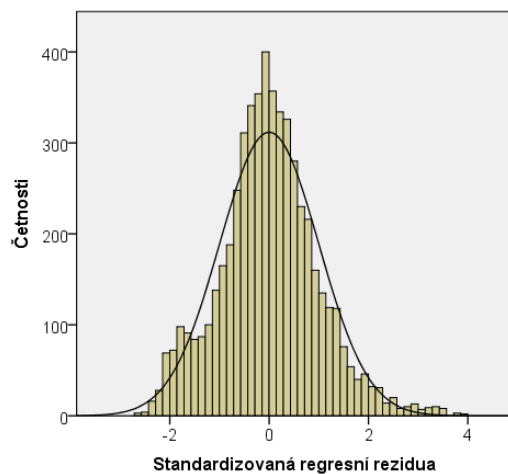
statisticky významné proměnné



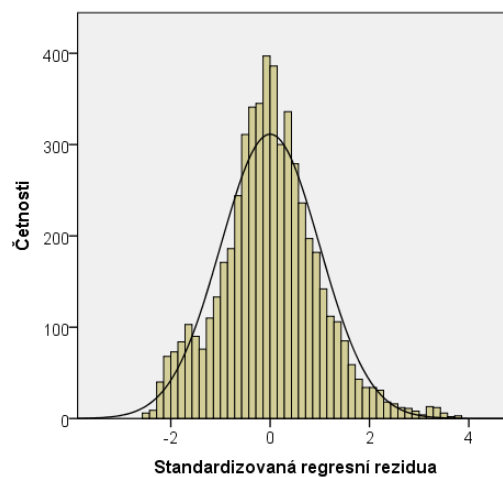
Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 4 – Histogramy regresních reziduí

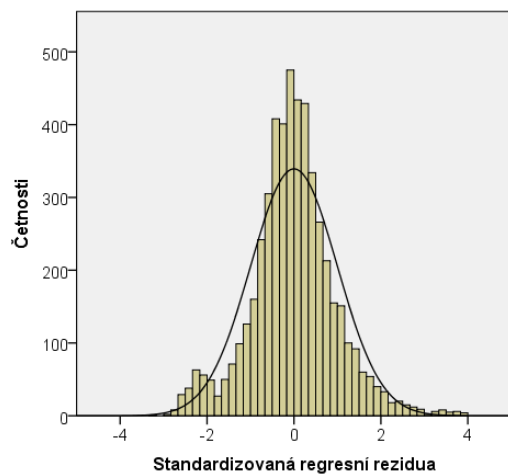
**a) Závisle proměnná: komunální odpad
všechny vysvětlující proměnné**



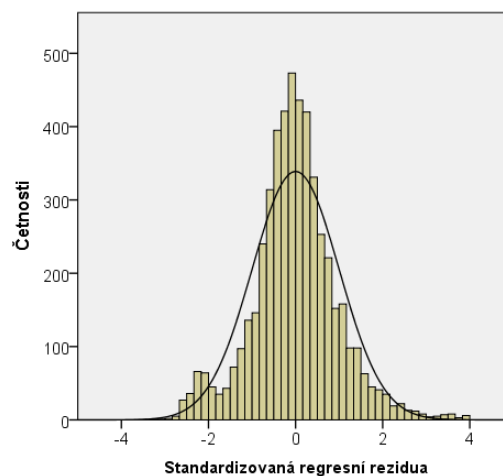
statisticky významné proměnné



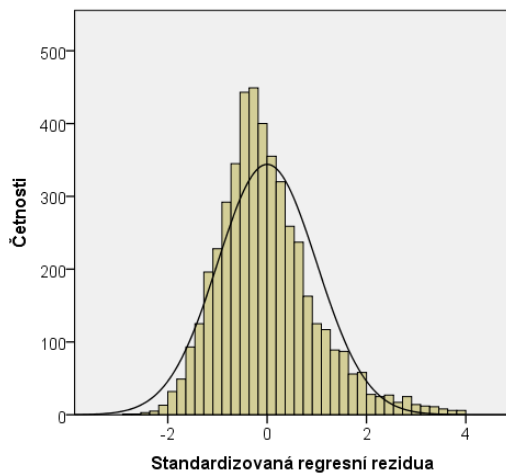
**b) Závisle proměnná: směsný komunální odpad
všechny vysvětlující proměnné**



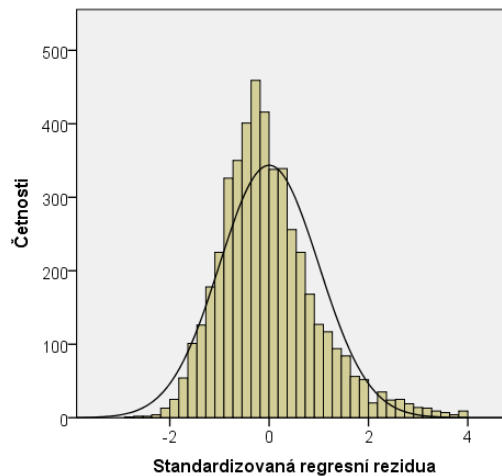
statisticky významné proměnné



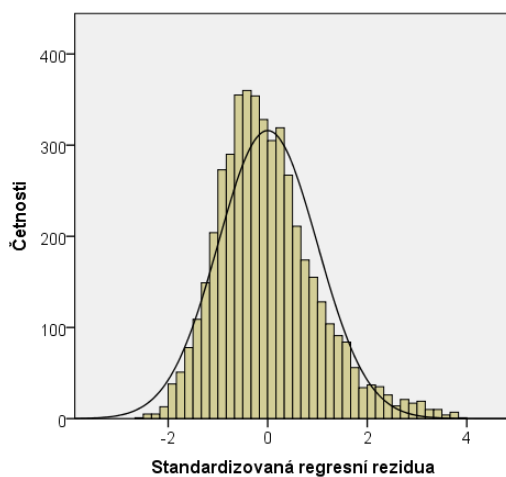
c) Závisle proměnná: sklo
všechny vysvětlující proměnné



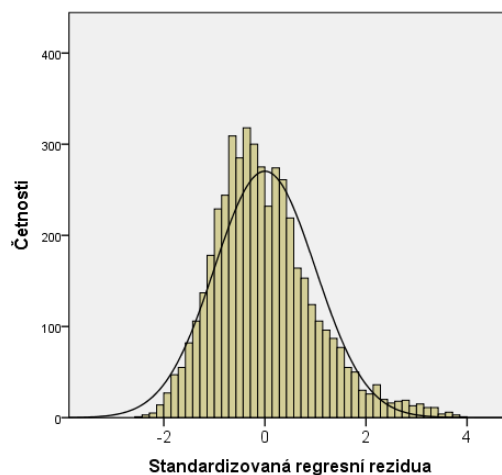
statisticky významné proměnné



d) Závisle proměnná: plast
všechny vysvětlující proměnné



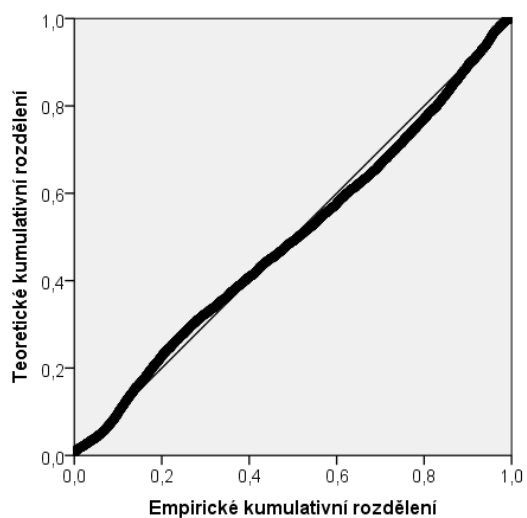
statisticky významné proměnné



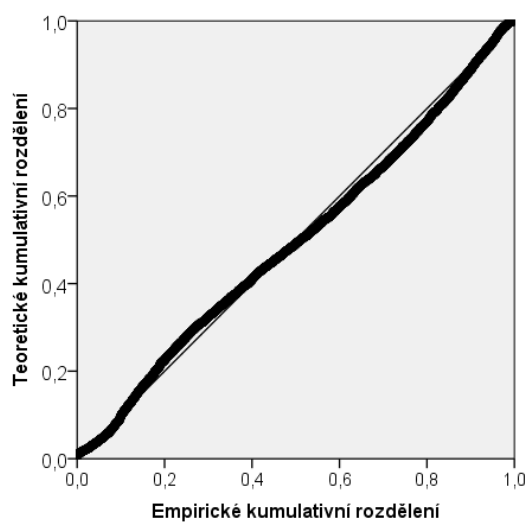
Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 5 – P-P graf regresních reziduí

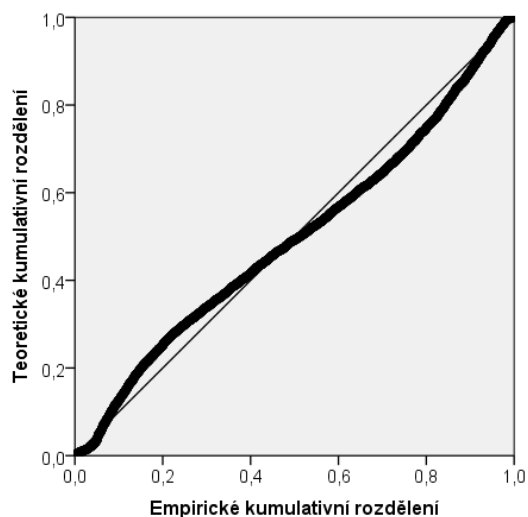
**a) Závisle proměnná: komunální odpad
všechny vysvětlující proměnné**



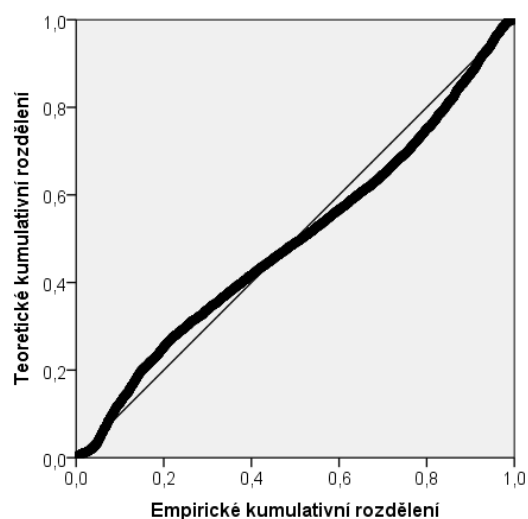
statisticky významné proměnné



**b) Závisle proměnná: směsný komunální odpad
všechny vysvětlující proměnné**

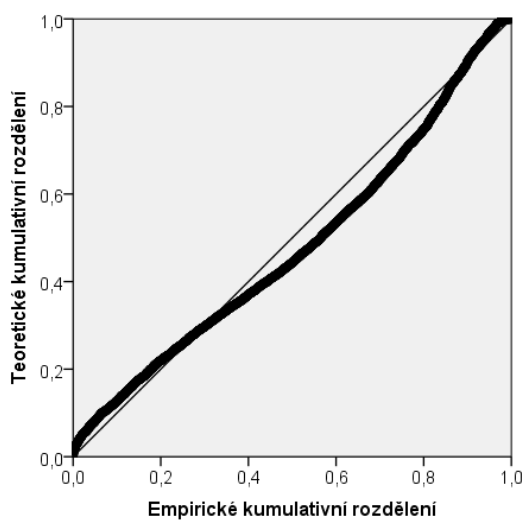


statisticky významné proměnné

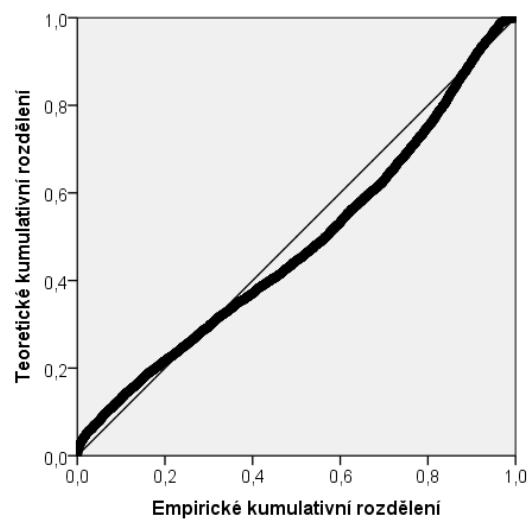


c) Závisle proměnná: sklo

všechny vysvětlující proměnné

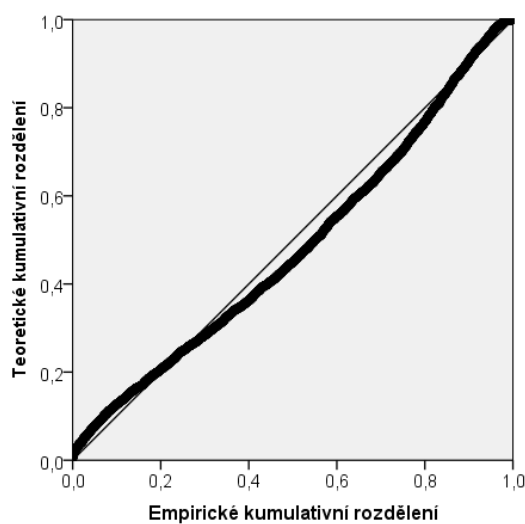


statisticky významné proměnné

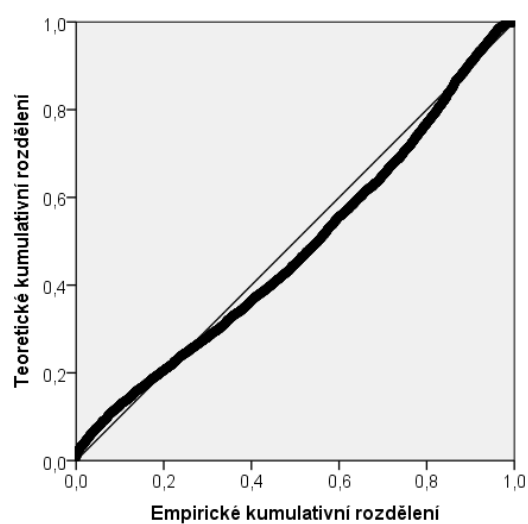


d) Závisle proměnná: plast

všechny vysvětlující proměnné



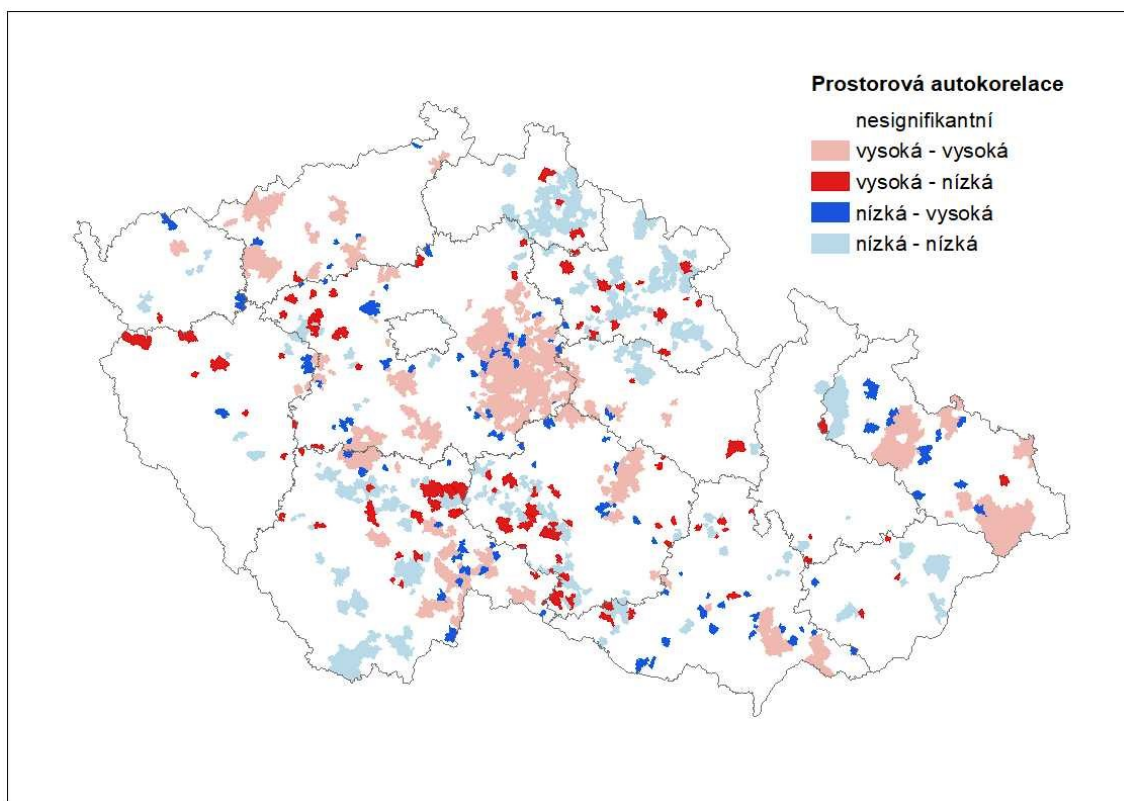
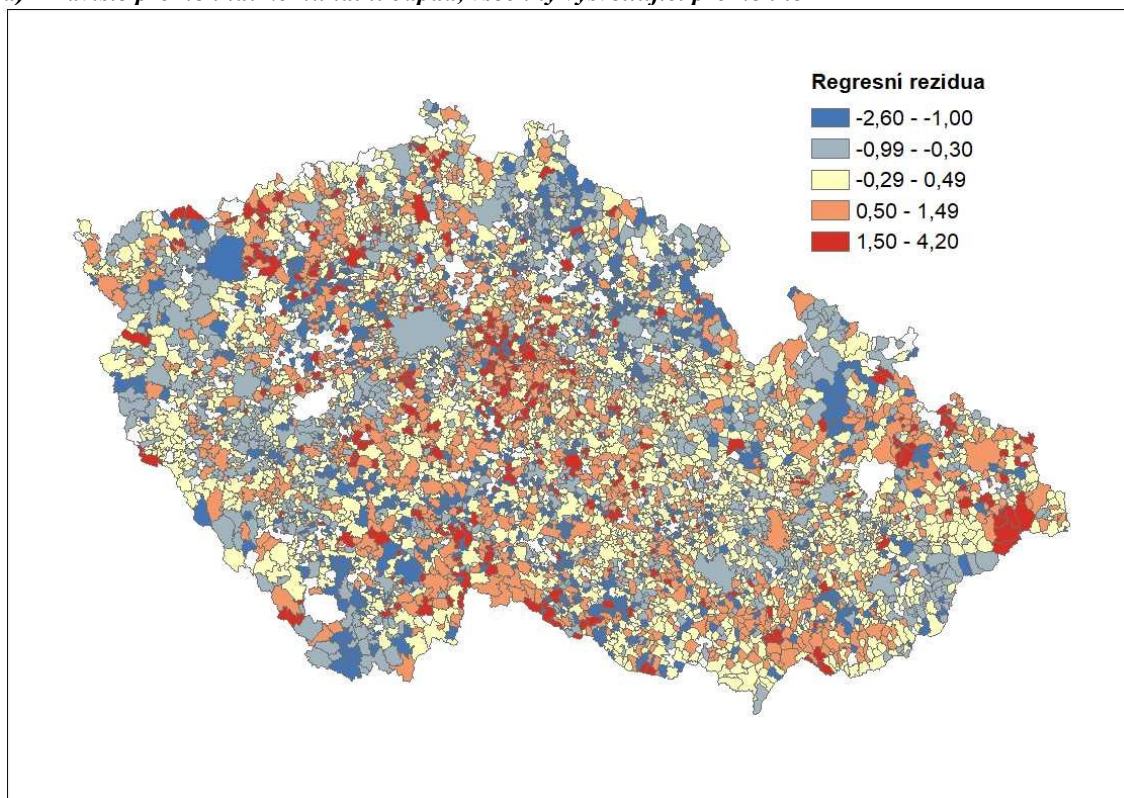
statisticky významné proměnné



Zdroj: vlastní zpracování

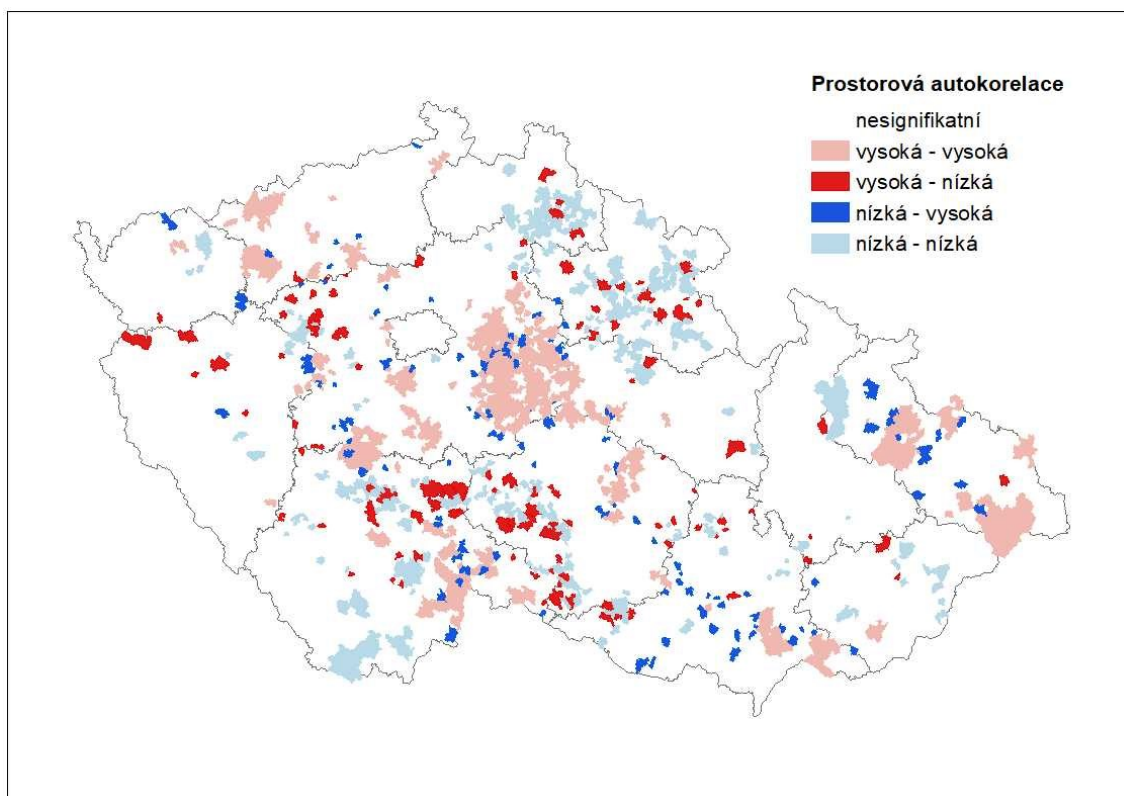
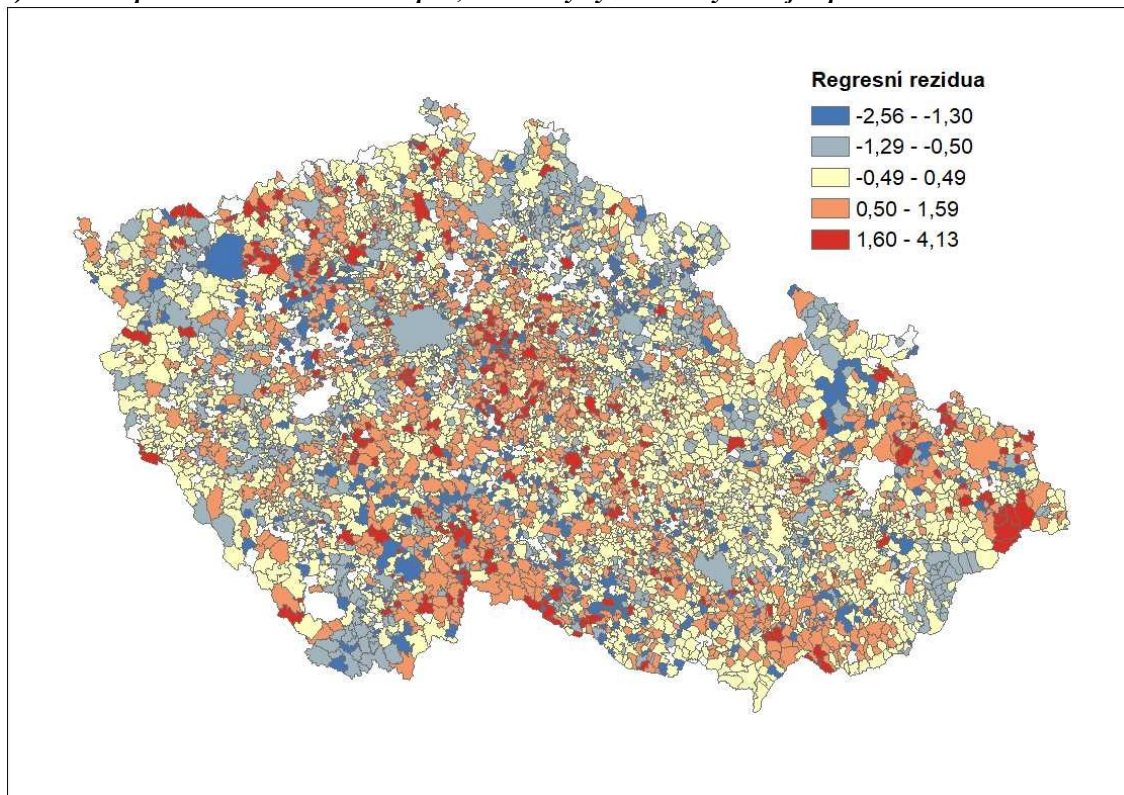
Příloha 6 – Prostorová distribuce regresních reziduí a prostorová autokorelace regresních reziduí, lineární regrese

a) Závisle proměnná: komunální odpad, všechny vysvětlující proměnné



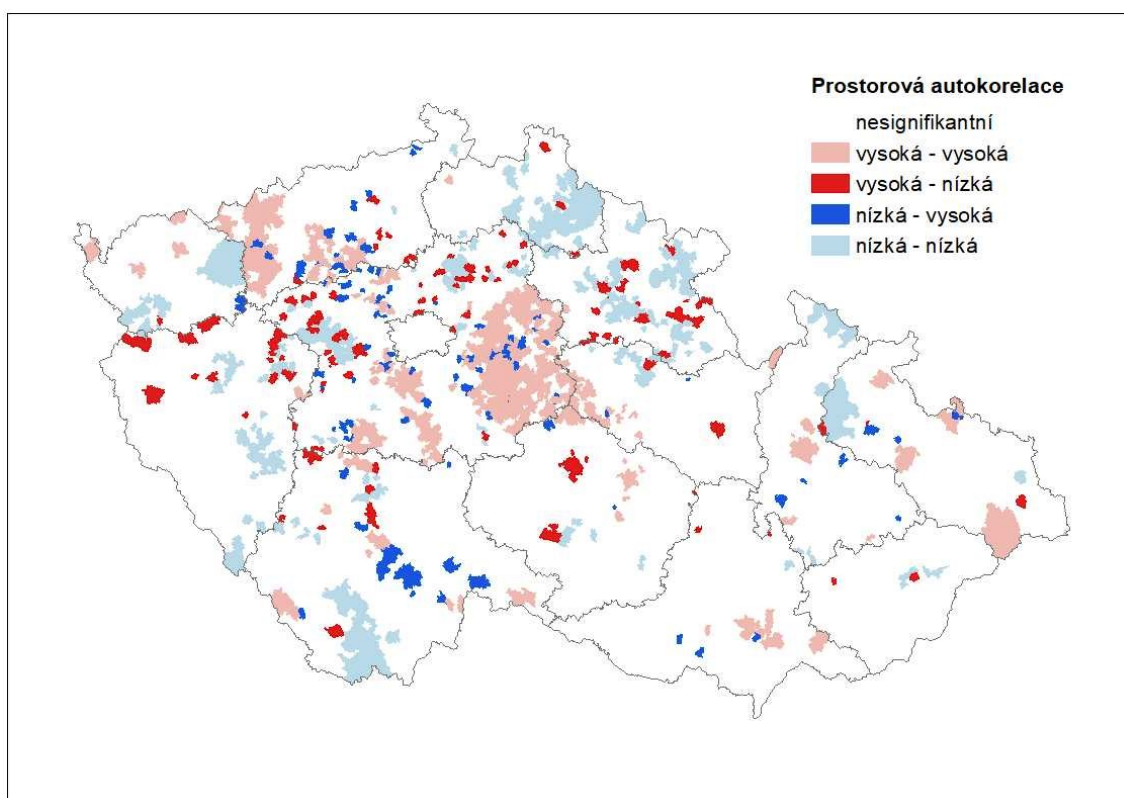
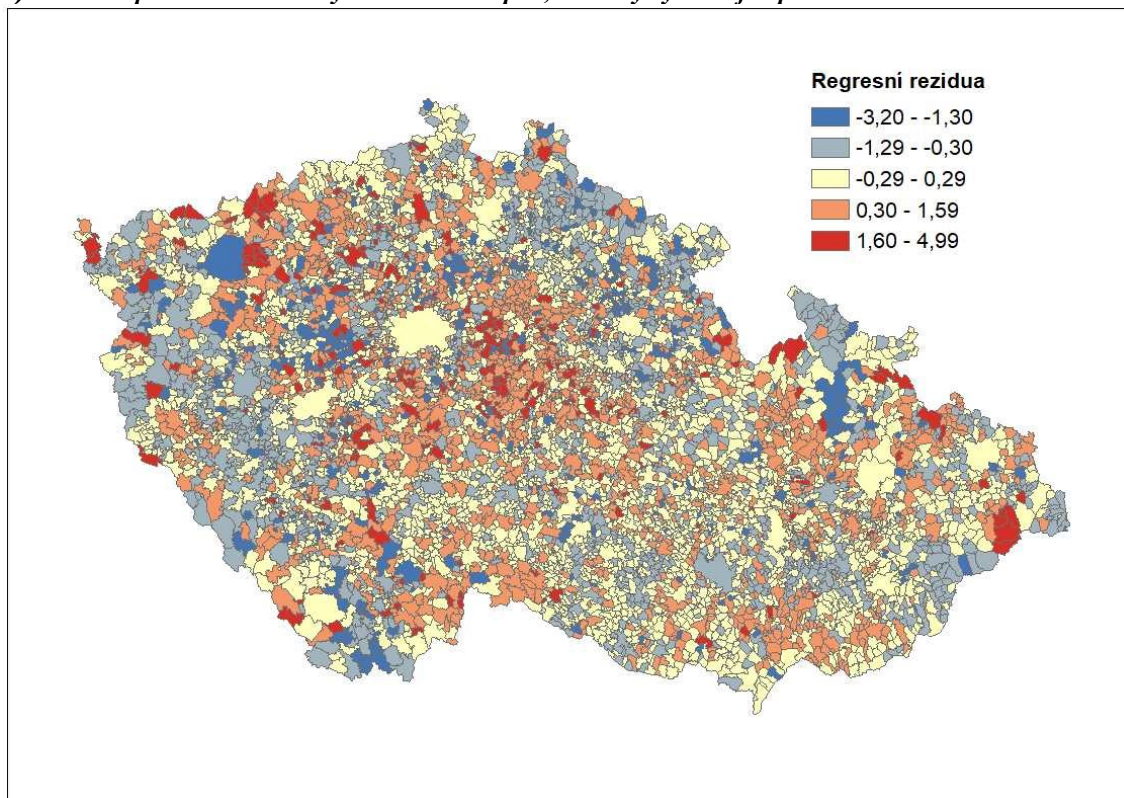
Zdroj: vlastní zpracování

b) Závisle proměnná: komunální odpad, statisticky významné vysvětlující proměnné



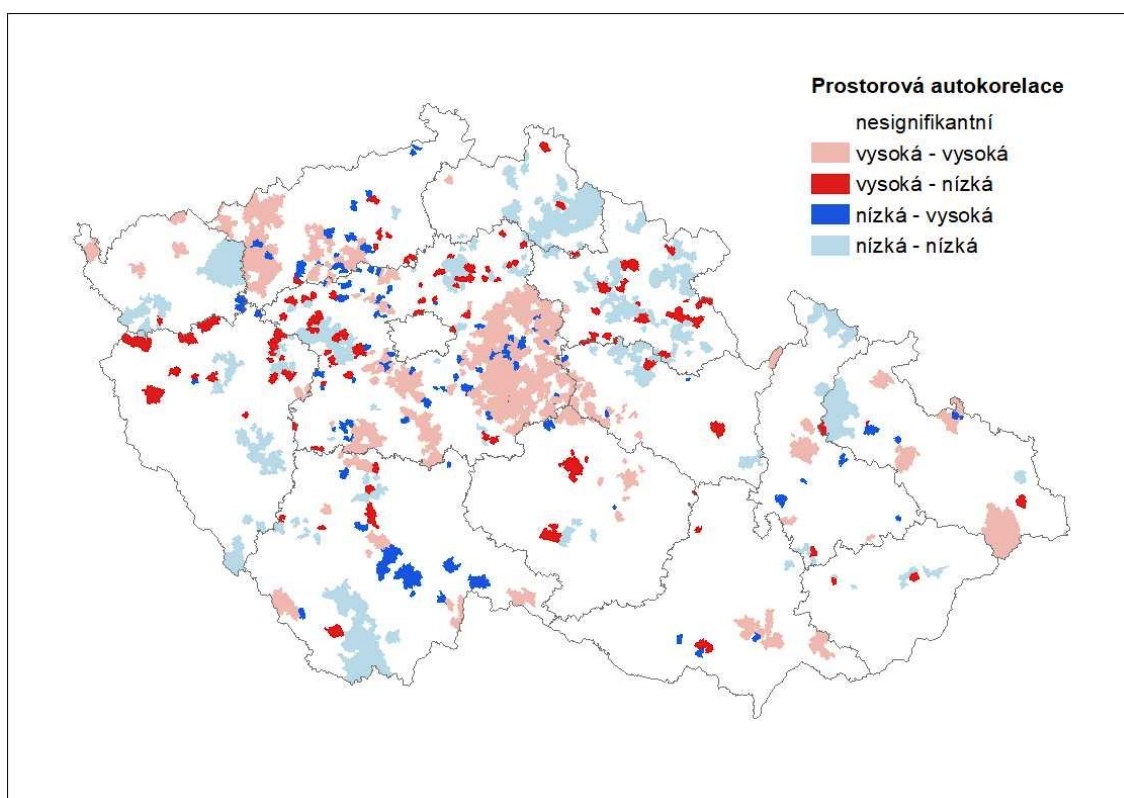
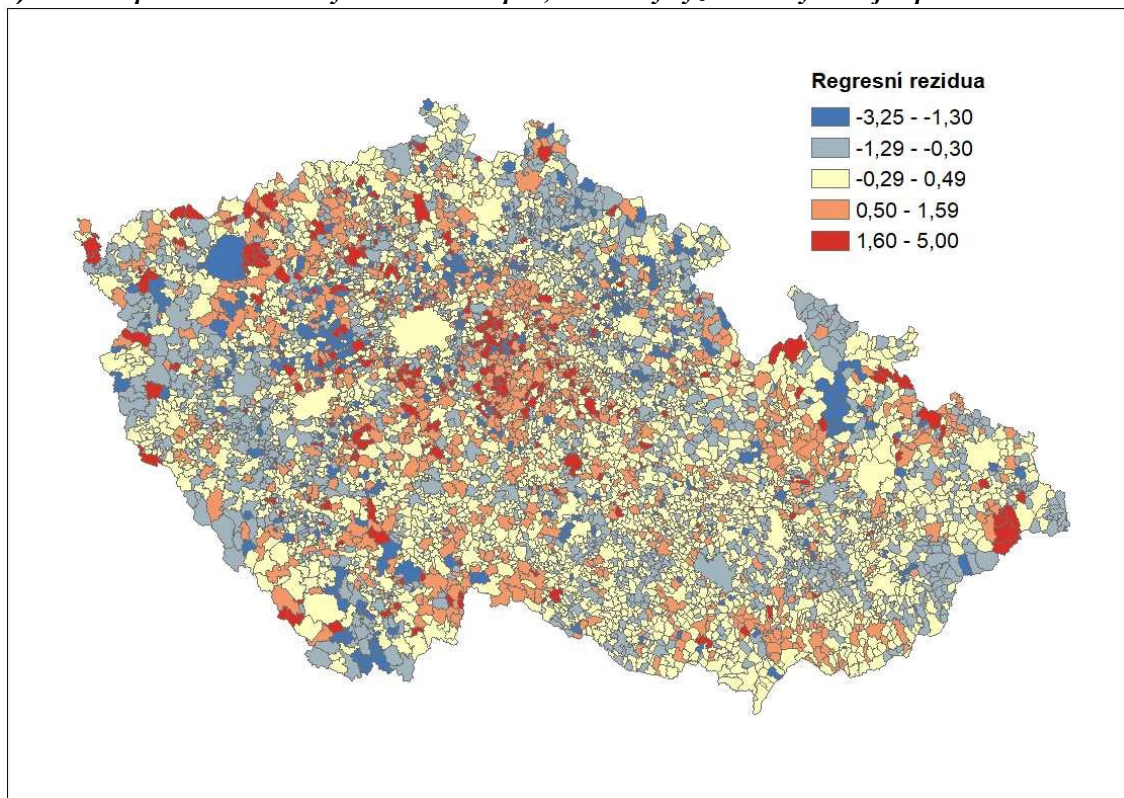
Zdroj: vlastní zpracování

c) **Závisle proměnná: směsný komunální odpad, všechny vysvětlující proměnné**



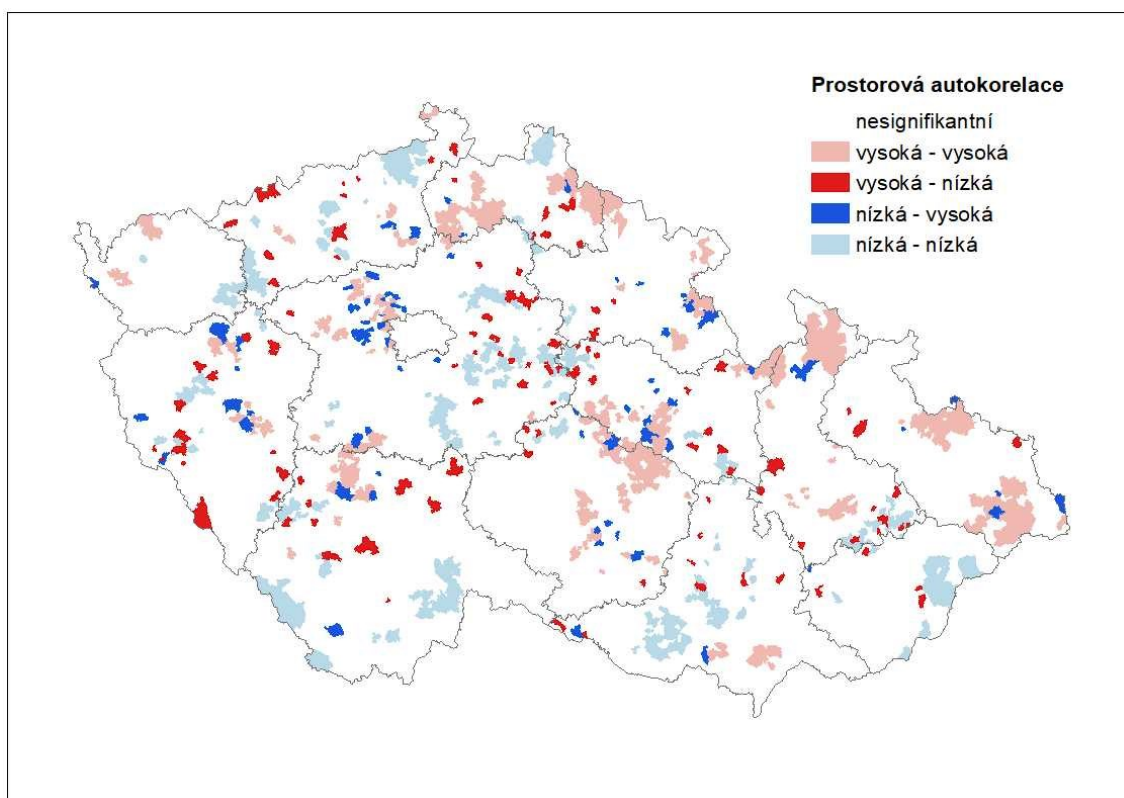
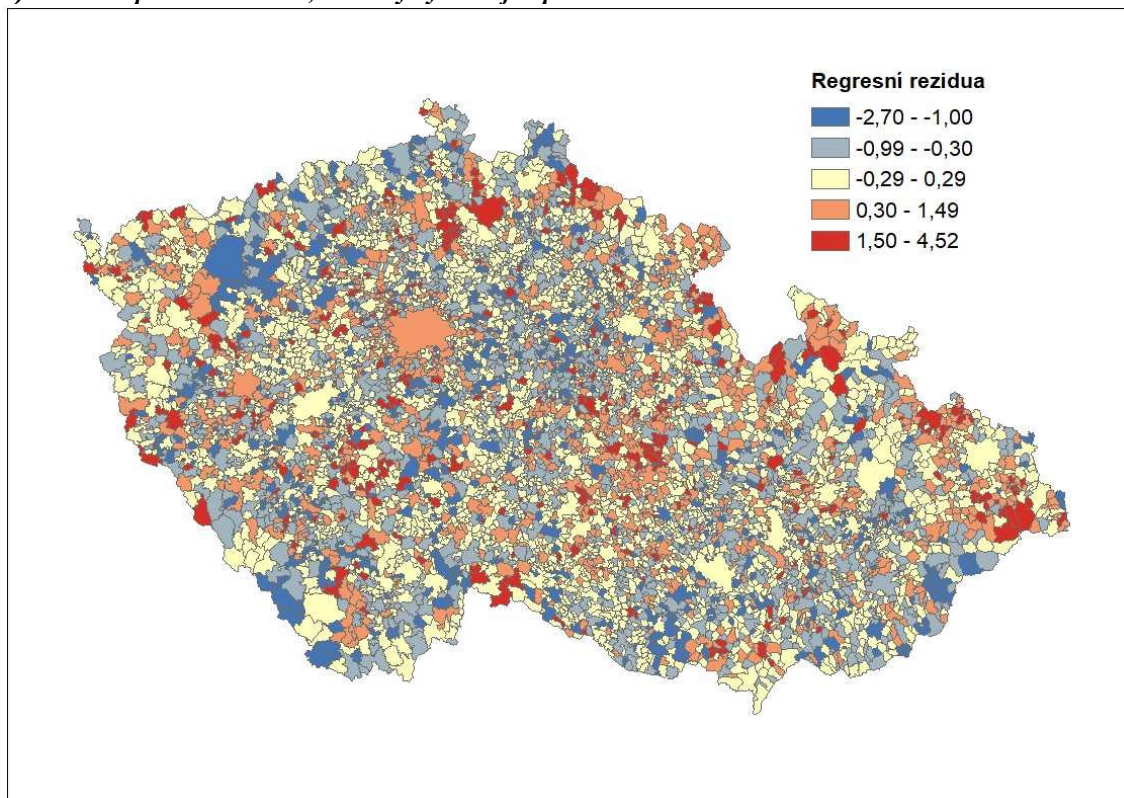
Zdroj: vlastní zpracování

d) **Závisle proměnná: směsný komunální odpad, statisticky významné vysvětlující proměnné**



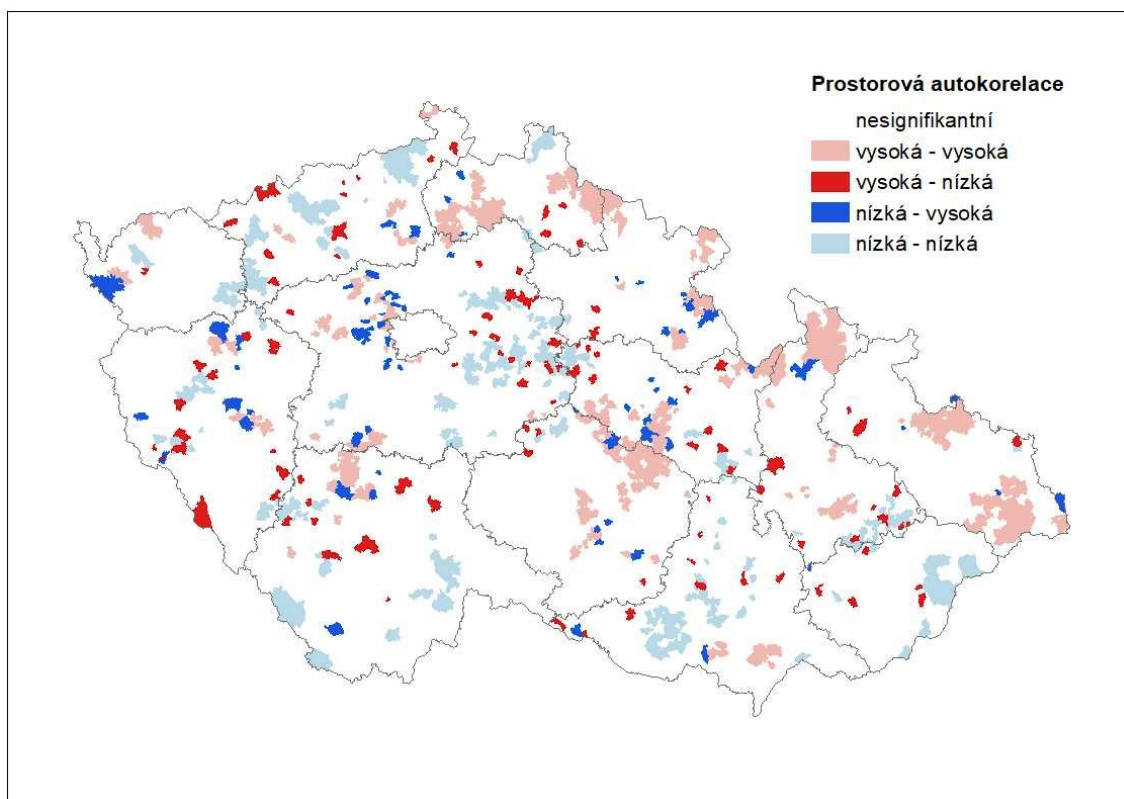
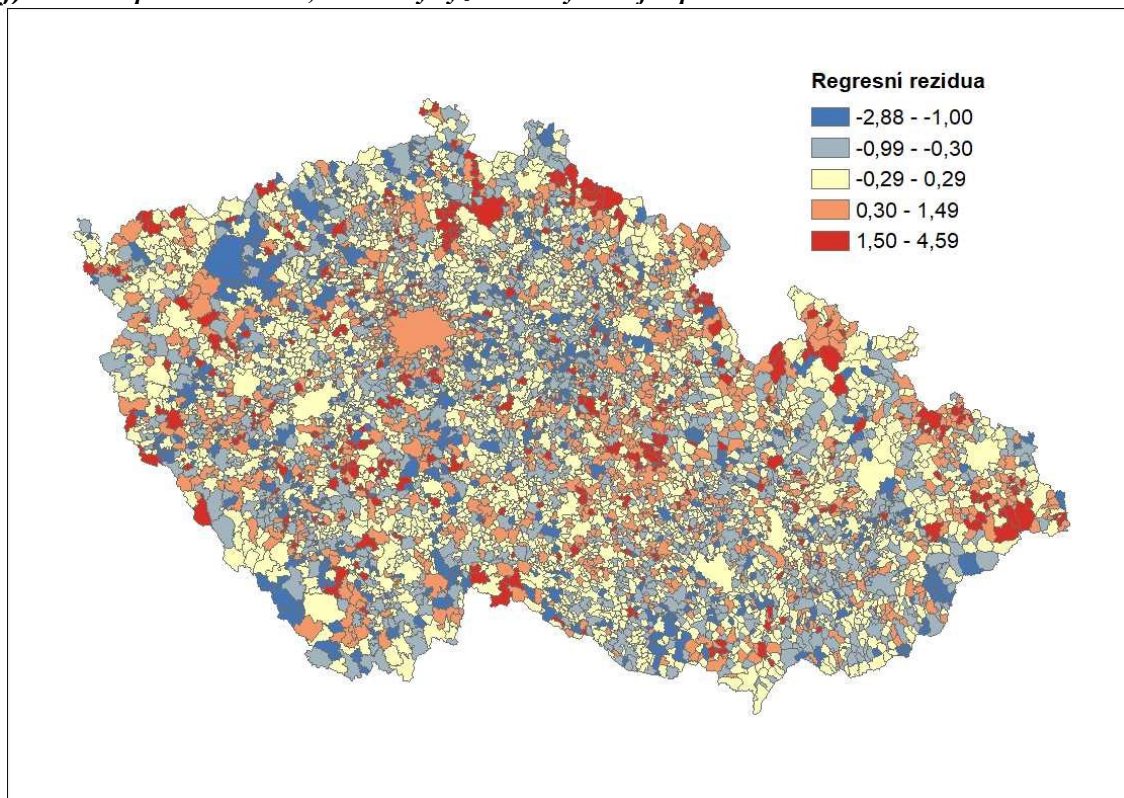
Zdroj: vlastní zpracování

e) *Závisle proměnná: sklo, všechny vysvětlující proměnné*



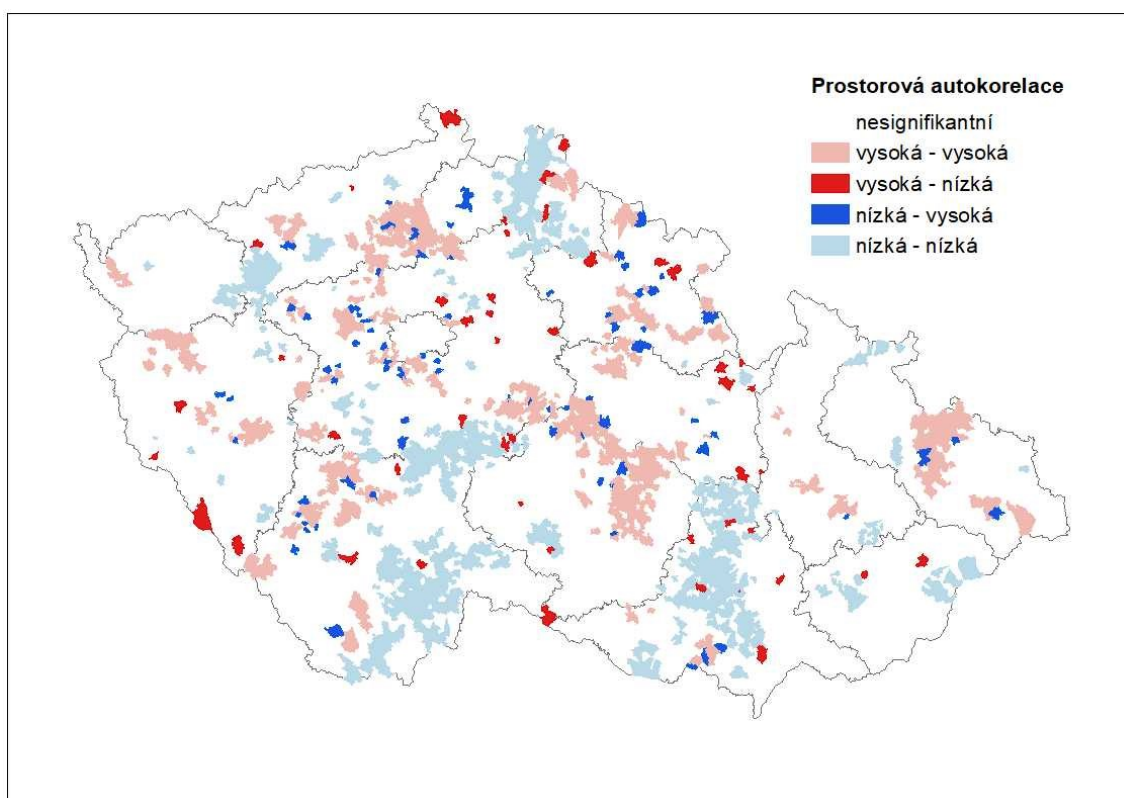
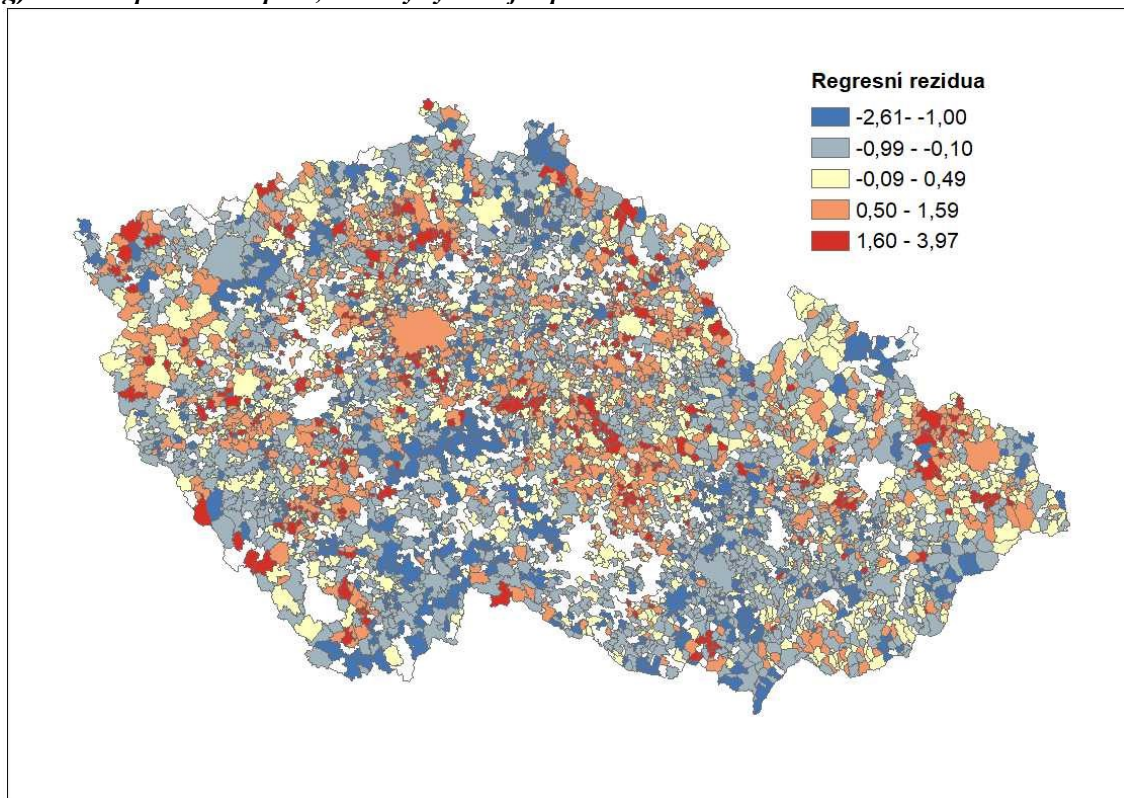
Zdroj: vlastní zpracování

f) **Závisle proměnná: sklo, statisticky významné vysvětlující proměnné**



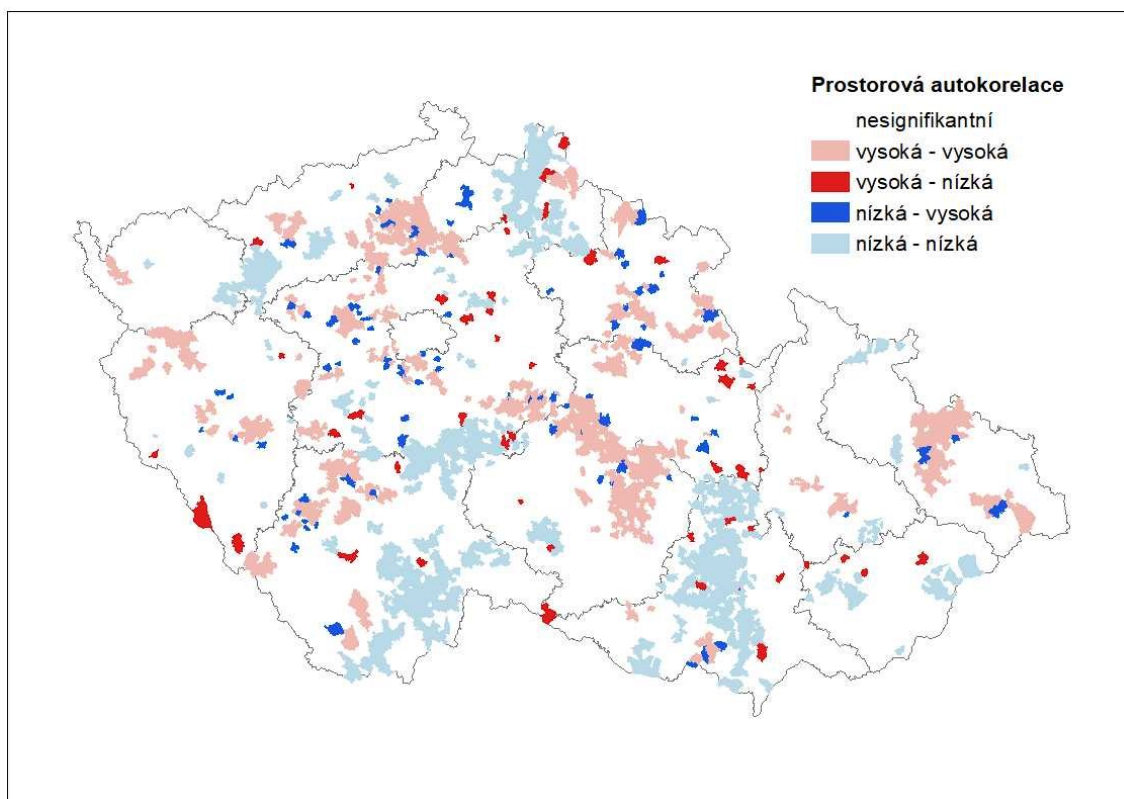
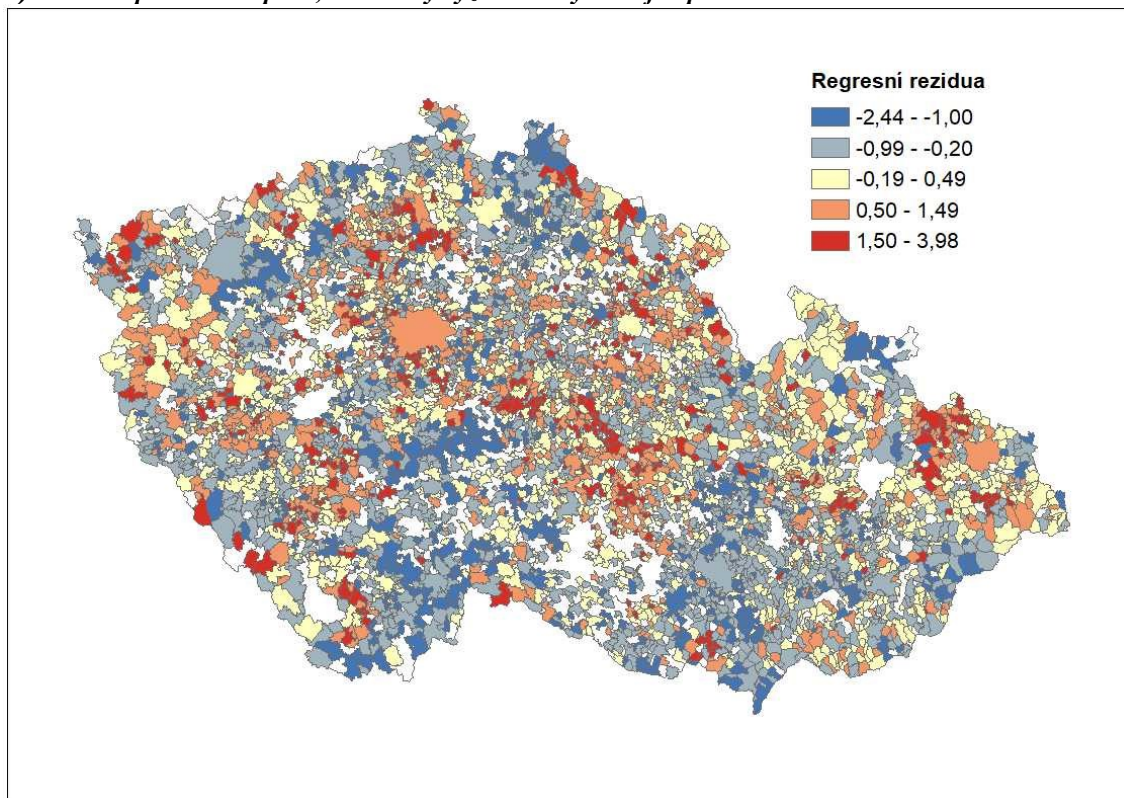
Zdroj: vlastní zpracování

g) Závisle proměnná: plast, všechny vysvětlující proměnné



Zdroj: vlastní zpracování

h) Závisle proměnná: plast, statisticky významné vysvětlující proměnné



Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 7 – Výsledky lineární regresní analýzy pro produkci smíšeného komunálního odpadu, všechny vysvětlující proměnné

Nezávisle proměnné	Nestandardizované koeficienty	Směrodatná odchylka	Standardizované koeficienty	t	Signifikance	Statistiky kolinearity	
						Tolerance	VIF
Konstanta	438,017	310,900		1,409	0,159		
Průměrná velikost domácností	-57,368	10,845	-0,116	-5,290	0,000	0,381	2,624
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	-1,085	0,755	-0,025	-1,437	0,151	0,589	1,699
Domácnosti se závislými dětmi (%)	-0,863	0,478	-0,045	-1,804	0,071	0,297	3,364
Osoby ve věku 0–14 let (%)	5,457	3,812	0,149	1,432	0,152	0,017	58,941
Osoby ve věku 15–64 let (%)	-1,344	3,093	-0,044	-0,435	0,664	0,018	55,663
Osoby ve věku 65 a více let (%)	5,238	3,801	0,193	1,378	0,168	0,009	107,265
Index stáří	-0,035	0,041	-0,021	-0,857	0,392	0,299	3,350
Index ekonomického zatížení	-2,764	1,651	-0,199	-1,674	0,094	0,013	77,063
Průměrný věk	1,773	3,065	0,042	0,578	0,563	0,034	29,408
Mediánový věk	-0,303	2,981	-0,007	-0,102	0,919	0,036	28,110
Index maskulinity	-0,202	0,068	-0,047	-2,967	0,003	0,733	1,363
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	0,367	0,362	0,016	1,013	0,311	0,755	1,325
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	-1,013	0,501	-0,042	-2,023	0,043	0,421	2,375
Zaměstnaní v priméru (%)	-2,606	0,656	-0,066	-3,974	0,000	0,654	1,530
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-1,688	0,194	-0,141	-8,722	0,000	0,699	1,430
Index dojížděky do zaměstnání	-3,766	7,902	-0,007	-0,477	0,634	0,843	1,186
Míra nezaměstnanosti	2,565	0,585	0,080	4,385	0,000	0,543	1,842
Domácnosti v rodinných domech (%)	-0,320	0,186	-0,054	-1,724	0,085	0,184	5,426
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	-3,183	0,688	-0,140	-4,628	0,000	0,199	5,023
Vytápění na pevná paliva (%)	0,280	0,069	0,071	4,081	0,000	0,600	1,667
Hustota osídlení	0,003	0,013	0,005	0,243	0,808	0,505	1,982
Kupní síla	0,006	0,004	0,034	1,676	0,094	0,454	2,203

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 8 – Výsledky lineární regresní analýzy pro produkci skla, všechny vysvětlující proměnné

Nezávisle proměnné	Nestandardizované koeficienty	Směrodatná odchylka	Standardizované koeficienty	t	Signifikance	Statistiky kolinearity	
						Tolerance	VIF
Konstanta	1,407	20,124		0,070	0,944		
Průměrná velikost domácností	-1,971	0,705	-0,063	-2,795	0,005	0,377	2,656
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	-0,069	0,049	-0,026	-1,416	0,157	0,594	1,684
Domácnosti se závislými dětmi (%)	-0,053	0,031	-0,044	-1,704	0,088	0,295	3,387
Osoby ve věku 0–14 let (%)	0,023	0,247	0,010	0,094	0,925	0,017	58,196
Osoby ve věku 15–64 let (%)	0,122	0,200	0,062	0,610	0,542	0,018	54,375
Osoby ve věku 65 a více let (%)	-0,205	0,246	-0,119	-0,833	0,405	0,010	105,194
Index stáří	0,009	0,003	0,081	3,215	0,001	0,307	3,257
Index ekonomického zatížení	0,111	0,107	0,126	1,038	0,299	0,013	76,612
Průměrný věk	0,206	0,197	0,077	1,043	0,297	0,035	28,376
Mediánový věk	0,100	0,191	0,038	0,525	0,600	0,037	27,030
Index maskulinity	-0,011	0,006	-0,029	-1,823	0,068	0,782	1,279
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	0,077	0,024	0,052	3,258	0,001	0,767	1,303
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	0,230	0,032	0,153	7,124	0,000	0,416	2,402
Zaměstnaní v priméru (%)	0,219	0,043	0,088	5,136	0,000	0,659	1,516
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-0,033	0,013	-0,044	-2,632	0,009	0,697	1,434
Index dojížděky do zaměstnání	0,287	0,503	0,009	0,569	0,569	0,849	1,178
Míra nezaměstnanosti	-0,052	0,038	-0,026	-1,361	0,173	0,545	1,834
Domácnosti v rodinných domech (%)	-0,057	0,012	-0,155	-4,838	0,000	0,188	5,333
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	-0,211	0,043	-0,151	-4,880	0,000	0,201	4,965
Vytápění na pevná paliva (%)	0,026	0,004	0,106	5,918	0,000	0,601	1,664
Hustota osídlení	-0,003	0,001	-0,070	-3,549	0,000	0,503	1,989
Kupní síla	-0,001	0,000	-0,076	-3,655	0,000	0,449	2,225

Zdroj: vlastní zpracování

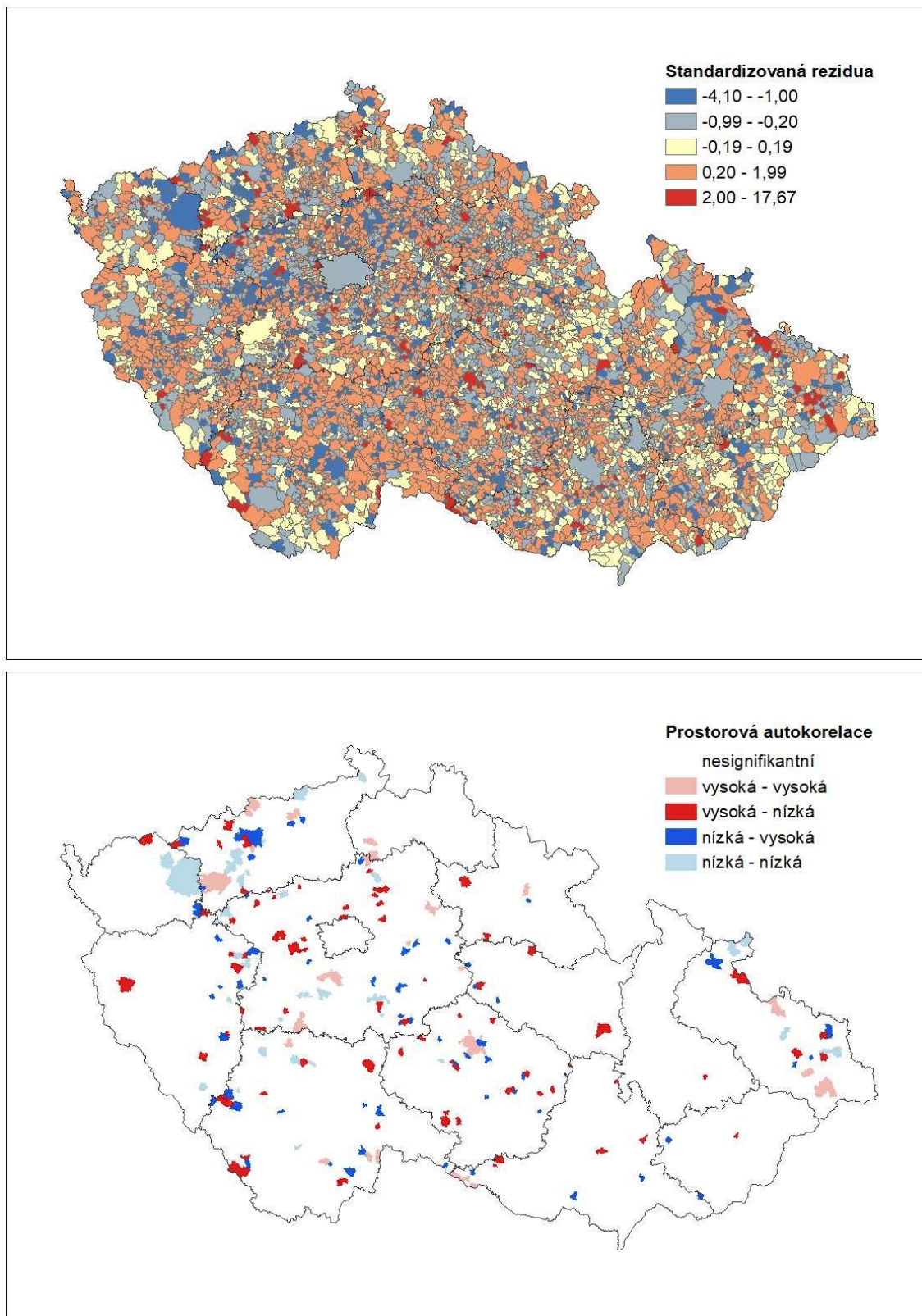
Příloha 9 – Výsledky lineární regrese pro produkci plastů, všechny vysvětlující proměnné

Nezávisle proměnné	Nestandardizované koeficienty	Směrodatná odchylka	Standardizované koeficienty	t	Signifikance	Statistiky kolinearity	
						Tolerance	VIF
Konstanta	-4,407	17,837		-0,247	0,805		
Průměrná velikost domácností	-3,275	0,626	-0,122	-5,229	0,000	0,370	2,704
Domácnosti s dětmi 0–2 roky (%)	-0,041	0,043	-0,017	-0,947	0,344	0,594	1,684
Domácnosti se závislými dětmi (%)	0,048	0,028	0,045	1,744	0,081	0,294	3,404
Osoby ve věku 0–14 let (%)	0,066	0,220	0,033	0,301	0,764	0,017	58,738
Osoby ve věku 15–64 let (%)	0,208	0,178	0,123	1,172	0,241	0,018	54,698
Osoby ve věku 65 a více let (%)	-0,110	0,219	-0,073	-0,501	0,617	0,009	107,343
Index stáří	0,004	0,002	0,050	1,966	0,049	0,313	3,199
Index ekonomického zatížení	0,123	0,098	0,160	1,256	0,209	0,012	81,154
Průměrný věk	0,098	0,174	0,042	0,561	0,575	0,035	28,580
Mediánový věk	-0,033	0,170	-0,014	-0,191	0,848	0,036	27,454
Index maskulinity	-0,010	0,005	-0,029	-1,814	0,070	0,777	1,286
Osoby se středoškolským vzděláním (%)	-0,008	0,021	-0,006	-0,385	0,700	0,755	1,324
Osoby s vysokoškolským vzděláním (%)	-0,015	0,028	-0,012	-0,528	0,598	0,418	2,393
Zaměstnaní v priméru (%)	0,002	0,038	0,001	0,054	0,957	0,655	1,527
Zaměstnaní v sekundéru (%)	-0,077	0,011	-0,117	-6,892	0,000	0,698	1,432
Index dojížděky do zaměstnání	0,605	0,459	0,020	1,320	0,187	0,838	1,193
Míra nezaměstnanosti	-0,028	0,034	-0,016	-0,830	0,407	0,540	1,853
Domácnosti v rodinných domech (%)	-0,008	0,010	-0,025	-0,764	0,445	0,188	5,323
Domy s více než 3 bytovými jednotkami (%)	-0,113	0,038	-0,093	-2,956	0,003	0,201	4,967
Vytápění na pevná paliva (%)	0,006	0,004	0,027	1,463	0,143	0,596	1,678
Hustota osídlení	-0,003	0,001	-0,072	-3,604	0,000	0,502	1,990
Kupní síla	0,001	0,000	0,089	4,225	0,000	0,451	2,219

Zdroj: vlastní zpracování

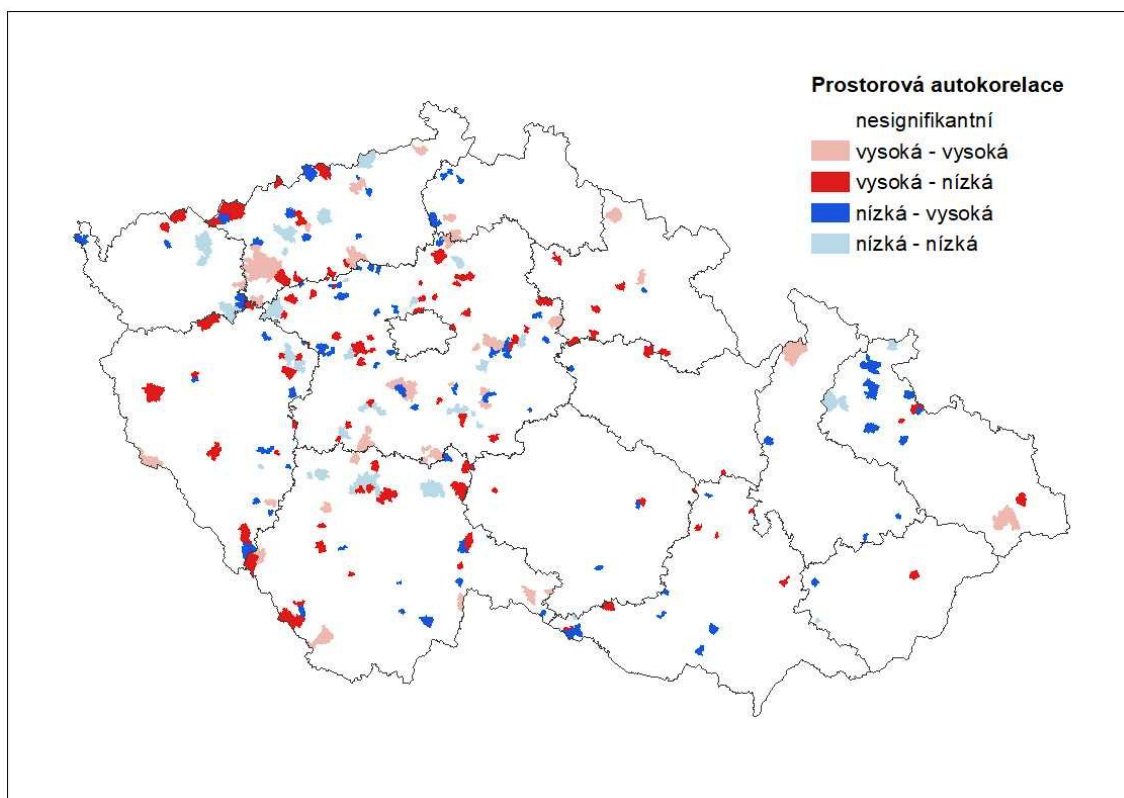
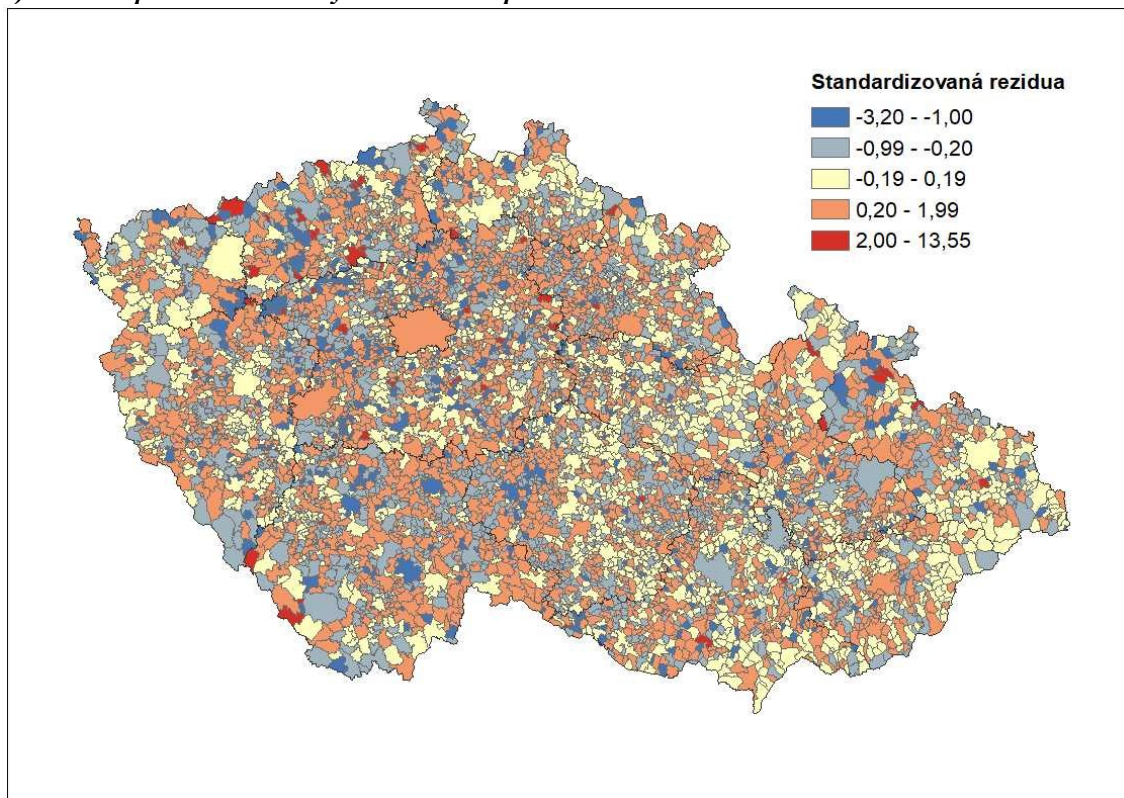
Příloha 10 – Prostorová distribuce regresních reziduí a prostorová autokorelace regresních reziduí, geograficky vážená regrese

a) Závisle proměnná: komunální odpad



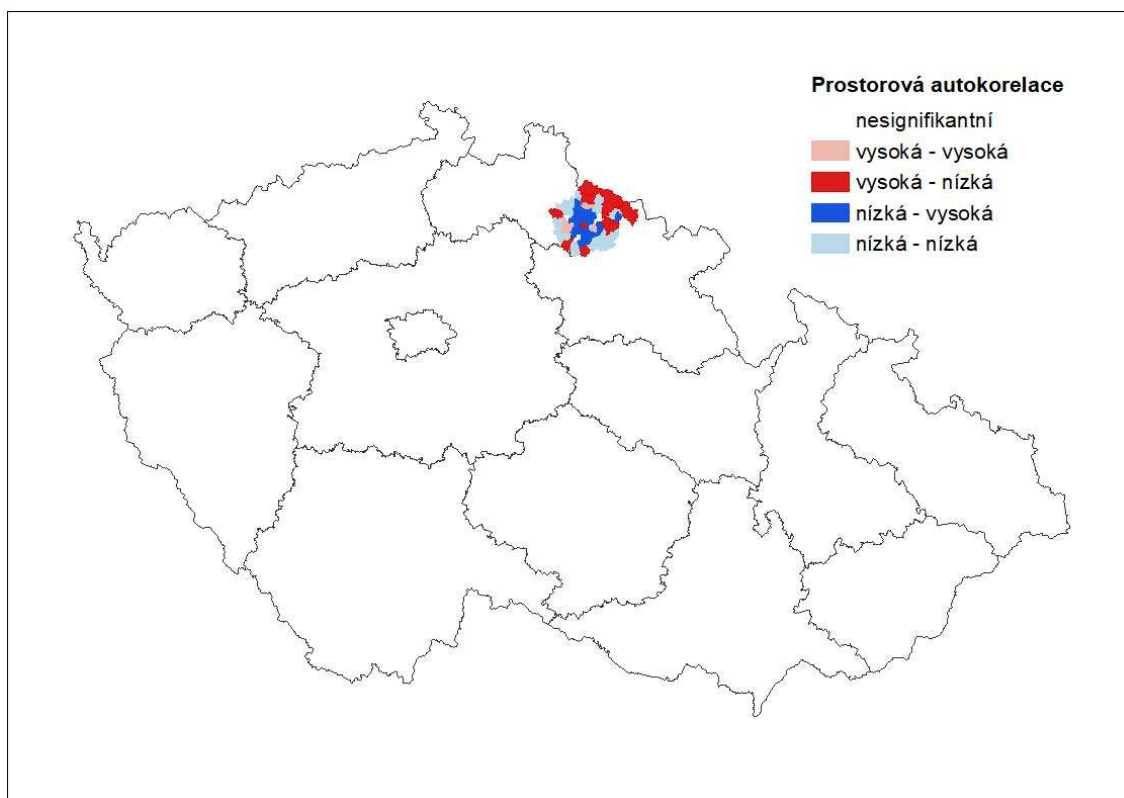
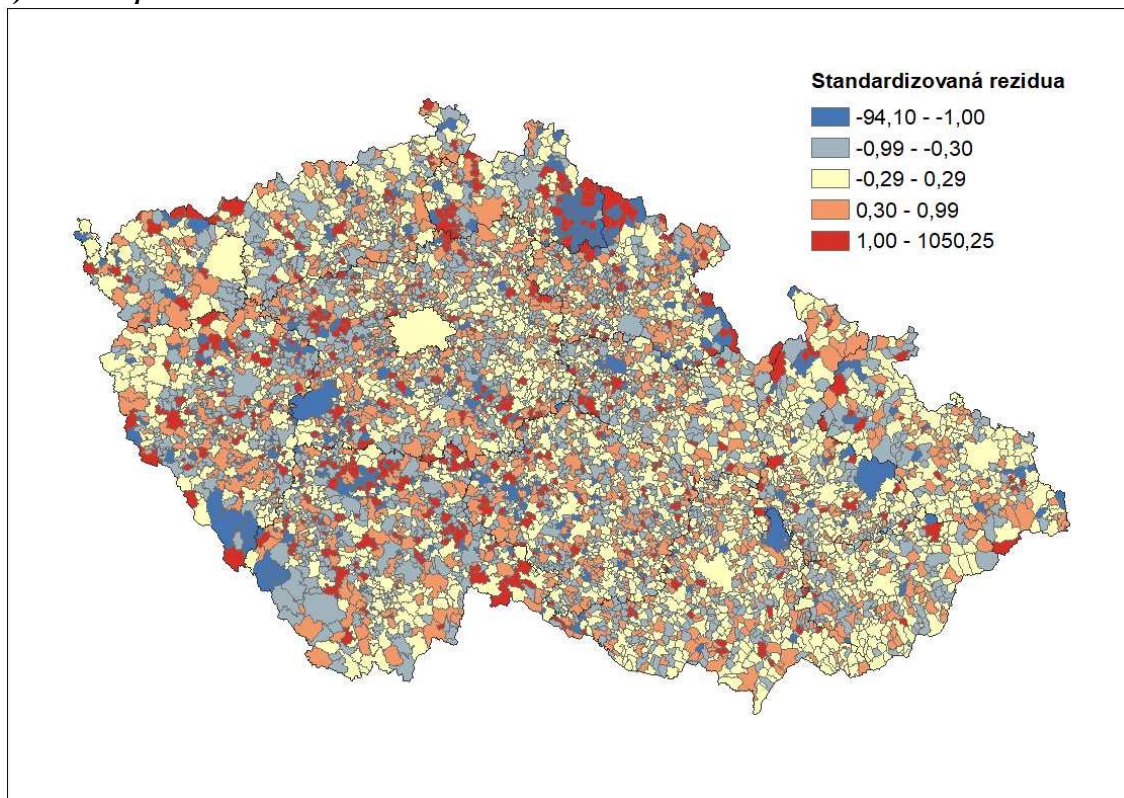
Zdroj: vlastní zpracování

b) Závisle proměnná: směsný komunální odpad



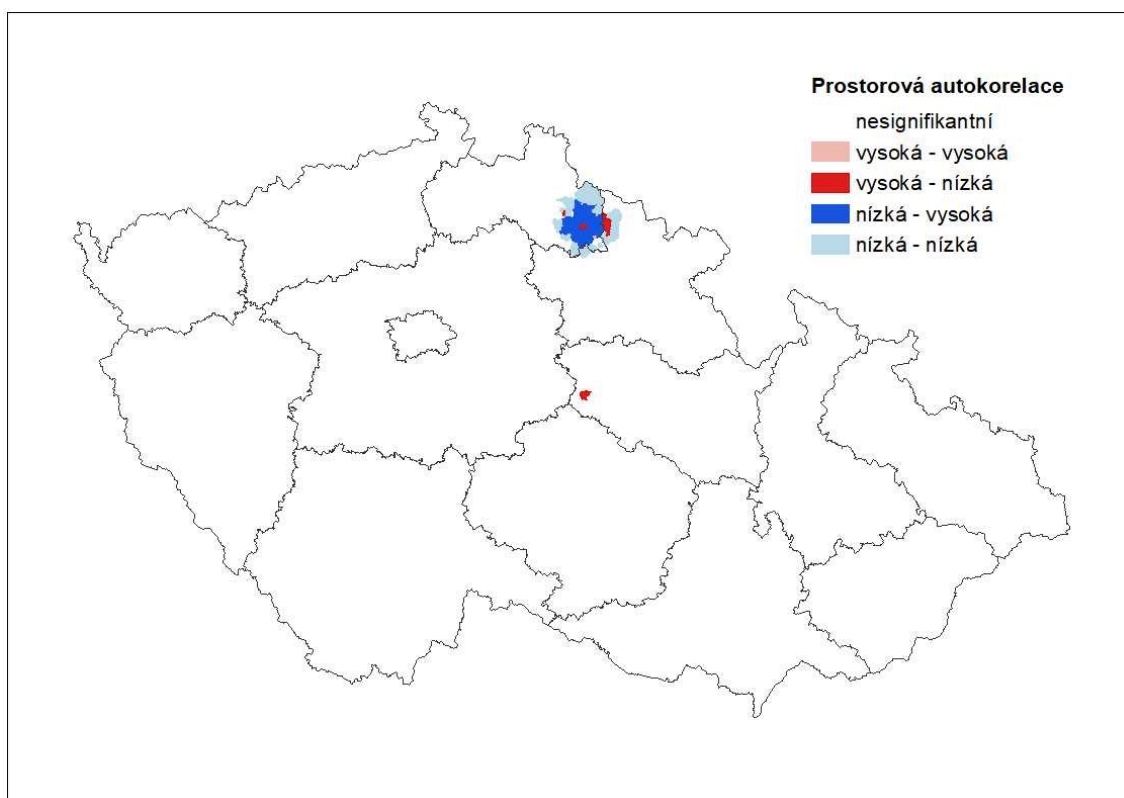
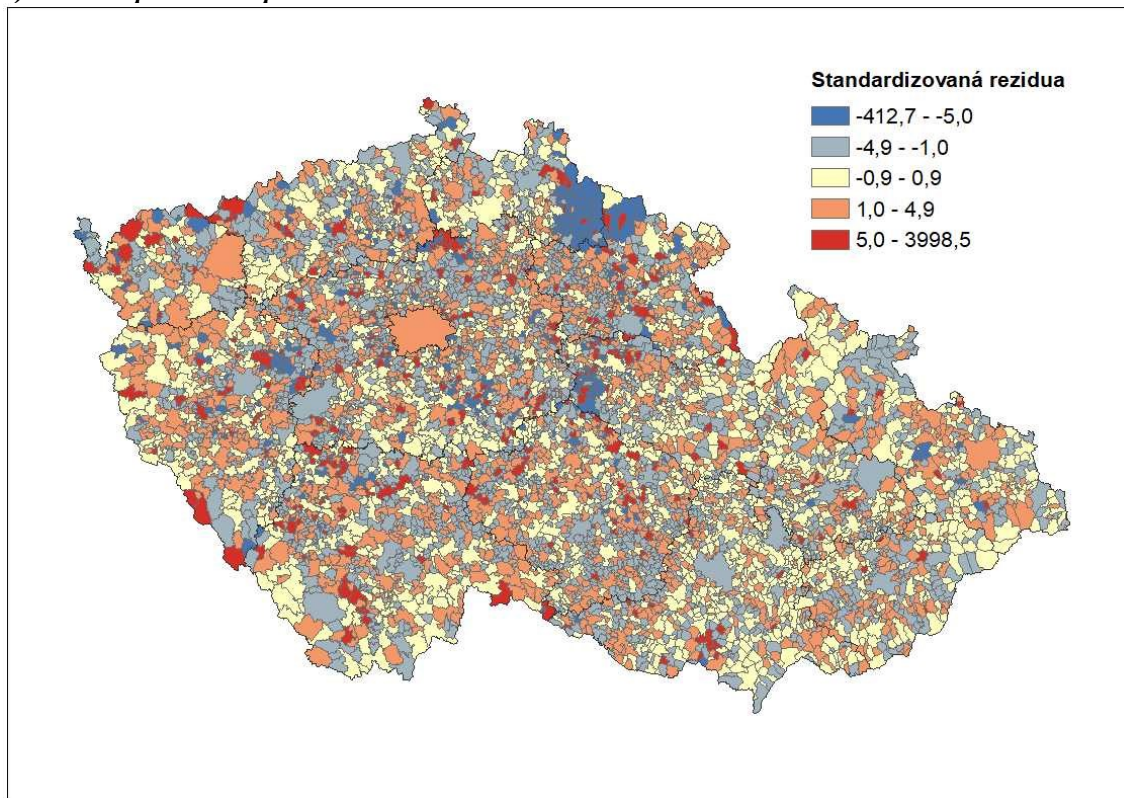
Zdroj: vlastní zpracování

c) *Závisle proměnná: sklo*



Zdroj: vlastní zpracování

d) *Závisle proměnná: plast*



Zdroj: vlastní zpracování