

MASARYKOVA UNIVERZITA  
EKONOMICKO-SPRÁVNÍ FAKULTA

MUNI  
ECON

---

**Dynamika, efektivita a flexibilita trhů práce v  
zemích Visegrádské skupiny**

---

HABILITAČNÍ PRÁCE

DANIEL NĚMEC

Brno, únor 2020



# Obsah

<b>Seznam tabulek</b>	<b>v</b>
<b>Seznam obrázků</b>	<b>vii</b>
<b>Úvod</b>	<b>1</b>
<b>1 Stylizovaná fakta a výzkumné otázky</b>	<b>3</b>
1.1 Ekonomický vývoj v zemích V4	3
1.2 Trh práce v zemích V4	6
1.3 Regionální trhy práce zemí V4	10
1.4 Cíl práce, výzkumné otázky a hypotézy	14
1.5 Shrnutí	16
<b>2 Dynamika, efektivita a flexibilita trhů práce z pohledu teorie a empirie</b>	<b>17</b>
2.1 Efektivita trhů práce z pohledu ekonomie	17
2.1.1 "Search and matching" přístup	18
2.1.2 Efektivita párovacího procesu	20
2.2 Přístupy ke zkoumání dynamiky a flexibility trhů práce	21
2.2.1 Dynamika ekonomiky a nezaměstnanosti	22
2.2.2 Dynamika nezaměstnanosti a volných pracovních míst	26
2.2.3 Strukturální pojetí makroekonomické dynamiky trhu práce	28
2.3 Dynamika a efektivita trhů práce zemí V4	29
2.4 Shrnutí	30
<b>3 Metody, nástroje a techniky</b>	<b>31</b>
3.1 Metody bayesovské a frekventistické ekonometrie	31
3.2 Techniky modelování efektivity	33
3.2.1 Model panelových dat s fixními vlivy	34
3.2.2 Model stochastických mezí Battese a Coelliho	35
3.2.3 Model stochastických mezi s individuálním vlivem	37
3.3 Dynamické stochastické modely všeobecné rovnováhy	38
3.4 Strukturální zlomy a jejich identifikace	40
3.4.1 Chowův test strukturálního zlomu a QLR test	41
3.4.2 Test endogenních zlomů	42
3.5 Vybrané nástroje zpracování dat	42
3.5.1 X-13-ARIMA	42
3.5.2 Hodrick-Prescottův filtr	43
3.6 Shrnutí	43

<b>4</b>	<b>Data</b>	<b>45</b>
4.1	Makroekonomická data zemí V4	45
4.2	Regionální statistiky trhů práce zemí V4	48
4.2.1	Česká republika	48
4.2.2	Slovensko	50
4.2.3	Maďarsko	50
4.2.4	Polsko	53
4.3	Shrnutí	54
<b>5</b>	<b>Modelování dynamiky a flexibility trhů práce zemí V4</b>	<b>55</b>
5.1	Modely Okunova vztahu	55
5.1.1	Empirické odhady Okunova vztahu pro země V4	57
5.1.2	Empirické odhady Okunova vztahu pro regiony zemí V4	66
5.2	Modely Beveridgeovy křivky	72
5.2.1	Empirické odhady Beveridgeovy křivky pro země V4	74
5.2.2	Empirické odhady Beveridgeovy křivky pro regiony zemí V4	81
5.3	Shrnutí	86
<b>6</b>	<b>Modelování efektivity trhů práce zemí V4</b>	<b>89</b>
6.1	Modely efektivity	89
6.2	Empirické odhady efektivity trhů práce pro regionální data	91
6.2.1	Odhady modelu fixních vlivů	91
6.2.2	Odhady modelu stochastických mezí	101
6.2.3	Odhady modelu stochastických mezí s fixními vlivy	108
6.3	Shrnutí	115
<b>7</b>	<b>Trh práce a jeho dynamika a efektivita pohledem DSGE modelu</b>	<b>117</b>
7.1	DSGE model se "search and matching" mechanismem	117
7.1.1	Sektor domácností	118
7.1.2	Trh práce	119
7.1.3	Sektor firem	120
7.1.4	Proces stanovení mezd	122
7.1.5	Uzavření modelu	123
7.2	Empirické odhady DSGE modelů pro země V4	124
7.3	Shrnutí	134
	<b>Závěr</b>	<b>137</b>
	<b>Literatura</b>	<b>145</b>
<b>A</b>	<b>Mapy regionů zemí V4</b>	<b>155</b>
<b>B</b>	<b>Vybrané statistiky trhů práce zemí V4</b>	<b>159</b>
<b>C</b>	<b>Vybrané statistiky regionálních trhů práce České republiky</b>	<b>163</b>
<b>D</b>	<b>Vybrané statistiky regionálních trhů práce Slovenska</b>	<b>171</b>
<b>E</b>	<b>Vybrané statistiky regionálních trhů práce Maďarska</b>	<b>179</b>
<b>F</b>	<b>Vybrané statistiky regionálních trhů práce Polska</b>	<b>187</b>

---

<b>G</b>	<b>Odhady Beveridgeovy křivky pro země a regiony skupiny V4 s využitím měsíčních dat</b>	<b>195</b>
G.1	Rekurzivní odhady koeficientů pro země V4 . . . . .	195
G.2	Odhady parametrů na plném vzorku pro země a regiony skupiny V4 . . . . .	196
<b>H</b>	<b>Odhady efektivity regionálních trhů práce zemí V4 s využitím měsíčních dat</b>	<b>207</b>
H.1	Model fixních vlivů . . . . .	207
H.2	Model stochastických mezí . . . . .	212
H.3	Model stochastických mezí s fixními vlivy . . . . .	217
<b>I</b>	<b>Log-linearizovaná podoba DSGE modelu se "search and matching" mechanismem</b>	<b>223</b>



# Seznam tabulek

4.1	Přehled použitých datových zdrojů pro země V4 . . . . .	46
4.2	Přehled vybraných odvozených ukazatelů pro země V4 . . . . .	47
4.3	Přehled základních datových zdrojů regionálních trhů práce České republiky . . . . .	49
4.4	Přehled základních datových zdrojů regionálních trhů práce Slovenska . . . . .	51
4.5	Přehled základních datových zdrojů regionálních trhů práce Maďarska . . . . .	52
4.6	Přehled základních datových zdrojů regionálních trhů práce Polska . . . . .	53
5.1	Test strukturálních zlomů ve statickém modelu Okunova vztahu . . . . .	59
5.2	Odhady koeficientů Okunova vztahu pro Českou republiku . . . . .	60
5.3	Odhady koeficientů Okunova vztahu pro Slovensko . . . . .	62
5.4	Odhady koeficientů Okunova vztahu pro Maďarsko . . . . .	64
5.5	Odhady koeficientů Okunova vztahu pro Polsko . . . . .	65
5.6	Test strukturálních zlomů v základním modelu Beveridgeovy křivky . . . . .	75
5.7	Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Českou republiku (čtvrtletní data) . . . . .	77
5.8	Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Slovensko (čtvrtletní data) . . . . .	79
5.9	Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Maďarsko (čtvrtletní data) . . . . .	80
5.10	Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Polsko (čtvrtletní data) . . . . .	81
6.1	Odhady párovací funkce z modelu panelových dat s fixními vlivy pro Českou republiku . . . . .	92
6.2	Odhady párovací funkce z modelu panelových dat s fixními vlivy pro Slovensko . . . . .	95
6.3	Odhady párovací funkce z modelu panelových dat s fixními vlivy pro Maďarsko . . . . .	97
6.4	Odhady párovací funkce z modelu panelových dat s fixními vlivy pro Polsko . . . . .	99
6.5	Odhady párovací funkce z modelu stochastických mezí (konstantní výnosy z rozsahu, období 2000-2019) . . . . .	103
6.6	Odhady párovací funkce z modelu stochastických mezí s fixními vlivy (období 2000-2019) . . . . .	109
7.1	Kalibrované hodnoty parametrů a ustálených stavů DSGE modelu) . . . . .	125
7.2	Odhady parametrů DSGE modelu pro Českou republiku (období 2000-2019) . . . . .	126
7.3	Aposteriorní hustoty parametrů DSGE modelu pro Českou republiku (období 2000-2009, 2010-2019) . . . . .	126
7.4	Odhady parametrů DSGE modelu pro Slovensko (období 2000-2019) . . . . .	128
7.5	Aposteriorní hustoty parametrů DSGE modelu pro Slovensko (období 2000-2009, 2010-2019) . . . . .	128
7.6	Odhady parametrů DSGE modelu pro Maďarsko (období 2000-2019) . . . . .	130
7.7	Aposteriorní hustoty parametrů DSGE modelu pro Maďarsko (období 2000-2009, 2010-2019) . . . . .	130
7.8	Odhady parametrů DSGE modelu pro Polsko (období 2000-2019) . . . . .	132
7.9	Aposteriorní hustoty parametrů DSGE modelu pro Polsko (období 2000-2009, 2010-2019) . . . . .	132
G.1	Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Českou republiku (měsíční data) . . . . .	197
G.2	Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Slovensko republiku (měsíční data) . . . . .	198
G.3	Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Maďarsko (měsíční data) . . . . .	199

---

G.4	Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Polsko (měsíční data) . . . . .	200
H.1	Odhady párovací funkce z modelu stochastických mezí (neomezené výnosy z rozsahu, období 2000-2019) . . . . .	212



# Seznam obrázků

1.1	Reálné HDP v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	3
1.2	Mezičtvrtletní tempa růstu reálného HDP v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	4
1.3	Meziroční tempa růstu reálného HDP v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	5
1.4	Mezera výstupu v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	5
1.5	Nezaměstnanost v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	6
1.6	Volná pracovní místa v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	7
1.7	Míra nezaměstnanosti v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	7
1.8	Věková struktura nezaměstnaných v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	8
1.9	Vzdělanostní struktura nezaměstnaných v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	9
1.10	Zastoupení nezaměstnaných dle délky nezaměstnanosti v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	9
1.11	Regionální rozdělení míry nezaměstnanosti v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	11
1.12	Regionální rozdělení míry volných pracovních míst v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	12
1.13	Těsnost regionálních trhů práce v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	13
1.14	Variabilita vybraných ukazatelů regionálních trhů práce v zemích V4 v období 1999–2019 . . . . .	13
5.1	Rekurzivní odhady Okunova koeficientu statického modelu v zemích V4 (čtvrtletní data) . . . . .	58
5.2	Rekurzivní odhady Okunova koeficientu statického modelu v zemích V4 (měsíční data) . . . . .	61
5.3	Odhady Okunova koeficientu pro regiony České republiky na čtvrtletních datech . . . . .	67
5.4	Odhady Okunova koeficientu pro regiony České republiky na měsíčních datech . . . . .	67
5.5	Odhady Okunova koeficientu pro regiony Slovenska na čtvrtletních datech . . . . .	68
5.6	Odhady Okunova koeficientu pro regiony Slovenska na měsíčních datech . . . . .	69
5.7	Odhady Okunova koeficientu pro regiony Maďarska na čtvrtletních datech . . . . .	69
5.8	Odhady Okunova koeficientu pro regiony Maďarska na měsíčních datech . . . . .	70
5.9	Odhady Okunova koeficientu pro regiony Polska na čtvrtletních datech . . . . .	71
5.10	Odhady Okunova koeficientu pro regiony Polska na měsíčních datech . . . . .	71
5.11	Rekurzivní odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky v zemích V4 na čtvrtletních datech . . . . .	76
5.12	Rekurzivní odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky v zemích V4 na čtvrtletních datech . . . . .	78
5.13	Odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Česka na čtvrtletních datech . . . . .	82
5.14	Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Česka na čtvrtletních datech . . . . .	83
5.15	Odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Slovenska na čtvrtletních datech . . . . .	84
5.16	Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Slovenska na čtvrtletních datech . . . . .	84
5.17	Odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Maďarska na čtvrtletních datech . . . . .	85
5.18	Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Maďarska na čtvrtletních datech . . . . .	85
5.19	Odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Polska na čtvrtletních datech . . . . .	86

5.20	Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Polska na čtvrtletních datech . . . . .	87
6.1	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data) . . . . .	93
6.2	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data) . . . . .	94
6.3	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data) . . . . .	96
6.4	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data) . . . . .	96
6.5	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data) . . . . .	98
6.6	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data) . . . . .	98
6.7	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data) . . . . .	100
6.8	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data) . . . . .	100
6.9	Vývoj rozdělení efektivity párovacího procesu v regionech zemí V4 (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data) . . . . .	101
6.10	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí, čtvrtletní data) . . . . .	104
6.11	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí, čtvrtletní data) . . . . .	104
6.12	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí, čtvrtletní data) . . . . .	105
6.13	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí, čtvrtletní data) . . . . .	105
6.14	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí, čtvrtletní data) . . . . .	106
6.15	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí, čtvrtletní data) . . . . .	106
6.16	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí, čtvrtletní data) . . . . .	107
6.17	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí, čtvrtletní data) . . . . .	107
6.18	Vývoj rozdělení efektivity párovacího procesu v regionech zemí V4 (model stochastických mezí, čtvrtletní data) . . . . .	108
6.19	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data) . . . . .	110
6.20	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data) . . . . .	111
6.21	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data) . . . . .	111
6.22	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data) . . . . .	112
6.23	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data) . . . . .	113
6.24	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data) . . . . .	113

6.25	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data)	114
6.26	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data)	114
6.27	Vývoj rozdělení efektivity párovacího procesu v regionech zemí V4 (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data)	115
7.1	Odhady trajektorií vybraných nepozorovaných stavů modelu pro Českou republiku	127
7.2	Odhady trajektorií vybraných nepozorovaných stavů modelu pro Slovensko	129
7.3	Odhady trajektorií vybraných nepozorovaných stavů modelu pro Maďarsko	131
7.4	Odhady trajektorií vybraných nepozorovaných stavů modelu pro Polsko	133
7.5	Impulzní odezvy šoku v efektivitě párování na vybrané charakteristiky trhu práce	133
7.6	Impulzní odezvy šoku v míře separace na vybrané charakteristiky trhu práce	134
A.1	Mapa regionů České republiky (kraje)	155
A.2	Mapa regionů Slovenska (kraje)	156
A.3	Mapa regionů Maďarska (megyék)	156
A.4	Mapa regionů Polska (województwa)	157
B.1	Míra volných pracovních míst v zemích V4 v období 1999–2019	159
B.2	Mezera nezaměstnanosti v zemích V4 v období 1999–2019	160
B.3	Mezera volných pracovních míst v zemích V4 v období 1999–2019	160
B.4	Meziroční tempa růstu nezaměstnanosti v období 1999–2019	161
B.5	Meziroční tempa růstu počtu volných pracovních míst v období 1999–2019	161
B.6	Těsnost trhů práce zemí V4 v období 1999–2019	162
C.1	Průměrné hodnoty míry nezaměstnanosti regionů České republiky.	163
C.2	Průměrné hodnoty míry volných pracovních míst regionů České republiky.	164
C.3	Průměrné hodnoty těsnosti trhu práce regionů České republiky.	164
C.4	Průměrné hodnoty míry párování na trhu práce regionů České republiky.	165
C.5	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných žen na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.	165
C.6	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných absolventů na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.	166
C.7	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.	166
C.8	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných mladších 24 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.	167
C.9	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných starších 55 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.	167
C.10	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s nejvýše dosaženým nižším středním vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.	168
C.11	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.	168
C.12	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců v regionech České republiky.	169
C.13	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců v regionech České republiky.	169
D.1	Průměrné hodnoty míry nezaměstnanosti regionů Slovenska.	171
D.2	Průměrné hodnoty míry volných pracovních míst regionů Slovenska.	172
D.3	Průměrné hodnoty těsnosti trhu práce regionů Slovenska.	172
D.4	Průměrné hodnoty míry párování na trhu práce regionů Slovenska.	173

D.5	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných žen na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska. . . . .	173
D.6	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných absolventů na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska. . . . .	174
D.7	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska. . . . .	174
D.8	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných mladších 24 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska. . . . .	175
D.9	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných starších 55 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska. . . . .	175
D.10	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s nejvýše dosaženým nižším středním vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska. . . . .	176
D.11	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska. . . . .	176
D.12	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců v regionech Slovenska. . . . .	177
D.13	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců v regionech Slovenska. . . . .	177
E.1	Průměrné hodnoty míry nezaměstnanosti regionů Maďarska. . . . .	179
E.2	Průměrné hodnoty míry volných pracovních míst regionů Maďarska. . . . .	180
E.3	Průměrné hodnoty těsnosti trhu práce regionů Maďarska. . . . .	180
E.4	Průměrné hodnoty míry párování na trhu práce regionů Maďarska. . . . .	181
E.5	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných žen na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska. . . . .	181
E.6	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných absolventů na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska. . . . .	182
E.7	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska. . . . .	182
E.8	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných mladších 24 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska. . . . .	183
E.9	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných starších 55 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska. . . . .	183
E.10	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s nejvýše dosaženým nižším středním vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska. . . . .	184
E.11	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska. . . . .	184
E.12	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců v regionech Maďarska. . . . .	185
E.13	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců v regionech Maďarska. . . . .	185
F.1	Průměrné hodnoty míry nezaměstnanosti regionů Polska. . . . .	187
F.2	Průměrné hodnoty míry volných pracovních míst regionů Polska. . . . .	188
F.3	Průměrné hodnoty těsnosti trhu práce regionů Polska. . . . .	188
F.4	Průměrné hodnoty míry párování na trhu práce regionů Polska. . . . .	189
F.5	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných žen na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska. . . . .	189
F.6	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných absolventů na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska. . . . .	190
F.7	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska. . . . .	190

F.8	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných mladších 24 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska. . . . .	191
F.9	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných starších 55 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska. . . . .	191
F.10	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s nejvýše dosaženým nižším středním vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska. . . . .	192
F.11	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska. . . . .	192
F.12	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců v regionech Polska. . . . .	193
F.13	Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců v regionech Polska. . . . .	193
G.1	Rekurzivní odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky v zemích V4 na měsíčních datech . . . . .	195
G.2	Rekurzivní odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky v zemích V4 na měsíčních datech . . . . .	196
G.3	Odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Česka na měsíčních datech	201
G.4	Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Česka na měsíčních datech	202
G.5	Odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Slovenska na měsíčních datech . . . . .	202
G.6	Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Slovenska na měsíčních datech . . . . .	203
G.7	Odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Maďarska na měsíčních datech . . . . .	203
G.8	Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Maďarska na měsíčních datech . . . . .	204
G.9	Odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Polska na měsíčních datech	204
G.10	Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Polska na měsíčních datech	205
H.1	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (panelový model fixních vlivů, měsíční data) . . . . .	207
H.2	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (panelový model fixních vlivů, měsíční data) . . . . .	208
H.3	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (panelový model fixních vlivů, měsíční data) . . . . .	208
H.4	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (panelový model fixních vlivů, měsíční data) . . . . .	209
H.5	Vývoj rozdělení efektivity párovacího procesu v regionech zemí V4 (panelový model fixních vlivů, měsíční data) . . . . .	209
H.6	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (panelový model fixních vlivů, měsíční data) . . . . .	210
H.7	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (panelový model fixních vlivů, měsíční data) . . . . .	210
H.8	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (panelový model fixních vlivů, měsíční data) . . . . .	211
H.9	Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (panelový model fixních vlivů, měsíční data) . . . . .	211
H.10	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí, měsíční data) . . . . .	213
H.11	Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí, měsíční data) . . . . .	213

H.12 Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí, měsíční data) . . . . .	214
H.13 Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí, měsíční data) . . . . .	214
H.14 Vývoj rozdělení efektivity párovacího procesu v regionech zemí V4 (model stochastických mezí, měsíční data) . . . . .	215
H.15 Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí, měsíční data) . . . . .	215
H.16 Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí, měsíční data) . . . . .	216
H.17 Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí, měsíční data) . . . . .	216
H.18 Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí, měsíční data) . . . . .	217
H.19 Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data) . . . . .	218
H.20 Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data) . . . . .	218
H.21 Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data) . . . . .	219
H.22 Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data) . . . . .	219
H.23 Vývoj rozdělení efektivity párovacího procesu v regionech zemí V4 (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data) . . . . .	220
H.24 Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data) . . . . .	220
H.25 Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data) . . . . .	221
H.26 Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data) . . . . .	221
H.27 Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data) . . . . .	222

# Úvod

V posledních 20 letech došlo v hospodářském vývoji vyspělých evropských i mimoevropských ekonomik k řadě ekonomických jevů, které svou povahou vzbudily zájem teoretických i aplikovaných ekonomů. Jedním z nich je tzv. velká recese jejíž hlavní vrchol lze spatřovat v období let 2008 až 2009, což bylo spojeno s ekonomickým poklesem a stagnací i v letech následujících. Tento ekonomický vývoj se logicky nevyhnul ani vývoji na trzích práce, ať již v podobě růstu nezaměstnanosti, poklesu v tvorbě nových pracovních nebo ve změně struktury nezaměstnanosti. Dopady na dynamiku trhů práce měl i následný proces postupného ožívování a růstu ekonomik, který přetrvával i v roce 2019. V této souvislosti se nabízí řada otázek spojených se schopností trhů práce reagovat na pozitivní i negativní šoky, kterým ekonomiky v průběhu času čelí a snaží se jím přizpůsobovat. Ať již jde o šoky poptávkové, nabídkové, šoky vycházející svou povahou z chování fiskální nebo monetární autority, nebo mající svůj původ v ekonomickém vývoji zahraničních ekonomik, ve všech případech se jejich dopad na ekonomiku odráží na trhu práce, který tento šok může tlumit nebo naopak zesílit.

V rámci analýzy vztahu mezi ekonomickým vývojem a vývojem na trzích práce hraje svou roli jejich efektivita a flexibilita. Efektivitu můžeme na tomto místě chápat rámcově jako schopnost trhů práce efektivně spojovat nezaměstnané a volná pracovní místa. Flexibilitu pak lze ve svém pojetí pojmut jako rychlost či intenzitu s jakou se trhy práce dokážou vyrovnat s dopady cyklického vývoje ekonomiky. Předkládaná habilitační práce se zaměřuje právě na problematiku dynamiky, efektivity a flexibility trhů práce, a to konkrétně v ekonomikách zemí Visegrádské skupiny (zemí skupiny V4), tedy v ekonomikách České republiky, Slovenska, Polska a Maďarska. Předmětem zájmu bude období posledních 20 let počínaje rokem 2000 a konče druhou polovinou roku 2019.

Tyto ekonomiky mají společnou historii v tom smyslu, že po roce 1989 prošly transformačním procesem z centrálně plánovaných ekonomik na ekonomiky tržní. Nicméně, každá z nich měla odlišné startovací podmínky, pokud jde např. o ukazatele makroekonomické stability a výkonnosti, a rovněž se lišily v samotné strategii transformačního procesu (v případě Slovenska máme na mysli vývoj po roce 1993, kdy došlo k rozdělení bývalého Československa). Tento vývoj se logicky promítl i do výsledných ukazatelů ekonomického vývoje a rozdílnost lze spatřovat i v odlišném vývoji institucí, včetně institucí trhu práce, kam můžeme řadit sílu odborů, nastavení fungování institutu minimální mzdy, míru sociální ochrany zaměstnanců, velikost a podmínky spojené s vyplácením podpory v nezaměstnanosti nebo fungování a účinnosti nástrojů aktivní politiky zaměstnanosti. Samotná historie tohoto vývoje však není předmětem této práce. Můžeme nicméně předpokládat, že po roce 2000 již proces transformace byl definitivně uzavřen a zkoumané ekonomiky se přeměnily na se svými specifiky, což zahrnuje i specifika trhů práce. To je důvodem výběru počátku zkoumaného období. V roce 2004 vstoupily země Visegrádské skupiny do Evropské unie, ovšem jen Slovensko se v roce 2009 stalo plnohodnotným členem Eurozóny a představuje tak ekonomiku s neautonomní monetární politikou. Specifika jednotlivých ekonomik se projeví i v odlišném ekonomickém vývoji po ekonomickém poklesu roku 2008, jak bude dále ilustrováno, což se projevilo i různých dopadech na dynamiku trhů práce těchto zemí, a to jak na agregátní, tak i na regionální úrovni. V průběhu celého období let 2000 až 2009 jsou totiž patrné rozdíly mezi regiony v rámci jednotlivých zemí Visegrádské skupiny, a to nejen v míře nezaměstnanosti, ale i v její struktuře. Z tohoto pohledu se tak nabízí zaměřit pozornost nejen na otázku fungování agregátních trhů práce na úrovni celé ekonomiky, ale i na otázku fungování trhů práce na regionální úrovni. Regionální úrovni budeme chápat úroveň krajů (v případě České republiky a Slovenska), úroveň žup (v případě Maďarska) a úroveň vojvodství (v případě Polska). Z hlediska administrativního členění se jedná o podobné typy regionů.

Hlavním cílem této habilitační práce je kvantifikovat míru efektivity a flexibility trhů práce Visegrádské skupiny na celostátní a regionální úrovni, vyhodnotit míru případné heterogenity napříč zeměmi a regiony, identifikovat možné strukturální změny v jejich vývoji, a vyhodnotit dopady vybraných strukturálních charakteristik trhů práce na dynamiku vývoje těchto trhů. Tento cíl bude dále doplněn o dílčí cíle a rozveden do podoby výzkumných otázek a testovatelných hypotéz. Efektivita trhů práce bude v této práci pojata jako efektivita tzv. párovacího (*matching*) procesu. Flexibilita je pak chápána z makroekonomického úhlu pohledu, konkrétně z pohledu vzájemného vztahu a dynamiky mezery nezaměstnanosti a hospodářského cyklu a rovněž i v kontextu vzájemného propojení dynamiky volných pracovních míst a nezaměstnanosti. Oba tyto klíčové pojmy v práci dále upřesníme a zasadíme do kontextu současné ekonomické literatury a podrobné diskuse. S ohledem stanovený hlavní cíl předkládané habilitační práce budou převažujícím nástrojem jeho naplnění empirické metody ekonometrie aplikované na pozorovatelná makroekonomická data, kdy podkladem příslušných ekonometrických modelů budou jednak formální ekonomické modely Okunova vztahu a Beveridgeovy křivky, jednak pak strukturální dynamický stochastický model všeobecné rovnováhy zahrnující sektor reprezentující trh práce zkoumaných ekonomik. Širší paleta modelových konceptů a použitých ekonometrických nástrojů a metod tak může přispět k robustnosti získaných výsledků a závěrů. Jejich komplexní propojení a zaměření na úzkou skupinu zemí, které prošly procesem transformace na tržní ekonomiky, je svým způsobem originální a účelně přispívá do diskuze problematiky efektivity a flexibility trhů práce. Navíc se díky tomu otevírá rovněž prostor pro zhodnocení možností a mezí těchto nástrojů a technik ekonometrie, minimálně tedy na poli zkoumaného fenoménu efektivity, flexibility a dynamiky trhů práce.

Struktura práce je následující. V kapitole 1 jsou nejprve představena stylizovaná fakta o ekonomickém vývoji zemí skupiny V4, a to s důrazem na vývoj trhů práce na celostátní a regionální úrovni. To nám umožňuje identifikovat rozdíly v klíčových charakteristikách těchto trhů práce a je to rovněž dobrou motivací k nastolení dílčích cílů, výzkumných otázek a hypotéz. Součástí této kapitoly je vysvětlení použité metodologie zaměřené na naplnění stanovených cílů práce. Explicitní definice pojmů efektivity, flexibility a dynamiky je představena v kapitole 2, a to v kontextu současné literatury. Zaměříme se podrobnou rešerší literatury, což jednoznačně napomůže vymezení přínosu této práce k současnému poznání. Kapitola 3 detailněji popisuje ekonometrické techniky a nástroje využívané v rámci identifikace a diagnostiky formulovaných ekonometrických modelů a konceptů. V kapitole 4 jsou podrobně představena použitá data, jejich úprava a převod do podoby srovnatelných ukazatelů napříč zkoumanými zeměmi. Kvantifikace míry flexibility agregovaných a regionálních trhů práce je obsahem kapitoly 5, výsledky odhadů efektivity trhů práce a jejich diskuze jsou následně rozvinuty v kapitole 6. Makroekonomické pojetí efektivity, flexibility a dynamiky trhů práce ve strukturálním pojetí je obsahem kapitoly 7. Závěr práce komplexně shrnuje, interpretuje a vyhodnocuje dosažené výsledky v souladu s odpověďmi na položené výzkumné otázky a vyhodnocením formulovaných hypotéz. Závěr práce je rovněž věnován shrnutí přínosů celé práce. Součástí této práce jsou i relativně rozsáhlé přílohy, které slouží k doplnění jednotlivých kapitol jak o další ilustrace charakteristik regionálních trhů práce, tak i o další výsledky odhadů modelů prezentovaných v hlavní části práce.



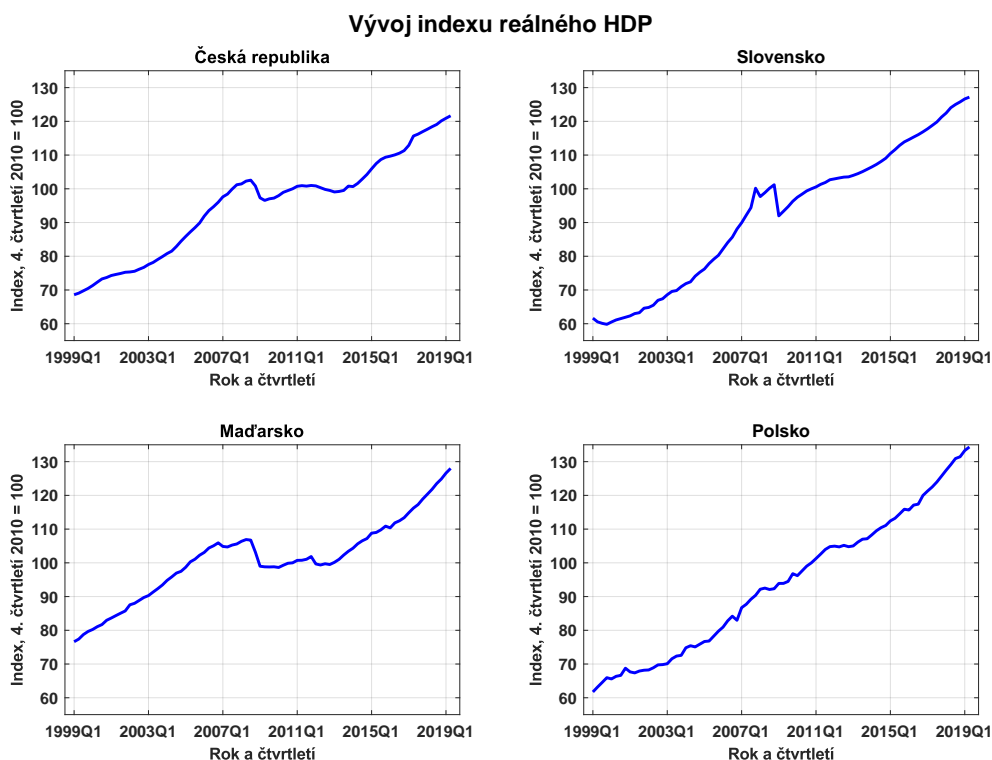
# Kapitola 1

## Stylizovaná fakta a výzkumné otázky

Tato kapitola ve své úvodní části představí ekonomický vývoj zemí Visegrádské skupiny v posledních 20 letech, a to zejména v kontextu vývoje na trzích práce. Zaměříme se rovněž na charakterizaci vývoje základních charakteristik regionálních trhů práce těchto ekonomik. Na tomto základě se ve druhé části této kapitoly zaměříme na stanovení dílčích cílů předkládané práce, výzkumných otázek a hypotéz, a podrobněji si vysvětlíme metodiku celé práce.

### 1.1 Ekonomický vývoj v zemích V4

Ekonomiky zemí Visegrádské skupiny prošly od roku 2000 velmi dynamickým ekonomickým vývojem. Jak ilustruje obrázek 1.1, reálný hrubý domácí produkt vzrostl v období let 1999 až 2019 v případě Maďarska o 60 %, v případě České republiky o více než 70 %, a v případě Slovenska a Polska o více než dvojnásobek.

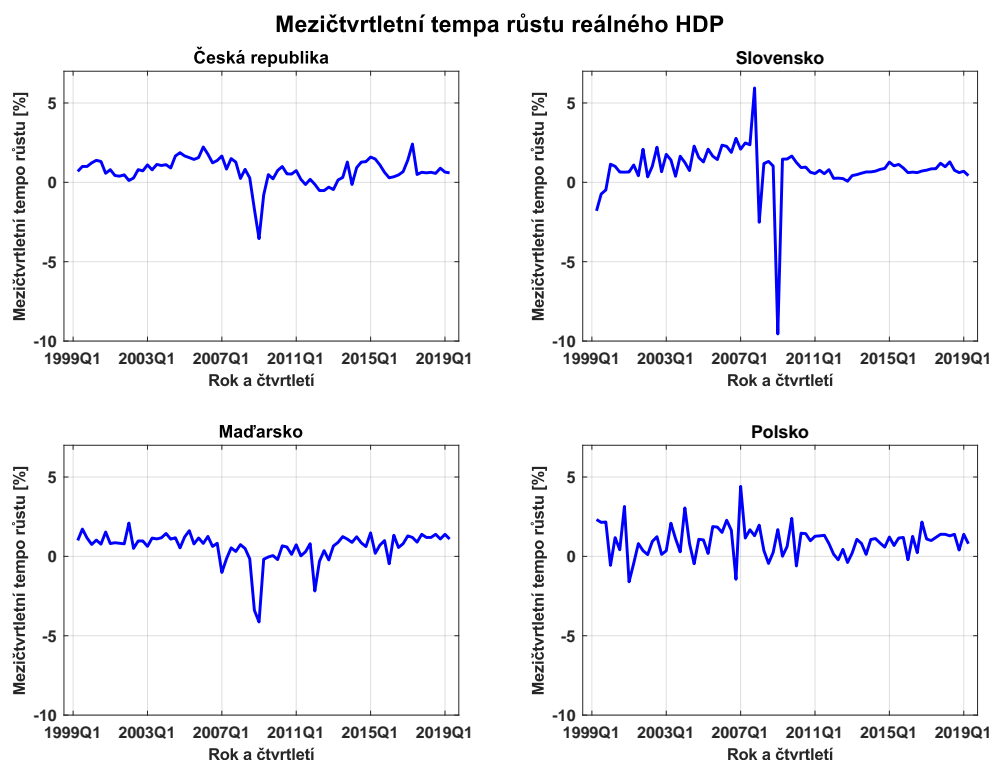


**Obrázek 1.1:** Reálné HDP v zemích V4 v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat o vývoji reálného hrubého domácího produktu z [OECD \(2019\)](#). Podrobněji viz kapitola 4.

Tento ztelný dlouhodobý ekonomický růst byl ve svém vývoji narušen zejména ekonomickou krizí

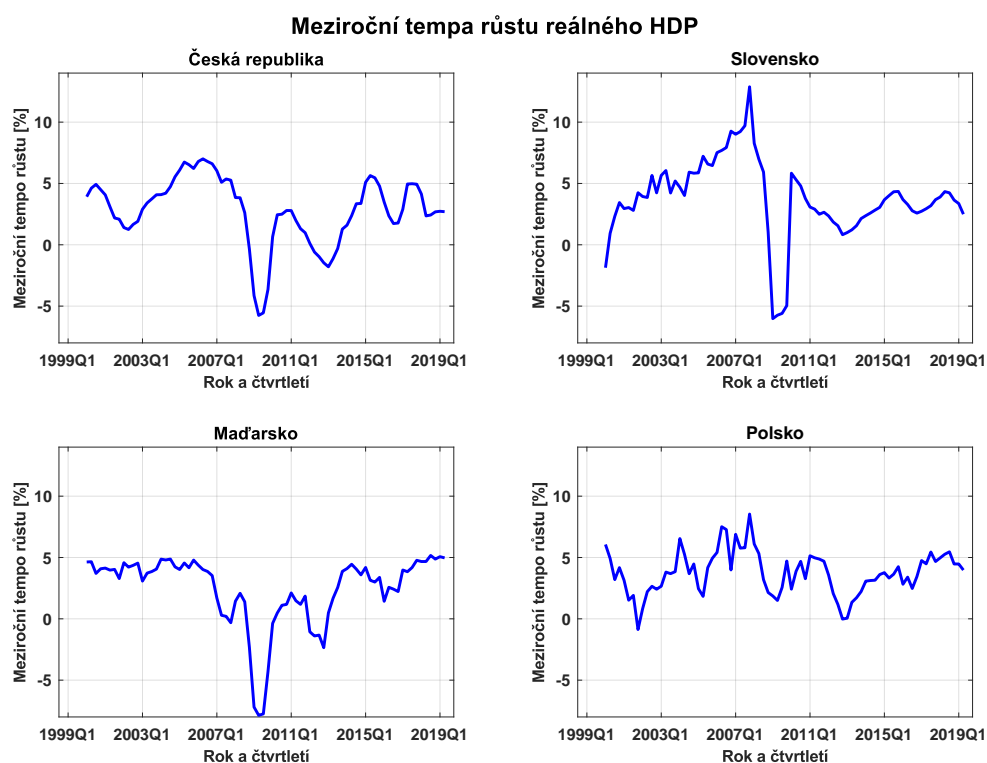
v roce 2008, kdy všechny země Visegrádské skupiny, s výjimkou Polska, zažily sice krátkodobý, nicméně o to výraznější ekonomický pokles, což je patrné rovněž z obrázků 1.2 a 1.2 reprezentující mezičtvrtletní respektive meziroční tempa růstu reálného HDP.



**Obrázek 1.2:** Mezičtvrtletní tempa růstu reálného HDP v zemích V4 v období 1999–2019

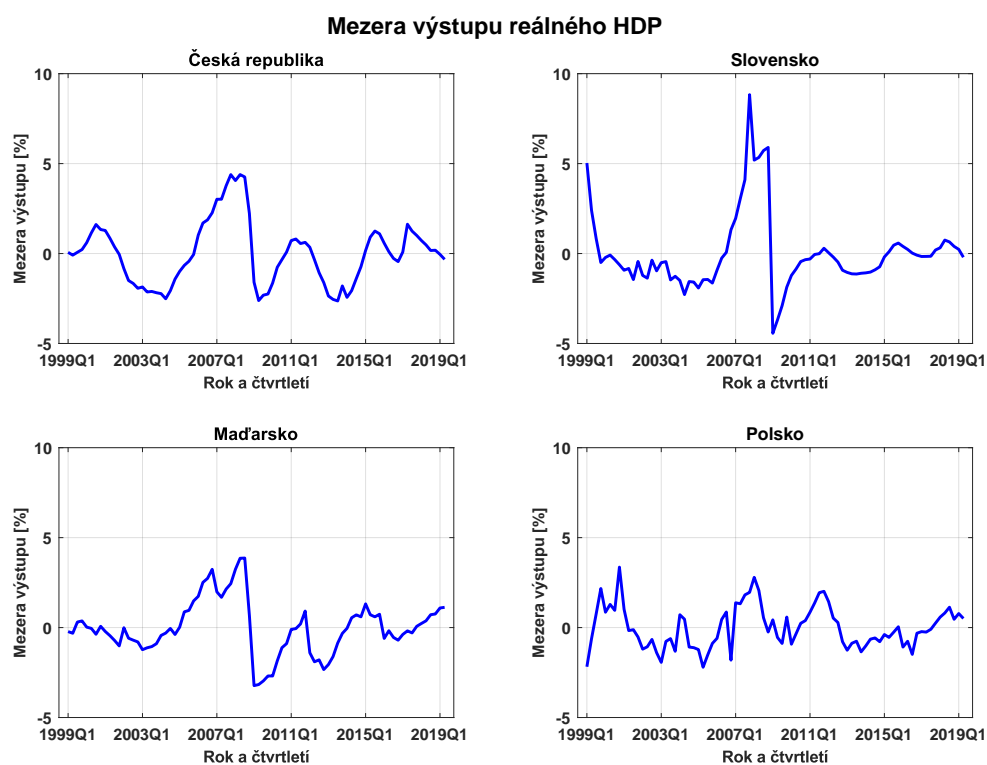
Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat o vývoji reálného hrubého domácího produktu z [OECD \(2019\)](#). Podrobněji viz kapitola 4.

Česká republika a Maďarsko v letech 2009 až 2013 zažily zjevnou stagnaci ve svém ekonomickém vývoji, kdy svých předkrizových hodnot dosáhly v roce 2014 (viz obrázek 1.1). Oproti tomu se Slovensko, jehož mezičtvrtletní pokles reálného HDP dosahoval hodnot blízcím se 10 %, vrátilo nad svou předkrizovou úroveň již v roce 2011. Z odhadů cyklického vývoje reálného hrubého domácího produktu je patrné, že přestože největší mezičtvrtletní výkyv byl pozorovatelný na Slovensku, největší meziroční výkyv a rovněž tak i největší cyklický propad ve vývoji ekonomiky zažilo Maďarsko, jak ukazuje obrázek 1.4. Pohled na cyklický vývoj zemí V4 ukazuje na relativně vysokou podobnost v cyklickém vývoji u České republiky, a Slovenska, což lze přičíst na vrub jejich podobnosti z hlediska otevřenosti, přesněji řečeno závislosti ekonomického vývoje na zahraničním exportu a faktu, že ekonomický propad v roce 2008 lze vnímat jako společný negativní exogenní (zahraniční) poptávkový šok. Zcela odlišný cyklický vývoj v období let 1999 až 2000 je spojen s ekonomikou Polska, která tento šok takřka nezaregistrovala.



**Obrázek 1.3:** Meziroční tempa růstu reálného HDP v zemích V4 v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat o vývoji reálného hrubého domácího produktu z [OECD \(2019\)](#). Podrobněji viz kapitola 4.

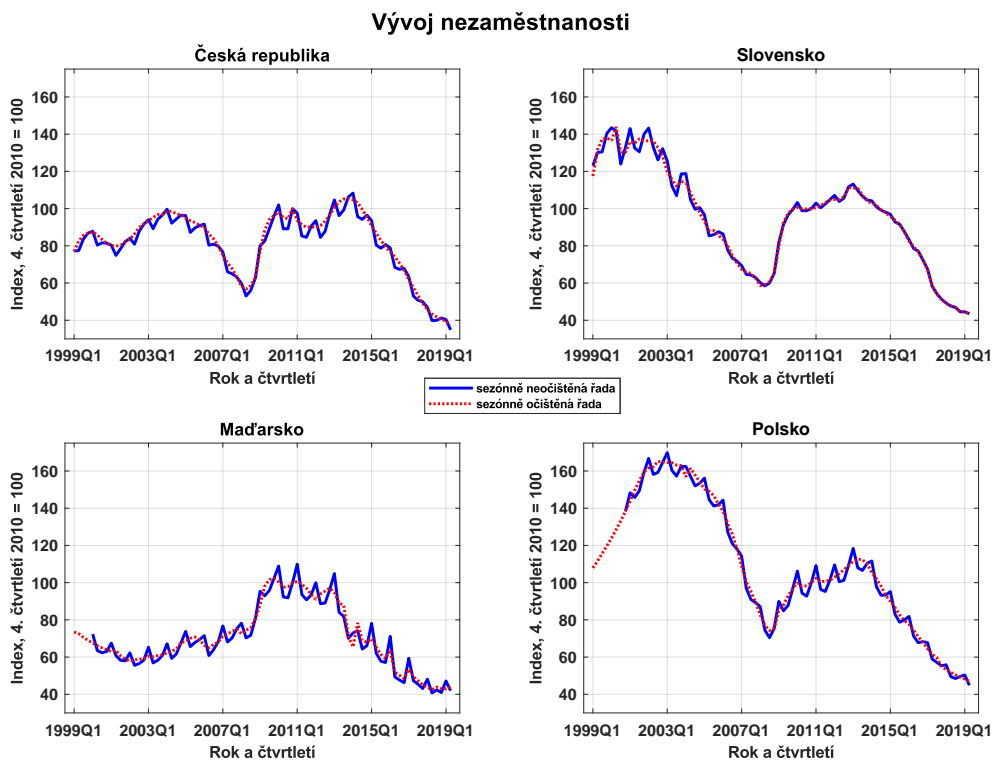


**Obrázek 1.4:** Mezera výstupu v zemích V4 v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat o vývoji reálného hrubého domácího produktu z [OECD \(2019\)](#). Podrobněji viz kapitola 4.

## 1.2 Trh práce v zemích V4

Ekonomický vývoj v zemích V4 se promítl i do vývoje na trzích práce těchto zemí. Přestože samotný vývoj hospodářského cyklu reprezentovaný vývojem mezery výstupu reálného HDP (viz obrázek 1.4) nebyl v rámci ekonomiky zemí Visegrádské čtyřky zcela totožný, co do amplitudy a délky jednotlivých cyklů, vývoj nezaměstnanosti (zejména od roku 2007) již naopak velmi podobný byl.

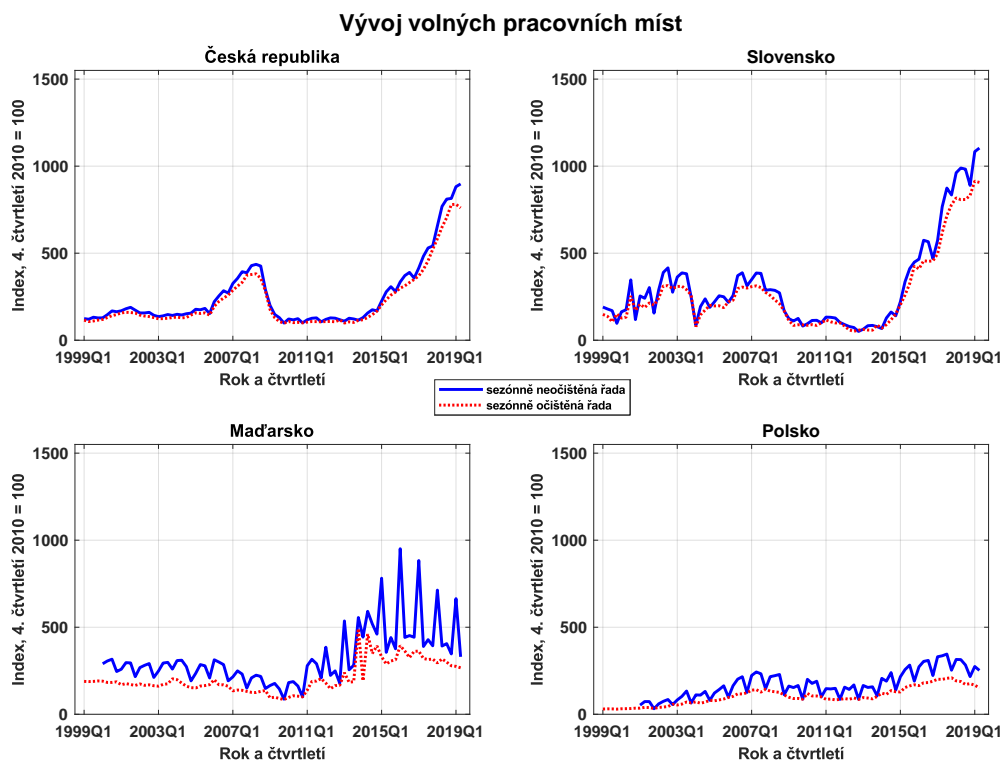


**Obrázek 1.5:** Nezaměstnanost v zemích V4 v období 1999–2019

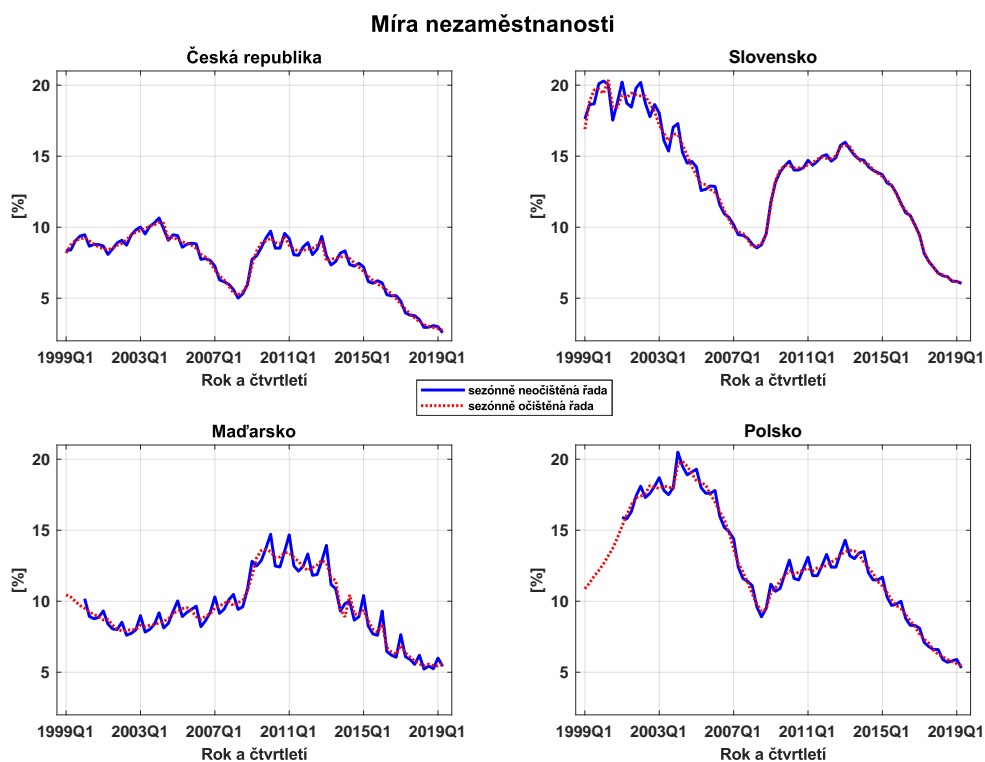
Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019) a WPSZ (2019). Podrobněji viz kapitola 4.

Vývoj nezaměstnanosti, zachycený pro účely relativního srovnání prostřednictvím indexu (kdy rok 2010 je roven 100), je ukázán na obrázku 1.5. Ve všech ekonomikách je možno pozorovat prudký pokles nezaměstnanosti od roku 2013, který ve všech zemích skupiny V4 snížil počet nezaměstnaných o více než polovinu. Tento vývoj byl navíc doprovázen prudkým nárůstem počtu pracovních míst, kdy se mezi lety 2010 a 2019 tento růst v případě České republiky blížil téměř desetinásobku výchozích hodnot a výrazně tak překonal předkrizový růst v letech 2006 a 2007. V případě Slovenska již o více než desetinásobném nárůstu počtu volných pracovních míst hovořit můžeme. Pozvolnější růst počtu volných pracovních míst, i když nikoliv až tak impozantní, zažilo i Polsko, kdy však z pohledu na vývoj sezónně očištěného indexu volných pracovních míst lze pozorovat trvalé tendence růst od roku 2001, s mírným zpomalením v pokrizovém období po roce 2008. Vývoj indexu volných pracovních míst Maďarska vypadá na první pohled velmi volatilně, což je však dáno metodikou vykazování počtu volných pracovních míst, kdy v případě Maďarska je uváděn index volných pracovních míst v průběhu daného období, což zahrnuje (před transformací do podoby indexu) součet počtu volných pracovních míst na konci předchozího období (resp. v případě čtvrtletních dat na konci měsíce předcházejícímu poslednímu měsíci daného čtvrtletí) a počtu nově vytvořených pracovních míst v daném měsíci. V ostatních zemích se původní data o volných pracovních místech týkají počtu volných pracovních míst na konci daného čtvrtletí. V rámci dalších analýz nicméně budou tyto ukazatele sjednoceny.

Ekonomický růst, pokles nezaměstnanosti a růst počtu volných pracovních míst se v posledních letech projevil i ve výrazném poklesu míry nezaměstnanosti. Záměrně zde hovoříme o vývoji v posledních letech, neboť jak je patrné ve vývoji míry nezaměstnanosti na Slovensku, docházelo zde k poklesu míry

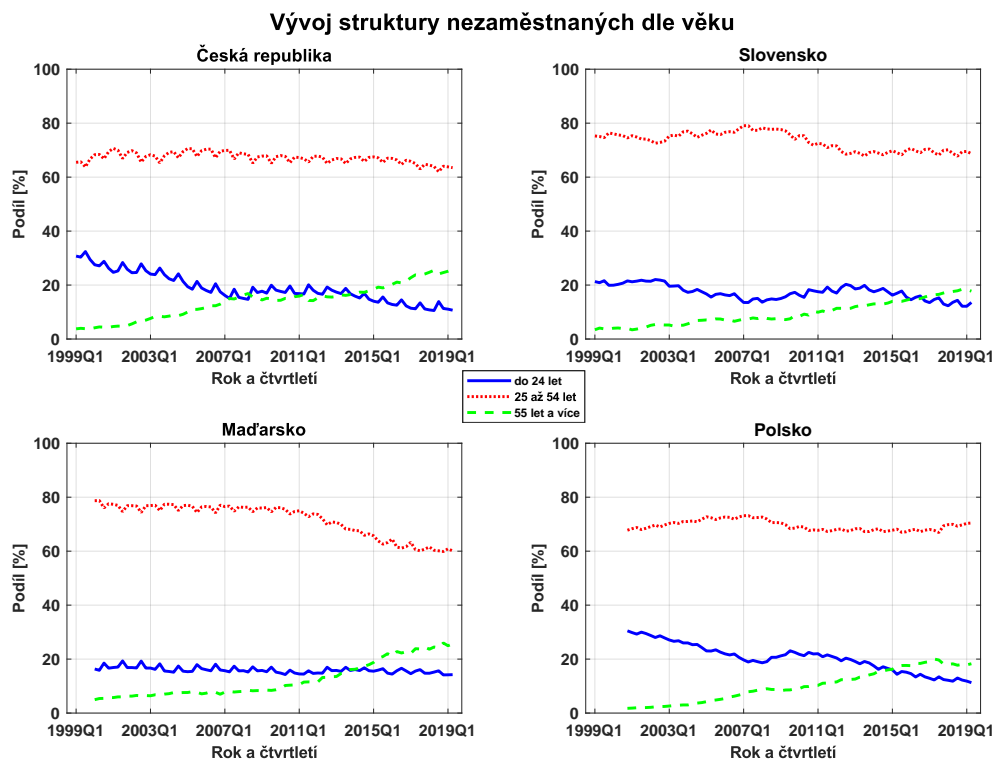


Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019) a WPSZ (2019). Podrobněji viz kapitola 4.



Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019) a WPSZ (2019). Podrobněji viz kapitola 4.

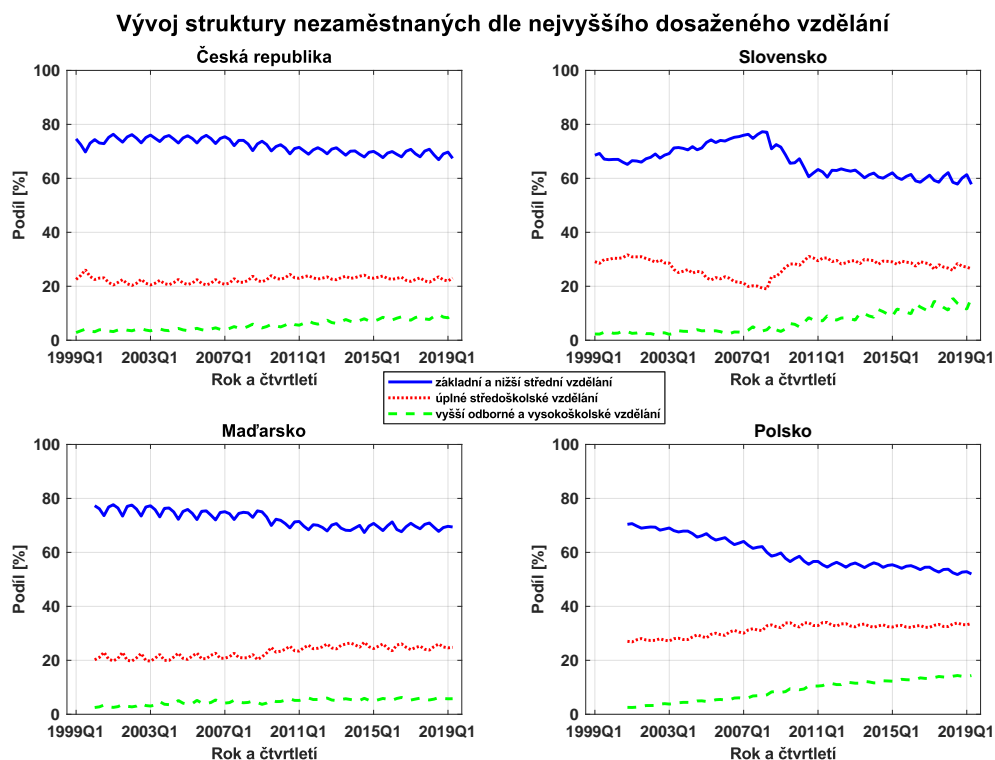
nezaměstnanosti již dlouho před krizí roku 2008, přičemž tento trendový pokles nebyl vždy doprovázen i růstem volných pracovních míst. Specifikum takového vývoje vede k zamyšlení, co mohlo být příčinou, kdy jednou z možností může být růst efektivity procesu párování volných pracovních míst a míry nezaměstnanosti např. v důsledku lepší sladnosti kvalifikační struktury nezaměstnaných a tomu odpovídajících požadavků firem vytvářejících volná pracovní místa.



**Obrázek 1.8:** Věková struktura nezaměstnaných v zemích V4 v období 1999–2019

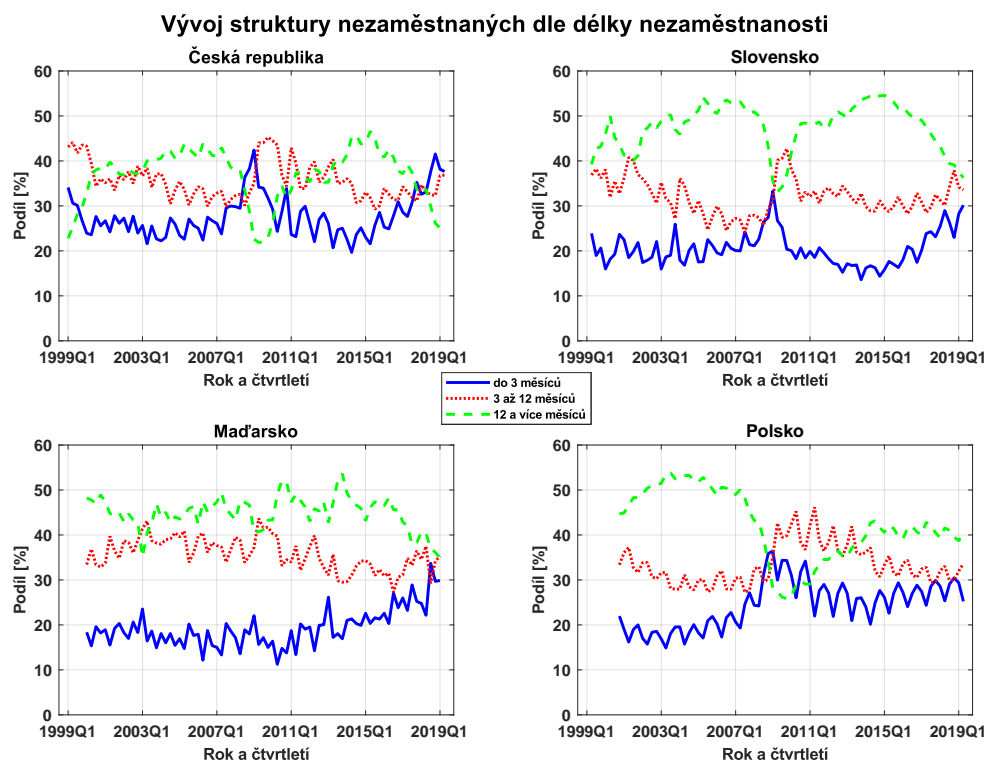
Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019), WPSZ (2019) a Eurostat (2019). Podrobněji viz kapitola 4.

Jak se ekonomický vývoj promítl do struktury nezaměstnaných dle věku, nejvyššího dosaženého vzdělání a dle délky nezaměstnanosti, ukazují obrázky 1.8, 1.9 a 1.10. Z pohledu na vývoj rozdělení věkové struktury je zřejmé, že pokles nezaměstnanosti nejvíce „zasáhl“ kategorii mladých nezaměstnaných ve věkové skupině do 24 let. Tento vývoj je v porovnání s vývojem v některých jiných státech Evropské unie (jako je např. Španělsko) relativně vzácný a poukazuje na obecnou zlepšující se schopnost trhů práce zemí Visegrádské skupiny (s menším efektem v případě Maďarska) absorbovat tuto kategorii nezaměstnaných, což je pozitivní i z hlediska dalšího vývoje na trhu práce, kdy se tato kategorie nezaměstnaných nestane hlavní složkou odrazených zaměstnanců, která by tak mohla tvořit výraznou část dlouhodobě nezaměstnaných. Vzdělanostní struktura nezaměstnaných v případě České republiky a Maďarska přetrvává v podobných proporcích po celou dobu zkoumaného období, přestože je zde patrný mírný pokles podílu nezaměstnaných v se základním a nižším středním vzdělání (definice těchto kategorií je obsahem kapitoly 4). To je důsledkem skutečnosti, že prudký nárůst volných pracovních míst s sebou přinesl i větší nabídku volných pracovních míst pro nízko kvalifikované zaměstnance. Ve větší míře se možné tento vývoj pozorovat na Slovenském a Polském trhu práce. Z pohledu na obrázek 1.10 vývoje podílu nezaměstnaných dle délky trvání nezaměstnanosti je možné v případě České republiky a Slovenska pozorovat pozvolné nárůsty podílu krátkodobě nezaměstnaných v předkrizovém období předcházejícímu roku 2008 a rovněž i v pokrizovém období (od roku 2014), kdy se ekonomiky těchto zemí dostávaly do růstové fáze hospodářského cyklu. To mělo za následek pokles podílu dlouhodobě nezaměstnaných, což je jednou ze známek efektivity a flexibility trhu práce, který dokáže absorbovat i tyto pracovníky. Nicméně, v těchto úvahách je vzít v potaz i možné změny v podmínkách nastavení důchodovém systému daných zemí, které mohou vést k vyvedení pracovníků v předdůchodovém věku mimo trh práce. To se však s ohledem ná-



**Obrázek 1.9:** Vzdělanostní struktura nezaměstnaných v zemích V4 v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019), WPSZ (2019) a Eurostat (2019). Podrobněji viz kapitola 4.



**Obrázek 1.10:** Zastoupení nezaměstnaných dle délky nezaměstnanosti v zemích V4 v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019), WPSZ (2019) a Eurostat (2019). Podrobněji viz kapitola 4.

růst podílu nezaměstnaných ve věku 55 a více let (viz obrázek 1.8) jednoznačně neprokazuje. V případě Maďarska výrazný pokles podílu dlouhodobě nezaměstnaných nastal až v posledních 5 letech (od roku 2015), naopak Polsko zažilo pokles v podílu dlouhodobě nezaměstnaných jen před obdobím finanční krize roku 2008 (která nicméně Polskou ekonomiku postihla jen minimálně), a v posledním období se nijak dramaticky nemění. Je však nutné zohlednit, že jejich podíl byl dlouhodobě výrazně nižší oproti Slovensku, tudíž na tomto základě nelze jednoznačně prokázat, že by trh práce Polska byl méně efektivní (pokles nezaměstnanosti se díky konstantnímu podílu dotkl i této skupiny nezaměstnaných). Otázka role struktury nezaměstnaných při vyhodnocování flexibility a efektivity trhů práce může hrát významnou roli, a tato otázka tak bude součástí naplnění hlavního cíle této práce.

### 1.3 Regionální trhy práce zemí V4

Sledování vývoje makroekonomických ukazatelů a ukazatelů na trhu práce může bezpochyby přinášet užitečnou informaci o jejich vzájemném propojení na agregátní úrovni ekonomiky jako celku. Problém však nastává v případě, pokud růst ekonomiky nedopadá na jednotlivé regiony rovnoměrně. To má i v dlouhodobém období za následek sociální i ekonomickou polarizaci ve společnosti s hospodářko-politickými dopady. Vývoj ukazatelů trhů práce na regionální úrovni je velmi detailně ilustrován na obrázcích v příloze C v případě České republiky, v příloze D v případě Slovenska, v příloze E v případě Maďarska a konečně v příloze F v případě Maďarska. Z těchto obrázků je patrná vysoká heterogenita v jednotlivých ukazatelích napříč jednotlivými regiony v rámci každé z ekonomik zemí Visegrádské čtyřky.

Průměrná míra regionální míry nezaměstnanosti v České republice se v průběhu let 2000-2019 pohybovala v rozmezí 3,5 % v případě Prahy až po více než 11 % v případě Ústeckého a Moravskoslezského kraje. V letech 2000 až 2007 přitom dosahovala hodnot kolem 15 % a naopak v období let 2014-2019 zažily i tyto dva posledně zmiňované regiony pokles na úroveň přesahující 7 %. Ve stejných časových úsecích se přitom průměrná míra nezaměstnanosti v Praze držela na podobné úrovni. Podobnou heterogenitu lze spatřovat i v míře volných pracovních míst, kde v pokrizovém období let 2008-2013 kde nejnižší průměrné hodnoty 0,77 % dosahoval kraj Vysočina. V období 2014-2019 se na pomyslný žebříček nejnižší míry volných pracovních míst dostal naopak Moravskoslezský kraj. Nicméně tato hodnota by odpovídala jedněm z nejvyšších hodnot v pokrizovém období (kde Praha dosahovala hodnot 1,95 %). Pokud se vrátíme zpět k regionům s nejvyšší průměrnou nezaměstnaností, můžeme si všimnout, že z hlediska struktury nezaměstnanosti tyto regiony nevybočují od hodnot ostatních regionů. Vezmeme-li v úvahu podíl průměrných nezaměstnaných osob ve věku 55 a více let, tak tento podíl je s 15,48 % nejvyšší za období let 2000-2019 v Praze (tedy regiony s nejnižší nezaměstnaností) a nejnižší naopak v Ústeckém kraji, který patřil k regionům s nejvyšší průměrnou mírou registrované nezaměstnanosti. Jedna z viditelných vazeb mezi strukturou nezaměstnanosti a mírou nezaměstnanosti je v případě podílu nezaměstnaných se základním nebo nižším středním vzděláním a v případě podílu dlouhodobě nezaměstnaných. V tomto případě je zajímavým fenoménem nárůst podílu dlouhodobě nezaměstnaných v Praze v posledním období let 2014-2019 (na hodnotu 33 % z podílu období po krizi roku 2008 ve výši 22 % resp. 24 % z období před touto krizí). Míra nezaměstnanosti však v Praze zůstala na stabilně nízké úrovni.

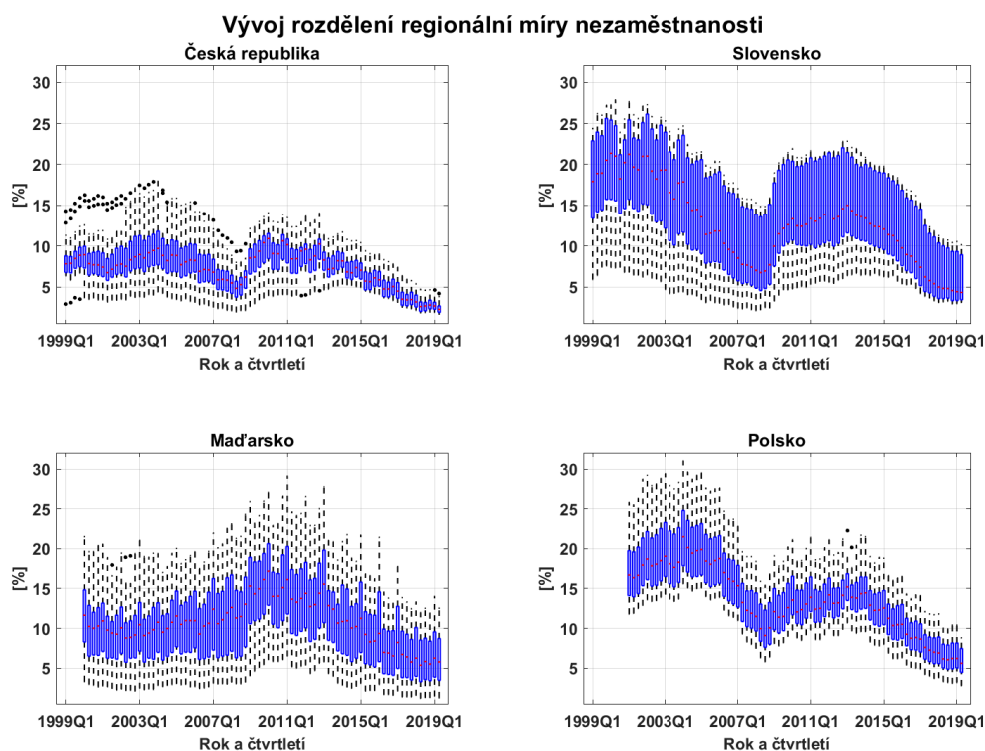
Podobné jevy lze vidět i v regionech ostatních států skupiny zemí V4. Z hlediska míry nezaměstnanosti je patrná silná disproporce v míře nezaměstnanosti východních regionů (zahrnujících Prešovský kraj, Banskobystrický, Košický a trochu jižněji i kraj Nitranský) na úrovni téměř 20 % za celé období let 2000-2019 a regionů západních pohybujících se (s výjimkou Bratislavského kraje) na průměrné úrovni 10 %. V podobném regionálním členění zde existuje i disparita v míře volných pracovních míst. I v tomto případě jsou rozdíly doprovázeny rozdíly ve struktuře nezaměstnanosti, a to zejména v podílech dle nejvyššího dosaženého vzdělání a výrazně odlišných a vyšších podílech dlouhodobě nezaměstnaných. Ve srovnání s Českou republikou vykazuje Slovensko mnohem vyšší regionální podíly nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním u západních regionů, tedy těch s podprůměrnou mírou nezaměstnanosti, což vypovídá o pravděpodobně ne zcela dobrém souladu struktury volných pracovních míst a kvalifikační



struktury nezaměstnaných.

V případě Maďarska lze regiony s nejvyšší průměrnou mírou nezaměstnanosti vidět na severovýchodní hranici se Slovenskem (tedy v sousedství regionů s vysokou průměrnou mírou nezaměstnanosti v rámci Slovenska), což ukazuje na výrazné prostorové propojení mezi regiony i napříč zeměmi skupiny V4. Průměrná míra nezaměstnanosti v těchto regionech (Nográd, Borsod, Szabolc a o něco jižněji Hajdú-Bihar) dosahuje v období 2000-2019 v průměru téměř 20 %. Podobně vysokých hodnot dosahuje i jihozápadní region Somogy. V případě regionu Borsod je přítomnost nadprůměrné míry volných pracovních míst, který se nedokázala plně projevit v poklesu nezaměstnanosti, což naznačuje jistou neefektivitu a nízkou flexibilitu tohoto regionálního trhu práce. Specifikem těchto regionů je vyšší podíl nezaměstnaných mladších 24 let, který zde může být významným faktorem.

Mezi regiony s nejvyšší průměrnou mírou nezaměstnanosti v období let 2000-2019 v případě Polska patří vojvodství Warmińsko-Mazurskie, Kujawsko-Pomorskie a Zachodnio Pomorskie. Za pozornost stojí vývoj ve vojvodství Dolnośląskim, kde se průměrná míra nezaměstnanosti v letech 2000-2007 a během dalších 10 let se dokázala dostat na průměrné hodnoty ve výši nepřesahující 8%, přičemž míra volných pracovních míst se zde nijak neodlišovala od výše zmiňovaných regionů. Významnou roli zde sehrává jedna z nejnižších hodnot podílu nezaměstnaných ve věku do 24 let, což se v případě Polska ukazuje jako významný faktor pro regionální heterogenitu trhů práce.

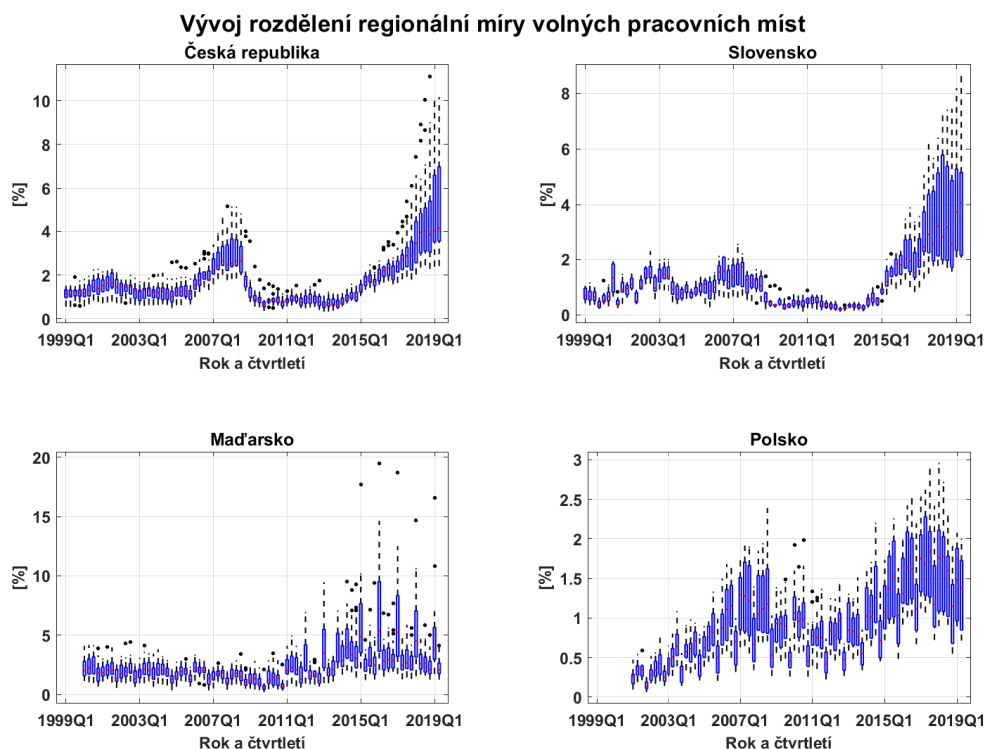


**Obrázek 1.11:** Regionální rozdělení míry nezaměstnanosti v zemích V4 v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019) a WPSZ (2019). Podrobněji viz kapitola 4.

Detailnímu popisu charakteristik trhů práce jednotlivých regionů by mohly být věnovány další strany této kapitoly. Z předchozích odstavců však vyplývá, že situace a faktory ovlivňující regionální trhy práce mohou být v jednotlivých zemích skupiny V4 odlišné. Otázkou však zůstává, zda-li lze tyto rozdíly vysvětlit odlišnostmi v indikátorech flexibility a efektivity trhů práce reprezentovatelných regionálním pohledem na vzájemnou dynamiku ekonomického růstu, míry nezaměstnanosti, volných pracovních míst a celkovou efektivitou procesu propojujícího volná pracovní místa z uchazeči o zaměstnání. Souhrnnou charakteristiku regionální heterogenity trhů práce a její vývoj v čase nabízí obrázek 1.11. Na první pohled je patrné, že nejmenší volatilita napříč regiony a v čase je doménou České republiky. Trend jejího snižování v průběhu času je rovněž zřejmý. Podobná, i když o něco nižší sblížení regionálních měr

nezaměstnanosti vykazují regiony Polska. Naopak regiony Slovenska a Maďarska si uchovávají podobný rozptyl v mírách nezaměstnanosti, i když dochází k jejímu průměrnému snižování napříč regiony.

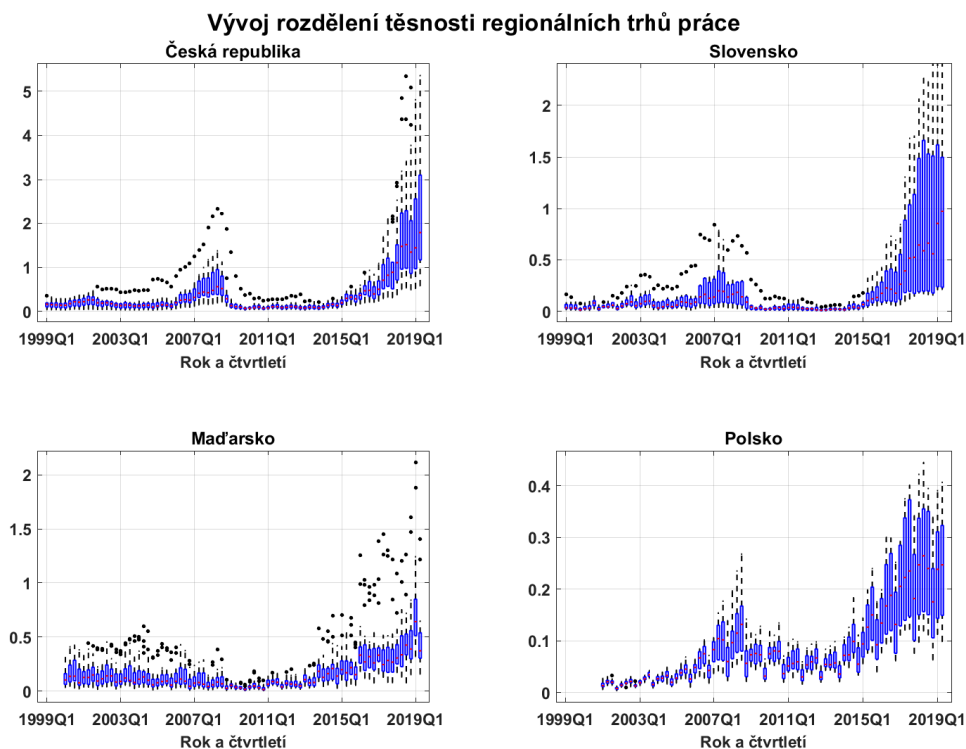


**Obrázek 1.12:** Regionální rozdělení míry volných pracovních míst v zemích V4 v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019) a WPSZ (2019). Podrobněji viz kapitola 4.

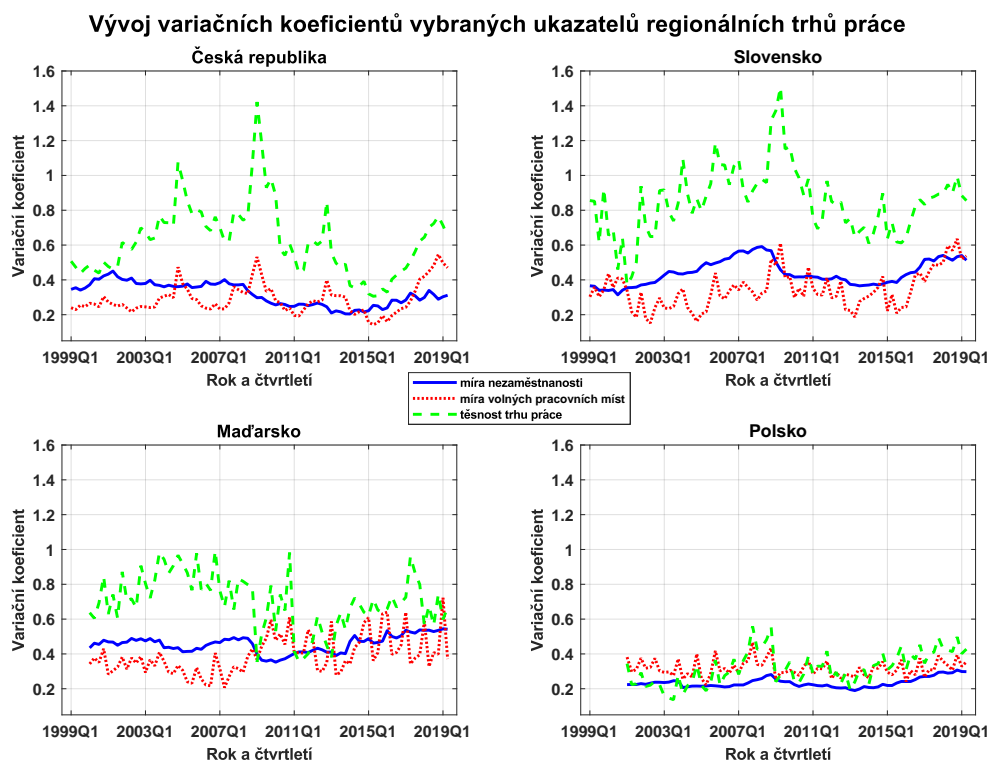
V případě volných pracovních míst ukazuje obrázek 1.12, že v české republice došlo před krizí roku 2008 k výraznému nárůstu ve volatilitě i úrovni míry volných pracovních míst v rámci regionů České republiky a podobný vývoj je patrný i v posledních letech od roku 2015. Vysoká heterogenita napříč regiony v míře volných pracovních míst vykazuje i Slovensko a v menším rozsahu i Maďarsko a Polsko. Otázkou tak je, do jaké míry je tento jev možné spojit s vývojem flexibility a efektivity regionálních trhů práce a jestli pokles v heterogenitě v míře nezaměstnanosti je doprovázen i vyšší mírou efektivity regionálních trhů práce. Ukazatel těsnosti trhů práce (vyjadřující počet volných pracovních míst na jednoho nezaměstnaného) ve všech zemích skupiny V4 vzrostl (viz obrázek 1.13) a jeho rozptyl napříč regiony je mnohem vyšší než v rámci heterogenity u ukazatelů volatility míry nezaměstnanosti a volných pracovních míst.

S ohledem na odlišné průměry jednotlivých ukazatelů se jako nejlepší ukazatel pro účely srovnání vzájemné variability v rámci zemí i napříč zeměmi jeví variační koeficient. Tento ukazatel zohledňuje kromě rozptylu i samotné průměry jednotlivých charakteristik. Na tomto základě lze říct, že míra volatility (tedy v tomto případě i heterogenity) napříč regiony vzrostla oproti stavu na počátku roku 2000 ve všech zemích s výjimkou České republiky. V posledních pěti letech nicméně roste ve všech zemích. Podobně tomu je i u obou zbývajících ukazatelů. V případě míry nezaměstnanosti lze její snižování v souladu s prací Murphy (1985) považovat za znak zvyšování alokační efektivity, což se dle obrázku 1.14 neděje, nicméně tento přístup nelze považovat za dominantní a spíše přináší otázky k zamyšlení a další analýze.



**Obrázek 1.13:** Těsnost regionálních trhů práce v zemích V4 v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019) a WPSZ (2019). Podrobněji viz kapitola 4.



**Obrázek 1.14:** Variabilita vybraných ukazatelů regionálních trhů práce v zemích V4 v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019) a WPSZ (2019). Podrobněji viz kapitola 4.

## 1.4 Cíl práce, výzkumné otázky a hypotézy

S využitím poznatků o ekonomickém vývoji zemí Visegrádské skupiny a charakteristik trhů práce v těchto zemích a na úrovni jejích regionů budeme v souladu s hlavním cílem této práce, formulovaným v úvodní kapitole, formulovat výzkumné otázky a hypotézy, které v dalších částech práce zodpovíme.

Jak již bylo deklarováno v úvodu této práce, hlavním cílem je kvantifikovat míru efektivity a flexibility trhů práce Visegrádské skupiny na celostátní a regionální úrovni, vyhodnotit míru případné heterogenity napříč zeměmi a regiony, identifikovat možné strukturální změny v jejich vývoji, a vyhodnotit dopady vybraných strukturálních charakteristik trhů práce na dynamiku vývoje těchto trhů.

V rámci takto stanoveného cíle se pokusíme nalézt odpovědi na následující otázky, kdy si rovněž uvedeme metody vedoucí k jejich zodpovězení:

1. Jak flexibilní jsou trhy práce zemí skupiny V4 na celostátní a regionální úrovni?
2. Jak efektivní jsou trhy práce z hlediska efektivity procesu párování nezaměstnaných a volných pracovních míst na úrovni ekonomik zemí Visegrádské skupiny a na úrovni regionálních trhů práce?
3. Jaké faktory ovlivňují efektivitu trhů práce v zemích skupiny V4?
4. Existuje vztah mezi efektivitou trhů práce a mírou nezaměstnanosti?
5. Vykazují ekonomiky zemí Visegrádské skupiny odlišnosti ve strukturálních charakteristikách svých trhů práce a v dopadech makroekonomických šoků na vývoj těchto trhů práce?

V souvislosti s hledáním odpovědí na výše uvedené otázky rovněž vyhodnotíme, jak robustní jsou výsledky odhadů flexibility a efektivity v závislosti na použité metodě a typu dat, a ověříme následující hypotézy:

1. Vztah mezi dynamikou vývoje nezaměstnanosti a hospodářským cyklem reprezentovaný Okunovým koeficientem v průběhu času a napříč regiony je stabilní.
2. Vztah mezi nezaměstnaností a volnými pracovními místy reprezentovaný Beveridgeovou křivkou je stabilní v průběhu času a napříč regiony.
3. Efektivita párovacího procesu je homogenní napříč regionálních trhů práce a v průběhu času.

Odpovědi na výše uvedené otázky budeme hledat s využitím metodologie využívané v současné literatuře, která je rozebírána v kapitole 2. Náš přístup je založen na empirickém přístupu k poznávání reality, tedy z hlediska metodologického se jedná o empirismus, čemuž budou odpovídat i použité metody založené na ekonometrických nástrojích a technikách. Východiskem tedy budou pozorovatelná data o charakteristikách zkoumaných ekonomik a jejich trhů práce. Využijeme jednak agregovaná data o těchto ukazatelích na úrovni celých ekonomik a jednak pak data o regionálních trzích práce založená na statistikách počtu a struktury nezaměstnaných a volných pracovních míst v jednotlivých regionech poskytovaných úřady práce (resp. institucemi mající charakter Úřadů práce v České republice). Pozorovaná data budou pokrývat období let 2000 až 2019 (první poloviny roku 2019), přičemž budeme využívat data na čtvrtletní a měsíční bázi, jejich popis a metody úprav jsou obsahem kapitoly 4. Konkretizace jednotlivých časových řad (mající charakter panelových dat) nebude ryze náhodná, ale bude založena na formalizovaných konceptech ekonomických modelů zaměřených na zkoumané fenomény dynamiky, efektivity a flexibility trhů práce.

Pro zhodnocení flexibility trhů práce na celostátní a regionální úrovni využijeme modely propojující dynamiku nezaměstnanosti a dynamiku ekonomického vývoje, které jsou reprezentovatelné Okunovým vztahem, a modely propojující vzájemnou interakci dynamiky nezaměstnanosti a volných pracovních míst reprezentovanou Beveridgeovou křivkou. Flexibilitou trhu práce tedy budeme chápat dvěma způsoby. V prvním případě, modelu Okunova vztahu, se jedná o to, jak míra nezaměstnanosti (vyjádřená

jako mezera nezaměstnanosti, tedy odchylka skutečné míry nezaměstnanosti od své dlouhodobě rovnovážné úrovně) reaguje na ekonomický vývoj v průběhu hospodářského cyklu reprezentovaný pro případ čtvrtletních dat mezerou reálného hrubého domácího produktu (odchylkou skutečné úrovně od své rovnovážné, potenciální hodnoty), pro případ měsíčních dat pak indexem průmyslové produkce.<sup>1</sup> Jak uvidíme v rámci kapitoly 2, věnované rešerši současné literatury, některé studie pracují při analýze Okunova vztahu na regionální úrovni odhady regionálního hrubého domácího produktu, který je však dostupný jen na roční bázi. Z našeho pohledu se tak zaměříme na fenomén toho, jak regionální trhy práce dokáží těžit z ekonomického růstu celé ekonomiky. Upřednostnění chápání volby krajů před např. okresním chápáním (které se rovněž v literatuře objevuje) je dáno jednak tím, že dostupnost dat pro všechny ekonomiky zemí Visegrádské skupiny na úrovni analogické českým okresům má mnohem omezenější rozsah a nemusí plně pokrývat období před krizí roku 2008 včetně let po ní následujících. Druhým aspektem použití regionálních dat je to, že v případě okresní a nižší úrovně vstupují do zkoumaných vztahů ve větší míře aspekty prostorového uspořádání, což klade mnohem vyšší nároky na použité techniky, kdy je potřeba zohledňovat vzájemné geografické uspořádání jednotlivých entit a do analýz se tak může vnést větší míra nejistoty spojená s nekorektním odhadem a zachycením vzájemných prostorových vazeb.<sup>2</sup>

Ve druhém pojetí flexibility trhů práce, v rámci konceptu Beveridgeovy křivky, vyhodnotíme tuto flexibilitu na datech o registrované nezaměstnanosti a volných pracovních místech (kdy pozorované proměnné počtu nezaměstnaných a volných pracovních míst transformujeme do podoby ukazatele zachycující nejen stav těchto veličin na začátku zkoumaného období, ale i toky nových nezaměstnaných a volných pracovních míst). Konkrétně se tedy zaměříme zejména na odhad velikosti elasticity reakce nezaměstnanosti vzhledem k volným pracovním místům. Nižší hodnoty můžeme chápat jako znak nižší flexibility trhů práce (součástí odhadů je i odhad koeficientu úrovně konstanty, jehož případné změny v sobě zahrnují strukturální posuny Beveridgeovy křivky, které mohou být spojeny se změnami v míře separace pracovních míst nebo i míře efektivnosti, což však takto přímo nepůjde rozlišit). V obou pojetích flexibility se kromě odhadu koeficientů základních modelů zaměříme i na testování možných nelinearit, asymetrického chování a strukturálních změn, a to v rámci alternativních specifikací ekonometrických modelů a použitého období pro odhad.

Otázky a hypotézy spojené s odhady efektivnosti budou spojeny s konceptem tzv. párovací funkce (*matching* funkce) vycházející z "search and matching" modelu (mechanismu), který slouží k popisu dynamiky párování volných pracovních míst a nezaměstnaných osob, což je pro obě strany nákladný proces vedoucí k reálným frikcím na trhu práce (tedy trhy práce se oproti dokonale konkurenčním trhům nevyčistí ují ihned). V rámci tohoto konceptu budou k vyjádření míry párování využita data o umístěných uchazečích o zaměstnání v daném období. Efektivita párovacího procesu bude pro regionální data odhadována s využitím tří ekonometrických konceptů: modelu panelových dat s fixními vlivy, modelu stochastický mezí a modelu stochastický mezí s fixními vlivy. Všechny tyto nástroje představují standardní metody pro parametrické odhady efektivnosti procesů (přesněji řečeno, odhadován je člen neefektivnosti a z něj je odvozen člen efektivnosti, nicméně v dalším výkladu budeme hovořit přímo o odhadech efektivnosti). K odhadům efektivnosti je možné využívat i např. různé typy neparametrických metod DEA (*data envelopment analysis*) z oblasti operačního výzkumu. V této práci však využijeme parametrické metody, kdy samotný proces párování je popsán ekonomickým modelem párovací funkce a faktory, které ovlivňují efektivitu tohoto procesu budou odhadovány simultánně.<sup>3</sup> Nejčastěji používaným typem modelů v literatuře je model stochastický mezí. Naopak model stochastický mezí s fixními vlivy je pro

<sup>1</sup>Použití tohoto ukazatele může být svým způsobem zkreslující, neboť vyjadřuje ekonomickou aktivitu v odvětví průmyslu, což nemusí být při využití měsíční frekvence dat dostatečnou aproximací ekonomického vývoje ekonomiky jako celku, což vezmeme v úvahu při věcné interpretaci dosažených výsledků.

<sup>2</sup>Jedná se o podobný problém jako je problém autokorelace náhodných složek, jen v prostorovém významu, k v případě autokorelace existují metody k jejímu odstranění, které jsou však velmi citlivé na korektnost specifikace řádu autokorelace a nejsou tak v praktických aplikacích doporučované. Pro účely práce s prostorovými vazbami mezi pozorováními je možné využít nástroje a techniky tzv. prostorové (*spatial*) ekonometrie, jako např. v práci Patacchini – Zenou (2007) nebo Vega – Elhorst (2016).

<sup>3</sup>V literatuře se můžeme setkat i s postupy, kdy je nejprve odhadnuta efektivita a následně je např. v rámci lineární regrese zkoumaná závislost této efektivnosti na dalších faktorech. Tento postup je však v ekonometrické literatuře obecně považován za chybný a vedoucí ke zkresleným výsledkům.

svou technickou náročnost aplikace používán méně často, přestože je jeho výhodou možnost zachycení dalších prvků heterogenity mezi zkoumanými subjekty (regiony), které nejsou zachyceny ve variabilitě subjektům specifických pozorovaných charakteristik (ty budeme chápat jako charakteristiky struktury nezaměstnaných v jednotlivých regionech). Výsledkem ekonometrických odhadů výše vzpomenutých odhadů bude efektivita párovacího procesu a faktory, které ji ovlivňují. Na základě těchto odhadů budeme schopni vyvodit, které faktory přispívají k růstu a které naopak k poklesu efektivitě trhů práce vnímané z pohledu efektivitě párovacího procesu. Na základě samotných odhadů efektivitě vyhodnotíme jejich podobnost z hlediska variability napříč regiony, v rámci regionů i celkově v průběhu času.

K odhadům efektivitě na úrovni celých ekonomik využijeme přístup využívající koncept strukturálních dynamických stochastických modelů všeobecné rovnováhy (DSGE). V tomto typu modelů bude princip "search and matching" mechanismu zakomponován do malého dynamického strukturálního modelu všeobecné rovnováhy s trhem práce. Přestože lze v literatuře nalézt řadu modelů tohoto typu, v našem případě upřednostníme jednoduchost před komplexností, a zaměříme se na menší model, který na jedné straně zcela pokrývá typické charakteristiky větších DSGE modelů, pokud jde o trh práce (tzn. právě zmínovaný "search and matching" mechanismus doplněný o proces mzdového vyjednávání), na druhé straně abstrahuje od řady aspektů komplexnějších modelů zahrnujících monetární politiku, fiskální politiku, cenové rigidity nebo zahraniční sektor. Protože se tato práce nezaměřuje na dopady rigidit trhů práce na monetární politiku a jde nám o zachycení efektivitě trhů práce a v tomto případě i o odhad klíčových (přímo nepozorovatelných) strukturálních charakteristik trhu práce, toto opomenutí nebude zkreslovat dosažené výsledky spojené s trhem práce. Ze strukturálních charakteristik nás budou zajímat míra separace pracovních míst, tedy pravděpodobnost zániku pracovního místa, síla odborů reprezentovaná silou pracovníků v procesu mzdového vyjednávání, náklady na vytvoření pracovního místa a relativní míra sociální ochrany zjednodušená do modelové podoby příspěvků v nezaměstnanosti. Jednoduchost modelu zjednodušuje identifikovatelnost modelu a většiny strukturálních parametrů (v komplexnějších modelech tomu tak být nemusí a řada parametrů, které by nás zajímaly, je potřeba kalibrovat). S využitím identifikovaného modelu srovnáme odlišnosti ve strukturálních charakteristikách trhu práce (a jejich vývoj v čase), vyhodnotíme dopady v efektivitě párovacího procesu a míře separace pracovních míst zejména na dynamiku nezaměstnanosti, tvorbu pracovních míst a míru párování, jakožto klíčové charakteristiky trhu práce.

Před samotnými odhady modelů jsou použité techniky a metody podrobně popsány a diskutovány v kapitole 3 přičemž bližší specifikace modelů je diskutována v rámci jednotlivých kapitol. Typ používaných dat je zvolen s ohledem na dále používané metody a modelové koncepty (z tohoto důvodu jsme tedy nezvolil např. metodu dotazníkových šetření, které se také využívají, ve velmi omezené míře, k hodnocení efektivitě a flexibility trhů práce, i když v trochu jiném pojetí, jak bude zmíněno v kapitole 2). Podobnost a jednotnost používaných dat zjednodušuje vzájemnou porovnatelnost získaných výsledků a závěrů analýz napříč zeměmi i regiony. S ohledem na paletu používaných nástrojů a technik zaměřených na stejnou skupinu zemí a období, mohou být získané závěry považovány za originální příspěvek do stavu poznání v této oblasti.

## 1.5 Shrnutí

V této kapitole byly formulovány výzkumné otázky a hypotézy, a to v návaznosti na stylizovaná fakta o ekonomickém vývoji ekonomik zemí V4 a jejich trhů práce, kde se ukazují velmi rozdílné „vzorce chování“ na úrovni jak ekonomik, tak i jednotlivých regionů, které se pokusíme vysvětlit z pohledu rozdílů v flexibilitě a efektivitě trhů práce a faktorů, které ji ovlivňují. V další kapitole se zaměříme na to, jak tyto otázky zapadají do současné odborné diskuze věnované problematice flexibility a efektivitě trhu práce, a jak použité metody a jejich propojení může dále posunout diskuzi na toto téma v současné ekonomické literatuře a posunout tak hranice našeho poznání.

## Kapitola 2

# Dynamika, efektivita a flexibilita trhů práce z pohledu teorie a empirie

V této kapitole se zaměříme na pojetí efektivity, dynamiky a flexibility trhů práce a přístupy k jejímu zkoumání z pohledu ekonomické teorie, tak i empirie. Zaměříme se zejména na přístupy, které jsou klíčové z hlediska toho, jak jsou tyto koncepty uchopené v intencích této práce. To nám mimo jiné umožní v závěru kapitoly jasně vymezit přínos celé naší práce v kontextu existující literatury.

### 2.1 Efektivita trhů práce z pohledu ekonomie

Efektivita trhů práce je relativně obecný pojem, který lze chápat z mnoha hledisek. Může být chápána z pohledu mzdových strnulostí, ať už nominálního nebo reálného charakteru, z pohledu konvergence mezd napříč regiony, [Temel \(2000\)](#), stejně tak lze na efektivitu nahlížet z pohledu existence institucionálního nastavení trhů práce, jako je například síla odborových svazů, existence minimální mzdy a její výše, [Kaufman \(2009\)](#), a velikost příspěvků v nezaměstnanosti, které mohou z hlediska ekonomické teorie vést neefektivní alokaci zdrojů, tedy ve smyslu srovnání s teoretickým ideálem dokonale konkurenčních trhů práce. Tento posledně zmiňovaný přístup ve své analýze využívá [Agell \(2004\)](#), kdy se však proti takovému pojetí vymezuje a kritizuje vnímání ideálu efektivního a flexibilního trhu jako zcela deregulovaného trhu práce bez přítomnosti např. odborových svazů. Některé druhy rigidit na trzích práce vnímá jako pozitivní faktor pro zvýšení celkové ekonomické efektivity a společenského blahobytu.

Obvyklé je i modelové vnímání efektivity ve smyslu dosažení maximálního celospolečenského užitku ve formalizovaném modelu, jako tomu je v práci [Dobson – Sampson \(2001\)](#) zabývající modelování dopadů různých typů strategie odborů v mzdovém vyjednávání. Z pohledu optimální politiky na trhu práce formalizovaného modelu vnímají efektivitu [Filges et al. \(2011\)](#), kdy efektivita je opět spojena s maximalizací společenského blahobytu. Optimální politiku zdanění vysoce kvalifikované práce a přerozdělení daňového výnosu nízko kvalifikované pracovní síle za účelem zlepšení jejich dovedností modelují [Gavrel et al. \(2010\)](#). Efektivita je zde vnímána z pohledu odstranění nezaměstnanosti mladých lidí (jakožto nízko kvalifikované skupině osob) jejich zapojením do programů zvyšování kvalifikace. Tento přístup k efektivitě trhů práce dále rozvíjejí v práci [Gavrel et al. \(2016\)](#).

Obecně lze veškerá modelová pojetí pracující s efektivitou na trhu práce chápat jako alokační efektivnost, obvykle zasazeného do "search and matching" modelu, jak tomu je v případě [Hosios \(1990\)](#) nebo [Mukoyama – Şahin \(2009\)](#). Rovněž tak i [González – Miles-Touya \(2012\)](#) vnímají efektivitu trhu práce jako alokační efektivnost, tedy sladění potřeb firem se zájmy potenciálních zaměstnanců. V tomto případě ale tuto efektivitu zkoumají empiricky, v rámci vyhodnocení dopadů reformy trhu práce v 90. letech ve Španělsku zaměřených na omezení práce na částečný úvazek s cílem zvýšit zájem firem o plné úvazky k naplnění svých potřeb. Podobně nahlížejí na problém efektivnosti [Stegman \(2004\)](#), kteří se zaměřují na dopady reformy trhu práce na efektivitu v Austrálii.

Alokační efektivitu v podobě konvergence regionálních měr nezaměstnanosti pro federální státy Spojených států vnímá [Murphy \(1985\)](#), který k tomuto účelu využívá jednoduchý nástroj variačního koefi-

cientu. Podobné pojetí efektivitu trhu práce z hlediska konvergence měr nezaměstnanosti zvolil i Tiller (1984), a to s využitím netradičních metod spektrální analýzy.

Efektivitu trhu práce z pohledu existence efektivní a neefektivní míry separace pracovních míst představuje ve své práci Hall (2005). Jako indikátor neefektivnosti vidí skok v míře separace během recese.

Efektivitu trhu práce v pojetí nastolení spravedlnosti a rovnosti skrze vyrovnání síly zaměstnanců a zaměstnavatelů prostřednictvím např. systému kolektivního vyjednávání a dalších zákonných úprav regulace trhu práce navrhuje a diskutuje Buchanan – Callus (1993) a Buchanan (2008). Efektivita trhu práce jako protiklad spravedlnosti je diskutována v práci Haferkamp et al. (2009), kteří zkoumali psychologické vnímání těchto pojmů z hlediska požadovaný reforem trhu práce ze strany odborné (preferující efektivnost ve smyslu snahy snížit míru nezaměstnanosti, rozpočtové deficity a podpořit ekonomický růst) a laické veřejnosti (preferující spravedlnost zohledňující morální rozměr těchto reforem).

Efektivitu trhu práce lze vnímat rovněž i z pohledu účinnosti aktivní hospodářské politiky v oblasti trhu práce, jakou je například využívání nástrojů aktivní politiky zaměstnanosti, kdy efektivitu může být hodnocena z hlediska srovnání nákladů na tuto politiku a přínosů v podobě nově vytvořených a obsazených pracovních míst. Tento pohled nabízí Blundell (2004). Carling – Richardson (2004) v tomto kontextu diskutují účinnost různých vládních programů na trhu práce Švédska zamýšlených na snížení délky trvání nezaměstnanosti, což může být chápáno nástroj zvýšení efektivitu trhů práce.

V této práci budeme pod pojmem efektivita trhu práce v souladu s převažující literaturou (viz přehledový článek Sapsford et al. (1999)) chápat efektivitu párovacího procesu ("search and matching" mechanismu), tedy mechanismu, který propojuje volná pracovní místa s osobami hledajícími zaměstnání, kdy se takto nově vzniklé pracovní svazky podílejí na tvorbě produktu. Jedná se o koncept pojetí efektivitu trhu práce z pohledu obecněji pojaté alokační efektivitu. S tímto konceptem je spojen i negativní empirický vztah mezi mírou nezaměstnanosti a volnými pracovními místy, tedy tzv. Beveridgeova křivka.

### 2.1.1 "Search and matching" přístup

Tento přístup vychází z předpokladu, že na trhu práce existují nedokonalosti (frikce), které neumožňují v jednom okamžiku obsadit volná pracovní místa nezaměstnanými. To může být v realitě způsobeno např. tím, že uchazeči o zaměstnání si nějaký čas hledají vhodné pracovní místo odpovídající jejich představám na kvalifikaci a mzdu, případně volná pracovní místa neodpovídají z hlediska požadavků na schopnosti a vzdělání charakteristikám uchazečů o zaměstnání. Takovýto mechanismus lze popsat analogií produkční funkce, kdy výstupem je počet vytvořených pracovních svazků (*matches*),  $M$ , a jako „výrobní faktory“ zde vstupují nezaměstnaní pracovníci,  $U$ , volná pracovní místa,  $V$ , nabízená firmami. Obecně je tak možné zapsat párovací funkci (*matching function*) jako:

$$M = f(U, V), \quad (2.1)$$

kde  $f(U, V)$  je rostoucí funkcí jak v počtu nezaměstnaných pracovníků, tak i v počtu volných pracovních míst. Tato funkce by měla mít i tu vlastnost, viz např. Bouvet (2012), že  $f(U, 0) = f(0, V) = 0$ , tedy že k vytvoření funkčního pracovního svazku je potřeba aspoň jeden uchazeč o zaměstnání a alespoň jedno volné pracovní místo. Konkrétní funkční podoba této funkce není jednoznačně dána, nicméně jak uvádí např. Petrongolo – Pissarides (2001), a jak bude ukázáno i v následujícím přehledu literatury, nejčastější funkční podobou je Cobbova-Douglasova párovací funkce s konstantními výnosy z rozsahu. V takovémto případě má párovací funkce tvar:

$$M = \mu U^\xi V^{1-\xi}, \quad (2.2)$$

kde člen  $\mu$  odpovídá efektivitě párovacího procesu, což je člen, který způsobuje posuny celé této Beveridgeovy křivky. Parametr  $\xi \in (0; 1)$  reflektuje (díky konstantním výnosům z rozsahu) podíl nezaměstnaných na celkovém počtu vytvořených svazků (obdobně jako je tomu v případě produkční funkce např. u výrobního faktoru práce). Obě strany rovnice 2.2 lze vydělit celkovou velikostí pracovní síly,  $L$ , kdy díky konstantním výnosům z rozsahu lze párovací funkci upravit do podoby:

$$m = \mu u^\xi v^{1-\xi}, \quad (2.3)$$



kde  $m = M/L$  je míra párování (matching rate),  $u = U/L$  představuje míru nezaměstnanosti a  $v = V/L$  je míra volných pracovních míst. Převod do podoby míry nezaměstnanosti je samozřejmě možný i v případě jiných než konstantních výnosů z rozsahu, tedy v rámci rovnice:

$$M = \mu U^{\xi_1} V^{\xi_2}, \quad (2.4)$$

kde předpokládáme kladné parametry  $\xi_1$  a  $\xi_2$ . V tomto případě získáme dělením pracovní silou výraz:

$$m = \mu^* u^{\xi_1} v^{\xi_2}, \quad (2.5)$$

kde  $\mu^* = \mu/L^{1-\xi_1-\xi_2}$  a míra efektivit párovacího procesu tak v sobě bude v empirických aplikacích obsahovat i část variability v celkové pracovní síle (uvažujeme že pracovní síla se v čase mění). V rámci ustáleného (rovnovážného) stavu, tedy stavu, kdy se všechny veličiny již nebudou měnit (míra nezaměstnanosti, míra volných pracovních míst a pracovní síla zůstane konstantní), bude míra párování rovna tzv. míře separace,  $s$ , tedy podílu obsazených pracovních míst na pracovní síle, které zanikají. V opačném případě by se totiž nejednalo o ustálený stav. Rovnice 2.3 tak může být přepsána jako

$$u = \left( \frac{s}{\mu v^{1-\xi}} \right)^{\frac{1}{\xi}}, \quad (2.6)$$

resp. s použitím alternativní definice efektivit párovacího procesu bude pro rovnici 2.4 platit:

$$u = \left( \frac{s}{\mu^* v^{\xi_2}} \right)^{\frac{1}{\xi_1}}. \quad (2.7)$$

V obou těchto případech při předpokladu konstantní míry separace vidíme nepřímo úměrný vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst v ustáleném stavu. To je podstatou Beveridgeovy křivky. Posuny po této křivce (za předpokladu konstantní míry separace) jsou způsobeny cyklickými výkyvy v míře volných pracovních míst, posun celé křivky je pak dán změnou v efektivitě párovacího procesu, což je spojeno se strukturálními změnami na trhu práce. Pokud se efektivita zvyšuje, Beveridgeova křivka se posouvá dolů (doleva), a naopak tomu je v případě poklesu efektivit.

Jak shrnuje Bouvet (2012), důvody posunů Beveridgeovy křivky jsou vysvětlitelné čtyřmi teoriemi spojenými s efektem hystereze nezaměstnanosti, kdy nabídkové i poptávkové šoky mají trvalý dopad na rovnovážnou míru nezaměstnanosti. Podrobněji jsou tyto hysterezní efekty spolu s odkazy na další literaturu popsány v práci Němec (2010). Konkrétně se tedy jedná o následující teorie:

1. teorie insider-outsider, zaměřující se na nabídkovou stranu trhu práce, je spojená s rolí odborů, kdy
2. teorie šoku v kapitálové zásobě reflektující poptávkovou stranu trhu práce, kdy firmy v důsledku negativního poptávkového šoku snižují svou kapitálovou zásobu, což vede k trvalejšímu nárůstu nezaměstnanosti, neboť po ekonomickém oživení nedokáží firmy tuto ztrátu kapitálové vybavenosti dostatečně rychle nahradit,
3. teorie sektorových posunů (*sectoral shift theory*), která rovněž zdůrazňuje roli poptávkové strany na trhu práce,
4. teorie trvání (*duration theory*), kdy dlouhodobě nezaměstnaní ovlivňují poptávkovou i nabídkovou stranu trhu práce prostřednictvím znehodnocení lidského kapitálu (ztráta schopností, kvalifikace a dovedností vede k poklesu zájmu o hledání práce, neboť nabízená mzda odpovídající snížené produktivitě těchto nezaměstnaných klesne pod jejich rezervační mzdu), prostřednictvím ztráty intenzity hledání práce v důsledku efektu odrazení a prostřednictvím efektu signalizace, kdy dlouhodobá nezaměstnanost je pro tyto nezaměstnané jistým stigmatem a v důsledku informační asymetrie vidí zaměstnavatelé tuto skupinu nezaměstnaných jako méně produktivní skupinu.

Koncept "search and matching" modelu, důkladně rozvedený v práci [Mortensen – Pissarides \(1994\)](#), je velmi rozšířený a jsou skrz něj zkoumány různé aspekty trhu práce. [Andolfatto \(1996\)](#) využívá tento koncept pro hodnocení fluktuací na trhu práce v průběhu hospodářského cyklu, a to v rámci modelu reálného hospodářského cyklu. Problematiku efektivnostních mezd, roli frikcí a jejich kombinaci na trhu práce jakožto různých mechanismů ovlivňujících výslednou rovnovážnou nezaměstnanost diskutuje [Cahill \(2000\)](#). Příkladem dalších aplikací tohoto přístupu nabízí [Albrecht et al. \(2009\)](#) zahrnující do modelu prvky heterogenity v produktivitě.

Testováním validity a podmínek, za kterých je "search and matching přístup" schopen popsat dynamiku trhu práce v průběhu hospodářského cyklu se zabývá [Cole – Rogerson \(1999\)](#), který dospívá k závěru, že jeho kvalita je omezena jen v případě, kdy je v ekonomice průměrná délka trvání nezaměstnanosti vyšší než 9 měsíců. Na nedostatky "search and matching" přístupu, který nedokáže v plném rozsahu fluktuace nezaměstnanosti a volných pracovních míst, upozorňuje [Shimer \(2005\)](#) a navrhuje jeho modifikace. [Kohlbrecher et al. \(2016\)](#) navrhli modifikace modelu do podoby, která dokáže zachytit klesající trend v efektivitě párování, pozorovaný v datech registrované nezaměstnanosti a volných pracovních míst německého trhu práce.

### 2.1.2 Efektivita párovacího procesu

Srovnáním efektivit párovacího procesu mezi trhy práce Švédska Spojených států se zabývali [Barrett et al. \(1975\)](#). Ve své práci založené na statistikách výběrového šetření pracovních sil poukázali na skutečnost že nízká míra nezaměstnanosti nemusí nutně znamenat vysokou efektivitu párovacího procesu s ohledem na to, že přes vyšší míru nezaměstnanosti ve Spojených státech ukazují data třikrát větší fluktuaci nezaměstnaných než Švédsko, které vykazuje jeden a půl krát vyšší délku trvání nezaměstnanosti. Na trh práce Nizozemí se v rámci odhadu efektivit párovací funkce zaměřil [van Ours \(1991\)](#). Svůj odhad pro roční data z let 1971-1987 založili na modelu propojujícího délku trvání nezaměstnanosti a délku trvání neobsazeného volného pracovního místa. Regionální párovací funkce pro regiony Finska odhadovali [Ilmakunnas – Pesola \(2003\)](#). Efektivitu párovacího procesu na panelu regionálních dat v letech 1988 až 1997 odhadovali s využitím modelu stochastických mezd založeným na přístupu [Battese – Coelli \(1995\)](#), vedoucím k závěru o konstantních výnosech z rozsahu párovací funkce, a rovněž i v rámci jednoduššího přístupu založeném na modelu fixních vlivů identifikovaném metodou nejmenších čtverců (implikujícím spíše rostoucí výnosy z rozsahu příslušné párovací funkce). Z jejich závěrů jasně vyplývá existence heterogenity v neefektivitě párovacího procesu napříč jednotlivými regiony i v průběhu času. Vývoj neefektivit je na regionální úrovni procyklický, kdy v období poklesu ekonomiky lze pozorovat pokles v efektivitě párování, což vede k závěru o menší účinnosti hospodářské politiky podporující tvorbu pracovních míst. Zajímavé je rovněž zjištění o klesajícím trendu ve vývoji efektivit, který lze ztotožnit s narůstajícími strukturálními problémy na trhu práce Finska v tomto období. Pro řešení tohoto problému se z pohledu [Ilmakunnas – Pesola \(2003\)](#) nabízí zaměření pozornosti hospodářské politiky na nabídkovou stranu trhu práce.

[Babikir et al. \(2007\)](#) testoval efektivitu trhu práce Sudánu v sektoru zemědělství. Výzkum byl založen na datech získaných z dotazníkového šetření. Efektivitu odhadovali v kontextu Cobb-Douglasovy funkce na základě lineárního regresního modelu a metody nejmenších čtverců. [Destefanis – Fonseca \(2007\)](#) využili přístup skrze párovací funkci a změny v efektivitě párování pro hodnocení účinnosti legislativních úprav v Itálii, a to na základě autoregresního panelového modelu rozložených zpoždění aplikovaných v kontextu Beveridgeovy křivky a odhadovaných panelovým modelem fixních vlivů. Jako kontrolní proměnné využili agregované charakteristiky trhů práce zahrnující podíly nezaměstnaných v různých věkových kategoriích, podíl nezaměstnaných žen, podíl dlouhodobě nezaměstnaných a další charakteristiky vztažené k sektorovým statistikám. Vztah mezi vyšší efektivitou párovacího procesu a nižší volatilitou výstupu ve své práci identifikoval [Uren \(2008\)](#). [Barnichon – Figura \(2011\)](#) analyzovali efektivitu trhu práce a faktory, které ji ovlivňují na základě mikrodat z let 1976-2007 pro Spojené království. Zaměřili se zejména na roli struktury nezaměstnaných, kdy se prokázal významný vliv na efektivitu ze strany dlouhodobě nezaměstnaných v obdobích recese a rovněž poukázali na roli heterogenity v podmínkách trhu práce. Své závěry na rozšířeném vzorku dat dále potvrdili v práci [Barnichon – Figura \(2015\)](#), kdy

poukázali na skutečnost, že procyklický vývoj efektivity je dán heterogenitou pracovníků a trhů práce, které se vyvíjejí rovněž procyklicky v důsledku procyklického vývoje podílu dlouhodobě nezaměstnaných pracovníků. Determinanty neefektivity trhu práce Tuniska zkoumali [Abid – Drine \(2011\)](#) a [Rama \(1998\)](#). Oproti [Rama \(1998\)](#), který využíval panelový model fixních vlivů, [Abid – Drine \(2011\)](#) s využitím desagregovaných regionálních dat odhadovali párovací funkci (na základě modelu stochastických mezí), determinanty neefektivity párovacího procesu a možnou heterogenitu napříč regiony. Ukázali, že k vysoké míře nezaměstnanosti přispívají nejen nabídkové faktory, ale i poptávkové faktory založené na typu výrobního sektoru, požadavcích na kvalifikace a také regionální umístění. Ve své analýze využili roční data 23 regionů v období let 1984 až 2004 a základní podobu modelu stochastických mezí. Z jejich pohledu může být vysoká a perzistentní nezaměstnanost výsledkem neefektivity párovacího procesu a rozdílů ve strukturálních charakteristikách jednotlivých regionů. K regionálním rozdílům v efektivitě párovacího procesu přispívá věková struktura nezaměstnaných (pozitivní vliv podílu osob mladších 35 let), negativní vliv podílu osob dlouhodobě nezaměstnaných, negativní vliv podílu žen a pozitivní vliv podílu nezaměstnaných s vyšším vzděláním a negativní vliv míry urbanizace. Data pro Spojené státy v období let 1967 až 2007 využívá [Alexandrakis \(2014\)](#) k odhadu efektivity párování a identifikaci sektorových rozdílů. Ve své práci se snaží identifikovat vazbu mezi rozdíly v efektivitě a využívání informačních technologií, kdy pokles efektivity párování na datech pro 13 průmyslových sektorů spojuje s růstem heterogenity ve využívání informačních technologií napříč těmito sektory. Trh práce Chorvatska z pohledu efektivity párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí analyzuje pro roky 2000-2011 [Tomić \(2014\)](#). Dochází k závěru, že efektivita na úrovni regionů Chorvatska roste v čase, i když v rámci regionů existují rozdíly. Pozitivní vliv na efektivitu identifikoval v případě podílu vysoce kvalifikovaných nezaměstnaných a rovněž i v případě regionálního důchodu na hlavu. Výrazným faktorem jsou rovněž fluktuace poptávky. Efektivitu regionálních trhů práce (na okresní úrovni) v České republice odhadoval [Němec \(2015\)](#), a to na měsíčních i čtvrtletních datech v období let 1999 až 2014. S využitím modelu stochastických mezí pro panelová data (včetně zahrnutí individuálních vlivů) identifikoval podíl dlouhodobě nezaměstnaných a podíl nezaměstnaných ve věku 50 let a výše jako hlavní faktory ovlivňujících negativně efektivitu párovacího procesu. Pro toto období byla v případě České republiky patrná i tendence růstu neefektivity v čase doprovázená růstem heterogenity napříč zkoumanými okresy. Zajímavým zjištěním je nicméně fakt, že nízké hodnoty neefektivity nemusí být nutně spojeny s nízkými hodnotami míry nezaměstnanosti. Regionální trhy Polska analyzují z hlediska efektivity párovacího procesu [Antczak et al. \(2018\)](#). S využitím modelu stochastických mezí odhadují párovací funkci a její efektivitu pro různě agregované regionální celky. S využitím měsíčních a ročních dat ukazují na vyšší odhadovanou efektivitu párovacího procesu pro více agregované celky ve srovnání s regionálními celky na úrovni NUTS-4.

Ve většině aplikací se jako párovací funkce využívá Cobb-Douglasova funkce. Alternativní návrhy funkce s konstantní elasticitou substituce (CES funkce) nabízí [Stevens \(2007\)](#), kdy nabízí rovněž i odpovídající mikroekonomické odvození.

Ke zkoumání efektivity trhů práce přistupují někteří autoři mimo rámec převažujícího přístupu využívajícího odhady párovací funkce a její efektivity. Metodu ke zkoumání efektivity regionálních trhů práce Spojeného království s využitím dotazníkového šetření vyžil [Adams et al. \(2000\)](#). Ve svém výzkumu založeném na stratifikovaném náhodném výběru firem dle jednotlivých průmyslových sektorů poukázali na skutečnost, že existence volných pracovních míst i v prostředí vysoké nezaměstnanosti není výsledkem jen tradičních strukturálních faktorů vycházejících z nesouladu struktury volných pracovních míst a nezaměstnaných, ale svou roli sehrávají i behaviorální faktory spojené s očekáváním potenciálních zaměstnanců a zaměstnavatelů v kombinaci s asymetrií informací obou těchto skupin osob. Svou roli sehrává i nevhodná forma nabírání zaměstnanců.

## 2.2 Přístupy ke zkoumání dynamiky a flexibility trhů práce

Stejně jako lze pohlížet na efektivitu trhu práce z různých úhlů pohledu, jde obdobným způsobem nahlížet i na flexibilitu trhu práce. Jak uvádí [Stegman \(2004\)](#), pojem flexibilita trhu práce může zahrnovat

problematiku efektu institucí trhu práce na flexibilitu mezd, jiný pohled může flexibilitu vnímat z pohledu odstranění regulací. [Gertler – Senaj \(2010\)](#) vnímají flexibilitu trhu práce z pohledu absence mzdových rigidit. V této práci bude flexibilita trhu práce vnímána z pohledu empirické platnosti Okunova vztahu a Beveridgeovy křivky v rámci vybraných trhů práce. Jako ukazatel flexibility je většinou autorů považován růst (v absolutním vyjádření) Okunova koeficientu, tedy vyšší citlivost nezaměstnanosti na ekonomický růst, kdy zejména v době ekonomického poklesu je vyšší míra propouštění brána jako charakteristika flexibility trhu práce, který se takto dokáže lépe vyčišťovat. Toto pojetí flexibility popisuje např. [seok Oh \(2017\)](#).

### 2.2.1 Dynamika ekonomiky a nezaměstnanosti

Zkoumání vztahu mezi dynamikou nezaměstnanosti a ekonomickým růstem je neodmyslitelně spjata s empirickou prací [Okun \(1962\)](#), který na čtvrtletních datech od 2. čtvrtletí roku 1947 do 4. čtvrtletí 1960 analyzoval tuto závislost pro ekonomiku Spojených států. Využívá k tomu jak růstovou, tak i gapovou podobu modelu, kdy příslušné mezery, tedy v jeho případě jen mezeru výstupu chápe jako odchylky od dlouhodobého (lineárního) trendu. Empirický rozměr tohoto vztahu byl v pozdější době doplněn i o teoretická odvození, obvykle založeném na agregátní produkční funkci ekonomiky, jako je tomu např. v práci [Friedman – Wachter \(1974\)](#), [Prachowny \(1993\)](#) nebo [Daly et al. \(2012\)](#), kdy je produkt ovlivňován úrovní zaměstnanosti. Od publikace původní práce [Okun \(1962\)](#), se stalo ověřování tohoto vztahu rozšířeným fenoménem. [Gilbert \(1973\)](#) se ve své práci pokouší ověřit stabilitu původních odhadů Okunova vztahu pro spojené Státy v období let 1947 až 1971 s ohledem na expanzivní hospodářskou politiku let 1961 až 1969. Ověřuje rovněž i možnou rozdílnost v tomto vztahu pro období ekonomických růstů a období recese, kdy pro období růstu odhadují mnohem vyšší setrvačnost vlivu ekonomické dynamiky na nezaměstnanost ve srovnání s obdobím recese. [Friedman – Wachter \(1974\)](#) obohacují původní empirický přístup [Okun \(1962\)](#) o implementaci odhadů potenciálního produktu v rámci rovnice propojující ekonomickou aktivitu a dynamiku nezaměstnanosti, a to při explicitním zohlednění nabídkových a poptávkových faktorů na trhu práce. V rámci svého přístupu analyzují na čtvrtletních datech Spojených států v období let 1954 až 1970 dynamiku nezaměstnanosti z hlediska dílčích složek, které ji ovlivňují. Konkrétně se jedná o příspěvky samotné dynamiky reálného výstupu a potenciálního produktu, dynamiky zisků, reálných mezd a míry inflace. [Hamada – Kurosaka \(1984\)](#) ověřují platnost Okunova vztahu pro data poválečného Japonska (období let 1953 až 1982 zkoumané i samostatně ve třech různých obdobích), kdy se ukazují vysoké odezvy nezaměstnanosti na ekonomický růst. Tento výsledek spojují s vysoce elastickou odezvou míry participace žen na ekonomický růst, stejně jako s odezvou odpracovaných hodin, vyšší míře setrvačnosti v zaměstnanosti a ve změnách struktury průmyslu. Odhady potenciálního produktu a trendové úrovně nezaměstnanosti jsou založeny na prostém lineárním detrendování. [Ismihan \(2016\)](#) nabídl revidovaný pohled na Okunův vztah a jeho stabilitu a nabídl pohled vycházející z tradičního keynesovského pohledu na roli poptávky a zaměstnanosti, který lépe vysvětluje logiku možné strukturální nestability v Okunově vztahu v průběhu hospodářských cyklů..

Odhadem Okunova vztahu alternativními přístupy se zabýval [Weber \(1995\)](#). Zaměřil se na poválečná data Spojených států, v rámci kterých identifikoval strukturální nestabilitu Okunova vztahu v období ropných šoků. Využívá metody lineární regrese, VAR modelu a modelu rozložených zpoždění. Mezeru nezaměstnanosti a výstupu odhaduje na detrendování (zahrnujícího potenciální strukturální zlom). Přestože byla původní verze Okunova vztahu založena na historickém empirickém ověření vztahu mezi dynamikou nezaměstnanosti a ekonomickým růstem, jeho platnost se ukazuje jako svým způsobem nadčasová. [Ball et al. \(2015\)](#) prokázali na datech předpovědí od roku 1989 pro devět vyspělých ekonomik, že negativní vztah mezi růstem reálného hrubého domácího produktu a změnami nezaměstnanosti je pozorovatelný i z predikcí obou těchto veličin založených na predikcích založených na jiných dynamických modelech, ať už strukturální nebo redukované podoby (vycházející z predikcí různých institucí, které se ekonomickými predikcemi zabývají, ať už jde o monetární autority nebo jiné komerční nebo vládní instituce). Na práci [Ball et al. \(2015\)](#) přímo navazují [Guisinger – Sinclair \(2015\)](#), kteří se zaměřují na země skupiny G7, Austrálii a Nový Zéland a ukazují, že Okunův vztah je více konzistentní s revidovanými daty, přičemž nerevidovaná data („v reálném čase“) prokazují vazbu mezi růstem ekonomiky a neza-

městnanosti jako mnohem slabší. A podobně je tomu i s vazbou těchto vztahů na expertní předpovědi zkoumané v práci [Ball et al. \(2015\)](#).

Ve své době nový přístup k odhadu Okunova vztahu přinesli [Attfield – Silverstone \(1998\)](#), kteří se ve své práci zaměřili na jeho odhad z pohledu kointegrace, tedy ekonometrického pohledu možné existence dlouhodobého vztahu mezi výstupem a nezaměstnaností. S využitím Beveridge-Nelsonovy dekompozice pro získání potenciálních hodnot nezaměstnanosti a výstupu pro Spojené království v období let 1959 až 1994, docházejí k závěru o dlouhodobém vztahu negativním vztahu mezi nezaměstnaností a výstupem. Okunův vztah využívá [Grant \(2002\)](#) k odhadu v čase proměnné přirozené míře nezaměstnanosti, jakožto alternativu k přístupům založených na odhadech Phillipsovy křivky. Odhady na čtvrtletních datech Spojených států pro roky 1959 až 1998 (zahrnujících i možnost strukturálních zlomů) se ukazují jako srovnatelné s jinými alternativními přístupy a jsou rovněž robustní vůči použitým metodám odhadu potenciálního produktu (zahrnujících Hodrick-Prescottův filtr, Kalmanův filtr, Beveridge-Nelsonovu dekompozici, Baxter-Kingův filtr a metody polynomiálních trendů). [Gordon \(2010\)](#) diskutuje výrazné změny v reakcích dynamiky nezaměstnanosti a dalších charakteristik trhu práce (odpracovaných hodiny na zaměstnance, míry zaměstnanosti a míry participace na trhu práce) na ekonomický růst (resp. mezeru výstupu) ve Spojených státech v období let 1963 až 2009. Oproti standardnímu použití Hodrick-Prescottova filtru pro získání mezer výstupu využívají Kalmanův filtr v rámci jednoduchého strukturálního modelu z práce [Gordon \(1997\)](#). Výrazný pokles odpracovaných hodin a produktivity na ekonomický růst před rokem 1986 oproti období po tomto roce spojuje s růstem flexibility na trhu práce na poptávkové straně tohoto trhu. Konkrétně jsou zde zmiňovány faktory pokles reálné minimální mzdy, snížení síly odborových svazů a zvýšená schopnost firem snížit náklady práce v obdobích následujících po hospodářských krizích (jako tomu bylo ve Spojených státech v roce 1986 a jak tomu bylo dle [Gordon \(1997\)](#) po ekonomickém poklesu v roce 2008).

Rozsáhlou studii věnovanou empirickému ověření platnosti Okunova vztahu pro 20 vyspělých ekonomik od roku 1980 (a pro Spojené státy od roku 1948) do roku 2013 představuje práce [Ball et al. \(2017\)](#). Tito autoři analyzují odhady založené na diferenční i gapové verzi Okunova vztahu (pro odhady nepozorovaných potenciálních resp. přirozených hodnot produktu a nezaměstnanost využívají Hodrick-Prescottův filtr). Na čtvrtletních a ročních datech prokazují výraznou heterogenitu mezi zkoumanými zeměmi, kdy v absolutní hodnotě nejvyšší hodnoty koeficientu (-0,9) dosahuje v gapové verzi Okunova vztahu Španělsko, a naopak v absolutní hodnotě nejnižší Japonsko a Rakousko (hodnota -0,15). Zajímavým závěrem práce [Ball et al. \(2017\)](#) je zkoumání faktorů, které by tuto heterogenitu dokázaly vysvětlit. Překvapivě nevýznamným faktorem je míra ochrany zaměstnanců vyjadřované indexem právní ochrany zaměstnanosti (employment protection legislation – EPL) publikovaná v rámci [OECD \(2019\)](#), což na příkladu Španělska, které vykazuje vysokých hodnot tohoto indexu a naopak vysokých hodnot Okunova koeficientu ukazuje na nedokonalosti při interpretovatelnosti a srovnatelnosti tohoto indexu napříč zeměmi. Vysoká hodnota Okunova koeficientu odpovídá spíše flexibilnímu trhu práce, kdy snazší tvorba pracovních míst na kratší pracovní úvazek umožňuje firmám snadněji přizpůsobovat požadovanou úroveň zaměstnanosti ekonomickému vývoji. Model panelových dat využívá [Freeman \(2007\)](#), a to pro Spojené státy a vybrané evropské země. Využívá zde přístup skrze produkční funkci z práce [Prachowny \(1993\)](#) a standardní filtrační techniky (band-pass filtr) pro získání rovnovážných hodnot jednotlivých výrobních faktorů produkční funkce, výstupu a míry nezaměstnanosti. Na datech pro období let 1968 až 1995 ukazuje jednak stabilitu odhadnutých Okunových koeficientů, jednak pak nižší citlivost nezaměstnanosti na ekonomický růst v případě evropských ekonomik, zejména v období 80. let a počátku 90. let. Nízké hodnoty Okunova vztahu spolu s vysokou úrovní nezaměstnanosti v Evropských zemích tak lze dle [Freeman \(2007\)](#) přisoudit faktu, že problém nezaměstnanosti v tomto období je spíše strukturálního, nikoliv cyklického charakteru. Dopady inflačního cílení na intenzitu vztahu mezi nezaměstnaností a ekonomickým růstem identifikovali ve své práci [Huang et al. \(2016\)](#), a to s využitím dynamického modelu časových řad na panelu 74 zemí v období 1980-2010. Více zápornější Okunův koeficient se ukazuje být v zemích fungujících v režimu inflačního cílení.

Důraz na efekt ochrany trhu práce v rámci fungování Okunova vztahu kladou ve své studii [Economou – Psarianos \(2016\)](#), kteří identifikují a zkoumají rozdílnost v přechodných a trvalých dopadech

dynamiky reálného výstupu na nezaměstnanost. Na čtvrtletních datech 13 zemí Evropské unie v období let 1993 až 2014 a s využitím modelů panelových dat prokázali relativní robustnost v odhadech Okunova koeficientu vzhledem k alternativním modelovým specifikacím (tedy diferenční a gapové verze). I zde se ukazuje nižší citlivost nezaměstnanosti na ekonomický růst u zemí s vyšší ochranou trhu práce (vyjádřenou ve v širším pojetí jako výdaje na ochranu pracovního trhu, kam spadají veřejné výdaje na tvorbu pracovních míst, rekvalifikační programy a další typy výdajů odpovídající nástrojům aktivní politiky zaměstnanosti), která tak paradoxně vyrovnává negativní dopady poklesu ekonomiky na nezaměstnanost, ovšem jen v krátkém období. Z hlediska dlouhodobých a krátkodobých dopadů se ukazuje jako vyšší dlouhodobý (permanentní) vliv změny důchodu na nezaměstnanost, oproti krátkodobému (přechodnému) efektu změn v dynamice výstupu. Dlouhodobý vztah ekonomického růstu a nezaměstnanosti však není prokazatelný u zemí s vyšší mírou ochrany trhu práce (ve výše uvedeném širším pojetí).

Testování strukturálních zlomů a asymetrií patří k součástí literatury zaměřené na odhady Okunova vztahu. V případě dat Austrálie z let 1977 až 1995 testuje strukturální zlomy v Okunově vztahu [Sögner \(2001\)](#). Překvapivě v tomto dlouhém období neobjevil žádný zdroj nestability. [Sögner – Stiassny \(2002\)](#) testuje stabilitu Okunova koeficientu pro 15 zemí OECD a zabývá se rovněž jejími příčinami z hlediska nabídkových nebo poptávkových šoků. Na případu ekonomiky Spojených států se problematice nelinearity a asymetrie v Okunově vztahu věnuje [Cuarema \(2003\)](#). Odhady mezer nezaměstnanosti a výstupu získává jak na základě využití Hodrick- Prescottova filtru, tak i jednoduchého dvojrozměrného strukturálního modelu. S využitím čtvrtletních dat o vývoji míry nezaměstnanosti a hrubém domácím produktu v období 1. čtvrtletí 1965 až 1. čtvrtletí 1999 dochází k závěru, že vliv ekonomického růstu (prostřednictvím změn mezeře výstupu) je významně asymetrický a mnohem intenzivnější v období recese, což je spojeno s identifikací mnohem vyšší persistence šoků ovlivňující dynamiku nezaměstnanosti v období expanze. Tyto závěry navíc nejsou ovlivněny použitými metodami získávání nepozorovaných hodnot potenciálního produktu a přirozené míry nezaměstnanosti (respektive potenciální či trendové úrovně ve vývoji míry nezaměstnanosti).

Možnosti asymetrie a nelinearity v Okunově vztahu se v literatuře objevují zejména v souvislosti, kdy ekonomiku zasáhnou výrazné ekonomické šoky. V posledních letech se tak objevila řada studií reagující na ekonomický pokles ve většině vyspělých ekonomik spojený přelomem let 2008 a 2009 a označovaný jako tzv. Velká recese. Dopady velké krize a s tím spojená rozdílnost dynamiky nezaměstnanosti a ekonomického růstu napříč vyspělými ekonomikami byla předmětem zájmu práce [Cazes et al. \(2013\)](#). Prudký růst Okunova koeficientu (oproti předkrizovému stavu) zaznamenali v datech Spojených států, Kanady a Španělska, a to jak pro odhady krátkodobého, tak i dlouhodobého koeficientu. Oproti tomu v případě Německa nebo Nizozemí, došlo k jeho poklesu. V tomto případě se jedná o země, u kterých docházelo spíše k poklesu nezaměstnanosti. K tomuto poklesu dle [Cazes et al. \(2013\)](#) přispěla zejména vyšší ochrana zaměstnanců. Z hlediska metodologického obohacují standardní odhady diferenční verze Okunova vztahu o jeho rozklad na příspěvky tempa růstu ekonomiky, změn produktivity práce (měřené v produktu na odpracovanou hodinu), změn v průměrné odpracované době (měřené počtu odpracovaných hodin na zaměstnanost) a příspěvky v tempu růstu celkové pracovní síly. Heterogenitu v odhadech Okunova vztahu tak je možno vysvětlit z části právě v rozdílech příspěvků získaných z dekompozice tohoto typu. Nelinearitou v dynamice výstupu a nezaměstnanosti pro Spojené státy v letech 1949 až 2015 se podrobně zabývali [Canarella – Miller \(2017\)](#). Tito autoři identifikovali strukturální zlomy jak bezprostředně po první ropné krizi v roce 1973, tak i po Velké recesi, spojené identifikované v první polovině roku 2009. Zejména v průběhu a po této ekonomické krizi dochází dle autorů ke zpochybnění empirické platnosti Okunova vztahu, představovaném jeho dynamickou diferenční verzí. Tyto závěry se pro Spojené státy ukazují jako dostatečně robustní bez ohledu na typu použitého nelineárního modelu časových řad. Nelinearitu Okunova vztahu ve Spojených státech popisuje [Seok Oh \(2017\)](#). Oproti tradiční práci s mezerou nezaměstnanosti využívají jako indikátor trhu práce odpracované hodiny. Docházejí k závěru, že koeficient roste v počáteční a rostoucí fázi hospodářského cyklu. Reakci odpracovaných hodin na ekonomický cyklus chápou jako lepší ukazatel oproti ukazateli míry nezaměstnanosti.

Netradiční pohled na zkoumání dynamiky nezaměstnanosti a ekonomického růstu vnášejí [Amor – Hassine \(2017\)](#), kteří se zaměřují na ověření Okunova vztahu pro ekonomiku Saudské Arábie v období

let 1980 až 2015. Ke své analýze využívají roční data, což lze pro agregovaná data chápat v literatuře spíše jako ojedinělý přístup. Krátkodobou i dlouhodobou dynamiku nezaměstnanosti a ekonomického růstu ověřují s využitím modelu rozložených zpoždění a modelu korekce chyb. Pro odhad mezery nezaměstnanosti používají kromě standardního Hodrick- Prescottova filtru i jednoduchý regresní přístup a model modifikované Phillipsovy křivky (přirozená míra nezaměstnanosti je tak v tomto přístupu chápána jako míra nezaměstnanosti neakcelerující inflaci, tedy tzv. NAIRU). Závěry nicméně ukazují na negativní vliv ekonomického růstu (mezery výstupu) na nezaměstnanost.

Pohled na Okunův koeficient pracující se strukturálním členěním nezaměstnanosti nebo sektorovým pohledem patří mezi méně se objevující přístupy v této oblasti. Okunovým vztahem pro ekonomiky východní Asie se zabývá práce Hanusch (2013), a to pro 8 (Čína, Hong Kong, Jižní Korea, Malajsie, Filipíny, Singapur, Thajsko a Taiwan) zemí v období let 1997 a 2011. Práce využívá zejména dynamickou verzi Okunova vztahu a to v kontextu modelu vzájemně nesouvisejících regresí (SUR model, tedy *seemingly unrelated regression*) pro zachycení vzájemného ovlivňování v cyklickém vývoji nezaměstnanosti a ekonomiky jako takovém (např. v důsledku podobných reakcí ekonomik na šok ve světové ekonomice). Relativně vyšší odhady Okunova koeficientu (na hodnotě 0,42) spojuje s vyšší flexibilitou tohoto trhu práce a institucionálním nastavením spojeným se snadným najímáním a propouštěním zaměstnanců. Analýza Okunova vztahu navíc ukázala proticyklický vývoj nezaměstnanosti v případě sektoru zemědělství ve zkoumaných ekonomikách. Apap – Gravino (2016) se zaměřují na zachycení Okunova vztahu z pohledu dílčích sektorů ekonomiky. Konkrétně tedy pro čtvrtletní data Maltské ekonomiky v rozmezí let 2000 až 2012 odhadli (s využitím diferenční verze Okunova vztahu) vyšší hodnoty Okunova koeficientu pro sektor služeb oproti sektoru výrobnímu. Bližším zkoumáním dopadů ekonomického vývoje v těchto sektorech na nezaměstnanost docházejí k závěru, že v sektoru služeb je dopad růstu na nezaměstnanost téměř okamžitý, což přisuzují efektu najímání nových zaměstnanců do tohoto sektoru (které je okamžité), a to ve srovnání se sektorem průmyslu, kde se dopad růstu na nezaměstnanost projevuje se zpožděním. Právě tento efekt je z jejich pohledu možné přisoudit převažujícími efektu propouštění zaměstnanců, které se realizuje se zpožděním. Dunsch (2016) svou pozornost zaměřila na odhady diferenční verze Okunova vztahu pro míru nezaměstnanosti mladých osob (resp. obecněji na nezaměstnanost dle jednotlivých věkových kohort), a to pro ekonomiky Německa a Polska. Na ročních datech od roku 1992 (resp. pro Polsko od roku 1993) se zejména v případě Polska se ukázala vyšší citlivost této skupiny nezaměstnaných na dynamiku výstupu, což má své hospodářsko-politické implikace z hlediska potenciálně vyšší institucionální ochrany na trhu práce pro tuto skupinu nezaměstnaných. Svou analýzu dále rozšiřuje v práci Dunsch (2017) i na další země střední a východní Evropy a kromě věkové struktury analyzuje i strukturu nezaměstnanosti dle pohlaví. Závěry o vyšší úrovni citlivosti skupiny mladých nezaměstnaných na fluktuace v hospodářském cyklu se potvrzují i pro tento rozšířený okruh zemí. Jako reakci na zjištění, že Okunův vztah nepopisuje korektně vliv ekonomického růstu na nezaměstnanost mladých, navrhli Marconi et al. (2015) přístup využívající strukturální charakteristiky nezaměstnanosti v podobě míry nezaměstnanosti jednotlivých věkových skupin. Ukázali, že věková kategorie 15-19 let na ekonomický růst téměř nereaguje, nicméně věková kategorie 20-24 let je s ekonomickým růstem velmi úzce korelována.

Práce věnované odhadům Okunova vztahu pokrývají i oblast analýzy regionálních rozdílů, jak tomu bude i v naší práci. Blackley (1991) odhaduje Okunův koeficient pro 26 federálních států Spojených států v období let 1970 až 1986, které vykazují vysokou úroveň heterogenity v tomto vztahu, vysvětlitelnou rozdíly v podílu průmyslu (kladný vliv), věkové struktuře (negativní vliv podílu populace obyvatel ve věku 18 až 24 let), podílu žen na celkové pracovní síle (negativní vliv), tempu růstu pracovní síly (negativní vliv) a daňové politice jednotlivých států (pozitivní vliv velikosti daně z příjmu fyzických osob v jednotlivých státech). Z těchto závěrů lze vyvodit souvislost velikosti Okunova koeficientu s flexibilitou trhu práce, kdy (v absolutní hodnotě) vyšší hodnoty tohoto koeficientu odpovídají vyšší flexibilitě trhu práce, ve smyslu flexibilnější reakce trhu práce na ekonomický vývoj (např. v případě daní z příjmu je pozitivním vlivem myšlen pokles Okunova koeficientu v absolutní hodnotě). Freeman (2000) testuje platnost gapové verze Okunova vztahu na agregátní i regionální úrovni ve Spojených státech v období let 1980 až 1994. Jeho výsledky, které jsou robustní vůči použité metodě získání rovnovážných úrovní

míry nezaměstnanosti a reálného výstupu (využíván je kromě polynomiálních trendů i band-pass filtr), ukazují na stabilitu tohoto jevu v čase i napříč regiony. To je poněkud odlišný závěr oproti práci [Blackley \(1991\)](#), který však lze vysvětlit obdobím zahrnující výhradně 80. léta a počátek 90. let, a jednak i tím, že [Freeman \(2000\)](#) chápe regiony jako mnohem větší oblasti než ty odpovídající federálním státům. [Apergis – Rezitis \(2003\)](#) odhadují Okunovy koeficienty na regionálních datech Řecka, a to v období let 1960 až 1997. Pro odhady mezer výstupu a nezaměstnanosti využívají kromě Hodrick-Prescottova filtru i tzv. band-pass filtr. V případě Řecka se v tomto období neprokázaly regionální rozdíly v Okunově vztahu, až tedy na dva regiony s nadprůměrnými hodnotami Okunova koeficient. Prokázali rovněž strukturální zlom v roce 1981, kdy se ve všech regionech snižuje citlivost nezaměstnanosti na vývoj hospodářského cyklu. Není bez zajímavosti, že z pohledu těchto autorů je vyšší citlivost nezaměstnanosti na dynamiku ekonomického vývoje typická pro regiony s nadprůměrnými hodnotami míry nezaměstnanosti.

Zkoumáním Okunova vztahu na regionálních (krajských datech) České republiky a Slovenska se věnují [Durech et al. \(2014\)](#). Jejich analýza poukazuje na významnou regionální heterogenitu ve vzájemném působení ekonomického růstu a vývoji nezaměstnanosti. K odhadu této dynamiky využívají roční data pro období let 1995–2011, přičemž ekonomická aktivita je uchopena z pohledu vývoje regionálního domácího produktu. Mezery výstupu a nezaměstnanosti jsou získány s využitím Hodrick-Prescottova filtru. Ve svých závěrech poukazují zejména na důsledky identifikované heterogenity v Okunově vztahu, který vede k tomu, že poprávkově orientovaná hospodářská politika zaměřená na snižování nezaměstnanosti nemusí být pro všechny regiony vhodná. [Palombi et al. \(2015\)](#) se ve své studii zaměřují na regionální růst a nezaměstnanost pro regiony Spojeného království. V rámci odhadu Okunova vztahu v období 1983–2009 využívají regionální údaje o hrubém domácím produktu. K odhadu využívají panelová data a metody kointegrace. Okunův koeficient se dle jejich závěrů ukazuje jako nižší, než by odpovídalo odhadům na celostátní úrovni. [Melguizo \(2016\)](#) zkoumá vztah nezaměstnanosti a ekonomického růstu mezi provinciemi Španělska v období let 1985 až 2013. K odhadu tohoto vztahu využívají vektorové autoregresní modely včetně panelových vektorových autoregresních modelů. Z jejich odhadů vyplývají značné regionální diference v citlivosti jednotlivých regionů reagovat na ekonomický růst, která je dána zejména diverzitou průmyslu a podílem sektoru služeb. Okunův koeficient pro Španělsko z regionálního pohledu pro období let 1980 až 2004 odhadují rovněž [Villaverde – Maza \(2009\)](#). [Guisinger et al. \(2018\)](#) odhadují Okunovy koeficienty pro všechny federální státy Spojených států (s využitím ročních dat hrubého domácího produktu na federální úrovni v období let 1977 až 2012), kdy pozorovanou heterogenitu jsou schopni vysvětlit flexibilitou trhů práce, kterou spojují s vyšší úrovní vzdělání, nižší mírou participace v odborových svazech a vyšší mírou zaměstnanosti v nevýrobním sektoru. Nepozorované potenciální hodnoty produktu a nezaměstnanosti odhadují jako procesy náhodné procházky s driftem v rámci modelu nepozorovaných komponent, a to s využitím Kalmanova filtru. Zobecněný Okunův vztah, obohacený o roli migračních toků v rámci Číny identifikovali ve svém příspěvku [Liu et al. \(2018\)](#). Zobecněním podoby Okunova vztahu autoři reagují na fakt, že přes pokles ekonomického růstu v Číně související s průběhem Velké krize, nedošlo k růstu míry nezaměstnanosti. Odhady zobecněného Okunova vztahu realizují na panelových datech zahrnující města i jednotlivé regiony Číny. Mezi další autory zabývajícími se Okunovým zákonem z pohledu regionálního, a to pro případ Spojených států, jsou [Prieto et al. \(2018\)](#), kdy ukazují že stabilita Okunova vztahu na národní úrovni může být doprovázena vysokou heterogenitou v odhadech tohoto vztahu na úrovni federálních států. Až na úroveň jednotlivých metropolitních oblastí ve státě Virginia se při odhadech Okunova koeficientu dostává [Pereira \(2014\)](#). Ukazuje, že na lokální úrovni je slabá vazba mezi mírou nezaměstnanosti a ekonomickým růstem dána přeléváním pracovníků napříč regiony.

### 2.2.2 Dynamika nezaměstnanosti a volných pracovních míst

Jak již bylo řečeno, základem pro zkoumání vztahu mezi dynamikou nezaměstnanosti a volných pracovních míst je Beveridgeova křivka. Tato křivka vyjadřuje empirický vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst, přičemž tato z hlediska empirického negativní závislost reflektuje jak efektivitu trhu práce, přesněji řečeno efektivitu párovacího procesu, tak i samotnou flexibilitu. Obecně se má za to, viz např. [Bouvet \(2012\)](#), že pohyby okolo této křivky vyjadřují dopady dočasných fluktuací v



ekonomické aktivitě, oproti tomu pohyby celé křivky vznikají jako důsledek strukturálních změn na trhu práce odpovídající změnám v efektivitě párovacího procesu.

Beveridgeovu křivku v rámci analýzy efektivit párovacího procesu v Nizozemí odhadoval pro roční data v období let 1971-1987 [van Ours \(1991\)](#). Podobný problém na datech Rakouska v období let 1966-1989 řešil [Christl \(1991\)](#). [Galuščák – Münich \(2007\)](#) odhadovali Beveridgeovu křivku na datech České republiky v období let 1995-2004. V tomto modelovém rámci se kromě interpretace změn v parametrech párovací funkce v průběhu hospodářského cyklu zaměřili na schopnost toků nezaměstnaných a volných pracovních míst na trhu práce predikovat obrat hospodářského cyklu. Tento tokový přístup k analýze Beveridgeovy křivky aplikoval na data Spolkové republiky Německo v období let 1977-1988 [Gross \(1993\)](#). V rámci své analýzy prokázal její asymetrii v důsledku zvyšující se neefektivit párovacího procesu, jako důsledek nedostatečné odezvy mzdového vývoje na strukturální změny. Trh práce Austrálie z pohledu na dlouhodobé posuny Beveridgeovy křivky analyzuje [Groenewold \(2003\)](#), a to s využitím metod ekonometrie časových řad, konkrétně pak kointegrační analýzy. [Bouvet \(2012\)](#) využil k odhadu Beveridgeovy křivky data na národní a regionální úrovni pro pět evropských zemí v období let 1975 až 2004 k analýze toho, zda dopady změn v této křivce jsou odrazem změn ve struktuře nezaměstnanosti, důsledkem rigidit na trhu práce, cyklických šoků nebo šoků strukturálních. V případě Belgie, Německa, Nizozemí, Španělska a Spojeného království jsou dle [Bouvet \(2012\)](#) změny v Beveridgeově křivce důsledkem rigidit na trhu práce, růstu podílu dlouhodobě nezaměstnaných a svou roli zde sehrály rovněž i cyklické šoky. [Bouvet \(2012\)](#) identifikoval rovněž nelineární vztah mezi nezaměstnaností a institucemi trhu práce. Otázku existence Beveridgeovy křivky v krátkém a dlouhém období testuje na datech Spojených států [Pater \(2017\)](#). Ukazuje, že negativně skloněná Beveridgeova křivka je výsledkem agregátních poptávkových šoků, kterým čelí ekonomika, kdy tento typ šoků má dlouhodobější dopady na nezaměstnanost a volná pracovní místa (jakožto pohyby kolem Beveridgeovy křivky). Kladný koeficient je obvykle doprovázen poklesem efektivit párovacího procesu a nastává v delším horizontu v období po ekonomickém poklesu. [Lubik \(2013\)](#) ve svém přístupu k odhadu Beveridgeovy křivky založeném na formálním odvození z konceptu "search and matching" mechanismu v diskrétním čase využívá bayesovské metody k odhadu této křivky za účelem zkoumání dopadů Velké recese let 2007-2009 ve Spojených státech. Poukazuje zejména na pokles efektivit párovacího procesu, který v období po této ekonomické krizi nastal. Dlouhodobý pohled na Beveridgeovu křivku a její posuny od 50. let minulého století ve Spojených státech nabízí [Diamond – Şahin \(2015\)](#). V rámci svých odhadů ukázali, že samotný posun Beveridgeovy křivky není dobrým prediktorem vývoje nezaměstnanosti.

Kromě klasického jednorozměrného přístupu lze nalézt i přístupy pracující s vícerozměrnými modely, které se svou podstatou blíží přístupům zmiňovaným v části 2.2.3. Dynamiku nezaměstnanosti a determinanty Beveridgeovy křivky pro případ Řecka analyzuje [Tagkalakis \(2016\)](#). Využívá čtvrtletní data z výběrového šetření pracovních sil v období let 2000 až 2016. Na základě odhadnutého strukturálního vektorového regresního modelu analyzuje odlišnosti dynamiky nezaměstnanosti v období před a po krizi roku 2008. Dekompozice dynamiky Beveridgeovy křivky na základě vícerozměrného modelu nepozorovaných komponent je předmětem práce [Klinger – Weber \(2016\)](#). Na příkladu reformy trhu práce v Německu prokázali na měsíčních datech období let 1980 až 2013 výrazný růst efektivit párovacího procesu po provedení těchto reform. Efektivita párovacího procesu je zde modelována jako nepozorovaná komponenta. [Kajuth \(2017\)](#) využívá odhadnutou Beveridgeovu křivku a z ní vyplývající vztahy o dynamice volných pracovních míst a nezaměstnanosti a těsnosti na trhu práce k analýze a vyhodnocení udržitelnosti růstu mezd v kontextu vektorového autoregresního modelu pro ekonomiku Německa. [Gabrovski – Ortego-Martí \(2019\)](#) formuluje ve své práci model hospodářského cyklu zahrnující trh s nemovitostmi. Koncept Beveridgeovy křivky zde originálně a zcela netradičně využívá k modelování vztahu mezi poptávkou a nabídkou na trhu nemovitostí, zahrnující i aspekt efektivit v procesu párování poptávajících a nabízejících. Tato modifikace vykazuje velmi dobré vlastnosti pokud jde o popis dynamiky reálných makroekonomických veličin a trhu s nemovitostmi.

### 2.2.3 Strukturální pojetí makroekonomické dynamiky trhu práce

Strukturálnímu pojetí vztahu mezi dynamikou nezaměstnanosti, výstupu a dalšími makroekonomickými veličinami (peněžní zásoba, cenová a mzdová inflace) se věnuje [Blanchard et al. \(1989\)](#). S využitím strukturálního vektorového modelu ukazuje na čtvrtletních datech Spojených států (pro období let 1965 až 1986) mimo jiné silnou kauzalitu v Grangerovském smyslu dynamiky výstupu způsobovanou fluktuacemi v nezaměstnanosti. V tomto pojetí tak strukturální chápání modelu odpovídá tomu, že je model schopen popsat dynamiku modelu skrze sérii strukturálních šoků (poptávkový, nabídkový, technologický a šoky cenové a mzdové). Navíc se ukazuje, že tento typ modelu je schopen popsat tradiční vnímání makroekonomických fluktuací v tom smyslu, že poptávkové šoky způsobují pohyby výstupu a cenové hladiny ve stejném směru (cenová hladina je tedy procyklická) a naopak, nabídkové šoky vedou k procyklické dynamice těchto veličin.

Vlastnosti dynamiky kalibrovaného DSGE modelu s nominálními cenovými rigiditami a trhem práce zahrnující "search and matching" mechanismus ve své práci analyzují [Sveen – Weinke \(2008\)](#). "Search and matching" mechanismus do malého DSGE modelu pro Spojené státy rovněž zakomponoval [Lubik \(2009\)](#) a dále jej rozvedl pro ekonomiku Hong Kongu v práci [Lubik \(2012\)](#). Optimální monetární politika v DSGE modelu s trhem práce se "search and matching mechanismem" je řešena v příspěvku [Thomas \(2008\)](#) a dále rozvíjena v práci [Thomas \(2011\)](#). Modely jsou kalibrovány pro data Spojených států. Trh práce hraje v rámci modelu tohoto typu významnou roli, kdy monetární politika zaměřená na cenovou stabilitu nemusí vést k celospolečensky efektivnímu řešení. [Albertini et al. \(2012\)](#) se zaměřuje na zkoumání malé otevřené ekonomiky Nového Zélandu. Na čtvrtletních datech v období let 1994 až 2010 identifikovali DSGE model malé otevřené ekonomiky zahrnující "search and matching" frikce na trhu práce. Tento model, zahrnující monetární politiku a cenové rigidity, dokázal velmi kvalitně zachytit dynamiku makroekonomických veličin v průběhu hospodářského cyklu. Z hlediska odhadu strukturálních charakteristik trhu práce Nového Zélandu se ukázala vysoká hodnota vyjednávací síly odborů a vysoké náklady na najímání pracovníků (resp. tvorbu nových pracovních míst). Přístup z [Albertini et al. \(2012\)](#) byl rozvinut v práci [Pápai – Němec \(2015\)](#), která na datech České republiky a Maďarska ukázala nižší vyjednávací sílu pracovníků v Maďarsku.

Roli mzdových rigidit na trhu práce pěti zemí OECD se věnuje [Abbritti – Fahr \(2013\)](#). Využívá DSGE model se "search and matching" mechanismem. Zkoumá zejména chování mezd v průběhu hospodářského cyklu a schopnost modelu s nominálními mzdovými rigiditami reflektovat asymetrii v dynamice ekonomiky v průběhu hospodářského cyklu. Podobný problém zaměřený na roli mzdových rigidit a inflační tlaky v průběhu hospodářského cyklu řeší [Christoffel – Linzert \(2010\)](#), a to s využitím DSGE modelu s frikcemi na trhu práce a mechanismem mzdového vyjednávání. V tomto modelu nejsou zahrnuty reálné frikce spojené se "search and matching" mechanismem. [Sheen – Wang \(2014\)](#) odhadují model malé otevřené ekonomiky zahrnující nedobrovolnou nezaměstnanost na datech Austrálie pro období let 1993 až 2007. Svou pozornost zaměřili na alternativní nastavování mezd zahrnující různé typy nominálních a reálných rigidit. Část modelu [Sheen – Wang \(2014\)](#) je aplikován na Českou republiku v období let 2000 až 2014 v práci [Němec – Maciček \(2016\)](#), kteří ukázali vysokou míru nákladů na najímání pracovníku v tomto období, což indikovalo menší pružnost českého trhu práce. Pro případ Maďarska rozvíjejí model otevřené ekonomiky s frikcemi na trhu práce a různými mechanismy stanovení mezd [Jakab – Kónya \(2016\)](#), a to na datech Maďarska pro roky 2001-2008. Ukázali, že frikce na trhu práce dokáží lépe popsat dynamiku pozorovanou v datech. Neprokázal se vliv šoků trhu práce na dynamiku inflace, nicméně trh práce je schopen ovlivnit transmisní mechanismus monetární politiky. [Zhang \(2017\)](#) ve své práci podrobněji zkoumá vztah mezi příspěvkem v nezaměstnanosti a efektivitou párovacího mechanismu ve Spojených státech v období let 2007-2014, a to za účelem vysvětlení vysoké a perzistentní míry nezaměstnanosti. Jako jeden z faktorů vysoké nezaměstnanosti identifikuje vysokou podporu v nezaměstnanosti. Změny v efektivitě párování měly na cyklický vývoj nezaměstnanosti minimální dopad, nicméně zpomalily návrat do období hospodářského růstu po roce 2012.

## 2.3 Dynamika a efektivita trhů práce zemí V4

V této části uvedeme přehled studií (zmiňovaných již v předchozích kapitolách), které se dotýkají trhů práce skupiny zemí V4. Dynamice regionálních trhů práce České republiky a Slovenska se z pohledu identifikace Okunova vztahu věnovali [Durech et al. \(2014\)](#). Jako hlavní faktory odhadnuté heterogenity napříč kraji identifikovali samotnou úroveň nezaměstnanosti, ekonomickou úroveň jednotlivých krajů, objem domácích a zahraničních investic, a objem výdajů do výzkumu a vývoje a do budování infrastruktury. Ve své analýze se nicméně nevěnují souvislostem s efektivitou regionálních trhů práce, což je jedním z cílů předkládané práce. Problematiku neefektivit párovacího procesu na úrovni okresů České republiky se věnuje práce [Němec \(2015\)](#), která dochází k závěru, že podíl dlouhodobě nezaměstnaných a nezaměstnaných ve věku 50 let a více patří mezi hlavní faktory schopné vysvětlit heterogenitu v odhadované efektivitě napříč okresy. Oba tyto faktory se promítají na úroveň neefektivit negativně. Flexibilitou slovenského trhu práce z pohledu mzdových rigidit se zabývali [Gertler – Senaj \(2010\)](#). Na základě sektorových dat a mikrodat ukázali, že velikost nominálních i reálných mzdových rigidit v období let 2001 až 2007 je velmi malá.

Na vztah ekonomického růstu a míry nezaměstnanosti jednotlivých věkových kohort se v případě Polska zaměřuje [Dunsch \(2016\)](#), kdy se jako významný faktor ohrožující zejména skupinu mladých nezaměstnaných jeví nedostatečná tvorba volných pracovních míst (přes výrazná tempa růstu ekonomiky jako celku) a omezená mobilita pracovní síly. Tyto závěry jsou navíc platné i pro ostatní země skupiny Visegrádské čtyřky, jak uvádí [Dunsch \(2017\)](#). Efektivitou aktivní politiky zaměstnanosti v Polsku s využitím dat z výběrového šetření pracovních sil z roku 1994 se zabývali [Puhani – Steiner \(1997\)](#). Vztah mezi toky na trhu práce a výdaji na aktivní politiku zaměstnanosti nebyl v případě Polska prokázán. Efektivitu regionálních trhů Polska odhadují [Antczak et al. \(2018\)](#), kdy poukazují na klesající míru neefektivit v průběhu času. Na úrovni vojvodství se jako významný faktor ovlivňující efektivitu ukazuje růst HDP. V předkládané habilitační práci je oproti [Antczak et al. \(2018\)](#) pro regiony Polska využívána odlišná množina možných vysvětlujících proměnných, které se zaměřují více na strukturu samotné nezaměstnanosti ve srovnání se specifiky ekonomického vývoje a charakteristik jednotlivých regionálních celků (jako je např. množství nově registrovaných ekonomických subjektů, regionální migrace apod.). Stejně tak se využívá širší paleta nástrojů k odhadu efektivit párovacího procesu a data za horizontem roku 2014.

Odhady Beveridgeovy křivky na datech České republiky v období let 1995-2004 nabízejí [Galuščák – Münich \(2007\)](#). Ukázali, že pohyby v Beveridgeově křivce jsou úzce svázány z makroekonomickými změnami v České republice, kdy posuny v úrovně konstantě interpretují jako změny v efektivitě párování, a změny v koeficientu u toku volných nových pracovních míst, kterým původní koncept Beveridgeovy křivky obohacují, jako projev cyklických změn. Trhy práce na okresní úrovni v zemích skupiny V4 (kromě Maďarska) analyzovali ve své práci [Tyrowicz – Wójcik \(2010\)](#). Zajímali se zejména o problematiku konvergence, která ve zkoumaném horizontu let pokrývající období 1995-2007 v případě České republiky (pro ostatní země bylo období kratší) na měsíčních datech nebyla prokázána. Regionální rozdíly na úrovni krajů v České republice analyzují [Tvrdouň – Verner \(2012\)](#), a to s využitím měsíčních dat statistik úřadů práce v období let 2005-2011. Dlouhodobé trendy a závislosti v regionálních mírách nezaměstnanosti vzhledem k míře nezaměstnanosti na agregátní úrovni analyzují s využitím modelu korekce chyb. Výsledky poukazují na vysokou míru heterogenity v mezi jednotlivými kraji.

Dynamický model všeobecné rovnováhy pro Maďarsko vyvinuli a aplikovali [Jakab – Kónya \(2016\)](#). V rámci České republiky a Slovenska se na model s frikciemi na trhu práce zaměřuje [Němec \(2013a\)](#) a země V4 analyzuje ve své práci [Němec \(2013b\)](#). Tyto modely jsou odhadovány na datech pokrývající období let 1999-2011. Období let 2000-2014 pro případy České republiky pokrývají ve své práci [Němec – Macíček \(2016\)](#) a s přidáním ekonomiky Maďarska i [Pápai – Němec \(2015\)](#).

## 2.4 Shrnutí

Přehled literatury z předchozích částí této kapitoly by bylo možné rozšířit o další desítky položek, které se těmito tématy přímo nebo nepřímo věnují, ale i bez tohoto rozšíření se jedná o reprezentativní přehled z hlediska řešených témat i časového období. Jak bylo naznačeno, efektivita trhů práce má v literatuře řadu pojetí. Nejrozšířenější je však ten, který chápe efektivitu trhů práce jako efektivitu procesu párování. V této oblasti převažují odhady efektivity využívající model stochastických mezí, ať už na regionálních nebo agregovaných datech celé ekonomiky. Z pohledu odhadů flexibility trhů práce se v literatuře prosadily odhady zaměřené na zkoumání Okunova vztahu a Beveridgeovy křivky. "Search and matching" mechanismus rovněž postupně proniká i do literatury a aplikací využívajících strukturální dynamické modely všeobecné rovnováhy. Z hlediska metod převažují pro odhady Okunova vztahu standardní regresní přístupy s alternativními variantami specifikací, případně dynamické podoby modelu. Pro zjištění hodnot rovnovážné úrovně produktu a nezaměstnanosti je obvykle využíván Hodrick-Prescottův filtr, kdy se navíc ukazuje, že použití jiných filtračních technik nemění závěry týkající se Okunova koeficientu. Beveridgeova křivka je odhadována v kontextu regresních modelů časových řad nebo panelových dat. Jejím obvyklým rozšířením je pak využití panelového modelu fixních dat a modelu stochastických mezí pro odhady efektivity párovacího procesu. Dynamika trhů práce ve strukturálním pojetí se poslední době upíná na DSGE modely, které tak nahrazují v minulosti rozšířené (strukturální) vektorové autoregresní modely.

V současné literatuře absentuje sjednocující pohled na problematiku efektivity, flexibility a dynamiky trhů práce. Jedním z přínosů této práce tak bude propojení závěrů více metod a přístupů k vyhodnocení těchto charakteristik trhů práce, a to na vzorku čtyř zemí založeném na srovnatelné bázi dat a používaných proměnných. Z pohledu ekonomické teorie bude praktický přínos založen na ověření empirické platnosti a robustnosti odhadů Okunova vztahu a Beveridgeovy křivky na vzorku zemí skupiny Visegrádské skupiny, a to nejen na úrovni agregovaných, ale i regionálních trhů práce. Ve vztahu k odhadu efektivity trhů práce bude konfrontováno využití v literatuře hojně využívaných technik pracujících s panelovými daty, přičemž tento standardní přístup bude obohacen o techniky modelu stochastických mezí s fixními vlivy a na agregované úrovni rovněž odhady vycházejícími ze strukturálního dynamického stochastického modelu všeobecné rovnováhy. Díky tomu bude moci být vyhodnoceny závěry o flexibilitě a efektivitě na regionální úrovni se závěry o strukturálních charakteristikami trhů práce Visegrádské skupiny na agregované úrovni.

## Kapitola 3

# Metody, nástroje a techniky

V této kapitole si blíže představíme použité ekonometrické a statistické nástroje a techniky, využívané v dalších částech práce. Zaměříme se na základní popis použitých ekonometrických metod a konceptů s důrazem na motivaci jejich využívání, věcnou interpretaci a v neposlední řadě i sjednocení použitého obecného značení.

### 3.1 Metody bayesovské a frekventistické ekonometrie

V předkládané práci budou využity dva typy přístupů k identifikaci neznámých modelových parametrů na datech. První z nich budeme označovat jako klasický či frekventistický, druhý z nich je pak přístup bayesovský. Základní rozdíl je v tom, jak je vnímán jednak koncept pravděpodobnosti, jednak pak v tom, jak jsou chápány neznámé parametry modelů. V klasickém přístupu je pravděpodobnost chápána v objektivním smyslu, tedy ve smyslu limity relativní četnosti nastání nějaké události pro zvyšující se množství dostupných dat. V kontextu ekonometrických modelů a s nimi spojenou identifikací parametrů na datech se předpokládá, že neznámé parametry jsou pevně dané hodnoty a pouze jejich odhad je náhodnou veličinou danou variabilitou přítomné náhodné složky v lineárním regresním modelu resp. obecněji variabilitou data generujícího procesu (modelu) popsatelného věrohodnostní funkcí. Věrohodnostní funkci si lze představit jako sdruženou hustotu pravděpodobnosti pozorovaných dat a neznámých, pevně daných, parametrů. Náhodnost je zde spjatá výhradně s realizací náhodné veličiny, kterou je odhad neznámých parametrů (nebo jejich funkce). Samotné rozdělení těchto parametrů předmětem nejistoty není.

Bayesovský přístup chápe pravděpodobnost v subjektivním smyslu, tedy jako stupeň víry či přesvědčení o zkoumaném jevu (parametru), které je aktualizováno po získání dodatečných dat. V rámci bayesovského pojetí nejistoty je rozdělení neznámých parametrů (nebo jejich funkce) samo o sobě nejisté a může docházet k jeho změnám a modifikaci po získání nových informací. Nejistota je tak implicitně spojená s aktualizací pravděpodobnosti, kdy naše apriorní představa o zkoumaném jevu (parametru) je v konfrontaci s daty reprezentována tzv. aposteriorním rozdělením.

Bayesiánská ekonometrie (či obecněji analýza) je založena na několika jednoduchých zákonech pravděpodobnosti a snad i díky tomu je možné tento přístup charakterizovat jako vysoce univerzální, neboť pro jakoukoliv činnost spojenou s ekonometrickou analýzou se uplatňuje několik zákonů pravděpodobnosti. Výborným úvodem do základních i pokročilejších technik a postupů bayesiánské ekonometrie je publikace [Koop \(2003\)](#). Základním stavebním kamenem je Bayesovo pravidlo, které vychází z faktu, že pro dvě spojitě náhodné veličiny  $A$  a  $B$  platí, že jejich sdružená hustota odpovídá součinu podmíněné a marginální hustoty, tedy

$$p(A, B) = p(A|B)p(B), \quad (3.1)$$

kde  $p(A, B)$  je sdružená hustota pravděpodobnosti,  $p(A|B)$  je podmíněná hustota pravděpodobnosti náhodné veličiny  $A$  za předpokladu realizace  $B$  a  $p(B)$  je marginální hustota pravděpodobnosti. Stejně

tak platí  $p(A, B) = p(B|A)p(A)$ , z čeho vyplývá, že

$$p(B|A) = \frac{p(A|B)p(B)}{p(A)}. \quad (3.2)$$

V rámci ekonometrické analýzy nás obvykle zajímají neznámé parametry modelů, označené obecně vektorem parametrů  $\theta$ , které chceme odhadnout na základě pozorovaných dat  $y$ . V kontextu bayesovského přístupu nás zajímá informace o parametrech modelu na základě pozorovaných dat. Z Bayesova pravidla daného rovnicí (3.2), kdy nahradíme náhodnou veličinu  $B$  parametry  $\theta$  a náhodnou veličinu  $A$  získanými daty obsaženými ve vektoru (nebo matici)  $y$ , získáme vztah

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)}. \quad (3.3)$$

Podmíněná hustota pravděpodobnosti  $p(\theta|y)$  se nazývá aposteriorní hustota, funkce hustoty pravděpodobnosti,  $p(y|\theta)$  je tzv. věrohodnostní funkce, což odpovídá našemu model resp. data generujícímu procesu a výraz  $p(\theta)$  je tzv. apriorní hustota. Hustota  $p(y)$  je tzv. marginální věrohodnost popisující rozdělení dat bez ohledu na data. Právě poslední zmiňovaná hustota je obecně obtížně získatelná, nicméně protože nezávisí na parametrech modelu, které nás zajímají, můžeme vztah (3.3) přepsat do podoby

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta), \quad (3.4)$$

kde výraz na pravé straně reprezentuje tzv. jádrovou hustotu, která jednoznačně popisuje rozdělení data, až na fixní, integrační konstantu, která by zajistila, že výraz na levé straně rovnice bude platná funkce hustoty, tedy integrál přes všechny realizace  $\theta$  bude roven jedné. V rámci apriorní hustoty, vyjadřující naše předpoklady o rozdělení parametrů, než se podíváme na data, je možné použít i tzv. neinformativní apriorní hustoty, kdy apriorní informaci přiřazujeme malou váhu vzhledem k informaci obsažené v datech. Rovnici (3.4) lze chápat jako pravidlo v rámci kterého upravujeme naši prvotní představu o zkoumaném jevu v konfrontaci s pozorovanými daty do podoby aposteriorní hustoty, tedy informaci o daném jevu, po té, co se podíváme na data.

V rámci klasického ekonometrického přístupu je využívána pouze věrohodnostní funkce, kdy se obvykle s využitím numerických optimalizačních metod snažíme najít takové hodnoty parametru, vedoucí k její maximalizaci (resp. maximalizaci logaritmu věrohodnosti). Klasická ekonometrie je velmi detailně rozebírána v publikace [Greene \(2017\)](#), kde lze najít i detailnější informace týkající se vlastností metody maximální věrohodnosti.

V rámci bayesovského přístupu nastává obvykle problém v tom, že aposteriorní hustota nemá podobu známé hustoty a pro získání informací o zkoumaném jevu (parametrech) je tak nutné využít metody aposteriorní simulace, viz [Koop \(2003\)](#). V rámci odhadu strukturálního dynamického stochastického modelu všeobecné rovnováhy budeme využívat obecnou metodu Random-Walk Metropolis-Hastings algoritmu. V rámci Metropolis-Hastings algoritmu předpokládáme, že umíme generovat náhodné výběry z tzv. kandidátské hustoty,  $q(\theta^{(s-1)}; \theta)$ . Toto označení reflektuje skutečnost, že výběr z kandidátské hustoty,  $\theta^*$ , závisí na předchozím výběru z aposteriorního rozdělení,  $\theta^{(s-1)}$ . M-H algoritmus patří do skupiny Markov Chain Monte Carlo (MCMC) metod, nebo řada výběrů  $\theta^{(s)}$  pro  $s = 1 \dots, S$  odpovídá posloupnosti Markovských řetězců, které má ve zjednodušeném vyjádření právě tu vlastnost, že jeho aktuální stav závisí na stavu v předchozím kroku. Metropolis-Hastings algoritmus tak má vždy následující podobu:

- *Krok 0:* Zvolíme počáteční hodnotu,  $\theta^{(0)}$ .
- *Krok 1:* Vygenerujeme kandidátský výběr  $\theta^*$  ze zvolené kandidátské hustoty  $q(\theta^{(s-1)}; \theta)$ .
- *Krok 2:* Spočítáme akceptační pravděpodobnost,  $\alpha(\theta^{(s-1)}, \theta^*)$ .
- *Krok 3:* Přiřadíme  $\theta^{(s)} = \theta^*$  s pravděpodobností  $\alpha(\theta^{(s-1)}, \theta^*)$  a  $\theta^{(s)} = \theta^{(s-1)}$  s pravděpodobností  $1 - \alpha(\theta^{(s-1)}, \theta^*)$ . Tento krok prakticky znamená, že vygenerujeme náhodné číslo z uniformního rozdělení na intervalu (0;1) a pokud je akceptační pravděpodobnost větší než toto náhodně vygenerované číslo, tak kandidáta akceptujeme.

- *Krok 4:* Opakujeme Krok 1, 2 a 3 celkem  $S$  krát.
- *Krok 5:* Spočítáme průměr  $S$  výběrů  $g(\theta^{(1)}), \dots, g(\theta^{(S)})$ .

Tímto postupem získáme odhad střední hodnoty jakékoliv funkce parametrů,  $g(\cdot)$ , která nás zajímá, tedy  $E[g(\theta)|y]$ . Pro omezení efektu počáteční hodnoty dochází obvykle k odstranění velké části prvotních výběrů řetězce a pro ověření konvergence jsou využívány konvergenční diagnostiky. Obecnější diskuzi nad obecnou podobou konvergenční diagnostiky nabízí [Koop \(2003\)](#). V případě Random Walk Chain M-H a je kandidátský výběr generován dle vztahu:

$$\theta^* = \theta^{(s-1)} + z \quad (3.5)$$

kde  $z$  je přírůstková náhodná veličina. Její nastavení je pro dobré fungování algoritmu klíčové, kdy dobrý m fungováním je kromě konvergence řetězce myšleno i to, že průměrná míra akceptace bude v intervalu 0,2 až 0,5. Jak uvádí [Koop \(2003\)](#), hodnota v tomto intervalu se v praktických aplikacích ukázala jako vyhovující. Jedná se samozřejmě jen o rámcové pravidlo, kdy jednoznačně požadujeme jen to, aby průměrná míra akceptace nebyla blízko nule (příliš nízká) nebo blízko jedné (příliš vysoká). Předpoklad v rovnici (3.5) implikuje, že kandidáti jsou generováni jako náhodná procházka, tj. kandidáti jsou vybíráni v náhodném směru ze současného bodu. Akceptační pravděpodobnost lze zapsat jako

$$\alpha(\theta^{(s-1)}, \theta^*) = \min \left[ \frac{p(\theta = \theta^*|y)}{p(\theta = \theta^{(s-1)}|y)}, 1 \right]. \quad (3.6)$$

Výběr hustoty pro  $z$  určuje přesnou formu kandidátské hustoty, kdy se obvykle pracuje s podobou:

$$q(\theta^{(s-1)}; \theta) = f_N(\theta | \theta^{(s-1)}, \Sigma), \quad (3.7)$$

tedy s podobou funkce hustoty vícerozměrného normálního rozdělení se střední hodnotou daná posledním vygenerovaným výběrem a kovarianční maticí  $\Sigma$ . Tuto matici je potřeba volit s ohledem na výslednou průměrnou míru akceptace. Možností je vyjít z maximalizace věrohodnostní funkce nebo jádra a posteriori hustoty a kovarianční matice odhadu parametrů vycházející z této maximalizace s případným přeškálováním takto získané kovarianční matice vedoucí k požadované míře akceptace. Další variantou je i zvolit simulační přístup založený na postupném zlepšování kovarianční matice na základě několika opakování běhů M-H algoritmu na zkrácených vzorcích.

Z metod klasické ekonometrie bude v práci kromě klasického normálního regresního modelu, jehož parametry budou odhadovány metodou nejmenších čtverců, využíván také lineární regresní model panelových dat s fixními vlivy, neboť dále využívaná data regionálních trhů práce mají charakter panelových dat. Modely panelových dat jsou podrobně rozebírány v publikaci [Baltagi \(2013\)](#). Pro naše účely bude využit estimátor fixních vlivů. Z ekonometrie časových řad bude při identifikaci dlouhodobých koeficientů Okunova vztahu a model rozložených zpoždění, definovaný např. v publikaci [Enders \(2014\)](#). Tento model umožňuje identifikovat dlouhodobé dopady změn vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou, a to v kontextu tzv. dlouhodobého multiplikátoru. Jeho podstata bude nicméně rozvedena v rámci specifikovaných dynamických modelů Okunova vztahu a Beveridgeovy křivky.

## 3.2 Techniky modelování efektivity

Současné práce věnované problematice modelů stochastických mezí se zaměřují na modely využívající panelovou strukturu dat. Modely panelových dat jako takové jsou užitečným nástrojem v případě, kdy chceme identifikovat vztahy mezi zkoumanými veličinami v případě, kdy máme nedostatek časových pozorování pro průřezové jednotky a chceme kontrolovat i vliv nepozorované heterogenity mezi těmito průřezy. Ve standardních modelech stochastických mezí pracujícími s panelovými daty je obvykle v čase neměnná heterogenita mezi zkoumanými jednotkami součástí členu neefektivity. Jedna z prvních prací pracující s heterogenitou v rámci členu neefektivity je práce [Aigner et al. \(1977\)](#). Na základě odhadů modelu je možné z výsledných reziduí identifikovat příslušné realizace neefektivity. Tyto odhady pak mohou

být předmětem dalšího zkoumání s využitím regrese na potenciální faktory ovlivňující tuto neefektivitu. Přestože byl tento přístup v literatuře hojně užíván (a je užíván i doposud), např. Wang – Schmidt (2002) ukázali, že tento dvou krokový postup vede k vychýleným odhadům. I to bylo historicky hlavním důvodem rozvoje postupů, vedoucím k simultánnímu odhadu členu neefektivity a faktorů, které jej ovlivňují. Hojně citovaným průkopníkem je v tomto ohledu práce Battese – Coelli (1995). Jejich přístup předpokládá, že všechny průřezové jednotky čelí stejnému typu neefektivity (ve smyslu zkoumaných faktorů neefektivity). Greene (2005) navrhl postup, který by před samotným odhadem stochastické meze (a faktorů neefektivity) odstranil veškerou v čase neměnnou heterogenitu mezi jednotkami. Tento způsob svým způsobem korigoval postup z Battese – Coelli (1995) vedoucí obvykle k nadhodnoceném modelovým členům neefektivity. Konzistentní metodologii k simultánnímu odhadu individuálního vlivu a členu neefektivity nabízejí Wang – Ho (2010). Tento přístup bude využíván i v této práci a je podrobně popsán v části 3.2.3. Detailní přehled historie a rozvoje v oblasti modelů stochastických mezí nabízí Amsler et al. (2009).

V rámci dále uvedených specifikací a postupech budeme uvažovat Cobb-Douglasovu párovací funkci vycházející z rovnice (2.4) přizpůsobenou panelovým charakteru dále používaných dat, tedy

$$M_{it} = \mu_{it} U_{it}^{\xi_1} V_{it}^{\xi_2}, \quad (3.8)$$

kde  $M_{it}$  je počet vytvořených svazků v regionu  $i$  v čase  $t$ ,  $U_{it}$  je počet nezaměstnaných v regionu  $i$  v čase  $t$  a  $V_{it}$  představuje počet volných pracovních míst v regionu  $i$  v čase  $t$ . Člen  $\mu_{it}$  odpovídá efektivitě párovacího procesu v regionu  $i$  v čase  $t$ ,  $\xi_1$  a  $\xi_2$  jsou parametry vyjadřující podíl nezaměstnaných resp. volných pracovních míst na úspěšně vytvořených pracovních párech, resp. z log-lineární specifikace uvedené dále se jedná o parametry elasticity vytvořených svazků vzhledem k počtu nezaměstnaných resp. volných pracovních míst. Předpokládáme tedy, že efektivita párovacího procesu se může v čase i napříč regiony lišit, nicméně parametry elasticit uvažujeme jako konstantní v čase i prostoru. Heterogenita v efektivitě tak bude zahrnovat i rozdíly ve struktuře nezaměstnaných a volných pracovních místech napříč regiony.

### 3.2.1 Model panelových dat s fixními vlivy

Regresní model panelových dat s fixními vlivy patří do skupiny modelů individuálních vlivů. Tento typ modelu využívá např. Ilmakunnas – Pesola (2003) nebo Destefanis – Fonseca (2007). Příslušný ekonometrický model, vycházející z rovnice (3.8), může být specifikován v podobě

$$\log M_{it} = \alpha_i + \xi_1 \log U_{it} + \xi_2 \log V_{it} + X_{it}\beta + \epsilon_{it}, \quad (3.9)$$

kde  $i = 1, \dots, N$  označuje příslušný region a  $t = 1, \dots, T$  je odpovídající období. Fixní individuální vlivy jednotlivých regionů jsou zachyceny v parametru  $\alpha_i$ . Člen  $X_{it}$  je řádkový vektor regionálních a dalších charakteristik ovlivňujících či charakterizujících trh práce daného region. Tyto proměnné můžeme chápat jako faktory ovlivňující efektivitu párovacího procesu jednotlivých regionů. Výraz  $\epsilon_{it}$  je stochastický člen, tedy náhodná složka modelu, o které v ideálním případě můžeme předpokládat normalitu, vzájemnou nekorelovanost v čase i prostoru a konstantní rozptyl. Model může být odhadnut metodou nejmenších čtverců případně estimátorem fixních vlivů. Pro zohlednění možnosti nediagonální kovarianční matice náhodných složek lze rovněž použít robustní standardní chyby. Odhadnutá efektivita v tomto modelovém konceptu pak je definována jako

$$\mu_{it} = \exp(\alpha_i + X_{it}\beta), \quad (3.10)$$

kdy parametr  $\alpha_i$  a vektor parametrů  $\beta$  jsou nahrazeny svými odhady. Model z rovnice (3.9) může být doplněn i o vliv časového trendu nebo časových vlivů. S ohledem na rozdíly ve škále takto pojaté charakteristiky efektivity lze normovat efektivitu poměrem k maximální odhadnuté hodnotě, kdy maximální hodnota napříč časem a regiony bude nabývat hodnotu 1 (inverze této hodnoty může být chápána jako charakteristika neefektivity). Jak však upozorňují Ilmakunnas – Pesola (2003), takto pojatá efektivita



není pravou efektivitou ve smyslu efektivity v rámci teorie produkce, neboť nenabývá hodnot menších než jedna, nicméně i tak může poskytnout cenné informace pokud jde o vzájemné srovnání míry efektivity a hlavně faktory, které by ji mohly ovlivňovat. Tento, mnohem obvyklejší typ efektivity tak bude vysvětlen v částech 3.2.2 a 3.2.3.

### 3.2.2 Model stochastických mezí Battese a Coelliho

Model stochastických mezí je založen na předpokladu, že párovací funkce definovaná obecně rovnicí (2.1), tedy  $M = f(U, V)$ , představuje pomyslnou mez či hranici „párovacích možností“ (v kontextu teorie produkce by se jednalo o hranici výrobních možností). Jedná se tedy o horní mez možného počtu vytvořených svazků při dané úrovni technologie párování (definovaná funkcí  $f(\cdot)$ ) a danou velikostí vstupů, které představují počet nezaměstnaných,  $U$ , a počet volných pracovních míst,  $V$ . Tzv. technická efektivita párování, kterou můžeme v souladu s obvyklým značením označit jako  $TE(M, U, V)$ , tedy funkci počtu vytvořených svazků, počtu nezaměstnaných a volných pracovních míst, je definována jako podíl skutečně vytvořených svazků k maximálně dosažitelným. Tato technická efektivita má tedy tu vlastnost, že je vždy menší nebo rovna jedné,  $TE \leq 1$ , přičemž pro  $TE = 1$  nastává situace, kdy se počet vytvořených párů,  $M$  nachází na své maximálně dosažitelné hranici (tzv. *matching frontier*). Platí tedy, že

$$TE(M, U, V) = \frac{M}{f(U, V)} \leq 1. \quad (3.11)$$

Stochastická mez vzniká zahrnutím stochastického členu,  $\zeta$ , který reflektuje např. chyby měření, díky čemuž můžeme pozorovat odhadované hodnoty vzniklých svazků nad hranicí daným technologickým omezením párovací funkce. V rámci modelu panelových dat tak model stochastických mezí v případě Cobb-Douglasovy produkční funkce má podobu

$$M_{it} = \mu_{it} U_{it}^{\xi_1} V_{it}^{\xi_2} \zeta_{it}, \quad (3.12)$$

kde  $\mu_{it}$  bude reprezentovat člen technické efektivity, a to s vlastnostmi omezení na hodnoty mezi nulou a jedničkou (právě toto omezení povede k možnosti odlišení členu technické efektivity a ryze náhodné složky). Ekonometrická specifikace modelu dle Battese – Coelli (1995) v log-lineární podobě je dána jako

$$\log M_{it} = \alpha + \xi_1 \log U_{it} + \xi_2 \log V_{it} + \omega_{it} - \nu_{it}, \quad (3.13)$$

kde  $\omega_{it}$  jsou nezávislé, normálně rozdělené náhodné veličiny z  $N(0, \sigma_\omega^2)$  a platí tedy, že  $\omega_{it} = \log \zeta_{it}$  z předchozí specifikace. Člen  $\nu_{it}$  je také normálně rozdělená náhodná veličina, nicméně nikoliv s nulovou střední hodnotou. Jedná se o normálně rozdělenou náhodnou veličinu  $N(X_{it}\beta, \sigma_{it}^2)$  zleva omezenou nulou. Vektor  $X_{it}$  může obsahovat i úrovnovou konstantu. Alternativně lze zapsat tuto náhodnou složku jako  $\nu_{it} = X_{it}\beta + \theta_{it}$ , kde  $\theta_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$  omezená zleva hodnotou  $-X_{it}\beta$ . Odlišností od modelu fixních vlivů z části 3.2.1 v tomto modelu není přítomen fixní či náhodný vliv regionu. Rozdílnost napříč regiony je tak dána rozdílností v členu neefektivity. To, že nyní hovoříme o neefektivitě je v důsledku záporného znaménka u členu  $\nu_{it}$ . V rovnici (3.12) představoval člen  $\mu_{it}$  technickou efektivitu omezenou na interval nula až jedna, kdy po jeho logaritmování je tento člen definován na intervalu  $-\infty$  až 0, což přesně odpovídá členů  $-\nu_{it}$ , kdy je  $\nu_{it}$  omezeno na interval nula až nekonečno. I v tomto modelu závisí neefektivita na dalších exogenních faktorech, které mohou být společné (např. časový trend, jak dále uvidíme) nebo region specifické (struktura nezaměstnaných nebo volných pracovních míst).

V důsledku přítomnosti dvou náhodných složek (s odlišnou specifikací) nelze tento model odhadovat např. metodou nejmenších čtverců. V tomto případě je potřeba využít metodu maximální věrohodnosti. Za předpokladu nezávislých pozorování a normality náhodných složek definovaných dříve je logaritmus

věrohodnosti definován jako

$$\begin{aligned} \log L = & -\frac{1}{2} \left( \sum_{i=1}^N T_i \right) [\log 2\pi + \log (\sigma_\omega^2 + \sigma_\nu^2)] \\ & - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \left[ \frac{(\log M_{it} - \alpha - \xi_1 \log U_{it} - \xi_2 \log V_{it} + X_{it}\beta)^2}{\sigma_\omega^2 + \sigma_\nu^2} \right] \\ & - \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \left[ \log \Phi \left( \frac{X_{it}\beta}{\sigma_\nu^2} \right) - \log \Phi \left( \frac{\delta_{it}}{\sigma^*} \right) \right], \end{aligned} \quad (3.14)$$

kde  $T_i$  je počet pozorování v regionu  $i$  (který se obecně může lišit),  $N$  je počet regionů,  $\Phi(\cdot)$  je distribuční funkce standardizovaného normálního rozdělení a nově definované členy  $\delta_{it}$  a  $\sigma^*$  lze zapsat jako

$$\delta_{it} = \frac{X_{it}\beta\sigma_\omega^2 - (\log M_{it} - \alpha - \xi_1 U_{it} - \xi_2 V_{it}) \sigma_\nu^2}{(\sigma_\omega^2 + \sigma_\nu^2) \sigma^*} = \frac{X_{it}\beta\sigma_\omega^2 - (\omega_{it} - \nu_{it}) \sigma_\nu^2}{(\sigma_\omega^2 + \sigma_\nu^2) \sigma^*}, \quad (3.15)$$

$$\sigma^* = \frac{\sigma_\omega^2 \sigma_\nu^2}{\sigma_\omega^2 + \sigma_\nu^2}. \quad (3.16)$$

Jak dále upozorňuje [Ilmakunnas – Pesola \(2003\)](#), běžnou reparametrizací je definice

$$\sigma^2 = \sigma_\omega^2 + \sigma_\nu^2, \quad (3.17)$$

$$\gamma = \frac{\sigma_\nu^2}{\sigma^2}. \quad (3.18)$$

Místo původních rozptylů náhodné složky,  $\sigma_\omega^2$ , a členu neefektivity,  $\sigma_\nu^2$ , jsou odhadovány tyto nově definované parametry, které vyjadřují celkovou variabilitu stochastických členů (souhrnné náhodné složky) v modelu a podíl variability členu neefektivity na takto definované celkové variabilitě stochastických složek. Po této reparametrizaci<sup>1</sup> platí, že  $\delta_{it} = (1 - \gamma)X_{it}\beta - \gamma(\omega_{it} - \nu_{it})$ , což odpovídá váženému rozdílu části členu neefektivity determinované pozorovanými exogenními faktory a části odpovídající náhodné složce modelu (reprezentující chyby měření). Váha je v tomto případě daná podílem variability členu neefektivity na celkové stochastické variabilitě modelu. Nově definovaný rozptyl  $(\sigma^*)^2 = \gamma(1 - \gamma)\sigma^2$ .

Technická neefektivita je dána výrazem  $\exp(-\nu_{it})$ . Problém je však ten, že člen  $-\nu_{it}$  není pozorovatelný a je ho tak nutné vyjádřit obvykle v podobě podmíněné střední hodnoty:

$$TE_{it} = E(\exp(-\nu_{it}) | \omega_{it} - \nu_{it}) = \exp\left(\frac{-\delta_{it} + (\sigma^*)^2}{2}\right) \left[ \frac{\Phi\left(\frac{\delta_{it}}{\sigma^*} - \sigma^*\right)}{\Phi\left(\frac{\delta_{it}}{\sigma^*}\right)} \right], \quad (3.19)$$

kdy neznámé parametry jsou nahrazeny odpovídajícími odhady. Podmíněná střední hodnota je tedy podmíněna odhadnutou souhrnnou náhodnou složkou (reziduem) modelu, které je reprezentováno členem  $\omega_{it} - \nu_{it}$ . Existence možných rostoucích výnosů z rozsahu může sama o sobě vést k růstu neefektivity. Z tohoto důvodu [Ilmakunnas – Pesola \(2003\)](#) využívají Cobb-Douglasovu párovací funkci s konstantními výnosy z rozsahu, který odpovídá specifikaci danou rovnicí (2.3) z kapitoly 2.1.1. Ekonometrická specifikace modelu stochastických mezí tohoto typu je dána jako

$$\log M_{it} = \alpha + \xi \log U_{it} + (1 - \xi) \log V_{it} + \tau t + \omega_{it} - \nu_{it}, \quad (3.20)$$

kde  $t$  představuje časový trend a  $\exp \tau$  lze chápat jako růst technologie párovacího procesu v čase. Vztah pro odhad samotné technické efektivity zůstává nezměněn a odpovídá rovnici (3.19). Změnu (nárůst) celkové produktivity faktorů mezi dvěma obdobími v rámci párovací funkce lze díky tomu rozložit na relativní změnu způsobenou relativní změnou technické efektivity a růstem technologie jako takové. V rámci panelových regionálních dat lze rovněž tyto charakteristiky agregovat na základě odpovídajících geometrických průměrů. Bližší specifikaci a diskuzi nabízí [Ilmakunnas – Pesola \(2003\)](#).

<sup>1</sup>Metoda maximální věrohodnosti je tzv. invariantní vůči reparametrizaci, tedy získané maximum funkce původních parametrů odpovídá této funkci vyhodnocené v maximum původních parametrů.

### 3.2.3 Model stochastických mezi s individuálním vlivem

Možnost zachycení individuální heterogenity v rámci panelových modelů stochastických mezi popisují ve svém příspěvku Wang – Ho (2010). Oproti tradičnímu přístupu k modelům stochastických mezi se tak nabízí možnost explicitně rozlišovat mezi touto individuální heterogenitou a členem neefektivity, která v přístupu prezentovaném v části 3.2.2 implementována nebyla. Tento přístup (v kontextu zavedeného značení předchozích částí této kapitoly) lze popsat následujícím způsobem<sup>2</sup>.

Předpokládáme model stochastických mezi v následující podobě

$$\log M_{it} = \alpha_i + \xi_1 \log U_{it} + \xi_2 \log V_{it} + \epsilon_{it}, \quad (3.21)$$

$$\epsilon_{it} = \omega_{it} - \nu_{it}, \quad (3.22)$$

$$\omega_{it} \sim N(0, \sigma_\omega^2), \quad (3.23)$$

$$\nu_{it} = h_{it} \nu_i^*, \quad (3.24)$$

$$h_{it} = f(X_{it}\beta), \quad (3.25)$$

$$\nu_i^* \sim N^+(\mu_{\nu^*}, \sigma_{\nu^*}^2), \quad (3.26)$$

pro  $i = 1, \dots, N$  a  $t = 1, \dots, T$ . V rámci tohoto značení představuje  $M_{it}$  počet vytvořených svazků,  $U_{it}$  je počet nezaměstnaných,  $V_{it}$  počet volných pracovních míst, parametry  $\xi_1$  a  $\xi_2$  reprezentují parametry elasticity příslušné párovací funkce (kdy i v tomto případě lze předpokládat konstantní výnosy z rozsahu při definici  $\xi_1 = \xi$  a  $\xi_2 = (1 - \xi)$ ). Člen  $\alpha_i$  je fixní individuální vliv jednotlivých regionů,  $\omega_{it}$  náhodná složka s nulovou střední hodnotou pocházející z normálního rozdělení,  $\nu_{it}$  je stochastická veličina vyjadřující neefektivitu a  $h_{it}$  je kladná funkce vektoru determinant neefektivity  $X_{it}$  a příslušných parametrů vlivu na neefektivitu,  $\beta$ . Podmínka kladnosti může být reprezentována různým typem nelinearity, např. v podobě exponenciální funkce nebo kvadratické funkce. V tomto případě vektor  $X_{it}$  neobsahuje úroveňovou konstantu, kvůli problému její neidentifikovatelnosti. Označení  $N^+$  vyjadřuje fakt, že se jedná o normálně rozdělenou náhodnou veličinu omezenou jen na kladnou množinu oboru hodnot. Výsledná realizace náhodné veličiny  $\nu_{it}^*$  tak vede ke kladným hodnotám. V případě, kdy je nastavena střední hodnota  $\mu_{\nu^*}$  na hodnotu nula jedná se o tzv. *half-normal* rozdělení. Náhodná veličina  $\nu_i^*$  je nezávislá na  $\omega_{it}$  v každém čase. V každém čase předpokládáme rovněž nezávislost  $\nu_i^*$  a  $\omega_{it}$  jak na vektoru determinant neefektivity,  $X_{it}$ , tak i na  $\log U_{it}$  a  $\log V_{it}$ .

Průřezová podoba modelu tohoto typu je obsahem příspěvku Wang – Schmidt (2002). Wang – Ho (2010) ukázali dvě metody, jak v rámci odhadu panelového modelu stochastických mezi nejprve odstranit fixní vliv (který pak ve výsledku může být zpětně dopočítán) a následně odhadnout zbylé parametry modelu. První z metod je metoda prvních diferencí, druhou pak metoda centrování. Obě metody vedou k ekvivalentní reprezentaci věrohodnostní funkce a jedná se o standardní metody odstranění fixního vlivu i v jiných aplikacích práce s modely panelových dat. V této práci využijeme metodu prvních diferencí, podobně jako tomu bylo v práci Němec (2015).

Pro potřeby přehledného značení bude pro veličinu  $w_{it}$  definována první diference  $\Delta w_{it} = w_{it} - w_{it-1}$  a vektor tvořený těmito diferencemi pro dané  $i$  a  $t = 2, \dots, T$  označíme stříškou, tedy  $\Delta \widehat{w}_i = (\Delta w_{i2}, \Delta w_{i3}, \dots, \Delta w_{iT})'$  je odpovídající sloupcový vektor. Za předpokladu, že funkce  $h_{it}$  není v čase konstantní (tedy vektor  $X_{it}$  obsahuje přinejmenším jednu proměnnou měnící se v čase), bude model stochastických mezi v prvních diferencích definován jako

$$\Delta \widehat{\log M}_i = \xi_1 \Delta \widehat{\log U}_i + \xi_2 \Delta \widehat{\log V}_i + \Delta \widehat{\epsilon}_i, \quad (3.27)$$

$$\Delta \widehat{\epsilon}_i = \Delta \widehat{\omega}_i - \Delta \widehat{\nu}_i, \quad (3.28)$$

$$\Delta \widehat{\omega}_i \sim MN(0, \Sigma), \quad (3.29)$$

$$\Delta \widehat{\nu}_i = \Delta \widehat{h}_i \nu_i^*, \quad (3.30)$$

$$\nu_i^* \sim N^+(\mu_{\nu^*}, \sigma_{\nu^*}^2), \quad (3.31)$$

<sup>2</sup>Obecný zápis modelu je popsán v práci Wang – Ho (2010).

pro  $i = 1, \dots, N$ .  $MN$  označuje vícerozměrné normální rozdělení s kovarianční maticí  $\Sigma$ . Zavedení prvních diferencí povede ke korelaci  $\Delta\omega_{it}$  v rámci  $i$ -tého panelu. Výsledná kovarianční matice více-rozměrného normálního rozdělení sloupcového vektoru  $\Delta\hat{\omega}_i = (\Delta\omega_{i2}, \Delta\omega_{i3}, \dots, \Delta\omega_{iT})'$  je definována jako

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 2\sigma_\omega^2 & -\sigma_\omega^2 & 0 & \dots & 0 \\ -\sigma_\omega^2 & 2\sigma_\omega^2 & -\sigma_\omega^2 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & -\sigma_\omega^2 \\ 0 & 0 & \dots & -\sigma_\omega^2 & 2\sigma_\omega^2 \end{bmatrix} \quad (3.32)$$

Wang – Ho (2010) uvádí pro účely odhadu metodou maximální věrohodnosti odvozené výrazy pro logaritmus marginální věrohodnosti (tedy logaritmus pro vektor pozorování příslušející  $i$ -tému regionu). Logaritmus věrohodnosti celého modelu je pak dán součtem logaritmů marginálních věrohodností definovaných jako

$$\begin{aligned} \log L_i &= -\frac{1}{2} (T-1) \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log(T) - \frac{1}{2} (T-1) \log(\sigma_\omega^2) \\ &\quad - \frac{1}{2} \Delta\hat{\epsilon}_i' \Sigma^{-1} \Delta\hat{\epsilon}_i + \frac{1}{2} \left( \frac{\mu_*^2}{\sigma_*^2} - \frac{\mu_{\nu^*}}{\sigma_{\nu^*}^2} \right) + \log \left[ \sigma_* \Phi \left( \frac{\mu_*}{\sigma_*} \right) \right] \\ &\quad - \log \left[ \sigma_{\nu^*} \Phi \left( \frac{\mu_{\nu^*}}{\sigma_{\nu^*}} \right) \right], \end{aligned} \quad (3.33)$$

přičemž je definováno

$$\mu_* = \frac{\frac{\mu_{\nu^*}}{\sigma_{\nu^*}^2} - \Delta\hat{\epsilon}_i' \Sigma^{-1} \Delta\hat{h}_i}{\Delta\hat{h}_i' \Sigma^{-1} \Delta\hat{h}_i + \frac{1}{\sigma_{\nu^*}^2}}, \quad (3.34)$$

$$\sigma_*^2 = \frac{1}{\Delta\hat{h}_i' \Sigma^{-1} \Delta\hat{h}_i + \frac{1}{\sigma_{\nu^*}^2}}, \quad (3.35)$$

$$\Delta\hat{\epsilon}_i = \Delta\widehat{\log M}_i - \xi_1 \Delta\widehat{\log U}_i - \xi_2 \Delta\widehat{\log V}_i, \quad (3.36)$$

kdy  $\Phi(\cdot)$  je kumulativní distribuční funkce standardizovaného normálního rozdělení. Parametry modelu jsou odhadovány numerickou maximalizací logaritmu věrohodnostní funkce modelu (resp. minimalizací mínus logaritmu věrohodnostní funkce s ohledem na použití technik pro minimalizaci funkce).

Odhadnutý člen neefektivity je možné získat na základě podmíněné střední hodnoty v podobě

$$E(\nu_{it} | \Delta\hat{\epsilon}_i) = h_{it} \left[ \mu_* + \frac{\phi \left( \frac{\mu_*}{\sigma_*} \right) \sigma_*}{\Phi \left( \frac{\mu_*}{\sigma_*} \right)} \right], \quad (3.37)$$

kde  $\phi(\cdot)$  je funkce hustoty standardizovaného normálního rozdělení, kdy všechny parametry jsou vyhodnoceny na základě odhadu metodou maximální věrohodnosti. Celková efektivita je následně vyjádřena jako  $E(\exp -\nu_{it} | \Delta\hat{\epsilon}_i)$ .

### 3.3 Dynamické stochastické modely všeobecné rovnováhy

Dynamické stochastické modely tedy představují v současné době hojně rozšířený nástroj makroekonomického modelování, zejména pak modelování dopadů monetární politiky. Jedná se o strukturální

makroekonomické modely, tedy modely, jejichž parametry mají věcnou, strukturální interpretaci, vycházející z modelů reálného hospodářského cyklu. Modely reálného hospodářského cyklu jsou založeny na neoklasických růstových modelech přičemž jsou odvozovány z mikroekonomických základů. Jejich využití spočívá zejména v analýze dopadů reálných ekonomických šoků, jako jsou např. šoky technologické dynamiku ekonomiky v průběhu hospodářského cyklu. Z hlediska využitelnost pro potřeby monetární politiky však mají tu „nevýhodu“, že předpokládají plnou flexibilitu cen, díky které je však monetární politika zcela neúčinná ve snaze ovlivňovat reálné veličiny.

Dynamické stochastické modely všeobecné rovnováhy jsou modelům reálného hospodářského cyklu velmi podobné, nicméně pro účely hospodářské politiky jsou ve většině případů doplněny o nominální a reálné cenové a mzdové rigidity, rigidity na trhu práce, různé typy heterogenity v agentech, fiskální sektor, zahraniční sektor apod. Jejich robustnost vůči tzv. Lucasově kritice je založena na mikroekonomických základech těchto modelů, vycházející z optimálního popisu a následného řešení chování jednotlivých subjektů ve vzájemné interakci. Přestože DSGE modely začaly vzbuzovat zájem u tvůrců hospodářské politiky od druhé poloviny 90. let (což bylo spojeno i s rozvojem výpočetní techniky), z hlediska historického byly v podobě spíše akademických modelů rozvíjeny mnohem dříve. Příkladem může být zájem o finanční frikce po finanční krizi roku 2008, kdy DSGE modely pracující s tímto konceptem byly vyvinuty více než 10 let před tím. Kvalitním úvodem do světa DSGE modelování a pochopení principů výstavby modelů tohoto typu je práce [Junior \(2016\)](#). Logika výstavby a fungování DSGE modelů bude nicméně vysvětlena v rámci kapitoly 7.1 věnované DSGE modelu s trhem práce.

Na tomto zmíníme obecnou matematickou strukturu těchto modelů, vycházející svým zápisem z [Mancini-Griffoli \(2013\)](#), a vybrané nástroje a techniky využívané k jejich analýze. DSGE model ve svém obecném zápisu lze zapsat jako souhrn podmínek prvního řádu a podmínek rovnováhy:

$$\begin{aligned} E_t[f(y_{t+1}, y_t, y_{t-1}, u_t)] &= 0, \\ E(u_t) &= 0, \\ E(u_t u_t') &= \Sigma_u, \end{aligned}$$

kde  $y$  představuje vektor endogenních proměnných, tedy proměnných jejichž dynamika je dána modelem, a vektor  $u$  reprezentuje exogenní stochastické šoky, které nejsou determinovány modelem, ale jsou to právě tyto šoky, které vnášejí do modelu potřebnou dynamiku. Řešením modelu je myšlena množina rovnic, kdy proměnné v čase  $t$  jsou funkcí minulého stavu systému a šoků v čase  $t$ , tedy  $y_t = g(y_{t-1}, u_t)$ . Soustava rovnic má obvykle nelineární podobu, což obvykle neznamená problém, pokud využíváme kalibrovaný model a zkoumáme např. dopady změn v parametřích na nové rovnovážné úrovně endogenních veličin. Pro účely identifikace modelu, čímž máme na mysli zejména odhad parametřích modelu a nepozorovaných stavů (endogenních veličin) na základě pozorovaných dat, je však potřeba převést model do log-linearizované podoby.

Log-linearizace modelu je prováděna v okolí ustáleného stavu  $f(\bar{y}, \bar{y}, \bar{y}, 0) = 0$  (kdy  $\bar{y} = g(\bar{y}, 0)$ ), a je založena na Taylorově rozvoji prvního řádu. Model je v log-linearizované podobě vyjádřen v podobě odchylek endogenních proměnných od svých ustálených stavů. V některých případech jsou využívány i aproximace vyšších řádů, což vede k tomu, že v řešení modelu zůstávají i vyšší momenty exogenních šoků, které mají obvykle nenulovou očekávanou hodnotu. Těmito momenty se myslí rozptyly a křížové korelace v případě aproximace 2. řádu.

Log-linearizovaný model je následně možno zapsat v podobě tzv. stavového popisu systému, což jsou diferenční rovnice prvního řádu:

$$\begin{aligned} y_t^* &= M\bar{y}(\theta) + M\hat{y}_t + N(\theta)x_t + \eta_t, \\ \hat{y}_t &= g_y(\theta)\hat{y}_{t-1} + g_u(\theta)u_t, \\ E(\eta_t \eta_t') &= V(\theta), \\ E(u_t u_t') &= Q(\theta), \end{aligned}$$

kde výraz  $\hat{y}$  představuje odchylky endogenních proměnných od ustálených stavů,  $y_t^*$  jsou pozorované proměnné, matice  $M$  představuje matici v rovnici pozorování vyjadřující propojení pozorovaných a modelových proměnných (v lineárním vyjádření), člen  $N(\theta)x_t$  reprezentuje možný trend v datech jako

funkci parametrů modelu,  $\theta$ ,  $\eta_t$  jsou chyby v rovnici pozorování (chyby měření),  $u_t$  jsou chyby v tzv. stavové rovnici,  $g_y(\theta)$  představuje matici přechodu jako obecně nelineární funkci parametrů modelu,  $g_u(\theta)$  představuje matici přímého dopadu šoků na stavové (endogenní) proměnné modelu (jako funkce parametrů), a  $g_u(\theta)$ ,  $V(\theta)$  a  $Q(\theta)$  jsou funkce respektive kovarianční matice šoků v rovnici měření a přechodu.

Pro známé hodnoty parametrů  $\theta$  lze odhadnout trajektorie nepozorovaných stavů Kalmanovým filtrem. Pro podrobnější diskuzi Kalmanova filtru (který má i své nelineární podoby a modifikace) je velmi dobrým zdroje [Hamilton \(1994\)](#). Při známých parametrech a odhadnutých (filtrovaných resp. vyhlazených) je výstupem Kalmanova filtru i logaritmus věrohodnostní funkce. Identifikace modelu tak představuje iterační postup odhadů stavů při daných parametrech a následně odhadů parametrů, ať už metodou maximální věrohodnosti, nebo bayesovskými metodami, konkrétně Random Walk Metropolis-Hastings algoritmem. K tomu se ještě přidává mezikrok nutnosti řešit racionální očekávání v modelu, což znamená vyjádřit očekávané hodnoty endogenních proměnných jako funkce parametrů a proměnných známých v aktuálním čase  $t$  (tedy i zpožděných proměnných). Existuje několik metod řešení, kdy metodou implementovanou v prostředí DYNARE [Adjemian et al. \(2011\)](#) je metoda Blancharda-Kahna (to zahrnuje i ověření podmínek řešitelnosti, tedy kombinace parametrů které vedou k jednoznačnému řešení racionálních očekávání).

Klasická metoda maximální věrohodnosti ve složitějších modelech naráží na problém s nalezením optimálního řešení, neboť parametry vyhovující podmínkám řešitelnosti modelu a racionálních očekávání vedou k výrazně nelineární podobě věrohodnostní funkce s řadou zlomů ve funkci věrohodnosti. Z tohoto důvodu je preferován bayesovský přístup k identifikaci parametrů modelu využívající Random-Walk Metropolis-Hastings algoritmus. Volba vhodných apriorních hustot totiž umožňuje „problematické“ části věrohodnostní funkce eliminovat či vyhladit. Rámcově pak identifikace parametrů DSGE modelu představuje výpočetně náročný opakující se postup:

1. nalezení ustálených stavů pro dané parametry (počáteční nastavení nebo vzorky získané v průběhu běhu aposteriori simulace) a log-linearizace modelu (tento krok proběhne v případě, že model je nelineární),
2. řešení racionálních očekávání, tedy vyjádření očekávaných hodnot endogenních proměnných jako lineární funkce parametrů, ustálených stavů a aktuálních a minulých hodnot endogenních proměnných,
3. odhad trajektorie nepozorovaných veličin Kalmanovým filtrem,
4. aplikace jednoho běhu Metropolis-Hastings algoritmu pro posteriorní hustotu vyjádřenou jako součin apriorní hustoty a (logaritmu) věrohodnosti pro odhadnuté nepozorované stavy,
5. získání nového vzorku parametrů a opakování celého cyklu.

Na základě identifikovaného modelu je následně možné provést analýzu kvality modelu zaměřenou na diagnostiku konvergence M-H algoritmu a na vyhodnocení souladu modelu s daty (např. s využitím srovnání skutečných momentů, autokorelačních koeficientů a křížových korelací v datech s těmi, které by byl schopen na základě identifikovaných parametrů simulovat náš model. Jedním z nástrojů, který využíváme pro naplnění cílů předkládané práce je konstrukce a analýza funkce impulzních odezev. Jedná se o nástroj, kterým lze vyjádřit dynamické vlastnosti zkoumaného modelu (obecně nejen DSGE modelu, ale jakéhokoliv dynamického modelu časových řad). Funkce impulzních odezev popisuje jednorázové dopady zvoleného exogenního šoku na trajektorie vývoje endogenních veličin modelu.

### 3.4 Strukturální zlomy a jejich identifikace

Strukturální zlomy v ekonometrických modelech jsou obvykle chápány jako změny ve struktuře data generujícího procesu. Jejich opomenutí tak může vést k zavádějícím výsledkům z hlediska odhadnutých

parametrů a na nich založené další analýze. V našem případě se zaměříme na metody identifikace strukturálních zlomů v lineárních regresních modelech, protože právě v těchto modelech budou tyto metody aplikovány. Změříme se nejprve na Quandtův test věrohodnostního poměru (QLR test, tedy Quandtův *likelihood ratio test*), založený na práci Quandt (1960), umožňující identifikaci jednoho strukturálního zlomu v neznámém čase. Tento test představuje zobecnění standardního Chowova testu strukturálního zlomu ve známém čase, publikovaný příspěvkem Chow (1960). Druhým typem testů budou testy endogenních zlomů Bai a Perrona, vycházející z prací Bai (1993), Bai – Perron (1998) a Bai (1999), které v rámci lineárního modelu dokáží testovat přítomnost předem neznámého počtu strukturálních zlomů.

Než však přejdeme k výše zmiňovaným testům, stojí za pozornost zmínit zcela obecnou metodu pro zachycení možných strukturálních změn v data generujícím procesu, kterým je přístup využívající rekursivní odhady. Tento přístup, obecně uplatnitelný pro jakýkoliv typ modelu, je založen na opakovaných odhadech modelu pro systematicky se měnící množinu pozorovaných dat. Touto systematicky se měnící množinou je obvykle myšleno to, že začneme s odhadem na nejmenším možném vzorku dostupných dat, provedeme odhad, a následně rozšíříme data o další dostupné pozorování (obvykle jedno) a odhad zopakujeme. Takto postupujeme až do posledního dostupného pozorování. Tento postup založený na rozšiřujícím se okénku, je možné modifikovat i do podoby využití posouvajícího se odhadového okénka, kdy po prvním počátečním odhadu na dané velikosti vzorku, odhadneme model na stejně dlouhém datovém vzorku, nicméně začínajícím na pozorování o jedno období novějším oproti předchozímu odhadu (variantou je i posun o více než jeden krok). Z grafického zobrazení vývoje odhadu parametrů pro každou z rekurzí pak můžeme usuzovat o možných strukturálních změnách v modelových parametrech, zvláště pak při zohlednění směrodatných odchylek resp. intervalů spolehlivosti parametrů spojených s těmito odhady.

### 3.4.1 Chowův test strukturálního zlomu a QLR test

Pokud předpokládáme v lineárním regresním modelu jeden strukturální zlom, a to ve známém čase, lze testovat jeho přítomnost s využitím Chowova testu strukturálního zlomu, Chow (1960). Předpokládáme, že máme celkem  $n = n_1 + n_2$  pozorování, kdy  $n_1$  je počet pozorování před zlomem a  $n_2$  po tomto zlomu. Neomezený (co do počtu parametrů) lineární regresní model v maticovém vyjádření lze zapsat v podobě

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{pmatrix}, \quad (3.38)$$

kde  $y_1$  a  $y_2$  jsou postupně vysvětlované proměnné před zlomem resp. po zlomu,  $X_1$  a  $X_2$  představují matice vysvětlujících proměnných, a  $\beta_1$  a  $\beta_2$  jsou vektory  $k$  parametrů v jednotlivých obdobích. Pokud jsou splněny klasické předpoklady spojované s normálním lineárním regresním modelem (zejména homoskedasticita a nekorelovanost náhodných složek), odpovídá test strukturálního zlomu standardnímu  $F$ -testu lineárních omezení s  $k$  restrikce pro nulovou hypotézu o neexistenci strukturálního zlomu  $H_0 : \beta_1 = \beta_2$  ve prospěch alternativy, že se alespoň jeden parametr mezi oběma obdobími liší. Testová statistika má podobu

$$F = \frac{(S_0 - S_1 - S_2)/k}{(S_1 + S_2)/(n_1 + n_2 - 2k)}, \quad (3.39)$$

kde  $S_0$  je součet čtverců reziduí při platnosti nulové hypotézy (regrese na plném vzorku) a  $S_1 + S_2$  je součet čtverců reziduí z regresí na samostatných vzorcích. To odpovídá součtu čtverců reziduí z neomezené regrese dané rovnicí (3.38). Testová statistika má za platnosti nulové hypotézy  $F$ -rozdělení s počty stupňů volnosti  $k$  a  $n_1 + n_2 - 2k$ .

Tento test rozvinul Quandt (1960) do podoby testu jednoho strukturálního zlomu v neznámém čase. V tomto případě se jedná o testovou proceduru založenou na provedení celé série Chowových testů strukturálního zlomu pro každý možný zlom, přičemž se vynechává prvních cca 10% pozorování na začátku a na konci vzorku (na samém počátku ak onci pozorování není možné Chowův test strukturálního zlomu provést v důsledku nedostatečného počtu stupňů volnosti jedné z testových regresí). Na základě získaných testových statistik Chowova testu se získává hodnota, kde je testová statistika maximální a pro

toto období se vezme příslušná  $F$ -statistika, kdy nulová hypotéza odpovídá hypotéze, že v modelu není přítomen strukturální zlom v žádném čase, oproti alternativě, že strukturální zlom nastal v období definovaném maximální  $F$ -statistikou Chowova testu. [Quandt \(1960\)](#) ve své práci ukázal, že tato statistika má asymptoticky  $\chi^2(2)$  rozdělení, neboť se jedná o robustní variantu Waldova testu (spadajícího do skupiny testů založených na věrohodnostním poměru).

### 3.4.2 Test endogenních zlomů

Testy endogenních zlomů popsané a rozvinuté v práci [Bai \(1993\)](#), [Bai – Perron \(1998\)](#) a [Bai \(1999\)](#), jsou testy více strukturálních zlomů v neznámém čase uplatnitelné pro lineární modely. Umožňují testovat zlomy v parametrech i rozptylech náhodných složek, a to i s využitím robustních odhadů kovariančních matic odhadů parametrů modelu (ty budou využity i v této práci). Statistiku, které budeme v další části práce využívat, vycházejí nejprve z identifikace všech možných variant zlomů (kdy pro každou variantu jsou určeny zlomy v bodě s nejnižším součtem čtverců reziduí,  $SSR$ ). S ohledem na to, že dodání zlomů mění i počet odhadovaných parametrů, jsou pro tyto různé kombinace spočítány i odpovídající informační kritéria typu bayesova informačního kritéria ( $BIC$ ) a  $LWZ$  kritéria (informační kritérium autorů Liu, Wu a Zidek). Dalšími statistikami jsou tzv.  $supF(l + 1|l)$  statistiky, založené na testování  $l + 1$  zlomů oproti  $l$  strukturálním zlomům, kdy se statisticky vyhodnocuje významnost dodatečného snížení součtu čtverců reziduí v důsledku předpokladu dodatečného strukturálního zlomu. V tomto případě je však dle [Bai – Perron \(1998\)](#) obtížné získat exaktní rozdělení odpovídající statistiky za platnosti nulové hypotézy, proto s využitím simulačních metod tabelovali asymptotické kritické hodnoty odpovídajícího empirického rozdělení. Poslední využitou metodou testování přítomnosti neznámého počtu endogenních strukturálních zlomů je sekvenční metoda odhadu neznámého počtu zlomů založená na postupném navyšování počtu zlomů a testování významnosti dodatečného zlomu na různých (standardních) hladinách významnosti.

## 3.5 Vybrané nástroje zpracování dat

V této části se jen stručně zmíníme o dvou hlavních nástrojích při práci s časovými řadami. Jedná se o nástroj sezónního očištění X-13-ARIMA a dále pak o velmi rozšířený přístup k extrakci trendů z časové řady založený na Hodrick-Prescottově filtru. Oba tyto nástroje budou využity při zpracování dat, které budou představeny v kapitole 4.

### 3.5.1 X-13-ARIMA

Přestože pro sezónní očištění lze využít jednoduché techniky, jako je regrese s využitím sezónních umělých proměnných v rámci lineárních regresních modelů, nebo adaptivní techniky dekompozice jednorozměrných časových řad založených na klouzavých průměrech dostatečné délky (zahrnující všechny sezóny), existují k tomuto účelu mnohem sofistikovanější nástroje. Metoda X-13-ARIMA, přesněji X-13-ARIMA-SEATS, je běžně využívanou technikou pro sezónní očištění jednorozměrných časových řad. Její výhodou je bezesporu relativní jednoduchost použití, kdy lze dosáhnout sezónního očištění i při obvyklém nastavení této metody. Svou roli v oblíbenosti této metody sehrává i fakt, že je implementovaná ve většině používaných ekonometrických a programových nástrojích. Tato metoda je kombinací dvou samostatných technik. První technikou je X-13-ARIMA, kterou vyvinul U.S. Census Bureau. Základem této metody je SARIMA model, tedy sezónní integrovaný autoregresní model klouzavých součtů (*Seasonnal Autoregressive Integrated Moving Average model*) s exogenní komponentou, což v kontextu modelů časových řad znamená, že je možné zahrnout nekonstantní střední hodnotu daného procesu (časové řady), která může obecně záviset na různých exogenních faktorech. Tato metoda je dále doplněna o metodu TRAMO-SEATS vyvinutou autory [Goméz – Maravall \(1996\)](#) z Bank of Spain. Jedná se o zkratky pro *Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations and Outliers*, umožňující identifikovat odpovídající ARIMA model (v rámci něj dále detekovat a korigovat odlehlá pozorování, a dokonce i interpolovat chybějící pozorování), a pro *Signal Extraction in ARIMA Time Series*, sloužící



k získání jednotlivých komponent časové řady, kam patří i sezónní komponenta. Velmi podrobný popis obou metod nabízí Eurostat (2018).

Na tomto místě je vhodné zmínit, že model, který dokáže zachytit sezónní charakter modelovaných proměnných bude z konceptuálního hlediska lepší než model pracující se sezónně očištěnými řadami. Sezónní očištění totiž představuje externí zásah do charakteru dané časové řady, a s odstraněním sezónnosti můžeme ztratit důležitou informaci v datech a tím i ovlivnit výsledky odhadů a testování hypotéz. Nicméně, z praktického hlediska je problém specifikovat model tak, aby sezónnost byla v modelu implementována. Sezónnost může mít různé podoby a nemusí vždy korespondovat s modelovou specifikací využívající např. jen aditivně přidané sezónní umělé proměnné. Protože v této práci budeme využívat řadu modelových konceptů a ekonometrických přístupů, budeme využívat při práci s daty sezónní očištění, kdy jednotícím prvkem zde bude to, že všechny časové řady budou očištěny jednotným způsobem, a to zejména v případě regionálních časových řad, kdy statistické úřady obvykle nepublikují sezónně očištěné řady.

### 3.5.2 Hodrick-Prescottův filtr

Hodrick-Prescottův filtr, vycházející z práce Hodrick – Prescott (1997), lze považovat za vysoce oblíbený a univerzální nástroj pro dekompozici jednorozměrných časových řad. Jedná se o statistický přístup k problematice dekompozice časové řady v tom smyslu, že tato dekompozice není explicitně založena na nějakém typu strukturálního modelu nebo modelu redukované formy (implicitně nicméně specifické modelové reprezentace této dekompozice existují). Ve své základní podobě je účelem dekompozice řady pozorování  $y_t$  pro  $t = 1, \dots, T$  získat trend  $y_t^*$  a stacionární složku (odchylku od trendu)  $y_t - y_t^*$ . Získání této dekompozice představuje řešení minimalizačního problému, kdy se snažíme získat takovou trendovou složku, aby byl součet čtverců odchylek skutečných pozorování od tohoto trendu minimální a aby současně byl výsledný trend co nejhladší. Řešený problém má podobu minimalizace výrazu

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \frac{\lambda}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2, \quad (3.40)$$

kde  $\lambda$  je tzv. vyhlazovací konstanta a  $T$  je počet využitelných pozorování. Parametr  $\lambda$  je arbitrárně stanovená konstanta reflektující „náklady“ fluktuace (volatility) v trendové složce. Pro čtvrtletní data je obvykle stanovena na hodnotu 1600, pro měsíční data pak na hodnotu 14400. Vyšší hodnoty parametru  $\lambda$  vedou k vyššímu vyhlazení trendu a naopak. Pro  $\lambda = 0$  vede řešení minimalizačního problému k řadě „trendu“ která odpovídá pozorované řadě, tedy  $y_t = y_t^*$ . Pro hodnoty  $\lambda \rightarrow \infty$ , pak celý problém vede k minimalizaci výrazu reflektující hladkost výsledného trendu. Řešením je trend, kdy  $(y_{t+1}^* - y_t^*) = (y_t^* - y_{t-1}^*)$ , tedy difference sousedních pozorování jsou stejné. To odpovídá lineárnímu trendu. Problémem Hodrick-Prescottova filtru je vyhlazení počátečních a koncových bodů, kdy se obvykle setkáváme s tím, že náhlý růst nebo pokles vyhlazované řady na konci (začátku) období vede k růstu resp. poklesu samotného vyhlazeného trendu v této části vyhlazované řady, což nemusí být vždy žádoucí. Řešením bývá umělé prodloužení pozorované řady o očekávané hodnoty vývoje této řady nebo použití modifikované verze Hodrick-Prescottova filtru (s apriorní informací), kdy je minimalizační problém obohacen o zavedení restrikcí na konkrétní hodnoty vyhlazeného trendu v části pozorované řady, což jsou obvykle hodnoty právě na konci nebo začátku řady (v tomto případě explicitně řekneme, jakých hodnot má trend v těchto obdobích nabývat). V této práci využijeme Hodrick-prescottův trend pro získání trendových (rovnovážných) hodnot rovnovážného produktu, míry nezaměstnanosti a dalších makroekonomických veličin.

## 3.6 Shrnutí

V této kapitole byly detailněji představeny ekonometrické metody, techniky a postupy použité v další části práce, a to včetně poznámek k problémům či omezením, kterým vybrané nástroje a techniky čelí. Klíčovou část představovaly zejména obecné přístupy k modelování efektivity. Podrobnější představení

---

resp. specifikace samotných modelových konceptů, které budou s využitím dále popisovaných technik identifikovány na datech, bude obsahem následujících kapitol věnovaných jednotlivým pohledům identifikace dynamiky, flexibility a efektivity trhů práce. Ještě před tím se však podíváme na použitá data.

# Kapitola 4

## Data

V této kapitole si podrobně představíme základní data a datové zdroje použité v této práci. Součástí bude i popis metodologie agregace dílčích dat z regionálních statistik nezaměstnanosti do podoby kategorií, které budou srovnatelné napříč analyzovanými zeměmi. Chybět nebude ani představení dalších odvozených ukazatelů používaných v této práci a motivace jejich zavedení. Již na tomto místě je potřeba zdůraznit, že pokud se bude hovořit o volných pracovních místech a nezaměstnaných, bude se jednat o oficiálně hlášená volná pracovní místa a o registrovanou nezaměstnanost příslušnými úřady práce. Z hlediska věcného tak tato data neobsahují informace o neregistrované nezaměstnanosti a volných pracovních místech, které by bylo možno získat jen na základě odpovídajících výběrových šetření. Pro účely tak budeme předpokládat, že dynamika ve vývoji této přímo nepozorované části trhu práce bude silně korelována s pozorovanými oficiálními statistikami. Jistou indicií, která podporuje tuto úvahu je v případě České republiky vztah mezi vývojem míry registrované nezaměstnanosti a nezaměstnanosti získávané v rámci výběrového šetření pracovních sil. Přestože se jejich hodnoty mírně odlišují v samotné úrovni těchto ukazatelů, jejich dynamika je velmi podobná, kdy případné rozdíly v ní lze přisoudit variabilitě v náhodné složce.

### 4.1 Makroekonomická data zemí V4

Makroekonomická data pro země Visegrádské skupiny vycházejí ze statistik Eurostat (2019) a OECD (2019). Tabulka 4.1 představuje přehled základních datových zdrojů za jednotlivé země Visegrádské skupiny na agregované úrovni, tabulka 4.2 pak popisuje odvozené ukazatele získané z těchto základních dat. Řada ukazatelů byla získána agregací z regionálních statistik, které budou pro jednotlivé státy skupiny zemí V4 podrobněji představeny v části 4.2, a to zejména v případě kategorizace nezaměstnaných dle nejvyššího dosaženého vzdělání.

Základní makroekonomické ukazatele a charakteristiky trhu práce z tabulky 4.1 jsou klíčovými ukazateli využívanými v další analýze. Tato data byla v jednotlivých modelech dále upravena a transformována s využitím nástroje pro sezónní očištění X13-ARIMA (v případě sezónně neočištěných data, viz část 3.5.1) a s využitím Hodrick-Prescottova filtru (viz 3.5.2). Použití těchto metod bude součástí popisu jednotlivých modelů. S ohledem na to, že pro jednotlivé země skupiny V4 se odlišují metody vykazování dílčích skupin nezaměstnaných podle věku, nejvyššího dosaženého vzdělání a podle délky trvání nezaměstnanosti, bylo nutné tyto údaje agregovat do skupiny společných pro všechny zkoumané země. V případě nezaměstnaných dle věku byly zvoleny kategorie nezaměstnaných mladších než 25 let, kategorie nezaměstnaných ve věku 25 až 54 let a kategorie nezaměstnaných 55 let a více. V případě nezaměstnaných dle vzdělání byly zvoleny kategorie primárního, sekundárního a terciárního vzdělání odpovídající klasifikaci UNESCO (2011) a výkaznictví Eurostat (2019). Podrobnější popis agregace této proměnné z dílčích statistik je obsahem části 4.2. Kategorie primárního vzdělání odpovídá klasifikačním úrovním ISCED 0 až 2 (bez základního vzdělání, základní vzdělání a nižší střední vzdělání), sekundární vzdělání odpovídá úrovním ISCED 3 a 4 (úplné střední vzdělání s maturitou nebo výučním listem) a terciální vzdělání pak kategoriím ISCED 5 až 8 (tedy všechny stupně vysokoškolského vzdělání a vyšší

Tabulka 4.1: Přehled použitých datových zdrojů pro země V4

Označení	Popis	Zdroj	Počáteční období			
			ČR	SR	HU	PL
GDP	reálný hrubý domácí produkt, výdajová metoda, objemový ukazatel (OECD referenční rok 2010), v mil. amerických dolarů dle parity kupní síly (referenční rok 2010), v ročních úrovních, sezónně očištěno	OECD	1999Q1	1999Q1	1999Q1	1999Q1
IPI	index průmyslové produkce, index, 2015 = 100, sezónně očištěno	OECD	1999Q1	1999Q1	1999Q1	1999Q1
CPI	index spotřebitelských cen, index, 2015 = 100, sezónně neočištěno	OECD	1999Q1	1999Q1	1999Q1	1999Q1
W	index hodinových výdělků ve výrobním sektoru, index, 2015 = 100, sezónně očištěno	OECD	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1
U	počet registrovaných nezaměstnaných na konci daného období, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2000Q4
U_new	počet nově registrovaných nezaměstnaných v průběhu daného období, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
U_rate	míra registrované nezaměstnanosti na konci daného období, v procentech, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
V	počet volných pracovních míst na konci daného období, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
V_new	počet nově vytvořených volných pracovních míst v průběhu daného období, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
M	počet umístěných uchazečů na konci daného období, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
U_fem	počet registrovaných nezaměstnaných žen na konci daného období, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2000Q4
U_abs	počet registrovaných nezaměstnaných absolventů škol, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
U_ben	počet registrovaných nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	<u>1999M01</u> <u>1999Q1</u>	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
Age_24	počet registrovaných nezaměstnaných mladších 24 let, sezónně neočištěno	regiony	2014M03 1999Q1	2010M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2000M12 2000Q4
Age_25_54	počet registrovaných nezaměstnaných ve věku 25 až 54 let, sezónně neočištěno	regiony	2014M03 1999Q1	2012M04 1999Q1	2000M01 2000Q1	– 2000Q4
Age_55	počet registrovaných nezaměstnaných starších 55 let, sezónně neočištěno	regiony	2014M03 1999Q1	2012M04 1999Q1	2000M01 2000Q1	2004M12 2000Q4
Edu_1	počet registrovaných nezaměstnaných bez základního vzdělání, se základním nebo nižším středním vzděláním	regiony	2014M03 1999Q1	2012M06 1999Q1	2000M01 2000Q1	<u>2010M01</u> 2000Q4
Edu_2	počet registrovaných nezaměstnaných s úplným středním vzděláním	regiony	2014M03 1999Q1	2012M06 1999Q1	2000M01 2000Q1	– 2000Q4
Edu_3	počet registrovaných nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním	regiony	2014M03 1999Q1	2012M06 1999Q1	2000M01 2000Q1	– 2000Q4
U_3	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců	Eurostat regiony	2014M03 1999Q1	1999M04 1999Q2	– 2000Q1	– 2000Q4
U_3_12	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti od 3 do 12 měsíců	Eurostat regiony	2014M03 1999Q1	1999M04 1999Q2	– 2000Q1	– 2000Q4
U_12	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců	Eurostat regiony	2014M03 1999Q1	1999M04 1999Q2	– 2000Q1	2004M12 2000Q4

Zdroj: Vlastní zpracování. Podtržená počáteční období v případě Slovenska znamenají, že tato řada byla dostupná jen do 4. čtvrtletí roku 2003, resp. prosince roku 2003, a v případě Polska byla daná časová řada dostupná jen do prosince roku 2014. Označení zdroje jako „regiony“ znamená, že tato data byla získána jako agregované statistiky z regionálních dat s případnou kombinací s ukazateli z Eurostat (2019). Označení zdroje OECD odpovídá zdroji OECD (2019). Pokud je některý z ukazatelů dostupný v měsíční i čtvrtletní frekvenci, znamená to, že údaj pro dané čtvrtletí odpovídá údajům v posledním měsíci daného čtvrtletí.

odborné školy).

V rámci kategorií nezaměstnanosti dle věku a vzdělání jsou z hlediska délky pozorování regionálních statistik dobře pokryta čtvrtletní data, měsíční data jsou dostupná na kratším časovém úseku. V případě nezaměstnaných členěných podle délky nezaměstnanosti byly s ohledem na dostupnost dat zvoleny kategorie krátkodobě nezaměstnaných (do 3 měsíců), nezaměstnaných v délce nezaměstnanosti 3 až 12 měsíců a dlouhodobě nezaměstnaných (více než 12 měsíců). U statistik Maďarska a Polska byly využity údaje z Eurostat (2019) pro čtvrtletní data. Měsíční statistiky byly u těchto zemí dostupné jen v omezeném rozsahu (dlouhodobě nezaměstnaní v případě Polska) nebo nebyly dostupné vůbec (případ Maďarska).

**Tabulka 4.2:** Přehled vybraných odvozených ukazatelů pro země V4

Označení	Popis	Zdroj	Počáteční období			
			ČR	SR	HU	PL
U_denom	pracovní síla na konci daného období, odvozený ukazatel (jmenovatel) ze vztahu míry nezaměstnanosti (U_rate) a počtu nezaměstnaných (U), sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
V_rate	míra volných pracovních míst na konci daného období, vypočítáno jako podíl volných pracovních míst (V) a pracovní síly na konci daného období (U_denom), sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
U_full	počet nezaměstnaných v průběhu daného období, vypočítáno jako součet nezaměstnaných na konci předchozího období a nově registrovaných nezaměstnaných, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
V_full	počet volných pracovních míst v průběhu daného období, vypočítáno jako součet volných pracovních míst na konci předchozího období a nově vytvořených pracovních míst, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
V_rate_2	míra volných pracovních míst v průběhu daného období, vypočítáno jako podíl volných pracovních míst v průběhu daného období (V_full) a pracovní síly na konci daného období, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
Tight	těsnost trhu práce, vypočítaná jako podíl volných pracovních míst (V) a počtu registrovaných nezaměstnaných (U) na konci daného období, sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1
Tight_2	těsnost trhu práce, vypočítaná jako podíl volných pracovních míst v průběhu daného období (V_full) a počtu registrovaných nezaměstnaných na konci daného období (U), sezónně neočištěno	regiony	1999M01 1999Q1	1999M01 1999Q1	2000M01 2000Q1	2001M01 2001Q1

Zdroj: Vlastní zpracování. Označení zdroje jako „regiony“ znamená, že tato data byla získána jako agregované statistiky z regionálních dat s případnou kombinací s ukazateli z Eurostat (2019). Označení zdroje OECD odpovídá zdroji OECD (2019).

Tabulka 4.2 ukazuje další odvozené ukazatele ze základních statistik. Největší pozornost si zaslouží alternativní ukazatel počtu volných pracovních míst vyjadřující počet volných pracovních míst v průběhu období. Tento ukazatel byl konstruován jako součet počtu pracovních míst na začátku daného měsíce (v případě čtvrtletních dat na začátku posledního měsíce daného čtvrtletí) a počtu nově vytvořených pracovních míst v daném měsíci (resp. v posledním měsíci čtvrtletí, jedná-li se o čtvrtletní data). Tento typ ukazatele volných pracovních míst odpovídá metodice vykazování volných pracovních míst v případě Maďarska, kdy se hovoří o počtu volných pracovních míst v průběhu daného období (měsíce). Výhodou tohoto přístupu je to, že zachycuje všechna volná pracovní místa existující v průběhu daného měsíce, tedy včetně těch, která byla obsazena nebo z různých důvodů zrušena. Při práci s měsíčními daty tak může být lépe zachycena volatilita ve vývoji počtu volných pracovních míst a stejně tak může být i lépe zachycen potenciál volných pracovních míst v rámci zkoumání efektivity párovacího (matching) procesu. Nevýhodou takto pojatého vyjádření počtu volných pracovních míst je jisté zkeslení v důsledku toho,

že řada pracovních míst, která v daném období (měsíci) vznikla mohla být velmi rychle zrušena. Podíl takto zaniklých volných pracovních míst je možné v oficiálních statistikách pozorovat jen v případě České republiky, a to v období od ledna roku 2004 do září roku 2012, a dále pak od února roku 2014. Počet zrušených volných pracovních míst se v tomto období pohyboval v závislosti na kraji v rozmezí od 0,5 % do 20 %, v menším množství případů do 30 %, a jen celkem v deseti případech (krajích a měsících) překročil hranici 30 %.

## 4.2 Regionální statistiky trhů práce zemí V4

Většina použitých charakteristik trhů práce skupiny zemí V4 je založena na statistikách regionálních trhů práce. V této části kapitoly se tedy pro jednotlivé země podíváme podrobněji na jejich konstrukci a následnou agregaci skupin srovnatelných napříč zeměmi. Protože princip konstrukce a dostupnost odvozených ukazatelů se neliší od základních ukazatelů nezaměstnanosti a volných pracovních míst pro regionální trhy práce, zaměříme se jen na tyto základní ukazatele. Na tomto místě je vhodné upozornit, že proces získávání měsíčních a čtvrtletních dat o vývoji regionálních trhů práce nebyl zcela jednoduchý a zahrnoval potřebu pečlivě projít a propojit publikované statistiky (ve formě souborů v Excelu) na měsíční a čtvrtletní bázi od roku 2000, vypořádat se s nekompatibilitou strukturování vykazování dílčích statistik, která bránila jejich automatickému zpracování a s chybami ve vykazování (příkladem je chybné prohození či posun celé řady proměnných v rámci jednoho datového souboru nebo záměna a chybějící údaje pro jednotlivé regiony nebo jejich část v části vzorku).

Pro vizuální prezentaci dat a výsledků odhadů pro země Visegrádské skupiny byly využity volně dostupné datové podklady map [GADM \(2019\)](#). Konkrétně byla využita prostorová data druhé úrovně administrativních oblastí České republiky (kraje), Slovenska (kraje), Maďarska (megyék) a Polska (województwa). Přehled těchto oblastí je obsahem přílohy [A](#). Příslušné datové šablony (ve formátu *shapefile*) byly dále zpracovány s využitím *Mapping toolboxu* v systému MATLAB, verze 2019a, [MATLAB \(2019\)](#).

### 4.2.1 Česká republika

Zdrojem dat regionálních trhů práce v České republice jsou měsíční statistiky nezaměstnanosti Ministerstva práce a sociálních věcí ČR, [MPSV \(2019\)](#), publikované od ledna roku 1997. Česká republika se dělí na 13 krajů (vyšších územních samosprávných celků) a hlavní město Praha. Nicméně, současná podoba krajského uspořádání se od roku 1997 měnila a docházelo jednak k přejmenování krajů (v roce 2001 a v roce 2011) a rovněž i přesunům některých obcí mezi kraji. Z hlediska regionálních statistik nezaměstnanosti se to projevilo v tom, že za rok 1999 jsou data vykazována dle územních jednotek (7 územních jednotek a hlavní město Praha) a v letech 1997, 1998 a 2000 pod původními názvy vyšších územních samosprávných celků. Z tohoto důvodu byla v tomto období všechna data agregována z okresní úrovně na krajskou úroveň dle aktuálního členění, neboť okresy zůstaly ve statistikách zachovány. Krajské členění České republiky ukazuje obrázek [A.1](#), přílohy [A](#). Jedná se o Prahu, Středočeský kraj, Jihočeský kraj, Plzeňský kraj, Karlovarský kraj, Ústecký kraj, Liberecký kraj, Královéhradecký kraj, Pardubický kraj, Kraj Vysočina, Jihomoravský kraj, Olomoucký kraj, Zlínský kraj a Moravskoslezský kraj. Dostupné statistiky jsou představeny v tabulce [4.3](#). Průměrné hodnoty vybraných proměnných jsou součástí přílohy [C](#).

Z hlediska dostupnosti dat jsou čtvrtletní charakteristiky registrovaných nezaměstnaných velmi dobře dostupné po celé zkoumané období. Měsíční statistiky kategorií nezaměstnaných jsou pro regionální trhy práce dostupné až od roku 2014. Počet nezaměstnaných odpovídá počtu neumístěných uchazečů na konci sledovaného měsíce (resp. posledního měsíce sledovaného čtvrtletí v případě čtvrtletních dat). Počet registrovaných nezaměstnaných pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti odpovídá v příslušných statistikách počtu uchazečů s nárokem na příspěvek v nezaměstnanosti. Do kategorie nezaměstnaných s nejvýše základním nebo nižším středním vzděláním byly zařazeny kategorie uchazečů o zaměstnání odpovídající následujícím kategoriím: bez vzdělání, neúplné základní vzdělání, základní vzdělání, nižší střední, nižší

Tabulka 4.3: Přehled základních datových zdrojů regionálních trhů práce České republiky

Označení	Popis	Měsíční data		Čtvrtletní data	
U	počet registrovaných nezaměstnaných na konci daného období, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_new	počet nově registrovaných nezaměstnaných v průběhu daného období, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_rate	míra registrované nezaměstnanosti na konci daného období, v procentech, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
V	počet volných pracovních míst na konci daného období, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
V_new	počet nově vytvořených volných pracovních míst v průběhu daného období, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
M	počet umístěných uchazečů na konci daného období, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_fem	počet registrovaných nezaměstnaných žen na konci daného období, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_abs	počet registrovaných nezaměstnaných absolventů škol, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_ben	počet registrovaných nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
Age_24	počet registrovaných nezaměstnaných mladších 24 let, sezónně neočištěno	2014M03	2019M12	1999Q1	2019Q2
Age_25_54	počet registrovaných nezaměstnaných ve věku 25 až 54 let, sezónně neočištěno	2014M03	2019M12	1999Q1	2019Q2
Age_55	počet registrovaných nezaměstnaných starších 55 let, sezónně neočištěno	2014M03	2019M12	1999Q1	2019Q2
Edu_1	počet registrovaných nezaměstnaných bez základního vzdělání, se základním nebo nižším středním vzděláním	2014M03	2019M12	1999Q1	2019Q2
Edu_2	počet registrovaných nezaměstnaných s úplným středním vzděláním	2014M03	2019M12	1999Q1	2019Q2
Edu_3	počet registrovaných nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním	2014M03	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_3	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců	2014M03	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_3_12	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti od 3 do 12 měsíců	2014M03	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_12	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců	2014M03	2019M12	1999Q1	2019Q2

Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019). Ukazatele ve čtvrtletní frekvenci odpovídají údajům v posledním měsíci daného čtvrtletí.

střední odborné vzdělání, střední odborné vzdělání s výučním listem a střední a střední odborné vzdělání bez maturity a výučního listu. Kategorie nezaměstnaných s úplným středním vzděláním zahrnuje kategorie: vyučený s maturitou, úplné střední vzdělání, úplné střední odborné vzdělání, úplné střední vzdělání s vyučením a maturitou a úplné střední vzdělání s maturitou bez vyučení. Kategorie vysokoškolského vzdělání zahrnuje kromě kategorií bakalářského stupně vzdělání, vysokoškolského vzdělání a doktorského vzdělání rovněž i kategorii vyššího odborného vzdělání. Je potřeba upozornit, že předchozí výčet vzdělanostních kategorií zahrnuje všechny kategorie, které se ve statistikách objevily, přestože pak byly nahrazeny jinou kategorizací (obvykle došlo k jejich rozdělení). Věková struktura nezaměstnaných a délka trvání nezaměstnanosti odpovídá plně významu popisu uvedenému v tabulce 4.3.

### 4.2.2 Slovensko

Pokud jde o data regionálních trhů práce Slovenska, tak v tomto případě jsou zdrojem dat měsíční statistiky poskytované skrze *Ústredie práce, sociálnych vecí a rodiny*, [ÚPSRV \(2019\)](#), dostupné od ledna roku 1997. Administrativní členění Slovenské republiky zahrnuje na krajské úrovni celkem 8 krajů, jejichž členění je ve využívaných statistikách stejné v celém zkoumaném období. Krajské členění Slovenska ukazuje obrázek A.2, přílohy A. Jedná se o Bratislavský kraj, Trnavský kraj, Trenčiansky kraj, Nitriansky kraj, Žilinský kraj, Banskobystrický kraj, Prešovský kraj a Košický kraj. Dostupné statistiky jsou představeny v tabulce 4.4. Průměrné hodnoty vybraných proměnných jsou součástí přílohy D.

Až na údaje o nezaměstnaných pobírající podporu v nezaměstnanosti jsou i v případě Slovenska čtvrtletní statistiky regionálních trhů práce velmi dobře dostupné po celé zkoumané období. Podobně je tomu i u velké části měsíčních statistik kategorií nezaměstnaných s výjimkou kategorizace dle věku a vzdělání, kdy jsou měsíční data dostupná až od roku 2012 resp. 2010 v případě nezaměstnaných do 24 let věku. Počet nezaměstnaných odpovídá stavu uchazečů o zaměstnání na konci sledovaného měsíce daného období. Tento údaj tedy zahrnuje disponibilní i nedisponibilní uchazeče (kategorie vzdělávání a příprava na trh práce, dočasná pracovní neschopnost, praxe apod), kteří však tvoří zlomek celkového počtu nezaměstnaných (v řádu procent). Počet registrovaných nezaměstnaných pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti odpovídá ve statistice [ÚPSRV \(2019\)](#) kategorii evidovaných nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti.

Do kategorie nezaměstnaných s nejvyšším dosaženým vzděláním základním nebo nižším středním vzděláním byly zařazeny kategorie uchazečů o zaměstnání odpovídající následujícím kategoriím: neukončené základní vzdělání, základní vzdělání, učňovské bez maturity, střední bez maturity, nižší střední odborné vzdělání. Do této kategorie byli zařazeni i uchazeči z kategorie „neurčeno“, kterých však byl zanedbatelný podíl na celkovém počtu uchazečů o zaměstnání této kategorie. Kategorie nezaměstnaných s úplným středním vzděláním zahrnuje kategorie: učňovské s maturitou, střední odborné vzdělání, úplné střední vzdělání, úplné střední všeobecné vzdělání a úplné střední odborné vzdělání. Kategorie vysokoškolského vzdělání zahrnuje kategorie vyššího odborného vzdělání, vysokoškolské vzdělání prvního stupně, vysokoškolské vzdělání druhého stupně a vysokoškolské vzdělání třetího stupně (tyto kategorie odpovídají členění vysokoškolského vzdělání bakalářského, magisterského a doktorského). Rovněž i v případě Slovenska je potřeba upozornit, že předchozí výčet vzdělanostních kategorií zahrnuje všechny kategorie, které se ve statistikách objevily a postupně se měnily, rozdělovaly nebo slučovaly. Věková struktura nezaměstnaných a délka trvání nezaměstnanosti odpovídá významu proměnných uvedenému v tabulce 4.4.

### 4.2.3 Maďarsko

V případě Maďarska vycházíme z dat měsíčních statistik nezaměstnanosti, kterou poskytuje Veřejná služba zaměstnanosti (*Nemzeti Foglalkoztatási Szolgálat*), [NFSZ \(2019\)](#). Data byla dostupná od ledna roku 2000. Maďarsko se z hlediska administrativního členění dělí do 19 žup (megyék) a součástí tohoto uspořádání je i hlavní město Budapešť (vykazované statistiky plně odpovídají tomuto členění). Konkrétně se tedy jedná o Budapest Főváros (hlavní město Budapešť), Baranya megye, Bács-Kiskun megye, Békés megye, Borsod-Abaúj-Zemplén megye, Csongrád megye, Fejér megye, Győr-Moson-Sopron me-



Tabulka 4.4: Přehled základních datových zdrojů regionálních trhů práce Slovenska

Označení	Popis	Měsíční data		Čtvrtletní data	
U	počet registrovaných nezaměstnaných na konci daného období, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_new	počet nově registrovaných nezaměstnaných v průběhu daného období, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_rate	míra registrované nezaměstnanosti na konci daného období, v procentech, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
V	počet volných pracovních míst na konci daného období, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
V_new	počet nově vytvořených volných pracovních míst v průběhu daného období, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
M	počet umístěných uchazečů na konci daného období, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_fem	počet registrovaných nezaměstnaných žen na konci daného období, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_abs	počet registrovaných nezaměstnaných absolventů škol, sezónně neočištěno	1999M01	2019M12	1999Q1	2019Q2
U_ben	počet registrovaných nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti, sezónně neočištěno	1999M01	2003M12	1999Q1	2003Q4
Age_24	počet registrovaných nezaměstnaných mladších 24 let, sezónně neočištěno	2010M01	2019M12	2010Q1	2019Q2
Age_25_54	počet registrovaných nezaměstnaných ve věku 25 až 54 let, sezónně neočištěno	2012M04	2019M12	2012Q2	2019Q2
Age_55	počet registrovaných nezaměstnaných starších 55 let, sezónně neočištěno	2012M04	2019M12	2012Q2	2019Q2
Edu_1	počet registrovaných nezaměstnaných bez základního vzdělání, se základním nebo nižším středním vzděláním	2012M06	2019M12	2012Q2	2019Q2
Edu_2	počet registrovaných nezaměstnaných s úplným středním vzděláním	2012M06	2019M12	2012Q2	2019Q2
Edu_3	počet registrovaných nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním	2012M06	2019M12	2012Q2	2019Q2
U_3	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců	1999M04	2019M12	1999Q2	2019Q2
U_3_12	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti od 3 do 12 měsíců	1999M04	2019M12	1999Q2	2019Q2
U_12	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců	1999M04	2019M12	1999Q2	2019Q2

Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019). Ukazatele ve čtvrtletní frekvenci odpovídají údajům v posledním měsíci daného čtvrtletí.

gye, Hajdú-Bihar megye, Heves megye, Jász-Nagykun-Szolnok megye, Komárom-Esztergom megye, Nógrád megye, Pest megye, Somogy megye, Szabolcs-Szatmár-Bereg megye, Tolna megye, Vas megye, Veszprém megye a Zala megye. Župní členění Maďarska ukazuje obrázek A.3, přílohy A. Dostupné statistiky jsou představeny v tabulce 4.5. Průměrné hodnoty vybraných proměnných jsou součástí přílohy E.

**Tabulka 4.5:** Přehled základních datových zdrojů regionálních trhů práce Maďarska

Označení	Popis	Měsíční data		Čtvrtletní data	
U	počet registrovaných nezaměstnaných na konci daného období, sezónně neočištěno	2000M01	2019M12	2000Q1	2019Q2
U_new	počet nově registrovaných nezaměstnaných v průběhu daného období, sezónně neočištěno	2000M01	2019M12	2000Q1	2019Q2
U_rate	míra registrované nezaměstnanosti na konci daného období, v procentech, sezónně neočištěno	2000M01	2019M12	2000Q1	2019Q2
V	počet volných pracovních míst na konci daného období, sezónně neočištěno	2000M01	2019M12	2000Q1	2019Q2
V_new	počet nově vytvořených volných pracovních míst v průběhu daného období, sezónně neočištěno	2000M01	2019M12	2000Q1	2019Q2
M	počet umístěných uchazečů na konci daného období, sezónně neočištěno	2000M01	2019M12	2000Q1	2019Q2
U_fem	počet registrovaných nezaměstnaných žen na konci daného období, sezónně neočištěno	2012M01	2019M12	2012Q1	2019Q2
U_abs	počet registrovaných nezaměstnaných absolventů škol, sezónně neočištěno	2000M01	2019M12	2000Q1	2019Q2
U_ben	počet registrovaných nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti, sezónně neočištěno	2000M01	2019M12	2000Q1	2019Q2
Age_24	počet registrovaných nezaměstnaných mladších 24 let, sezónně neočištěno	2012M01	2019M12	2012Q1	2019Q2
Age_25_54	počet registrovaných nezaměstnaných ve věku 25 až 54 let, sezónně neočištěno	2012M01	2019M12	2012Q1	2019Q2
Age_55	počet registrovaných nezaměstnaných starších 55 let, sezónně neočištěno	2012M01	2019M12	2012Q1	2019Q2
Edu_1	počet registrovaných nezaměstnaných bez základního vzdělání, se základním nebo nižším středním vzděláním	2012M01	2019M12	2012Q1	2019Q2
Edu_2	počet registrovaných nezaměstnaných s úplným středním vzděláním	2012M01	2019M12	2012Q1	2019Q2
Edu_3	počet registrovaných nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním	2012M01	2019M12	2012Q1	2019Q2
U_3	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců	–	–	–	–
U_3_12	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti od 3 do 12 měsíců	–	–	–	–
U_12	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců	–	–	–	–

Zdroj: Vlastní zpracování na základě NFSZ (2019). Ukazatele ve čtvrtletní frekvenci odpovídají údajům v posledním měsíci daného čtvrtletí.

Na regionální (župní) úrovni jsou měsíční a čtvrtletní data nezaměstnanosti plně dostupná od roku 2000 jen v základním členění, zahrnujícím nicméně údaje o nezaměstnaných absolventech a osobách pobírajících některou z podpor v nezaměstnanosti (které jsou v případě Maďarska různých typů). Statistiky nenabízejí regionální data o délce trvání nezaměstnanosti, nicméně údaje o kategoriích nezaměstnaných dle věku a vzdělání jsou k dispozici od roku 2012. Do kategorie nezaměstnaných s nejvyšším dosaženým vzděláním základním nebo nižším středním vzděláním byly zařazeny kategorie uchazečů se základním vzděláním (méně než 8 let všeobecného vzdělání) a odborné vzdělání s vyučením (szakiskola). Kategorie nezaměstnaných s úplným středním vzděláním zahrnuje kategorii středního vzdělání (középiskola). Nejvyšší kategorie vzdělání odpovídá kategorii vysokoškolského vzdělání (felsőfokú). Věková struktura nezaměstnaných a délka trvání nezaměstnanosti odpovídá významu proměnných uvedenému v tabulce

## 4.5.

## 4.2.4 Polsko

Regionální trhy práce Polska jsou z hlediska datového pokryty měsíčními statistikami nezaměstnanosti, které jsou poskytovány prostřednictvím Veřejného portálu služeb zaměstnanosti *Wortal Publicznych Służb Zatrudnienia*, WPSZ (2019). Tato data jsou dostupná od ledna roku 2001. Nejvyšší správní celky podobné českým krajům odpovídají vojvodství (województwa), kterých je celkem 16, odpovídají vykazovaným statistikám po celé období, které nás pro účely této práce zajímá. Konkrétně se jedná o následující vojvodství: Dolnośląskie, Kujawsko-Pomorskie, Lubelskie, Lubuskie, Łódzkie, Małopolskie, Mazowieckie, Opolskie, Podkarpackie, Podlaskie, Pomorskie, Śląskie, Świętokrzyskie, Warmińsko-Mazurskie, Wielkopolskie a Zachodniopomorskie. Toto regionální členění Polska je zobrazeno na obrázku A.4, přílohy A. Dostupné statistiky jsou představeny v tabulce 4.6. Průměrné hodnoty vybraných proměnných jsou součástí přílohy F.

**Tabulka 4.6:** Přehled základních datových zdrojů regionálních trhů práce Polska

Označení	Popis	Měsíční data		Čtvrtletní data	
U	počet registrovaných nezaměstnaných na konci daného období, sezónně neočištěno	2001M01	2019M12	2000Q4	2019Q2
U_new	počet nově registrovaných nezaměstnaných v průběhu daného období, sezónně neočištěno	2001M01	2019M12	2001Q1	2019Q2
U_rate	míra registrované nezaměstnanosti na konci daného období, v procentech, sezónně neočištěno	2001M01	2019M12	2001Q1	2019Q2
V	počet volných pracovních míst na konci daného období, sezónně neočištěno	2001M01	2019M12	2001Q1	2019Q2
V_new	počet nově vytvořených volných pracovních míst v průběhu daného období, sezónně neočištěno	2001M01	2019M12	2001Q1	2019Q2
M	počet umístěných uchazečů na konci daného období, sezónně neočištěno	2001M01	2019M12	2001Q1	2019Q2
U_fem	počet registrovaných nezaměstnaných žen na konci daného období, sezónně neočištěno	2001M01	2019M12	2001Q1	2019Q2
U_abs	počet registrovaných nezaměstnaných absolventů škol, sezónně neočištěno	2001M01	2019M12	2001Q1	2019Q2
U_ben	počet registrovaných nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti, sezónně neočištěno	2001M01	2019M12	2001Q1	2019Q2
Age_24	počet registrovaných nezaměstnaných mladších 24 let, sezónně neočištěno	2000M12	2019M12	2000Q4	2019Q2
Age_25_54*	počet registrovaných nezaměstnaných ve věku 25 až 54 let, sezónně neočištěno	2004M12	2019M12	2000Q4	2019Q2
Age_55*	počet registrovaných nezaměstnaných starších 55 let, sezónně neočištěno	2004M12	2019M12	2000Q4	2019Q2
Edu_1	počet registrovaných nezaměstnaných bez základního vzdělání, se základním nebo nižším středním vzděláním	2010M01	2014M12	2000Q4	2019Q2
Edu_2	počet registrovaných nezaměstnaných s úplným středním vzděláním	–	–	2000Q4	2019Q2
Edu_3	počet registrovaných nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním	–	–	2000Q4	2019Q2
U_3	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců	–	–	2000Q4	2019Q2
U_3_12	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti od 3 do 12 měsíců	–	–	2000Q4	2019Q2
U_12	počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců	2004M12	2019M12	2000Q4	2019Q2

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019). Ukazatele ve čtvrtletní frekvenci odpovídají údajům v posledním měsíci daného čtvrtletí.

\* Pro měsíční data se jedná o kategorie 24 až 49 let a 50 let a více.

Na úrovni vojvodství jsou čtvrtletní data nezaměstnanosti plně dostupná od roku 2001. Na měsíční

bázi však jsou (přímo) dostupná data o nezaměstnaných mladších 24 let a starších 50 let, kdy tak lze dopočítat alespoň počet registrovaných nezaměstnaných v kategorii 25 až 49 let z celkového počtu nezaměstnaných od prosince roku 2004. Statistiky nenabízejí dostatečně dlouhá měsíční regionální data o věkových kategoriích nezaměstnaných v kategorii do 3 měsíců a v rozmezí 3 až 12 měsíců (díky údajům o dlouhodobě nezaměstnaných je možné dopočítat jen kategorii nezaměstnaných do jednoho roku).

Statistiky nezaměstnaných dle vzdělání jsou dostupné jen ve čtvrtletní frekvenci. Do kategorie nezaměstnaných s nejvyšším dosaženým vzděláním základním nebo nižším středním vzděláním byly zařazeny kategorie uchazečů se základním a neúplným základním vzděláním (podstawowe a niepełne podstawowe), nižší střední vzdělání (gimnazjalne i poniżej) a základní odborné vzdělání (zasadnicze zawodowe). Kategorie nezaměstnaných s úplným středním vzděláním zahrnuje kategorii odborného středního vzdělání (policealne a średnie zawodowe) a všeobecného středního vzdělání (średnie ogólnokształcące). Vysokoškolské vzdělání odpovídá kategorii vysokoškolského vzdělání (wyższe). Věková struktura nezaměstnaných (s výjimkou měsíčních dat) a délka trvání nezaměstnanosti odpovídá významu proměnných uvedenému v tabulce 4.6.

### 4.3 Shrnutí

V této kapitole jsme si představili použitá data, metody jejich získávání a úprav pro srovnatelnost zvolených statistik trhu práce napříč analyzovanými zeměmi. Rovněž tak bylo poukázáno na limity spojené s některými ukazateli trhu práce, zejména pokud jde o jejich nedostupnost v části zkoumaného období. Nic nám tedy již nebrání postoupit k jejich dalšímu analytickému zpracování s využitím nástrojů a technik popsaných v kapitole 3.

## Kapitola 5

# Modelování dynamiky a flexibility trhů práce zemí V4

### 5.1 Modely Okunova vztahu

Základní, statickou verzi, Okunova vztahu lze vyjádřit následující rovnicí:

$$\hat{u}_t = \beta \hat{y}_t + \epsilon_t, \quad (5.1)$$

kde parametr  $\beta$  reprezentuje Okunův koeficient,  $\hat{u}_t = u_t - u_t^*$  představuje mezeru nezaměstnanosti, tedy odchylku míry nezaměstnanosti,  $u_t$ , v čase  $t$  od své rovnovážné úrovně,  $u_t^*$ , kterou lze chápat jako přirozenou míru nezaměstnanosti či NAIRU (tedy míry nezaměstnanosti neakcelerující inflaci). Člen  $\hat{y}_t$  představuje mezeru výstupu, tedy procentuální odchylku skutečného produktu,  $y_t$ , od své rovnovážné (potenciální) úrovně,  $y_t^*$ , a  $\epsilon_t$  je náhodná složka splňující klasické předpoklady kladené na normální lineární regresní model. Tato náhodná složka se bude vyskytovat i v dalších variantách modelu (pro jednoduchost značení u ní nebudeme uvádět modelově specifické indexy). V literatuře se objevují rovněž i odhady tzv. diferenční verze Okunova vztahu, kdy mezery nezaměstnanosti výstupu a produktu jsou nahrazeny změnami nezaměstnanosti resp. tempem růstu produktu. V naší práci nicméně budeme využívat gapovou verzi (pracující s odchylkami od rovnovážných úrovní) danou rovnicí (5.1). V modelu není přítomna úrovněová konstanta, a to z toho důvodu, že výsledné mezery nezaměstnanosti a produktu mají nulovou střední hodnotu (zejména v případě, kdy jsou získávány metodami využívajícími polynomiální trendy).

V rámci odhadů Okunova koeficientu se zaměříme rovněž i na alternativní specifikace základní verze Okunova vztahu. Centrem naší pozornosti bude zejména možnost existence nelineárního vlivu dynamiky ekonomiky (představované cyklickými výkyvy v produktu) na dynamiku nezaměstnanosti (představované cyklickými výkyvy míry nezaměstnanosti). To znamená zejména testování možnosti vlivu ekonomického růstu na dynamiku nezaměstnanosti může růst nebo klesat s ohledem na velikost odchylky produktu od své rovnovážné úrovně. Tento vztah je popsateľný následující rovnicí, kdy je využita jako vysvětlující proměnná kvadratický člen mezery výstupu, tedy

$$\hat{u}_t = \beta_1 \hat{y}_t + \beta_2 \hat{y}_t^2 + \epsilon_t, \quad (5.2)$$

kdy parametr  $\beta_1$  odpovídá Okunovu koeficientu (meznímu vlivu mezery výstupu na mezeru nezaměstnanosti) v případě nulové mezery výstupu a  $\beta_2$  představuje dodatečný vliv dynamiky výstupu na mezeru nezaměstnanosti v závislosti na cyklickém vývoji. Přesněji, nelineární Okunův koeficient lze zapsat jako  $\beta_1 + 2\beta_2 \hat{y}_t$ . Předmětem testování tak bude jednak významnost koeficientu  $\beta_2$  a jednak i jeho znaménko, kdy kladné hodnoty povedou k závěru, že s růstem ekonomické aktivity v rámci růstové fáze hospodářského cyklu se zvyšuje vliv mezery výstupu na nezaměstnanosti, a naopak pokud je koeficient  $\beta_2$  záporný, můžeme s růstem ekonomické aktivity očekávat snižující se vliv ekonomického růstu (reprezentovaný rostoucí mezerou výstupu) na mezeru nezaměstnanosti.

Další cílem v rámci identifikace Okunova koeficientu bude ověření existence asymetrie, tedy možnosti, že vzájemná dynamika cyklického vývoje nezaměstnanosti a ekonomiky jako takové (reprezentované agregátním produktem) může být odlišná v případech, kdy se pohybujeme v období ekonomického boomu od situace ekonomické recese. Odlišnou charakteristiku ekonomického cyklu budeme uvažovat ve dvou variantách. První z nich je varianta pracující s kladnou a zápornou mezerou nezaměstnanosti, druhá pak bude předpokládat možnost asymetrie z hlediska kladné a záporné mezery výstupu. Tento vztah lze popsat následujícími vztahy:

$$\hat{u}_t = \gamma_1^y \hat{y}_t + \gamma_2^y \hat{y}_t D_{\hat{y}t} + \epsilon_t, \quad (5.3)$$

$$\hat{u}_t = \gamma_1^u \hat{y}_t + \gamma_2^u \hat{y}_t D_{\hat{u}t} + \epsilon_t, \quad (5.4)$$

kde  $D_{\hat{y}t}$  je umělá proměnná nabývající hodnotu 1, pokud je mezeru výstupu v čase  $t$  kladná, tedy  $\hat{y} > 0$  a nula jinak. Proměnná  $D_{\hat{u}t}$  je analogicky obdobná umělá proměnná nabývající hodnotu 1, pokud je mezeru nezaměstnanosti v čase  $t$  kladná, tedy  $\hat{u} > 0$  a nula jinak. V této specifikaci pak Okunův koeficient v případě kladné mezery výstupu odpovídá součtu  $\gamma_1^y + \gamma_2^y$  a v případě záporné mezery výstupu nabývá Okunův koeficient hodnoty  $\gamma_1^y$ . Okunův koeficient v případě kladné mezery nezaměstnanosti je roven součtu  $\gamma_1^u + \gamma_2^u$  a v případě záporné mezery nezaměstnanosti odpovídá hodnotě koeficientu  $\gamma_1^u$ . Existence asymetrie a její statistická významnost tak bude testována standardním testem významnosti parametru  $\gamma^y$  v případě specifikace dané rovnicí (5.3), resp. testem významnosti parametru  $\gamma^u$  v případě specifikace dané rovnicí (5.4).

Poslední specifikací modelu pro odhad Okunova koeficientu je dynamická verze, která má z hlediska ekonometrického, podobu autoregresního modelu rozložených zpoždění (ARDL model, tedy *Autoregressive Distributed Lag*). Tento model je využitelný pro odhad očekávaných dlouhodobých dopadů ve změnách mezery výstupu na mezeru nezaměstnanosti (což odpovídá konceptu dlouhodobého multiplikátoru). S ohledem na práci se stacionárními řadami je jeho specifikace dána rovnicí

$$\hat{u}_t = \sum_{i=1}^k \delta_i^u \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i^y \hat{y}_{t-1} + \epsilon_t, \quad (5.5)$$

kde  $k$  odpovídá maximálnímu řádu zpoždění. Dlouhodobý Okunův koeficient je pak dán jako vliv mezery výstupu na nezaměstnanost v ustáleném stavu, tedy v případě, kdy se mezery výstupu a nezaměstnanosti nebudou v rovnováze měnit (a náhodná složka, jakožto reprezentant ekonomických šoků bude nulová), tedy

$$\hat{u} = \sum_{i=1}^k \delta_i^u \hat{u} + \sum_{i=1}^k \delta_i^y \hat{y}, \quad (5.6)$$

což po jednoduché algebraické úpravě vede ke vztahu

$$\hat{u} = \frac{\sum_{i=1}^k \delta_i^y}{1 - \sum_{i=1}^k \delta_i^u} \hat{y}. \quad (5.7)$$

Dlouhodobý Okunův koeficient,  $\delta$ , je tudíž definován jako

$$\delta = \frac{\sum_{i=1}^k \delta_i^y}{1 - \sum_{i=1}^k \delta_i^u}. \quad (5.8)$$

V rámci dynamického Okunova vztahu bude maximální řád zpoždění,  $k$ , volen až na hodnotu 3. To má praktický důvod spočívající v tom, že zejména u čtvrtletních dat by vyšší hodnoty mohly vést k nepřesným odhadům směrodatných odchylek jednotlivých parametrů, což se promítá i do přesnosti odhadů směrodatných odchylek dlouhodobého Okunova koeficientu. Jak navíc ukazuje rovnice (5.8), dlouhodobý Okunův koeficient je nelineární funkcí parametrů modelu. Směrodatné odchylky tak budou aproximativně odhadnuty tzv. Delta metodou, spočívající v linearizaci této nelineární funkce v okolí odhadu

(což by při velké velikosti vzorku mělo vést ke konzistentním odhadům), a také simulační metodou, založenou na simulaci 10000 vzorků parametrů z normálního rozdělení se střední hodnotou definovanou odhady parametrů a kovarianční maticí vycházející z odhadu kovarianční matice odhadů koeficientu dynamické verze Okunova vztahu. Pro každý z těchto vzorků je pak spočítán dlouhodobý Okunův koeficient a na jejich základě je odhadnuta příslušná výběrová směrodatná odchylka. Obě metody by v nekonečných výběrech měly vést ke stejným odhadům, nicméně jejich stabilita a robustnost se pro konečné výběry může lišit. Z tohoto důvodu byl zvolen postup odhadu oběma metodami, kdy jsou prezentovány vždy nižší hodnoty získaných směrodatných odchylek.

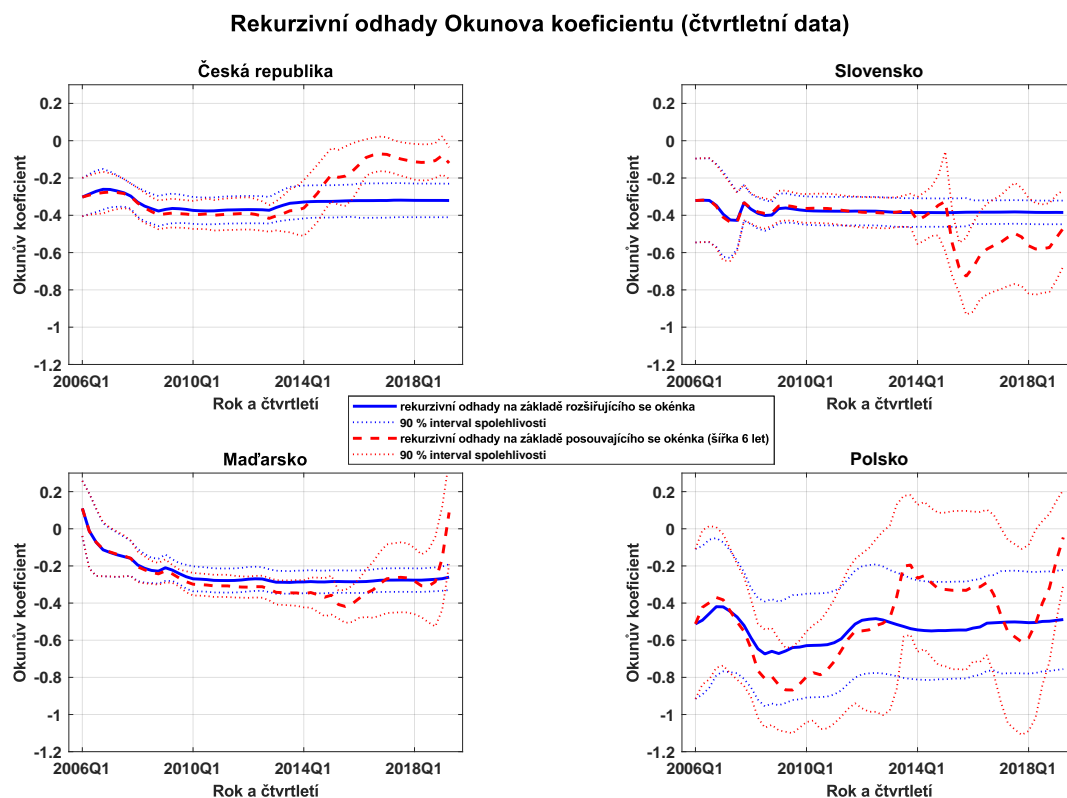
Parametry v jednotlivých rovnicích pro odhad Okunova vztahu jsou v dalších částech této kapitoly odhadovány na čtvrtletních a měsíčních agregovaných i regionálních datech zemí V4 v období let 2000 až 2019 (zdrojová data jsou podrobněji popsána v kapitole 4). K odhadu byl využit program [gretl \(2019\)](#). Vzhledem k tomu, že vysvětlované i vysvětlující proměnné obsahují nepozorované hodnoty rovnovážné nezaměstnanosti a potenciálního produktu, je nutný odhad trajektorií těchto veličin. S využitím sezónně očištěných dat o mírách nezaměstnanosti, proměnná  $U\_rate$ , na celostátní úrovni a úrovni jednotlivých regionů byly získány s využitím Hodrick-Prescottova filtru, a to jak pro čtvrtletní data (kdy byla využita vyhlazovací konstanta na hodnotě 1600), tak i pro měsíční data (s vyhlazovací konstantou 14400). V případě mezer výstupu, byly tyto mezery získány s využitím Hodrick-Prescottova filtru aplikovaného pro čtvrtletní data na logaritmus reálného hrubého domácího produktu, proměnná  $GDP$ , a v případě měsíčních dat na logaritmus indexu průmyslové produkce, proměnná  $IPI$ . Parametry všech specifikací modelů byly odhadnuty metodou nejmenších čtverců na úrovni zemí V4. V případě regionálních dat byla zvolena statická verze Okunova vztahu, tedy rovnice (5.1), přičemž meze výstupu je uchopena jako meze výstupu na celostátní úrovni (míra nezaměstnanosti je nicméně regionální). Základní varianta Okunova vztahu definovaná rovnicí (5.1) byla v případě agregovaných dat základem testování možných strukturálních zlomů. Tento postup ověření robustnosti a stability Okunových koeficientů bude podrobněji komentován v dalších částech této kapitoly. S ohledem na možnou přítomnost autokorelace náhodných složek, a to zejména v případě statických variant odhadovaných modelů, budou pro výpočet směrodatných odchylek parametrů využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor).

### 5.1.1 Empirické odhady Okunova vztahu pro země V4

S ohledem na to, že Okunův vztah může být zatížen strukturálními zlomy, což je jednou z testovaných hypotéz, podíváme se nejprve na odhad jeho základní verze danou rovnicí (5.1) z pohledu rekurzivních odhadů s rozšiřujícím se okénkem, začínajícím obdobím let 2000 až 2006, a odhadů založených na posouvajícím se odhadovém okénku od roku 2000 o šířce 6 let (což je 24 pozorování v případě čtvrtletních dat a 72 pozorování pro data měsíční).

Výsledky obou typů odhadů jsou pro čtvrtletní data zobrazena na obrázku 5.1 a pro měsíční data následně na obrázku 5.2. Z těchto obrázků jsou viditelné strukturální zlomy v případě České republiky a Slovenska zejména po roce 2014. V případě Maďarska a Polska takovéto rozdíly nejsou na první pohled patrné (s ohledem na vysokou míru nejistoty v odhadech v případě Polska), resp. jak ukazuje případ Maďarska, jsou zde patrné změny na začátku a konci zkoumaného období. Možnost strukturálních zlomů tak bude prozkoumána formálněji s využitím odpovídajících testů.

Tabulka 5.1 shrnuje výsledky testování strukturálních zlomů ve statické verzi Okunova vztahu. Pro měsíční i čtvrtletní data byla testována možnost existence až 3 strukturálních zlomů. Principy testování jsou blíže vysvětleny v kapitole 3.4. Statistiky  $SSR$ ,  $BIC$  a  $LWZ$  ukazují období potenciálních strukturálních zlomů založených na nejlepší (tedy nejmenší hodnotě) každého z kritérií. Statistiky  $supF$  ilustrují testovou statistiku a případně údaj o zamítnutí nebo nezamítnutí nulové hypotézy 2 resp. 3 strukturálních zlomů oproti jednomu resp. 2 zlomům, a to včetně příslušného dodatečného zlomu (pokud je k dispozici). Test endogenních zlomů uzavírá statistika sekvenčního testování, kde jsou postupně testovány nejpravděpodobnější zlomy spolu s uvedením hladiny významnosti, na které je tento zlom statisticky významný. Statistika  $QLR$  představuje doplňující test strukturálního zlomu v neznámém čase. Pro každou zemi a frekvenci dat je pak uveden finální závěr o možných strukturálních zlomech, který je založen



**Obrázek 5.1:** Rekuzivní odhady Okunova koeficientu statického modelu v zemích V4 (čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Okunova vztahu. Pro výpočet směrodatných odchylek rekurzivních odhadů parametrů byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

primárně na proceduře sekvenčního testování a jen v případě, kdy je tento test neprůkazný, nicméně alespoň jeden z ostatních testů endogenních zlomů v neznámém čase naznačuje možný zlom v některém z období, je závěr založen na QLR testu strukturálního zlomu v neznámém čase (případně v kombinaci se statistikami dle kritérií BIC a LWZ, pokud QLR test je na hraně 10% hladiny významnosti). Závěry o identifikovaných strukturálních zlomech jsou následně využity v odhadech jednotlivých modelů Okunova vztahu.

V prvním kroku provedeme odhady Okunova koeficientu pro jednotlivé země skupiny V4. Tabulka 5.2 představuje souhrn odhadů Okunova vztahu pro Českou republiku ve všech specifikacích zahrnujících i možnost strukturálních zlomů. V rámci odhadu základního modelu na plném vzorku je patrné, že v případě čtvrtletních dat je hodnota koeficientu  $-0,321$  podobná odhadům, které na datech Spojených států publikoval Okun (1962) a jeho následovníci. Ukazuje se, že Okunův vztah je dle koeficientu determinace schopen vysvětlit 60% variability mezery nezaměstnanosti pomocí variability v mezeře výstup. Tento vztah zůstává stabilní i v průběhu krize roku 2008, a to až do roku 2013. Po tomto období začíná docházet k jeho výraznému narušení, kdy se vztah mezi mezerou nezaměstnanosti a výstupem vytrácí. To je znakem snižující se flexibility Českého trhu práce. Oproti závěrům jiných autorů, diskutovaných v kapitole 2, však důvod poklesu efektivity není v případě České republiky možné připsat straně poptávky, ale straně nabídky na trhu práce ilustrované nárůstem těsnosti na trhu práce na obrázku B.6 z přílohy C. Jedná se o důsledek postupného snižování míry nezaměstnanosti doprovázeného výrazným nárůstem nabídky volných pracovních míst, které registrovaní nezaměstnaní nejsou schopni využít. Jedná se o velmi specifickou situaci, neboť i před rokem 2008 docházelo k podobnému nárůstu těsnosti trhu práce, nicméně bez vlivu na vzájemný vztah dynamiky nezaměstnanosti a hospodářského cyklu, kdy krize roku 2008 přehřívání trhu práce zastavila.

Jak dále ukazuje tabulka 5.2, v České republice není identifikovatelná asymetrie ve vlivu hospodářského cyklu na nezaměstnanost (rozdíl koeficientů Okunova koeficientu mezi dvěma režimy defino-



Tabulka 5.1: Test strukturálních zlomů ve statickém modelu Okunova vztahu

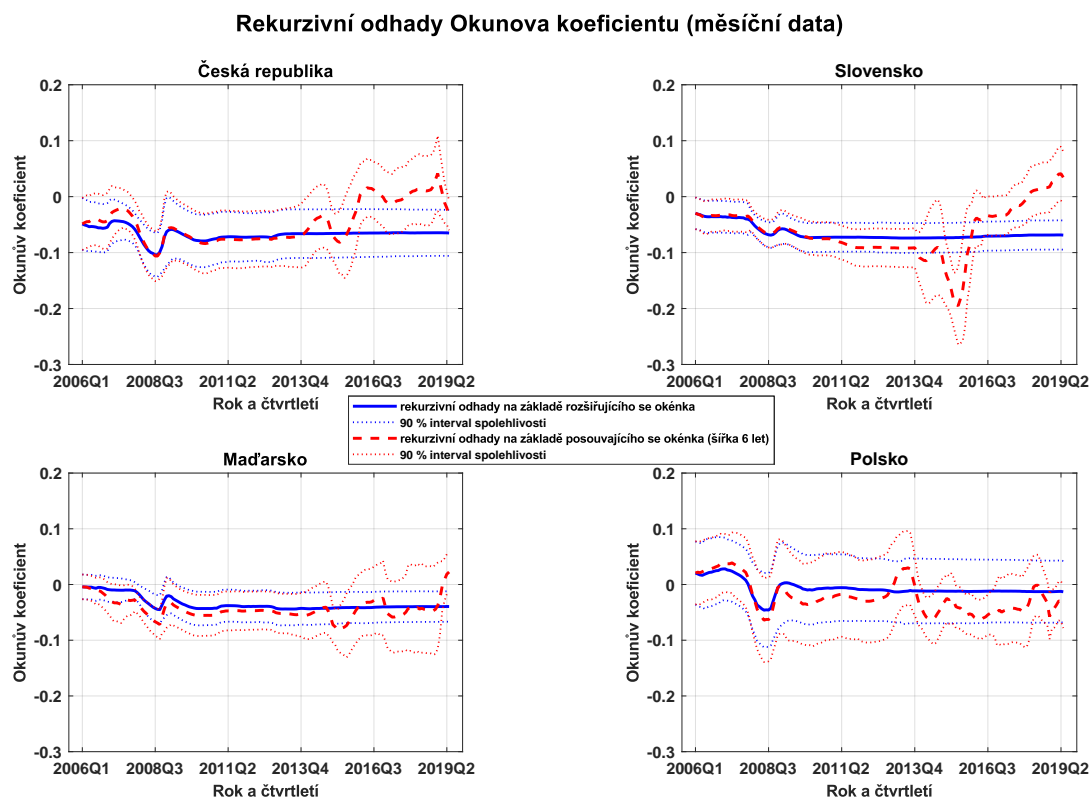
Test	Česká republika		Slovensko		Maďarsko		Polsko	
	Zlom	Statistika	Zlom	Statistika	Zlom	Statistika	Zlom	
<i>Čtvrtletní data</i>								
SSR	2012:4 2007:3	11,92	2013:3 2009:3 2004:1	27,57	2013:3 2009:3 2005:3	15,94	2012:3 2008:3 2004:3	58,17
BIC	2012:4 2007:3	-1,65	–	-0,87	2015:2 2005:4	-1,35	–	-0,01
LWZ	2012:4	-1,54	–	-0,86	–	-1,25	–	0,01
supF(2 1)	2007:3	7,71	2013:3	4,30	2015:2	11,5**	2004:3	7,07
supF(3 2)	–	0	2013:3	4,30	2009:4	0,68	2012:3	4,92
Sekvenční	2013:1	**	–		2015:3 2005:3	***	–	
QLR	2011:1	14,4**	2009:3	11,64**	2016:2	86,74***	2015:3	23,53***
Závěr	2013:1		2009:3		2015:3		2015:3	
<i>Měsíční data</i>								
SSR	2008:10	39,62	2013:07 2009:06 2005:07	56,33	2013:10 2009:04 2003:11	43,56	2012:03 2008:07 2004:11	46,78
BIC	2008:10	-1,73	2013:07 2009:05	-1,31	2013:10 2009:04	-1,56	2008:7 2004:11	-1,44
LWZ	–	-1,71	–	-1,24	–	-1,55	–	-1,36
supF(2 1)	2004:06	2,38	2013:11	12,98**	2013:10	5,83	2008:07	7,37
supF(3 2)	2012:12	1,43	2005:06	1,63	2003:11	4,03	20012:03	2,38
Sekvenční	–		–		2003:12	**	–	
QLR	2008:11	5,95	2013:04	15,08**	2003:03	13,44**	2009:07	4,08
Závěr	2008:11		2013:04		2003:12		–	

Zdroj: Vlastní zpracování na základě testů strukturálního zlomu statické verze modelu Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují významnost příslušného strukturálního zlomu na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

Tabulka 5.2: Odhady koeficientů Okunova vztahu pro Českou republiku

	Čtvrtletní data			Měsíční data			
	Koeficient		$R^2$	Koeficient		$R^2$	
<i>Statický model</i>							
Celé období	-0,321***	(0,056)	0,61	-0,065**	(0,026)	0,18	
2000:1-2012:4	-0,373***	(0,045)	0,70	2000:01-2008:10	-0,104***	(0,025)	0,37
2013:1-2019:2	-0,082	(0,064)	0,17-	2008:11-2019:06	-0,036	(0,032)	0,07-
<i>Modely s asymetrií a nelinearitou</i>							
Kladná mezera výstupu	-0,372***	(0,066)	0,63	-0,086**	(0,029)	0,20	
2000:1-2012:4	-0,384***	(0,061)	0,70	2000:01-2008:10	-0,111***	(0,029)	0,38
2013:1-2019:2	-0,207***	(0,070)	0,28	2008:11-2019:06	-0,014	(0,027)	0,08-
Záporná mezera výstupu	-0,253***	(0,071)		-0,047	(0,036)		
2000:1-2012:4	-0,353***	(0,058)		2000:01-2008:10	-0,078***	(0,024)	
2013:1-2019:2	-0,046	(0,072)		2008:11-2019:06	-0,041	(0,040)	
Rozdíl mezer výstupu	-0,119	(0,100)		-0,039	(0,047)		
2000:1-2012:4	-0,031	(0,089)		2000:01-2008:10	-0,034	(0,038)	
2013:1-2019:2	-0,160	(0,101)		2008:11-2019:06	0,027	(0,049)	
Kladná mezera nezaměstnanosti	-0,288***	(0,057)	0,61	-0,076***	(0,003)	0,18	
2000:1-2012:4	-0,339***	(0,053)	0,71	2000:01-2008:10	-0,036	(0,034)	0,42
2013:1-2019:2	-0,128***	(0,046)	0,23	2008:11-2019:06	-0,089***	(0,028)	0,36
Záporná mezera nezaměstnanosti	-0,342***	(0,074)		-0,056	(0,040)		
2000:1-2012:4	-0,392***	(0,055)		2000:01-2008:10	-0,128***	(0,024)	
2013:1-2019:2	-0,031	(0,097)		2008:11-2019:06	0,043	(0,029)	
Rozdíl mezer nezaměstnanosti	0,053	(0,088)		-0,020	(0,044)		
2000:1-2012:4	0,053	(0,073)		2000:01-2008:10	0,091**	(0,041)	
2013:1-2019:2	-0,097	(0,092)		2008:11-2019:06	-0,132***	(0,040)	
Lineární člen	-0,290***	(0,047)	0,65	-0,071***	(0,020)	0,23	
2000:1-2012:4	-0,349***	(0,042)	0,71	2000:01-2008:10	-0,079***	(0,023)	0,39
2013:1-2019:2	-0,160***	(0,050)	0,32	2008:11-2019:06	-0,038	(0,029)	0,07-
Kvadratický člen	-0,031**	(0,014)		-0,005	(0,003)		
2000:1-2012:4	-0,015	(0,232)		2000:01-2008:10	-0,006**	(0,003)	
2013:1-2019:2	-0,052*	(0,026)		2008:11-2019:06	-0,000	(0,004)	
<i>Dynamické modely</i>							
Maximální zpoždění 1	-0,383***	(0,069)	0,84	-0,184***	(0,045)	0,91	
2000:1-2012:4	-0,443***	(0,059)	0,90	2000:01-2008:10	-0,264***	(0,083)	0,96
2013:1-2019:2	-0,087*	(0,052)	0,28	2008:11-2019:06	-0,133**	(0,053)	0,85
Maximální zpoždění 2	-0,355***	(0,125)	0,86	-0,183**	(0,079)	0,91	
2000:1-2012:4	-0,442***	(0,093)	0,92	2000:01-2008:10	-0,243	(0,310)	0,96
2013:1-2019:2	-0,097	(0,080)	0,32	2008:11-2019:06	-0,125	(0,144)	0,85
Maximální zpoždění 3	-0,348***	(0,134)	0,86	-0,168*	(0,096)	0,91	
2000:1-2012:4	-0,424**	(0,193)	0,92	2000:01-2008:10	-0,205	(0,933)	0,97
2013:1-2019:2	-0,110	(0,080)	0,37	2008:11-2019:06	-0,124***	(0,044)	0,85

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů modelů Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol '-' u koeficientu determinace označuje, že je statisticky nevýznamný na 10% hladině významnosti. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).



**Obrázek 5.2:** Rekuzivní odhady Okunova koeficientu statického modelu v zemích V4 (měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Okunova vztahu. Pro výpočet směrodatných odchylek rekurzivních odhadů parametrů byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

vanými at' už mezerou nezaměstnanosti nebo mezerou výstupu není statisticky významný). Z pohledu na významné koeficienty u lineárního a kvadratického členu v případě čtvrtletních dat je možným vysvětlením nevýznamnosti Okunova koeficientu i to, že se stal Okunův vztah nelineárním vztahem, kdy negativní (ve smyslu znaménka) vliv mezery výstupu na mezeru nezaměstnanosti byl negován přílišným ekonomickým růstem se všemi důsledky s tím spojenými, což nás vrací k předchozí argumentaci o neúčinnosti transmise ekonomického růstu na nezaměstnanost v důsledku toho, že se míra nezaměstnanosti ve svém poklesu dostala na úroveň registrovaných nezaměstnaných bez zájmu o nalezení práce. S ohledem na hodnotu míry nezaměstnanosti na konci 2. čtvrtletí roku 2019 je míra nezaměstnanosti tohoto typu pod úrovní 3 %. Podobné závěry platí i pro odhady dlouhodobého Okunova vztahu, který pro období před rokem 2013 indikoval flexibilní trhy práce, kdy se dlouhodobý vliv ekonomického růstu (resp. mezery výstupu) přenáší na pokles mezery nezaměstnanosti s mnohem větší intenzitou. Měsíční data, kdy je potřeba brát v úvahu omezenou schopnost dynamiky indexu průmyslové produkce dostatečně aproximovat ekonomický vývoj celé ekonomiky na měsíční frekvenci, potvrzují závěry o postupném poklesu flexibility trhu práce po roce 2013, což je dobře vidět zejména v konceptu dlouhodobého Okunova vztahu, kde dochází k výraznějšímu poklesu v obou obdobích, ale míra vysvětlené variability je v rámci dynamického modelu velmi vysoká. Tento jev je typický pro odhady v případě ostatních zemí skupiny V4.

Tabulka 5.3 potvrzuje podobné závěry o flexibilitě trhu práce a jejím vývoji jako u České republiky i pro případ Slovenska. Jediným rozdílem je povaha vysvětlení těchto závěrů. Do roku 2009, což je období vrcholící ekonomickou krizí, nabývá Okunův koeficient standardních hodnot. Po tomto období dochází k jeho poklesu, což by naznačovalo růst flexibility trhu práce Slovenska. Po zohlednění možné asymetrie v závislosti na mezeře výstupu je však patrné, že v případě kladné mezery výstupu je reakce nezaměstnanosti statisticky nevýznamná. V případě záporné mezery výstupu, což odpovídá počátku období po roce 2009 je Okunův koeficient mnohem nižší, tedy nezaměstnanost reaguje velmi výrazně na pokles ekono-

Tabulka 5.3: Odhady koeficientů Okunova vztahu pro Slovensko

	Čtvrtletní data			Měsíční data			
	Koeficient		$R^2$	Koeficient		$R^2$	
<i>Statický model</i>							
Celé období	-0,385***	(0,040)	0,60	-0,069***	(0,016)	0,23	
2000:1-2009:2	-0,361***	(0,050)	0,66	2000:01-2013:03	-0,074***	(0,017)	0,28
2009:3-2019:2	-0,661***	(0,085)	0,53	2013:04-2019:06	0,031	(0,029)	0,02-
<i>Modely s asymetrií a nelinearitou</i>							
Kladná mezera výstupu	-0,410***	(0,037)	0,61	-0,074***	(0,015)	0,23	
2000:1-2009:2	-0,411***	(0,047)	0,71	2000:01-2013:03	-0,078***	(0,015)	0,28
2009:3-2019:2	-0,281	(0,557)	0,54	2013:04-2019:06	0,071***	(0,024)	0,04
Záporná mezera výstupu	-0,322***	(0,113)		-0,061*	(0,033)		
2000:1-2009:2	-0,193*	(0,105)		2000:01-2013:03	-0,067*	(0,035)	
2009:3-2019:2	-0,695***	(0,085)		2013:04-2019:06	0,006	(0,041)	
Rozdíl mezer výstupu	-0,088	(0,122)		-0,012	(0,037)		
2000:1-2009:2	-0,218*	(0,115)		2000:01-2013:03	-0,012	(0,039)	
2009:3-2019:2	0,414	(0,485)		2013:04-2019:06	0,065	(0,052)	
Kladná mezera nezaměstnanosti	-0,533***	(0,079)	0,62	-0,087***	(0,027)	0,24	
2000:1-2009:2	-0,451***	(0,098)	0,67	2000:01-2013:03	-0,097***	(0,028)	0,30
2009:3-2019:2	-0,658***	(0,087)	0,53	2013:04-2019:06	-0,002	(0,021)	0,09-
Záporná mezera nezaměstnanosti	-0,349***	(0,047)		-0,059***	(0,021)		
2000:1-2009:2	-0,348***	(0,054)		2000:01-2013:03	-0,062***	(0,020)	
2009:3-2019:2	-0,710*	(0,388)		2013:04-2019:06	0,137*	(0,073)	
Rozdíl mezer nezaměstnanosti	-0,183**	(0,079)		-0,029	(0,033)		
2000:1-2009:2	-0,103	(0,099)		2000:01-2013:03	-0,035	(0,034)	
2009:3-2019:2	-0,052	(0,398)		2013:04-2019:06	-0,138*	(0,077)	
Lineární člen	-0,371***	(0,084)	0,60	-0,067***	(0,021)	0,23	
2000:1-2009:2	-0,309***	(0,086)	0,68	2000:01-2013:03	-0,073***	(0,023)	0,28
2009:3-2019:2	-0,659***	(0,205)	0,53	2013:04-2019:06	0,054*	(0,028)	0,06-
Kvadratický člen	-0,004	(0,016)		-0,000	(0,001)		
2000:1-2009:2	-0,012	(0,016)		2000:01-2013:03	-0,000	(0,001)	
2009:3-2019:2	0,001	(0,989)		2013:04-2019:06	0,009***	(0,057)	
<i>Dynamické modely</i>							
Maximální zpoždění 1	-0,394***	(0,125)	0,82	-0,144***	(0,041)	0,91	
2000:1-2009:2	-0,374***	(0,116)	0,81	2000:01-2013:03	-0,140***	(0,035)	0,91
2009:3-2019:2	-0,501	(0,327)	0,88	2013:04-2019:06	0,092	(0,345)	0,92
Maximální zpoždění 2	-0,210	(0,590)	0,72	-0,105**	(0,048)	0,92	
2000:1-2009:2	-0,227	(0,460)	0,62	2000:01-2013:03	-0,106	(0,118)	0,92
2009:3-2019:2	-0,039	(1,680)	0,93	2013:04-2019:06	-0,030	(8,403)	0,93
Maximální zpoždění 3	-0,112	(0,203)	0,86	-0,092	(0,084)	0,93	
2000:1-2009:2	-0,134	(0,191)	0,48	2000:01-2013:03	-0,096	(0,086)	0,93
2009:3-2019:2	-0,337	(0,322)	0,93	2013:04-2019:06	0,016	(1,708)	0,94

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů modelů Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol '-' u koeficientu determinace označuje, že je statisticky nevýznamný na 10% hladině významnosti. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

miky, nikoliv však na růst, který je typický pro období zejména po roce 2014. Pokud se jako možný zdroj asymetrie vezme mezera nezaměstnanosti, je rozdíl v Okunově vztahu statisticky nevýznamný. Odhady dlouhodobého Okunova vztahu jsou rovněž v souladu s předchozí interpretací, stejně jako odhady pro měsíční data. Zde je potřeba upozornit, že měsíční data identifikovala zlom v Okunově vztahu mnohem později. To však z podstaty testů strukturálního zlomu nemusí nutně znamenat zásadní rozpor, neboť zlom je potřeba chápat jako v souladu s daty nejpravděpodobnější období zlomu. Pokud bychom testovali zlom v některém z měsíců roku 2009, vedl by závěr Chowova testu k zamítnutí nulové hypotézy o neexistujícím zlomu ve známém období roku 2009.

Maďarský trh práce je z hlediska vzájemného působení dynamiky nezaměstnanosti a ekonomického růstu velmi atypický, a to zejména v posledních letech (od roku 2015). Z pohledu na tabulku 5.4 je zřejmé, že do roku 2015 se Okunův koeficient přibližuje standardním hodnotám kolem  $-0,3$ . V dlouhodobém chápání této dynamiky, jak lze vidět z odhadů Okunova vztahu vycházejícího z dynamické specifikace modelu, je tato hodnota velmi podobná. Po roce 2015 se však setkáváme s oslabením této vazby a koeficient nabývá dokonce kladných hodnot. Z pohledu na nízký koeficient determinace je však pravděpodobné, že tento odhad je ovlivněn možným zkreslením v důsledku nezahrnutí jiných faktorů, které by v případě Maďarska vysvětlily vývoj nezaměstnanosti. Svou roli sehrává i relativně malý počet pozorování v tomto období, který rovněž může zkreslovat výsledky odhadů. Asymetrie a nelinearita není v tomto případě průkazně doložitelná bez ohledu na zkoumané období. Odhady Okunova vztahu na měsíčních datech jsou v souladu s očekáváním na celém vzorku i vzorku po zlomu, který byl na základě testů identifikován na počátku zkoumaného období (na konci roku 2013). Svou hodnotou ve srovnání s Českou republikou a Slovenskem jsou relativně nižší (v absolutní hodnotě) a ukazují v tomto pohledu na nižší flexibilitu Maďarského trhu práce.

Okunův koeficient v případě Polska (viz tabulka 5.5) patří svou hodnotou mezi nejvyšší (v absolutním vyjádření v krátkém i dlouhém období) v rámci skupiny zemí Visegrádské čtyřky, a to v období do roku 2015. To lze přisoudit faktu, že po roce 2008 nebylo Polsko globálním ekonomickým poklesem ve srovnání s ostatními zeměmi nijak zásadním způsobem zasaženo. I v tomto případě se však setkáváme na základě odhadu základních modelů s poklesem flexibility trhu práce v období po roce 2015. Důvody poklesu flexibility spočívají opět v růstu těsnosti na trhu práce, která je však v posledních letech na nižší úrovni, než je tomu v případě ostatních zemí skupiny V4. Polský trh práce nevykazuje asymetrii v Okunově vztahu. V období po roce 2015 jsou zde nicméně náznaky nelinearity Okunova koeficientu, kdy příslušný parametr kvadratického členu nabývá záporných a statisticky významných hodnot. To by oproti předchozímu tvrzení poukazovalo na růst flexibility. Z pohledu na koeficient determinace však tomuto růstu flexibility nelze přisoudit nijak velkou váhu, neboť vysvětluje jen zlomek ve variabilitě mezery nezaměstnanosti. Práce s měsíčními daty je pro odhady Okunova vztahu v případě Polska nevede k žádným průkazným závěrům. Právě zde se tak projevuje výrazný rozdíl mezi dynamikou ekonomického vývoje z pohledu dynamiky reálného hrubého domácího produktu a indexu růstu produkce (na měsíční bázi).

Tabulka 5.4: Odhady koeficientů Okunova vztahu pro Maďarsko

	Čtvrtletní data			Měsíční data			
	Koeficient		$R^2$	Koeficient		$R^2$	
<i>Statický model</i>							
Celé období	-0,261***	(0,043)	0,35	-0,040**	(0,017)	0,10	
2000:1-2015:2	-0,284***	(0,039)	0,46	2000:01-2003:11	0,023***	(0,008)	0,14
2015:3-2019:2	0,406**	(0,190)	0,26	2003:12-2019:06	-0,049**	(0,020)	0,14
<i>Modely s asymetrií a nelinearitou</i>							
Kladná mezeru výstupu	-0,235***	(0,044)	0,36	-0,037**	(0,018)	0,10	
2000:1-2015:2	-0,260***	(0,028)	0,46	2000:01-2003:11	0,013**	(0,006)	0,19
2015:3-2019:2	0,268	(0,217)	0,35	2003:12-2019:06	-0,049**	(0,020)	0,14
Záporná mezeru výstupu	-0,292***	(0,077)		-0,042	(0,029)		
2000:1-2015:2	-0,313***	(0,073)		2000:01-2003:11	0,047**	(0,018)	
2015:3-2019:2	0,844**	(0,296)		2003:12-2019:06	-0,049	(0,131)	
Rozdíl mezer výstupu	0,057	(0,091)		0,005	(0,036)		
2000:1-2015:2	0,053	(0,079)		2000:01-2003:11	-0,033*	(0,039)	
2015:3-2019:2	-0,575	(0,339)		2003:12-2019:06	-0,000	(0,039)	
Kladná mezeru nezaměstnanosti	-0,308***	(0,077)	0,36	-0,058***	(0,020)	0,13	
2000:1-2015:2	-0,349***	(0,068)	0,48	2000:01-2003:11	0,006**	(0,012)	0,18
2015:3-2019:2	0,477***	(0,125)	0,27	2003:12-2019:06	-0,074***	(0,021)	0,17
Záporná mezeru nezaměstnanosti	-0,223***	(0,046)		-0,021	(0,024)		
2000:1-2015:2	-0,235***	(0,0384)		2000:01-2003:11	0,041**	(0,015)	
2015:3-2019:2	0,279	(0,445)		2003:12-2019:06	-0,027	(0,026)	
Rozdíl mezer nezaměstnanosti	-0,085	(0,094)		-0,037	(0,030)		
2000:1-2015:2	-0,114	(0,081)		2000:01-2003:11	-0,027*	(0,015)	
2015:3-2019:2	0,198	(0,455)		2003:12-2019:06	-0,047	(0,030)	
Lineární člen	-0,265***	(0,045)	0,36	-0,041***	(0,015)	0,11	
2000:1-2015:2	-0,288***	(0,041)	0,46	2000:01-2003:11	0,033***	(0,010)	0,19
2015:3-2019:2	0,502*	(0,248)	0,28	2003:12-2019:06	-0,053***	(0,016)	0,15
Kvadratický člen	0,009	(0,016)		-0,001	(0,002)		
2000:1-2015:2	0,009	(0,014)		2000:01-2003:11	-0,004**	(0,002)	
2015:3-2019:2	-0,174	(0,259)		2003:12-2019:06	-0,001	(0,002)	
<i>Dynamické modely</i>							
Maximální zpoždění 1	-0,277***	(0,068)	0,60	-0,068***	(0,021)	0,64	
2000:2-2015:2	-0,307***	(0,058)	0,64	2000:02-2003:11	0,020	(0,029)	0,87
2015:3-2019:2	0,873*	(0,447)	0,57	2003:12-2019:06	-0,079***	(0,020)	0,64
Maximální zpoždění 2	-0,238***	(0,071)	0,61	-0,064	(0,149)	0,64	
2000:3-2015:2	-0,266***	(0,067)	0,66	2000:03-2003:11	0,033	(1,091)	0,87
2015:3-2019:2	0,564**	(0,274)	0,73	2003:12-2019:06	-0,074	(0,141)	0,64
Maximální zpoždění 3	-0,199***	(0,081)	0,61	-0,072*	(0,042)	0,65	
2000:4-2015:2	-0,240***	(0,071)	0,67	2000:04-2003:11	0,024	(0,505)	0,88
2015:3-2019:2	0,772	(1,037)	0,77	2003:12-2019:06	-0,082**	(0,036)	0,66

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů modelů Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol '-' u koeficientu determinace označuje, že je statisticky nevýznamný na 10% hladině významnosti. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

Tabulka 5.5: Odhady koeficientů Okunova vztahu pro Polsko

	Čtvrtletní data			Měsíční data		
	Koeficient		$R^2$	Koeficient		$R^2$
<i>Statický model</i>						
Celé období	-0,489***	(0,167)	0,22	-0,013	(0,035)	0,00-
2001:1-2015:2	-0,546***	(0,163)	0,25	–	(–)	–
2015:3-2019:2	0,089	(0,127)	0,02-	–	(–)	–
<i>Modely s asymetrií a nelinearitou</i>						
Kladná mezera výstupu	-0,508*	(0,279)	0,22	-0,038	(0,052)	0,02-
2001:1-2015:2	-0,536*	(0,274)	0,25	–	(–)	–
2015:3-2019:2	-0,185	(0,187)	0,21	–	(–)	–
Záporná mezera výstupu	-0,469**	(0,201)		0,006	(0,042)	
2001:1-2015:2	-0,557***	(0,185)		–	(–)	
2015:3-2019:2	0,307**	(0,084)		–	(–)	
Rozdíl mezer výstupu	-0,039	(0,358)		-0,044	(0,068)	
2001:1-2015:2	0,022	(0,338)		–	(–)	
2015:3-2019:2	-0,492**	(0,206)		–	(–)	
Kladná mezera nezaměstnanosti	-0,376*	(0,194)	0,23	-0,004	(0,037)	0,01-
2001:1-2015:2	-0,390**	(0,184)	0,29	–	(–)	–
2015:3-2019:2	0,388**	(0,171)	0,06-	–	(–)	–
Záporná mezera nezaměstnanosti	-0,644***	(0,230)		-0,020	(0,055)	
2001:1-2015:2	-0,808***	(0,186)		–	(–)	
2015:3-2019:2	0,051	(0,140)		–	(–)	
Rozdíl mezer nezaměstnanosti	0,268	(0,298)		0,015	(0,067)	
2001:1-2015:2	0,418	(0,259)		–	(–)	–
2015:3-2019:2	0,338	(0,220)		–	(–)	–
Lineární člen	-0,479***	(0,157)	0,22	-0,017	(0,030)	0,04-
2001:1-2015:2	-0,539***	(0,153)	0,25	–	(–)	–
2015:3-2019:2	0,042	(0,110)	0,12	–	(–)	–
Kvadratický člen	-0,042	(0,095)		-0,007	(0,006)	
2001:1-2015:2	-0,026	(0,087)		–	(–)	
2015:3-2019:2	-0,163**	(0,068)		–	(–)	
<i>Dynamické modely</i>						
Maximální zpoždění 1	-0,727	(0,481)	0,89	-0,222	(0,178)	0,90
2001:2-2015:2	-0,885**	(0,429)	0,89	–	(–)	–
2015:3-2019:2	1,869	(1,631)	0,89	–	(–)	–
Maximální zpoždění 2	-0,600	(1,286)	0,92	-0,209	(0,696)	0,90
2001:3-2015:2	-0,770	(0,451)	0,92	–	(–)	–
2015:3-2019:2	1,379**	(0,605)	0,91	–	(–)	–
Maximální zpoždění 3	-0,442	(0,387)	0,92	-0,181	(0,833)	0,91
2001:4-2015:2	-0,629*	(0,340)	0,92	–	(–)	–
2015:3-2019:2	1,514	(1,454)	0,93	–	(–)	–

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů modelů Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol '-' u koeficientu determinace označuje, že je statisticky nevýznamný na 10% hladině významnosti. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

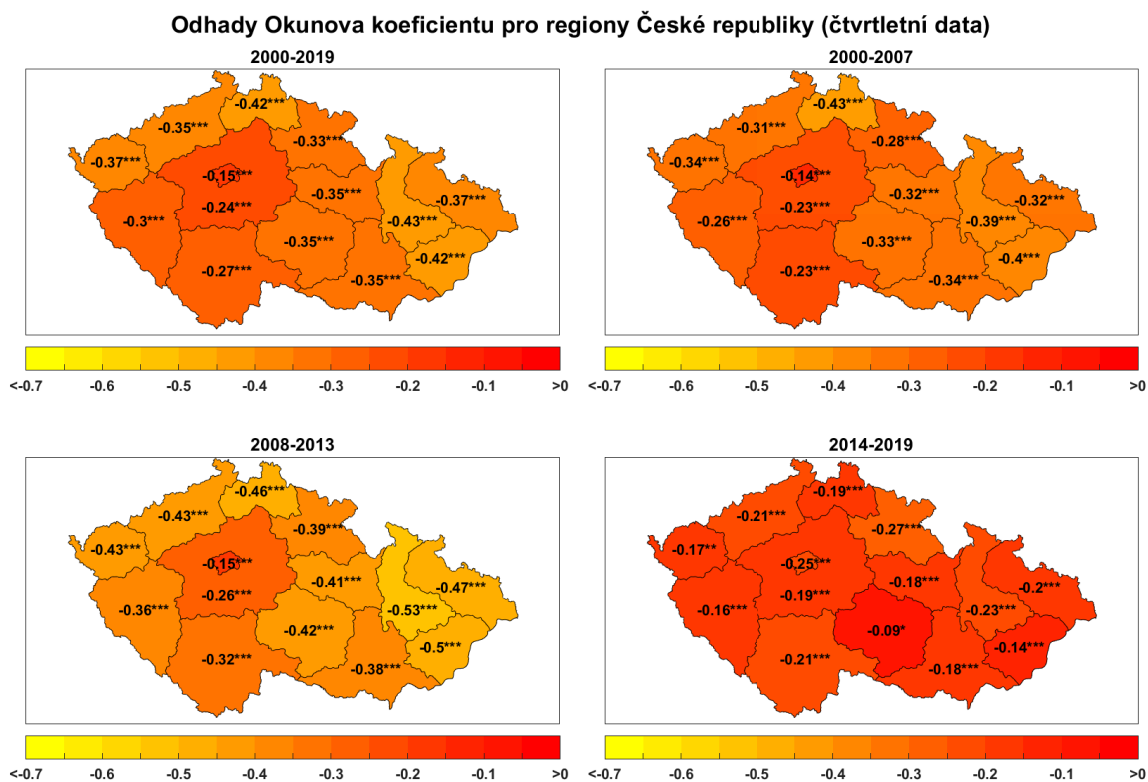
### 5.1.2 Empirické odhady Okunova vztahu pro regiony zemí V4

Odhady Okunova vztahu na agregované úrovni naznačují oslabení vazby mezi hospodářským cyklem a mezerou nezaměstnanosti v období posledních pěti let. V této části kapitoly se tedy podíváme na to, jestli je tato vazba oslabena napříč všemi regionálními trhy práce jednotlivých zemí. V případě práce s regionálními daty netestujeme samostatně strukturální zlomy pro každý z regionů, ale možný strukturální posun v hodnotám Okunových koeficientů budeme zkoumat v rámci srovnání odhadů na celém vzorku let 2000 až 2019 a dílčích obdobích zahrnující období před krizí roku 2008, tedy období 2000 až 2007, dále pak období po této krizi (roky 2008 až 2013) a následně období posledních pěti let, tedy 2014 až 2019.

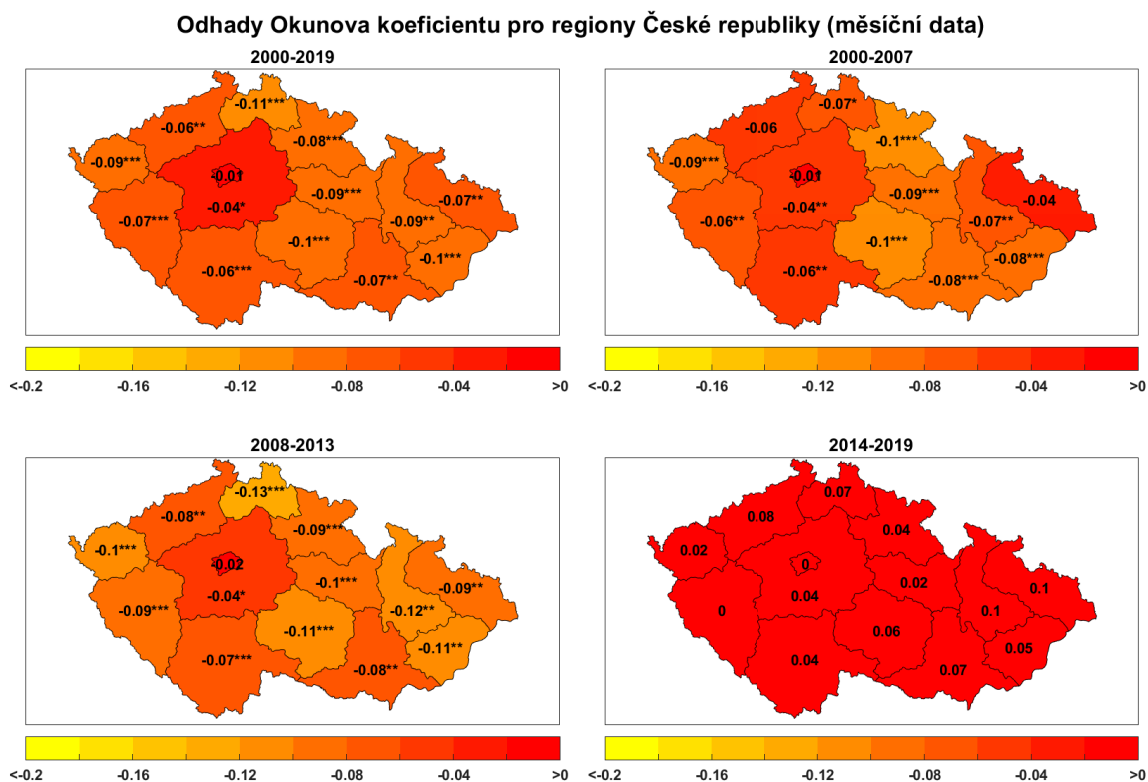
V případě odhadů regionálních Okunových koeficientů pro Českou republiku je z obrázků 5.3 a 5.4 patrná heterogenita. Hodnoty Okunova koeficientu blíží se nule, což odpovídá nižší míře flexibility v tomto pojetí, jsou vyznačeny červeně, hodnoty odpovídající flexibilnějším trhům práce, tedy více záporným koeficientům, jsou označeny žlutě. Na celém vzorku se odhady pohybují v rozmezí  $-0,42$  až  $-0,15$ . Jako region s nejnižší mírou flexibility lze vidět Prahu a Středočeský kraj které jsou prokazatelně nejnižší na čtvrtletních i měsíčních datech, a to i v rámci dílčích období let 2000-2007 a 2008-2013. V těchto krajích také nedocházelo k žádnému posunu flexibility v těchto dvou obdobích. Vyšší míru flexibility v pokrizovém období naopak prokázaly kraje Olomoucký a Zlínský. V ostatních krajích došlo mezi obdobími 2000-2007 a 2014-2019 k růstu flexibility a v posledních 5 letech pak opět k poklesu daným růstem celé ekonomiky a převisu nabídky volných pracovních míst nad poptávkou. Z pohledu na regionální statistiky trhu práce z přílohy C se v případě Prahy a Středočeského kraje jedná o kraje s nejnižší mírou nezaměstnanosti (rozmezí 3,5 % až 6,5 %), kdy Praha vykazuje extrémní hodnoty těsnosti trhu práce, k nadprůměrným hodnotám lze přiřadit i podíl ve nezaměstnaných s podporou nezaměstnanosti ve výši 44 % (v předkrizovém období a téměř 34 % v pokrizovém období). Praha vykazuje nadprůměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním ve všech obdobích (v rozmezí 11 % pro období let 2000-2007 až 18 % v období let 2014-2019). S ohledem na nejnižší podíly dlouhodobě nezaměstnaných přispívá k nízké flexibilitě pravděpodobně problém vysoké fluktuace těchto vysoce kvalifikovaných potenciálních zaměstnanců, které nepatří mezi absolventy (podíl nezaměstnanosti absolventů patří v Praze v rámci České republiky k nejnižším). Srovnáme-li vývoj v jednotlivých obdobích, vidíme, že u všech regionů došlo k celkovému růstu Okunova koeficientu, což je v souladu se závěry pro celou Českou republiku. Nicméně heterogenita v rozdělení flexibility výrazně poklesla, ale na regionální úrovni (pro čtvrtletní data) je stále proticykličnost vztahu mezery regionální míry nezaměstnanosti a mezery výstupu stále patrná. Je to dáno tím, že v tomto případě předpokládáme, že se rovnovážné úrovně nezaměstnanosti mohou napříč regiony lišit. K obdobným závěrům lze dospět i s využitím měsíčních dat. V tomto případě je však vliv mezery výstupu (indexu průmyslové produkce) nevýznamný ve všech případech a ukazuje se jeho omezená schopnost reflektovat celkový růst všech sektorů ekonomiky, což může být na úrovni krajů důležité. Tento fenomén je pozorovatelný v období let 2014-2019 ve všech zemích Visegrádské skupiny.

Obrázky 5.5 a 5.6 ukazují výsledky odhadu Okunova koeficientu v případě Slovenska. Na odhadech pro čtvrtletní data vyčnívá v rámci celého období i období let 2000-2007 a 2008-2013 relativně nízká hodnota koeficientu u Bratislavského kraje a Trnavského kraje. Podobně jako tomu bylo v případě České republiky se jedná o kraje s nízkou mírou nezaměstnanosti a vysokou mírou volných pracovních míst (viz příloha D). V případě Bratislavy však rozdíl spočívá v nejvyšším podílu nezaměstnaných absolventů (téměř 10 % v období let 2000-2007) a nejvyšším podílu osob pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti (na základě dat za období 2000-2007). S ohledem na nízký podíl nezaměstnaných osob mladších 24 let a starších 55 let (oproti ostatním regionům), může být příčinou nízké flexibility právě vyšší zastoupení osob ve věku 25-54 let. Toto nicméně neplatí pro Trnavský kraj. V obou zmiňovaných krajích je jedním ze specifíků vyšší podíl krátkodobě nezaměstnaných. Ve všech regionech dochází k růstu flexibility mezi obdobími 2000-2007 a 2008-2013. V období 2014-2019 lze pozorovat mimořádný nárůst flexibility u krajů žilinského a Trenčianského, což je způsobeno velmi dobrou uplatnitelností nízko kvalifikovaných nezaměstnaných (na úkor podílu vysokoškolsky vzdělaných nezaměstnaných, který sice narostl, ale jen relativně, nikoliv v absolutním vyjádření jejich počtu), zvýšila se i uplatnitelnosti mladších osob ve věku



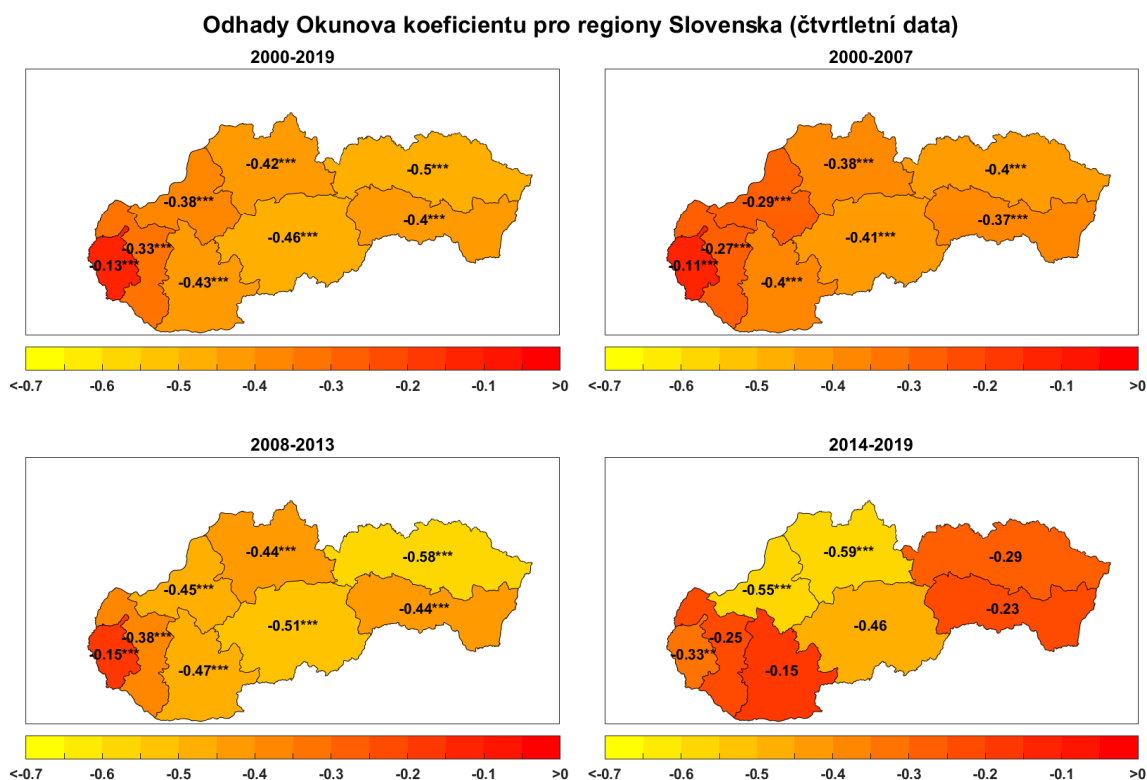


**Obrázek 5.3:** Odhady Okunova koeficientu pro regiony České republiky na čtvrtletních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.



**Obrázek 5.4:** Odhady Okunova koeficientu pro regiony České republiky na měsíčních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

do 24 let.

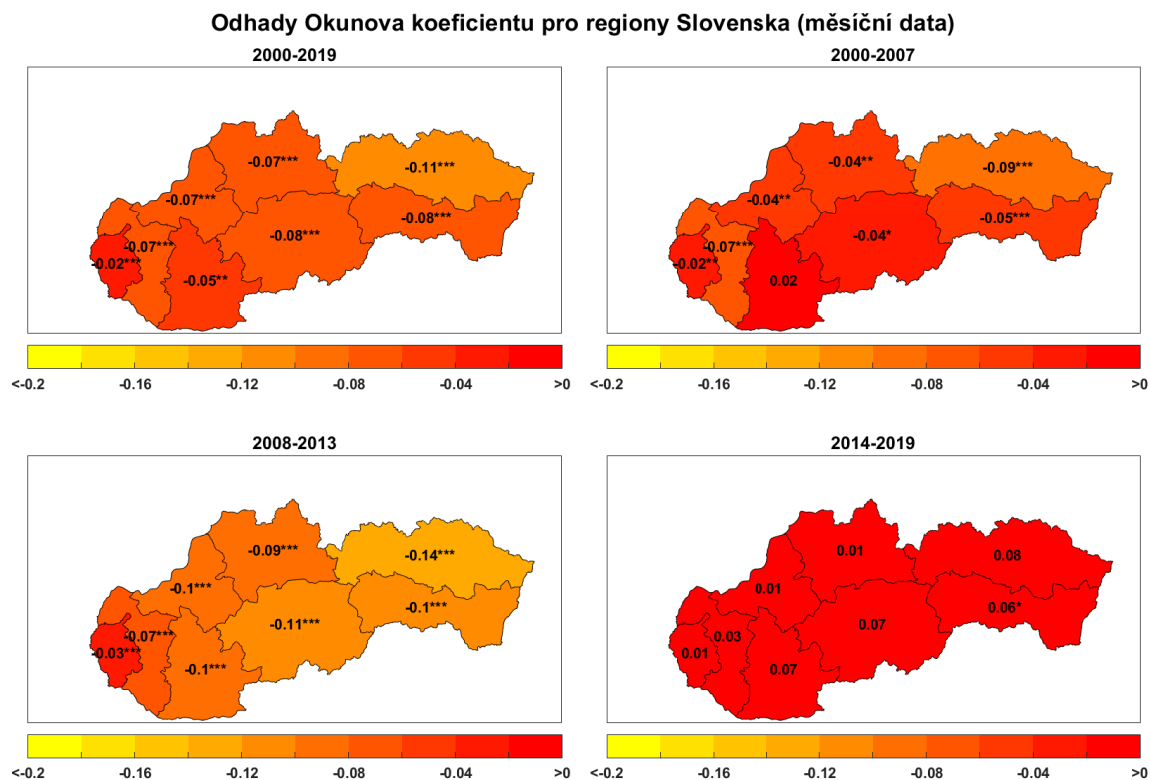


**Obrázek 5.5:** Odhady Okunova koeficientu pro regiony Slovenska na čtvrtletních datech

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

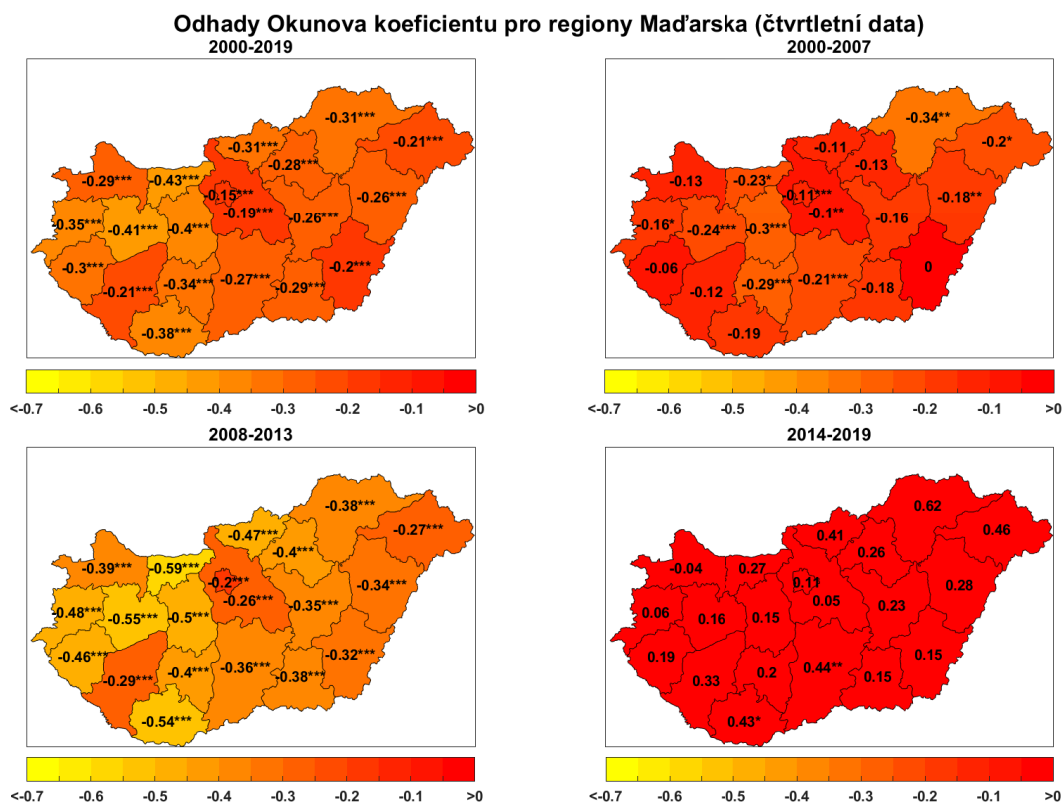
Obrázky 5.7 a 5.8 ukazují výsledky odhadu Okunova koeficientu pro Maďarsko. Tyto obrázky (už jen s ohledem na počet analyzovaných regionů) neukazují na nějaký jasný vzorec chování pokud jde srovnání flexibility trhů práce napříč jednotlivými regiony (kromě období posledních let ukazující na nulovou reakci nezaměstnanosti na ekonomický růst danou i v tomto případě soustavným poklesem míry nezaměstnanosti a růstem míry pracovních míst). Přestože regiony Budapešť, Pešť, Békés a Somogy vykazují nejnížší hodnoty míry flexibility, měřené odhadem Okunova koeficientu, ve všech těchto případech (a platí to i pro ostatní regiony) došlo mezi obdobími 2000-2007 a 2008-2013 k výraznému nárůstu efektivity, což s sebou přináší jak prudký růst nezaměstnanosti těsně po krizi roku 2008, tak i relativně rychlé oživení na trhu práce v souvislosti s návratem Maďarské ekonomiky do růstové fáze hospodářského cyklu. Podíváme-li se opět na strukturu míry nezaměstnanosti (viz příloha E) ve výše zmíněných krajích, můžeme vidět extrémní podíl vysokoškolsky vzdělaných nezaměstnaných v region Budapešť, téměř 18 % za celé období a téměř 15 % za období let 2008-2013 (a naopak velmi nízký podíl nezaměstnaných osob s nejnížším dosaženým vzděláním). Vysvětlení nízké flexibility tak je dáno podobnou rolí vysokoškolsky vzdělaných nezaměstnaných, jak bylo diskutováno v rámci regionů České republiky, druhým faktorem je může být i jeden z nejvyšších podílů nezaměstnaných osob ve věku 55 let a více, odpovídající 27 % (a s tím spojený nízký podíl nezaměstnaných absolventů). Region Budapešť spolu s oblastí Pešťské župy (Pest) navíc vykazuje i jedny nejvyšších podílů nezaměstnaných osob pobírajících některou z forem příspěvků v nezaměstnanosti (přes 30 %). V případě regionu Somogy je jediným pozorovatelným specifickým vysoký průměrný podíl nezaměstnaných s nejnížším dosaženým vzděláním (téměř 76 %), který v tomto regionu může přispívat k nižší flexibilitě. U region Békés žádné pozorovatelné charakteristiky ničím specifické oproti jiným regionům Maďarska nejsou, a nižší flexibilitu tak je nutné přisoudit nepozorované heterogenitě tohoto regionu.

Obrázky 5.9 a 5.10 ukazují výsledky odhadu Okunova koeficientu v případě Polska. Měsíční odhady neukazují žádný prokazatelný vztah mezi ekonomickou aktivitou a nezaměstnaností, jak již bylo



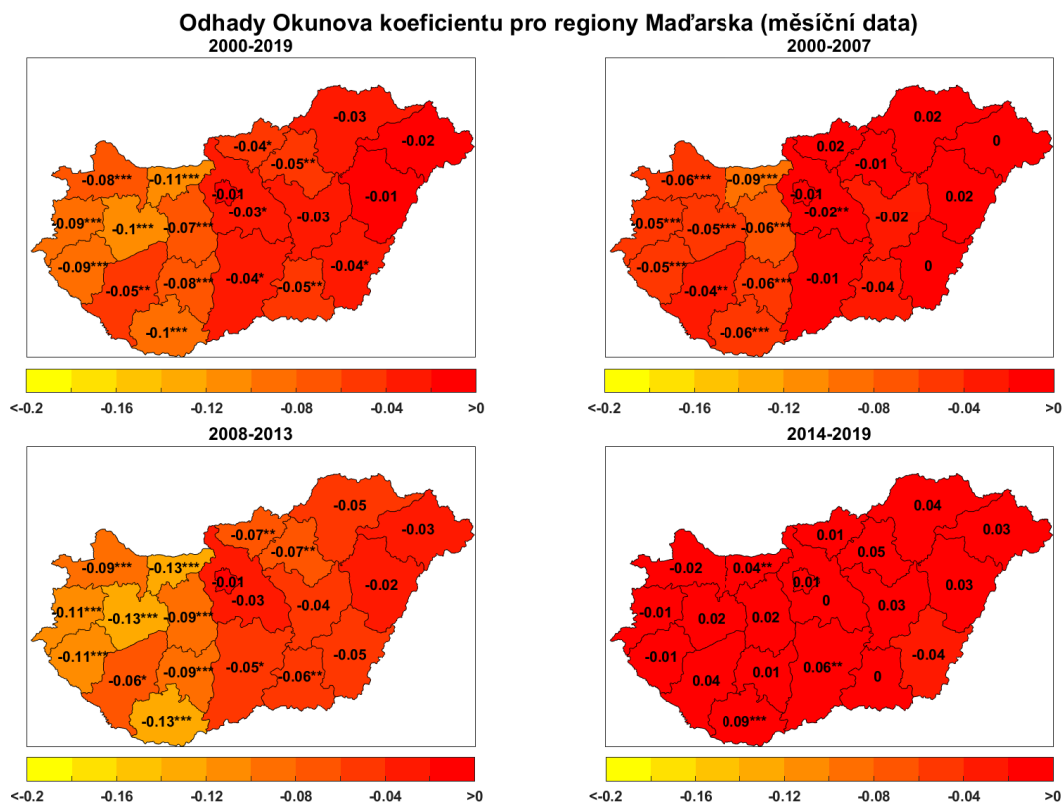
**Obrázek 5.6:** Odhady Okunova koeficientu pro regiony Slovenska na měsíčních datech

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.



**Obrázek 5.7:** Odhady Okunova koeficientu pro regiony Maďarska na čtvrtletních datech

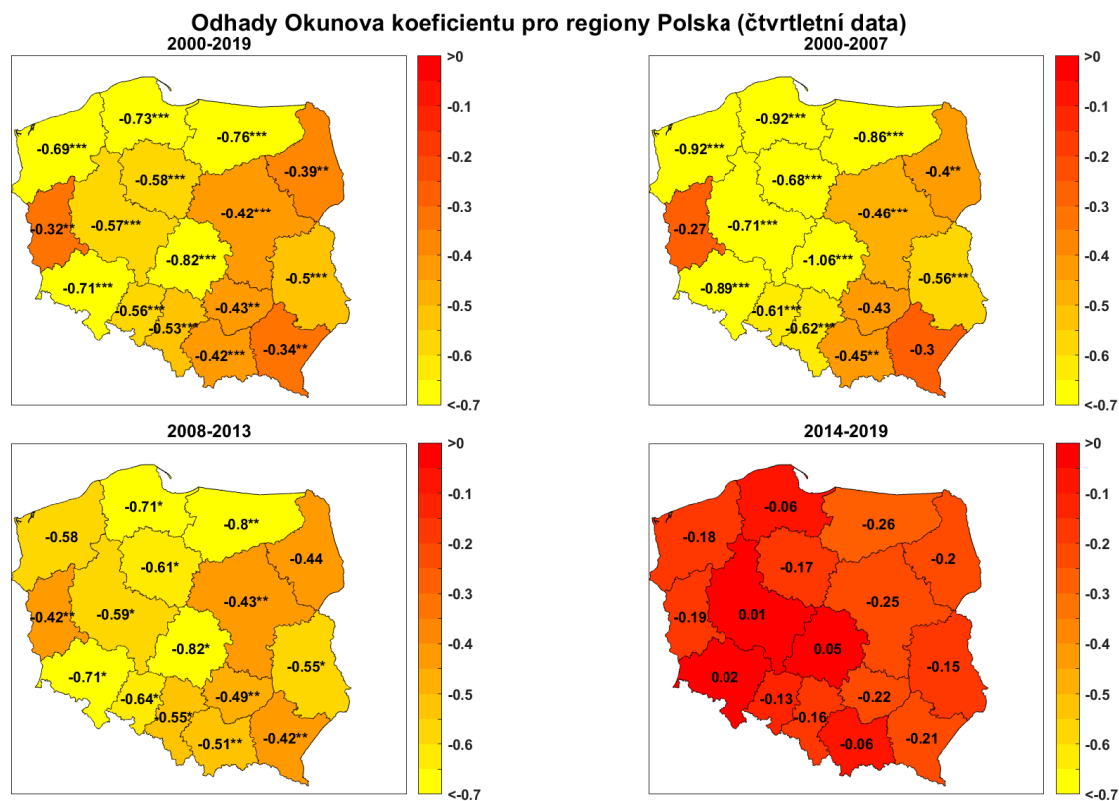
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.



**Obrázek 5.8:** Odhady Okunova koeficientu pro regiony Maďarska na měsíčních datech

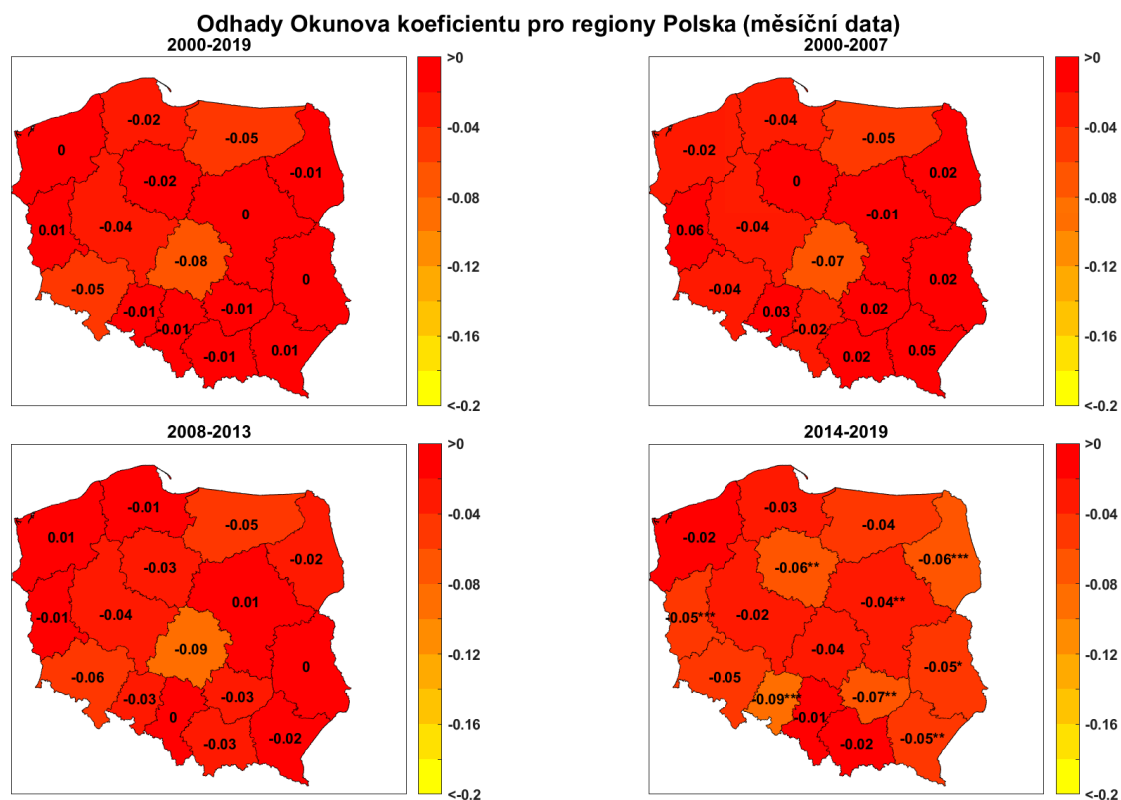
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

zmíněno v případě analýzy na agregátní úrovni. V rámci čtvrtletních dat jsou ve všech regionech patrné vysoké hodnoty Okunových koeficientů (nepočítáme-li období posledních 5 let), i když je zejména v případě období 2008-2013 patrná velká nejistota spojená s některými odhady, což může být spojeno se specifickým, vzhledem k okolním zemím atypickým průběhem ekonomického vývoje v období krize roku 2008. V tomto případě tak lze vidět pokles flexibility jen u období let 2014-2019. Z pohledu na obrázek 5.9 odhadů Okunova koeficientu v období let 2000-2019 (a rovněž i v ostatních obdobích), patří mezi regiony s nejnižší mírou flexibility vojvodství Lubuskie a Podkarpacie. Pokud se podíváme na jejich charakteristiky ilustrované v příloze F, jedná se v případě Lubuskieho regionu o region s nadprůměrným podílem nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním (v rozmezí 11 % až více než 15 %), s nadprůměrným podílem nezaměstnaných mladších 24 let a podprůměrným podílem osob pobírajících příspěvek nezaměstnanosti (kolem 10 % ve všech obdobích). Oba regiony se vyznačují i vyšším podílem nezaměstnaných absolventů (přesahující hodnotu 6 %). Jediným faktorem pro oba regiony je nicméně podíl dlouhodobě nezaměstnaných, který v průměru překračuje v období let 2000-2019 hodnotu 46 % a patří i v dalších dílčích obdobích vždy k nejvyšším.



**Obrázek 5.9:** Odhady Okunova koeficientu pro regiony Polska na čtvrtletních datech

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.



**Obrázek 5.10:** Odhady Okunova koeficientu pro regiony Polska na měsíčních datech

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Okunova vztahu. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

## 5.2 Modely Beveridgeovy křivky

Jak bylo prezentováno v kapitole 2.1.1, základní verzi Beveridgeovy křivky, vycházející z rovnice (2.6) nebo rovnice (2.7), lze specifikovat v podobě

$$\log u_t = \alpha + \beta \log v_t + \epsilon_t, \quad (5.9)$$

kde míra nezaměstnanosti,  $u_t$ , a míra volných pracovních míst,  $v_t$ , jsou vyjádřeny v logaritmech. Parametry  $\alpha$  a  $\beta$  jsou parametry redukované podoby modelu popsaného rovnicemi (2.6) popř. (2.7). Konkrétně v případě Beveridgeovy křivky založené na párovací funkci s konstantními výnosy z rozsahu definovanými v rovnici (2.2) lze rovnici (2.6) přepsat do tvaru

$$\begin{aligned} \log u &= \frac{1}{\xi} \log \left( \frac{s}{\mu v^{1-\xi}} \right) \\ &= \frac{1}{\xi} (\log s - \log \mu - (1 - \xi) \log v) \\ &= \frac{1}{\xi} \log s - \frac{1}{\xi} \log \mu - \frac{1 - \xi}{\xi} \log v, \end{aligned} \quad (5.10)$$

kde pro připomenutí člen  $\mu$  odpovídá efektivitě párovacího procesu, který způsobuje (v rovnováze, tedy v dlouhodobém horizontu) posuny celé Beveridgeovy křivky,  $s$  odpovídá parametru míry separace a parametr  $\xi \in (0; 1)$  odpovídá podílu nezaměstnaných na celkovém počtu vytvořených svazků. Parametry redukovaného modelu tedy lze vyjádřit jako

$$\alpha = \frac{1}{\xi} \log s - \frac{1}{\xi} \log \mu, \quad (5.11)$$

$$\beta = -\frac{1 - \xi}{\xi}. \quad (5.12)$$

V obecnějším pojetí Beveridgeovy křivky založené na párovací funkci z rovnice (2.4) lze pro parametry redukované podoby modelu, vycházející z rovnice (2.7), přepsat do tvaru

$$\alpha = \frac{1}{\xi_1} \log s - \frac{1}{\xi_1} \log \mu^*, \quad (5.13)$$

$$\beta = -\frac{1 - \xi_2}{\xi_1}. \quad (5.14)$$

Člen  $\mu^* = \mu/L^{1-\xi_1-\xi_2}$  odpovídá míře efektivity párovacího procesu zahrnující část variability v celkové pracovní síle, tedy v logaritmické podobě platí  $\log \mu^* = \log \mu - (1 - \xi_1 - \xi_2) \log L$ . Parametr  $\alpha$  tak lze zapsat jako

$$\alpha = \frac{1}{\xi_1} \log s - \frac{1}{\xi_1} \log \mu - \frac{1 - \xi_1 - \xi_2}{\xi_1} \log L. \quad (5.15)$$

$$(5.16)$$

Výše uvedený vztah mezi parametry strukturální a redukované podoby modelu je nutné chápat z dlouhodobého pohledu (v kontextu rovnovážného, tedy ustáleného stavu). V empirických aplikacích pak díky přítomnosti náhodné složky,  $\epsilon_t$  lze tento náhodný člen chápat jak z pohledu možných krátkodobých výkyvů v efektivitě párovacího procesu, tak i případně v kontextu možných fluktuací v míře separace.

Modifikace základní varianty Beveridgeovy křivky bude založena na odhadu možné asymetrie ve vzájemné dynamice míry nezaměstnanosti a míry volných pracovních míst. Bude nás zajímat zejména situace, jestli se tato asymetrie projevuje v rozdílných fázích hospodářského cyklu. Oproti asymetrii modelované v rámci Okunova vztahu zde budeme uvažovat pouze variantu kladné a záporné mezery

výstupu, a to z toho důvodu, že se v modelu Beveridgeovy křivky mezera nezaměstnanosti nevyskytuje a nevyužívá. Beveridgeovu křivku s možnou asymetrií lze zapsat jako

$$\log u_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_{\hat{y}_t} + \beta_1 \log v_t + \beta_2 \log v_t D_{\hat{y}_t} + \epsilon_t, \quad (5.17)$$

kde  $D_{\hat{y}_t}$  je umělá proměnná nabývající hodnotu 1, pokud je mezera výstupu v čase  $t$  kladná, tedy  $\hat{y} > 0$  a nula jinak. V této specifikaci pak úrovně konstanta v případě kladné mezery výstupu odpovídá součtu  $\alpha_1 + \alpha_2$  a v případě záporné mezery výstupu nabývá tento koeficient hodnoty  $\alpha_1$ . Koeficient elasticity míry nezaměstnanosti vzhledem k míře volných pracovních míst je v případě kladné mezery výstupu roven součtu  $\beta_1 + \beta_2$  a v případě záporné mezery výstupu je tato elasticita rovna koeficientu  $\beta_1$ . Existence asymetrie a její statistická významnost bude testována standardním testem významnosti parametrů  $\alpha_2$  resp.  $\beta_2$ . Rozdíly ve změnách úrovně konstanty odpovídají strukturálním posunům Beveridgeovy křivky, oproti tomu změny v parametru  $\beta$  reflektují změnu v odpovídající elasticitě.

Dynamická verze Beveridgeovy křivky vychází opět z podoby autoregresního modelu rozložených zpoždění (ARDL modelu) a využijeme ji pro odhad očekávaných dlouhodobých dopadů ve změnách logaritmu míry volných pracovních míst na logaritmus míry nezaměstnanosti. Výsledný dlouhodobý multiplikátor tak odpovídá dlouhodobé elasticitě tohoto vztahu. V případě Beveridgeovy křivky je podoba ARDL modelu dána jako

$$\Delta \log u_t = \gamma + \delta_0^u \log u_{t-1} + \delta_0^v \log v_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i^u \Delta \log u_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i^v \Delta \log v_{t-i} + \epsilon_t, \quad (5.18)$$

kde  $k$  odpovídá maximálnímu řádu zpoždění. Dlouhodobý koeficient elasticity je dán jako vliv logaritmu míry volných pracovních míst na logaritmus míry nezaměstnanosti v ustáleném stavu, tedy v případě, kdy se obě dvě tyto veličiny nemění a jejich difference (stejně jako náhodná složka) jsou nulové, tedy

$$0 = \gamma + \delta_0^u \log u + \delta_0^v \log v, \quad (5.19)$$

tedy

$$\log u = -\frac{\delta_0^v}{\delta_0^u}. \quad (5.20)$$

Dlouhodobý koeficient elasticity,  $\phi$ , je tudíž definován jako

$$\phi = -\frac{\delta_0^v}{\delta_0^u}. \quad (5.21)$$

V rámci dynamického modelu Beveridgeovy křivky bude maximální řád zpoždění,  $k$ , volen až na hodnotu 3, což má opět praktický důvod spočívající v tom, že zejména u čtvrtletních dat by vyšší hodnoty mohly vést k nepřesným odhadům směrodatných odchylek jednotlivých parametrů včetně parametru dlouhodobé elasticity. Tento koeficient, jakožto podíl dvou koeficientů, je nelineární funkcí parametrů modelu. Směrodatné odchylky tak budou aproximativně odhadnuty stejně jako tomu bylo u dlouhodobého Okunova vztahu pomocí Delta metody i simulační metody, založené na simulaci 10000 vzorků parametrů (viz kapitola 5.1). Na základě odhadů oběma metodami jsou prezentovány výsledky založené na metodě vedoucí k nižší hodnotám směrodatných odchylek odhadů parametrů.

Parametry v jednotlivých rovnicích pro odhad Beveridgeovy křivky jsou odhadovány na čtvrtletních a měsíčních agregovaných i regionálních datech zemí V4 v období let 2000 až 2019 (zdrojová data jsou podrobněji popsána v kapitole 4), s využitím dat sezónně očištěném počtu registrovaných nezaměstnaných na konci daného období,  $U$ . V případě míry volných pracovních míst jsou využity údaje založené na modifikované statistice založené na počtu volných pracovních míst v průběhu daného období, vypočítáno jako součet volných pracovních míst na konci předchozího období a nově vytvořených pracovních míst v daném období (viz definice proměnné  $V\_full$  v kapitole 4). V tomto ohledu tedy explicitně nerozlišujeme stav a přítok volných pracovních míst, jako v práci Galuščák – Műnich (2007), a držíme

se původního pojetí Beveridgeovy křivky, kdy přítok pracovních míst zahrnujeme do ukazatele volných pracovních míst v daném období. V případě práce s čtvrtletními daty je nutné zdůraznit, že se jedná o data příslušející poslednímu měsíci daného čtvrtletí. Míry nezaměstnanosti i volných pracovních míst jsou na agregátní i regionální úrovni sezónně očištěna. Parametry všech specifikací modelů byly odhadnuty metodou nejmenších čtverců. V případě regionálních dat byla zvolena základní verze Beveridgeova vztahu, tedy rovnice (5.9). Základní varianta Beveridgeovy křivky definovaná rovnicí (5.9) je v případě agregovaných dat základem testování možných strukturálních zlomů. S ohledem na možnou přítomnost autokorelace náhodných složek byly pro výpočet směrodatných odchylek parametrů využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor).

### 5.2.1 Empirické odhady Beveridgeovy křivky pro země V4

Pro vyhodnocení flexibility trhů práce se zaměříme zejména na hodnocení koeficientu elasticity nezaměstnanosti vzhledem k volným pracovním místům, kdy růst této elasticity budeme přisuzovat růstu flexibility. Toto pojetí je tak vhodným doplněním pojetí flexibility skrze Okunův koeficient, neboť může podpořit případnou neefektivitu pozorovanou skrze nízké (v absolutní hodnotě) koeficienty v situaci vysoké těsnosti na trhu práce způsobené dlouhodobým růstem ekonomiky. Nicméně už na tomto místě krátce vyhodnotíme i odhady úrovně konstanty, která v sobě zahrnují strukturální posuny Beveridgeovy křivky spojené se změnami změnami v míře separace pracovních míst nebo míře efektivity párovacího procesu. S ohledem na podobnosti ve výsledcích odhadů na čtvrtletních i měsíčních datech budou v této kapitole prezentovány výsledky pro čtvrtletní data. Výsledky odhadů pro měsíční data jsou pro účely ověření robustnosti obsahem přílohy G. V případě odhadů dlouhodobých koeficientů se příslušný multiplikátor týká pouze koeficientu elasticity. V případě testování asymetrického vlivu v části období nebylo možné tuto asymetrii identifikovat, neboť zde nebyla přítomna záporná mezera výstupu (indexu průmyslové produkce) jako indikátorů možné asymetrie.

Pro ilustraci možných strukturálních posunů v parametrech Beveridgeovy křivky se nejprve podíváme na odhady jeho základní verze danou rovnicí (5.9) z pohledu rekurzivních odhadů s rozšiřujícím se okénkem, začínajícím obdobím let 2000 až 2006, a odhadů založených na posouvajícím se odhadovém okénku od roku 2000 o šířce 6 let (což je 24 pozorování v případě čtvrtletních dat a 72 pozorování pro data měsíční). Výsledky obou typů odhadů jsou pro čtvrtletní data zobrazena na obrázcích 5.11 a 5.12 a pro měsíční data následně na obrázcích G.1 a G.2 v příloze G. Z obrázků je patrná možná nestabilita v odhadech obou koeficientů, z tohoto důvodu budou provedeny i formální testy strukturálních zlomů.

Tabulka 5.6 shrnuje výsledky testování strukturálních zlomů v základní verzi Beveridgeovy křivky. Podobně jako v případě testování strukturálních zlomů i v tomto případě byla pro měsíční i čtvrtletní data testována možnost existence až 3 strukturálních zlomů. Principy testování jsou obsahem kapitoly 3.4. Pro připomenutí interpretace této tabulky platí, že statistiky *SSR*, *BIC* a *LWZ* ukazují období potenciálních strukturálních zlomů založených na nejlepší (tedy nejmenší hodnotě) každého z kritérií. Statistiky *supF* ilustrují testovou statistiku a případně údaj o zamítnutí nebo nezamítnutí nulové hypotézy 2 resp. 3 strukturálních zlomů oproti jednomu resp. 2 zlomům, a to včetně příslušného dodatečného zlomu (pokud je k dispozici). Test endogenních zlomů uzavírá statistika sekvenčního testování, kde jsou postupně testovány nejpravděpodobnější zlomy spolu s uvedením hladiny významnosti, na které je tento zlom statisticky významný. Statistika *QLR* představuje doplňující test strukturálního zlomu v neznámém čase. Pro každou zemi a frekvenci dat je pak uveden finální závěr o možných strukturálních zlomech, který je založen primárně na proceduře sekvenčního testování a jen v případě, kdy je tento test neprůkazný, nicméně alespoň jeden z ostatních testů endogenních zlomů v neznámém čase naznačuje možný zlom v některém z období, je závěr založen na *QLR* testu strukturálního zlomu v neznámém čase (případně v kombinaci se statistikami dle kritérií *BIC* a *LWZ*, pokud *QLR* test je na hraně 10% hladiny významnosti). Závěry o identifikovaných strukturálních zlomech jsou následně využity v odhadech jednotlivých modelů Beveridgeovy křivky.

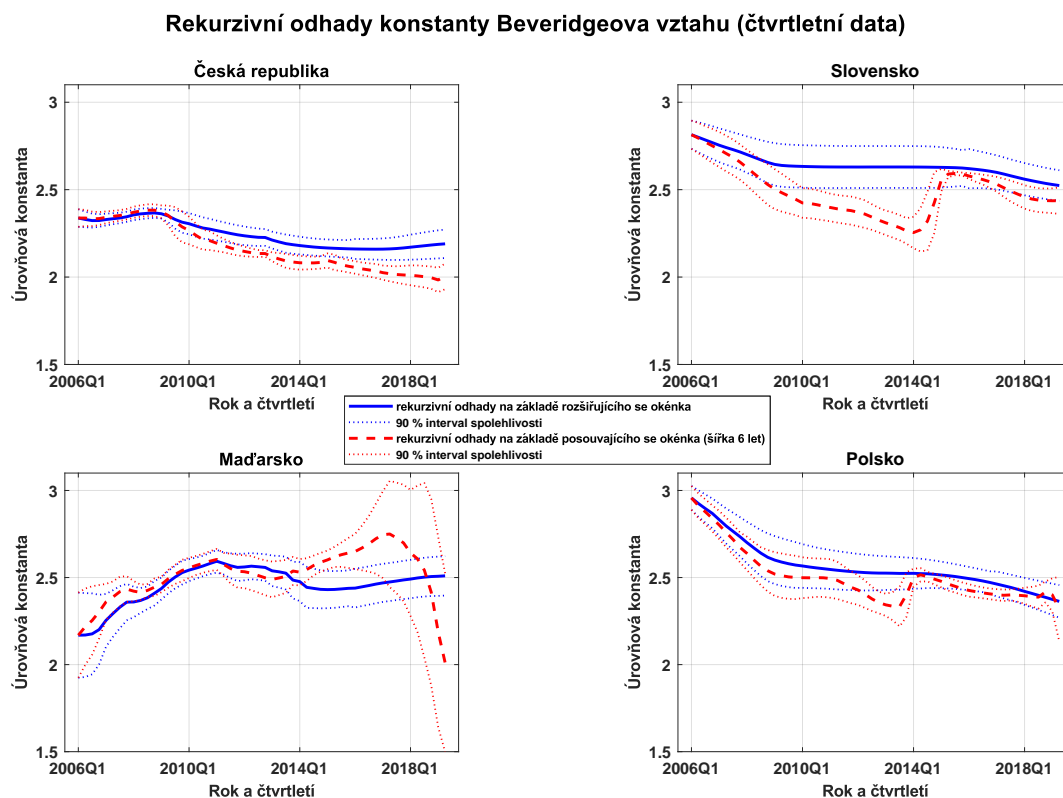
Tabulka 5.7 ukazuje odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Českou republiku. Odhady základního modelu ukazují vyšší elasticitu nezaměstnanosti vzhledem k počtu volných pracovních míst v období od roku 2015. V tomto pojetí flexibility se tak ukazuje, že nízká reakce mezery nezaměstnanosti



Tabulka 5.6: Test strukturálních zlomů v základním modelu Beveridgeovy křivky

Test	Česká republika		Slovensko		Maďarsko		Polsko	
	Zlom	Statistika	Zlom	Statistika	Zlom	Statistika	Zlom	
<i>Čtvrtletní data</i>								
SSR	2015:2	0,18	2014:4	0,49	2015:2	0,48	2015:3	0,87
	2011:2		2007:4		2009:1		2011:3	
	2007:2		2003:4		2003:4		2006:4	
BIC	2015:2	-5,58	2014:4	-4,56	2015:2	-4,61	2015:3	-4,02
	2011:2		2007:4		2009:1		2006:4	
	2007:2		2003:4					
LWZ	2015:2	-1,18	2014:4	-4,15	2015:2	-4,33	2015:3	-3,73
	2011:2		2007:4		2009:1	2006:4		
	2007:2		2003:4					
supF(2 1)	2014:3	46,7***	2015:1	42,0***	2009:1	78,13***	2015:3	11,27*
supF(3 2)	2004:2	1,15	2009:2	8,54	2003:4	35,78***	2011:3	9,56
Sekvenční	2015:1	***	2015:2	***	2015:3	***	2015:4	**
	2004:3		2005:1		2009:2		2005:1	
					2004:1			
QLR	2009:1	140,7***	2015:3	237,5***	2016:2	238,21***	2005:1	140,40***
Závěr	2015:1		2015:2		2015:3		2015:4	
	2004:3		2005:1		2009:2		2005:1	
					2004:1			
<i>Měsíční data</i>								
SSR	2015:07	0,46	2015:02	1,52	2015:07	1,78	2015:10	2,63
	2011:08		2007:12		2009:03		2011:09	
	2007:09		2004:01		2003:11		2007:01	
BIC	2015:07	-6,01	2015:02	-4,82	2015:07	-4,67	2015:10	-4,22
	2011:08		2007:12		2009:03		2011:09	
	2007:09		2004:01		2003:11		2007:01	
LWZ	2015:07	-5,77	2015:02	-4,58	2015:07	-4,45	2015:10	-4,04
	2011:08		2007:12		2009:03		2006:12	
	2007:09		2004:01					
supF(2 1)	2014:09	63,74***	2015:05	119,2***	2009:03	147,69***	2015:10	33,71***
supF(3 2)	2003:01	0,43	2009:10	21,13***	2003:11	68,43***	20011:12	17,37**
Sekvenční	2015:02	***	2015:06	***	2015:08	***	2015:11	***
	2004:07		2005:01		2009:04		2005:03	
					2003:12			
QLR	2009:02	268,0***	2004:01	386,7***	2016:02	315,42***	2005:03	331,87
Závěr	2015:02		2015:06		2015:08		2015:11	
	2004:07		2005:01		2009:04		2005:03	
					2003:12			

Zdroj: Vlastní zpracování na základě testů strukturálního zlomu základní verze Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují významnost příslušného strukturálního zlomu na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.



**Obrázek 5.11:** Rekurzivní odhady úroňové konstanty Beveridgeovy křivky v zemích V4 na čtvrtletních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Pro výpočet směrodatných odchylek rekurzivních odhadů parametrů byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

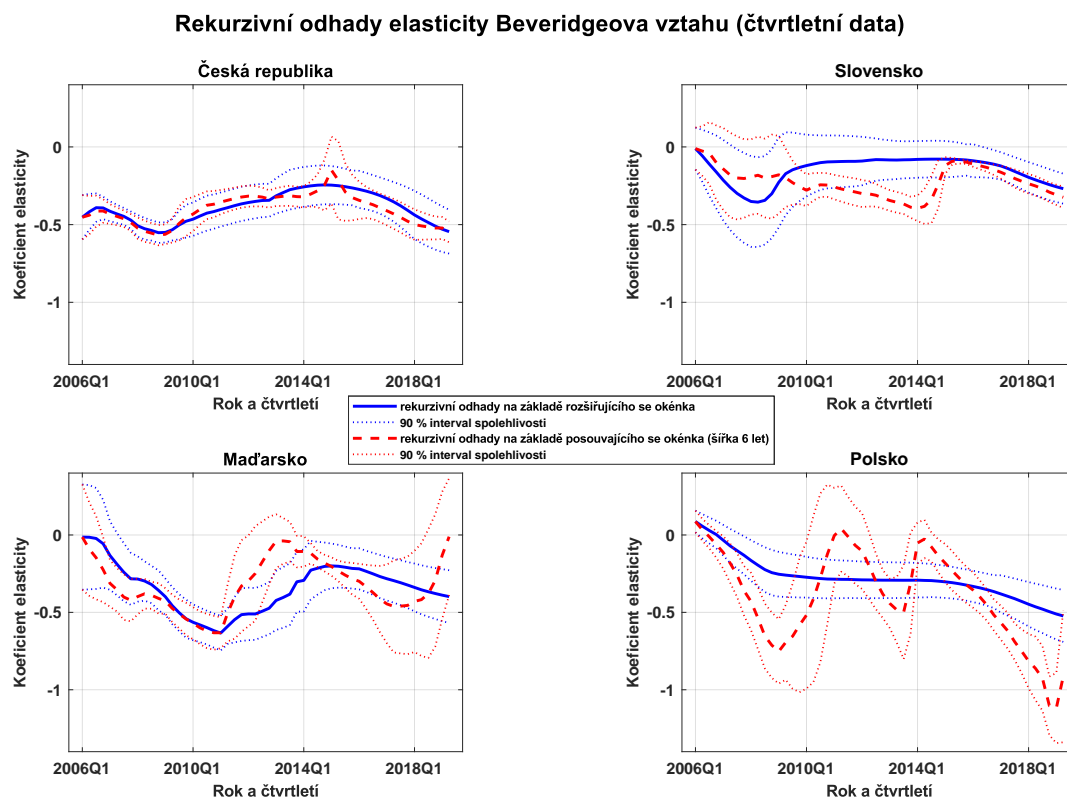
na růst v důsledku vysoké těsnosti na trhu práce neznamena nutně problém v reakci nezaměstnanosti na tento růst, a to ve zvýšené míře. Přestože tedy nemusí být všechna nová pracovní místa obsazena nezaměstnanými, vyšší hodnota elasticity ukazuje, že počet nezaměstnaných bude klesat mnohem rychleji s tímto nárůstem volných pracovních míst. Naopak se ukazuje, že reakce nezaměstnanosti v období let 2004 až 2014 (což zahrnuje i období krize) na novou nabídku volných pracovních míst byla mnohem menší než tomu bylo v předchozím období nebo v období následujícím. Pokud se ale podíváme na možnou asymetrii v koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky, tak vidíme, že v období poklesu ekonomiky (kdy se snižoval počet volných pracovních míst) se v průměru nezaměstnanost neměnila (koeficient je při záporné mezeře výstupu nevýznamný). To vypovídá o očekávání firem, které se přes nabíhající krizi nechtěli okamžitě zaměstnanců zbavovat (s ohledem na náklady spojené s jejím opětovným najímáním, zvláště u kvalifikovaných zaměstnanců), nemuseli tak vnímat krizi jako dlouhodobou záležitost. Asymetrie ve projevu jen v období let 2000-2004 a 2004-2014, kdy se ukazuje statisticky průkazně vyšší koeficient elasticity (v absolutním vyjádření) v případě záporné mezery výstupu v období let 2000-2004. Nevýznamný koeficient elasticity Beveridgeova vztahu nastává v případě záporné mezery výstupu v období let 2004-2014. Pokud jde o odhady dlouhodobých koeficientů (dlouhodobého multiplikátoru) v dynamické verzi modelu, nejsou odhady příliš robustní. Pokles odhadu úroňové konstanty mezi období 2004-2014 a 2015-2019 ukazuje na možnost poklesu efektivitu párovacího procesu případně růstu v míře separace, což se s ohledem na růst těsnosti trhu práce nejeví jako přijatelná interpretace. Při vyšší těsnosti trhu práce bude nižší pravděpodobnost uzavírání pracovních pozic ze strany firem. Tento růst tak je možné přisoudit spíše poklesu efektivitu v párování, což bude podrobno bližšímu zkoumání v kapitole 6.

Tabulka 5.8 ukazuje odhady Beveridgeovy křivky pro Slovensko. Rovněž i v tomto případě lze růst elasticity spojovat s růstem flexibility trhů práce Slovenska představované konceptem Beveridgeovy křivky a schopnosti trhu práce naplňovat volná pracovní místa uchazeči o zaměstnání. Od roku 2015

Tabulka 5.7: Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Českou republiku (čtvrtletní data)

	Úroňová konstanta	Koeficient elasticity	$R^2$
<i>Základní model</i>			
Celé období	2,190*** (0,051)	-0,545*** (0,088)	0,71
2000:1-2004:2	2,384*** (0,035)	-0,597*** (0,096)	0,67
2004:3-2014:4	2,117*** (0,026)	-0,247*** (0,059)	0,56
2015:1-2019:2	2,219*** (0,028)	-0,734*** (0,021)	0,99
<i>Model s asymetrií</i>			
Kladná mezeru výstupu	2,236*** (0,073)	-0,601*** (0,103)	0,72
2000:1-2004:2	2,267*** (0,003)	-0,319*** (0,016)	0,86
2004:3-2014:4	2,147*** (0,032)	-0,316*** (0,048)	0,71
2015:1-2019:2	2,218*** (0,032)	-0,737*** (0,028)	0,99
Záporná mezeru výstupu	2,173*** (0,060)	-0,497*** (0,148)	
2000:1-2004:2	2,412*** (0,031)	-0,637*** (0,108)	
2004:3-2014:4	2,132*** (0,023)	0,082 (0,093)	
2015:1-2019:2	2,248*** (0,023)	-0,745*** (0,015)	
Rozdíl mezer výstupu	0,063 (0,090)	-0,104 (0,162)	
2000:1-2004:2	-0,145*** (0,031)	0,318** (0,109)	
2004:3-2014:4	0,015 (0,038)	-0,398*** (0,100)	
2015:1-2019:2	-0,030 (0,035)	0,008 (0,030)	
<i>Dynamické modely</i>			
Maximální zpoždění 1	– (–)	-1,574 (8,276)	0,46
2000:1-2004:2	– (–)	4,020 (5,357)	0,57
2004:3-2014:4	– (–)	-0,187* (0,099)	0,50
2015:1-2019:2	– (–)	-0,635 (0,441)	0,36
Maximální zpoždění 2	– (–)	-0,072 (1,744)	0,47
2000:1-2004:2	– (–)	-3,477** (1,403)	0,80
2004:3-2014:4	– (–)	-0,199* (0,113)	0,51
2015:1-2019:2	– (–)	-0,693* (0,405)	0,43
Maximální zpoždění 3	– (–)	-0,470 (2,722)	0,48
2000:1-2004:2	– (–)	-2,750*** (0,764)	0,82
2004:3-2014:4	– (–)	-0,174 (0,117)	0,52
2015:1-2019:2	– (–)	-0,676** (0,307)	0,65

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů modelů Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol '-' u koeficientu determinace označuje, že je statisticky nevýznamný na 10% hladině významnosti. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).



**Obrázek 5.12:** Rekurzivní odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky v zemích V4 na čtvrtletních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Pro výpočet směrodatných odchylek rekurzivních odhadů parametrů byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

tak i Slovensko zažívá růst elasticity nezaměstnanosti vzhledem k volným pracovním místům, a to téměř o hodnotu 0,5 Podobně jako v případě České republiky. Oproti České republice dochází jen k mírně odlišnému vlivu záporné mezery výstupu, kdy sice reakce na pokles ekonomiky ze strany nezaměstnanosti vzhledem k volným pracovním místům není zcela nulový, ale je výrazně nižší (v absolutní hodnotě) než reakce na růst. Za pozornost stojí i zcela nulový koeficient elasticity v období let 2000 až 2004, který vypovídá o nízké flexibilitě slovenského trhu práce v tomto období, kdy změny v nezaměstnanosti nereagují na nárůst počtu volných pracovních míst. Asymetrie se projevila jen v období let 2005-2015 a kdy v absolutní hodnotě poklesl koeficient elasticity v případě záporné mezery výstupu. Dlouhodobé koeficienty elasticity se podařilo robustně identifikovat na celém období, kdy jeho hodnoty jsou vyšší než krátkodobé elasticity, a to právě s ohledem na výrazný nárůst elasticity v období posledních 5 let. Růst úrovně konstanty je pravděpodobně způsoben poklesem efektivity trhu práce v průběhu posledních let.

Tabulka 5.9 ukazuje odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Maďarsko. Záporný koeficient je v tomto případě odhadnut na celém období a obdobích let 2004-2009 a 2009-2015.. Koeficient v období od roku 2016 do roku 2019 se ukazuje jako kladný významný (koeficient determinace je v tomto případě také významný). Z pohledu na data o vývoji volných pracovních míst (viz obrázek B.1 z přílohy B) je patrný pokles míry volných pracovních míst v tomto období, který nicméně byl doprovázen poklesem nezaměstnanosti (proto kladný koeficient). Vysvětlením tohoto jevu lze vidět v poklesu odhadu úrovně konstanty, který naznačuje výrazný růst v efektivitě párovacího procesu případně doplněném o pokles míry separace. I v tomto případě je to dobrou motivací zaměřit se blíže na problematiku efektivity na regionální úrovni (viz kapitola 6) i na úrovni celé ekonomiky (viz kapitola 7). Asymetrie je pozorovatelná jen v období před a v počátku globálního poklesu roku 2008. I v tomto případě lze pokles elasticity spojit s tím, že intenzita propouštění v důsledku krize byla v tomto období mnohem menší, než by tomu bylo v obdobích jiných. Zajímavým zjištěním je však odhad dlouhodobé elasticity na celém období, kde se

Tabulka 5.8: Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Slovensko (čtvrtletní data)

	Úrovňová konstanta	Koeficient elasticity	$R^2$
<i>Základní model</i>			
Celé období	2,524*** (0,055)	-0,269*** (0,060)	0,42
2000:1-2004:4	2,879*** (0,032)	0,004 (0,070)	0,00-
2005:1-2015:1	2,416*** (0,047)	-0,252*** (0,041)	0,65
2015:2-2019:2	2,840*** (0,068)	-0,737*** (0,061)	0,95
<i>Model s asymetrií</i>			
Kladná mezeru výstupu	2,402*** (0,067)	-0,324*** (0,062)	0,57
2000:1-2004:4	– (–)	– (–)	–
2005:1-2015:1	2,330*** (0,051)	-0,302*** (0,081)	0,83
2015:2-2019:2	2,845*** (0,079)	-0,738*** (0,070)	0,95
Záporná mezeru výstupu	2,633*** (0,073)	-0,137 (0,087)	
2000:1-2004:4	– (–)	– (–)	–
2005:1-2015:1	2,548*** (0,015)	-0,124*** (0,013)	
2015:2-2019:2	2,811*** (0,028)	-0,715*** (0,032)	
Rozdíl mezer výstupu	-0,231** (0,100)	-0,188* (0,095)	
2000:1-2004:4	– (–)	– (–)	–
2005:1-2015:1	-0,218*** (0,052)	-0,178** (0,085)	
2015:2-2019:2	0,033 (0,084)	-0,023 (0,077)	
<i>Dynamické modely</i>			
Maximální zpoždění 1	– (–)	-0,421** (0,195)	0,48
2000:1-2004:4	– (–)	-0,115 (0,196)	0,10
2005:1-2015:1	– (–)	-0,250*** (0,090)	0,67
2015:2-2019:2	– (–)	-0,404 (0,339)	0,46
Maximální zpoždění 2	– (–)	-0,400** (0,195)	0,49
2000:1-2004:4	– (–)	-0,117 (0,460)	0,16
2005:1-2015:1	– (–)	-0,272** (0,106)	0,68
2015:2-2019:2	– (–)	-0,223 (0,344)	0,57
Maximální zpoždění 3	– (–)	-0,394* (0,229)	0,51
2000:1-2004:4	– (–)	-0,246 (0,372)	0,19
2005:1-2015:1	– (–)	-0,270*** (0,105)	0,68
2015:2-2019:2	– (–)	-0,258 (0,193)	0,67

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů modelů Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol '-' u koeficientu determinace označuje, že je statisticky nevýznamný na 10% hladině významnosti. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

ukazuje výrazně vyšší vliv relativního nárůstu volných pracovních míst na relativní růst nezaměstnanosti ve srovnání jak s krátkodobým koeficientem, tak i s koeficienty ostatních analyzovaných zemí.

**Tabulka 5.9:** Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Maďarsko (čtvrtletní data)

	Úroňová konstanta	Koeficient elasticity	$R^2$
<i>Základní model</i>			
Celé období	2,510*** (0,071)	-0,398*** (0,106)	0,38
2000:1-2003:4	1,676*** (0,150)	0,662** (0,223)	0,50
2004:1-2009:1	2,450*** (0,031)	-0,389*** (0,053)	0,82
2009:2-2015:2	2,619*** (0,036)	-0,233*** (0,041)	0,53
2015:3-2019:2	0,796*** (0,121)	0,850*** (0,104)	0,56
<i>Model s asymetrií</i>			
Kladná mezeza výstupu	2,396*** (0,096)	-0,301* (0,169)	0,41
2000:1-2003:4	– (–)	– (–)	–
2004:1-2009:1	2,408*** (0,032)	-0,301*** (0,057)	0,85
2009:2-2015:2	2,761*** (0,146)	-0,369*** (0,125)	0,57
2015:3-2019:2	0,164 (0,524)	1,415** (0,481)	0,65
Záporná mezeza výstupu	2,562*** (0,064)	-0,438*** (0,083)	
2000:1-2003:4	– (–)	– (–)	–
2004:1-2009:1	2,482*** (0,014)	-0,461*** (0,026)	
2009:2-2015:2	2,595*** (0,024)	-0,167*** (0,034)	
2015:3-2019:2	0,892*** (0,245)	0,760*** (0,191)	
Rozdíl mezer výstupu	-0,166* (0,099)	0,136 (0,167)	
2000:1-2003:4	– (–)	– (–)	–
2004:1-2009:1	-0,074** (0,028)	0,160*** (0,055)	
2009:2-2015:2	0,166 (0,137)	-0,201 (0,134)	
2015:3-2019:2	-0,728 (0,536)	0,655 (0,484)	
<i>Dynamické modely</i>			
Maximální zpoždění 1	– (–)	-1,193*** (0,357)	0,48
2000:3-2003:4	– (–)	0,589 (0,550)	0,46
2004:1-2009:1	– (–)	-0,521 (0,610)	0,20
2009:2-2015:2	– (–)	-0,396*** (0,053)	0,68
2015:3-2019:2	– (–)	-2,035 (1,289)	0,30
Maximální zpoždění 2	– (–)	-1,047*** (0,246)	0,52
2000:4-2003:4	– (–)	0,773 (0,527)	0,57
2004:1-2009:1	– (–)	-0,485* (0,277)	0,25
2009:2-2015:2	– (–)	-0,391*** (0,115)	0,73
2015:3-2019:2	– (–)	-5,491** (2,438)	0,48
Maximální zpoždění 3	– (–)	-1,187*** (0,305)	0,53
2001:1-2003:4	– (–)	0,741* (0,443)	0,65
2004:1-2009:1	– (–)	-0,496 (0,348)	0,33
2009:2-2015:2	– (–)	-0,385** (0,164)	0,73
2015:3-2019:2	– (–)	-7,534 (5,278)	0,63

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů modelů Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol '-' u koeficientu determinace označuje, že je statisticky nevýznamný na 10% hladině významnosti. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

Stejně tak jako byly podobné výsledky odhadů pro Českou republiku a Slovensko, dostáváme podobné výsledky i v případě Maďarska a Polska, jak naznačuje tabulka 5.10. Přestože je odhad elasticity na celém období relativně vysoký a dochází k jejímu snížení (v absolutní hodnotě) v období 2005 až

2015 (v případě Polska se nesetkáváme s takovými dopady krize roku 2008 jako v případě ostatních zemí skupiny V4), koeficient elasticity pro období od posledního čtvrtletí roku 2015 je nevýznamný. Pokles pozorované míry nezaměstnanosti doprovázený mírnějším nárůstem míry pracovních míst (ve srovnání s ostatními zeměmi) je tak opět důsledkem růstu či vysoké efektivity trhu práce Polska v tomto období (tomu odpovídá pokles odhadu úrovně konstanty). Z hlediska asymetrie je pozorovatelný vyšší elasticita v obdobích poklesu, což ukazuje na větší zranitelnost Polského trhu práce vůči negativním ekonomickým šokům, v období od roku 2005 neměl samotný relativní růst volných pracovních míst efekt na pokles nezaměstnanosti, ten byl spíše způsoben změnami efektivity trhu práce.

**Tabulka 5.10:** Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Polsko (čtvrtletní data)

	Úrovně konstanta		Koeficient elasticity		$R^2$
<i>Základní model</i>					
Celé období	2,363***	(0,059)	-0,523***	(0,105)	0,57
2001:1-2004:4	3,051***	(0,019)	0,168***	(0,036)	0,68
2005:1-2015:3	2,477***	(0,044)	-0,349**	(0,159)	0,18
2015:4-2019:2	1,798***	(0,207)	0,507	(0,516)	0,06
<i>Model s asymetrií</i>					
Kladná mezera výstupu	2,288***	(0,051)	-0,632***	(0,210)	0,60
2001:1-2004:4	3,179***	(0,019)	0,304***	(0,014)	0,84
2005:1-2015:3	2,487***	(0,064)	-0,070	(0,157)	0,32
2015:4-2019:2	1,798***	(0,207)	0,227	(0,363)	0,57
Záporná mezera výstupu	2,434***	(0,051)	-0,447***	(0,086)	
2001:1-2004:4	3,000***	(0,025)	0,117***	(0,027)	
2005:1-2015:3	2,460***	(0,027)	-0,608***	(0,168)	
2015:4-2019:2	2,671***	(0,064)	-1,527***	(0,171)	
Rozdíl mezer výstupu	-0,146	(0,093)	-0,185	(0,199)	
2001:1-2004:4	0,180***	(0,024)	0,187***	(0,025)	
2005:1-2015:3	0,027	(0,053)	0,537**	(0,219)	
2015:4-2019:2	-0,893***	(0,185)	1,754***	(0,433)	
<i>Dynamické modely</i>					
Maximální zpoždění 1	–	(–)	-1,117***	(0,362)	0,58
2001:3-2004:4	–	(–)	0,139*	(0,072)	0,51
2005:1-2015:3	–	(–)	-0,932***	(0,226)	0,72
2015:4-2019:2	–	(–)	-3,982**	(1,692)	0,37
Maximální zpoždění 2	–	(–)	-1,074***	(0,408)	0,57
2001:4-2004:4	–	(–)	0,137***	(0,045)	0,52
2005:1-2015:3	–	(–)	-0,951***	(0,244)	0,74
2015:4-2019:2	–	(–)	-3,264***	(0,577)	0,73
Maximální zpoždění 3	–	(–)	-1,086**	(0,471)	0,58
2002:1-2004:4	–	(–)	0,129***	(0,029)	0,52
2005:1-2015:3	–	(–)	-0,955***	(0,236)	0,74
2015:4-2019:2	–	(–)	-38,04***	(6,400)	0,82

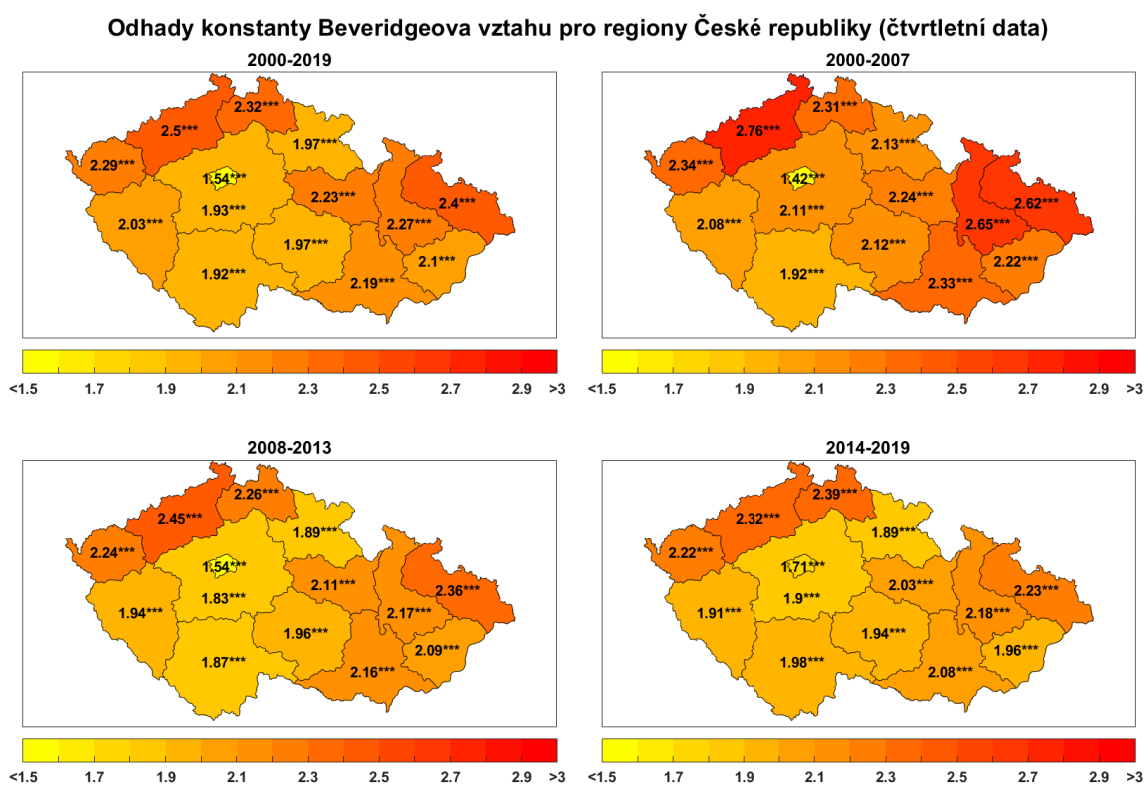
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů modelů Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol '-' u koeficientu determinace označuje, že je statisticky nevýznamný na 10% hladině významnosti. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

### 5.2.2 Empirické odhady Beveridgeovy křivky pro regiony zemí V4

Agregovaný pohled na změny ve flexibilitě trhu práce reprezentované růstem elasticity v Beveridgeově křivce nemusí nutně znamenat, že by se růste flexibility rozprostřel mezi regiony jednotlivých zemí

rovnoměrné. Podíváme se tedy na odhady Beveridgeovy křivky právě z pohledu vztahu mezi nezaměstnaností a volnými pracovními místy na regionální úrovni.

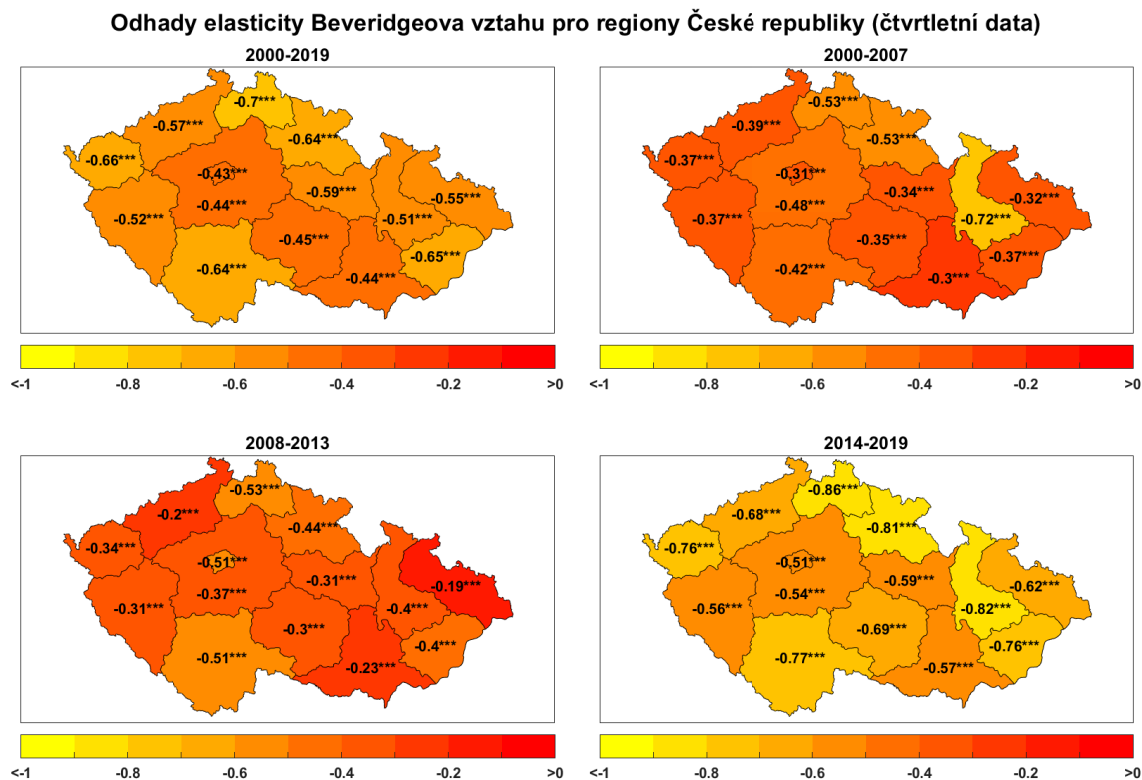
Obrázky 5.13 a 5.14 ukazují odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro jednotlivé regiony České republiky. V případě koeficientu elasticity jsou více negativní koeficienty, jako znak větší flexibility v pojetí Beveridgeovy křivky, označeny žlutou barvou, koeficienty elasticity blíží se nule se barveně přibližují barvě červené. Na podobné barevné škále jsou vyjádřeny i odhady koeficientů úrovně konstanty, kde změny barvy ve směru sytější žluté znamenají růst efektivity párovacího procesu a naopak, tmavší barvy vedou k poklesu efektivity párovacího procesu. Odhady většiny regionálních elasticit potvrzují závěry z předchozí kapitoly o poklesu elasticity (v absolutní hodnotě) mezi obdobími let 2000-2007 a 2008-2013 s výjimkou Jihočeského kraje doprovázené poklesem úrovně konstanty. Samotná flexibilita z pohledu Beveridgeovy křivky tak vzrostla zejména v období let 2014-2019. Specifický se z tohoto pohledu jeví Olomoucký kraj, který hodnoty elasticity vyšší než  $-0,7$  (v absolutní hodnotě) dosahoval již v předkrizovém období. Rovněž i pokles úrovně konstanty zde byl výrazný, podobně jako tomu bylo u Moravskoslezského kraje, Ústeckého kraje i kraje Libereckého. Růst úrovně konstanty zaznamenala výrazněji zejména Praha. Moravskoslezský kraj, Olomoucký kraj i kraj Ústecký se vyznačují podprůměrnými hodnotami těsnosti trhu práce (ve srovnání s ostatními kraji) a také podprůměrnými hodnotami podílu osob pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti (pod 30 %). Tento faktor může být významný, neboť v případě ekonomického růstu zde existuje vyšší motivace nezaměstnaných bez podpory v nezaměstnanosti snažit se najít práci. Rovněž se jedná o kraje s nadprůměrnými hodnotami podílu dlouhodobě nezaměstnaných (blíží se 50 % v období 2000-2007 a přes 40 % v období let 2014-2019). Z pohledu na rozložení hodnot koeficientů elasticity v období 2014-2019 je patrná vysoká heterogenita.



**Obrázek 5.13:** Odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Česka na čtvrtletních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

Obrázky 5.15 a 5.16 ukazují odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro jednotlivé regiony České republiky. Z odhadů úrovně konstanty je patrné jasné rozdělení na regiony východní, s vyšší mírou nezaměstnanosti a na regiony západní včetně Bratislavy. Ve všech regionech s výjimkou Bratislavy došlo k poklesu úrovně konstanty spojené s nárůstem efektivity párovacího procesu. S výjimkou let



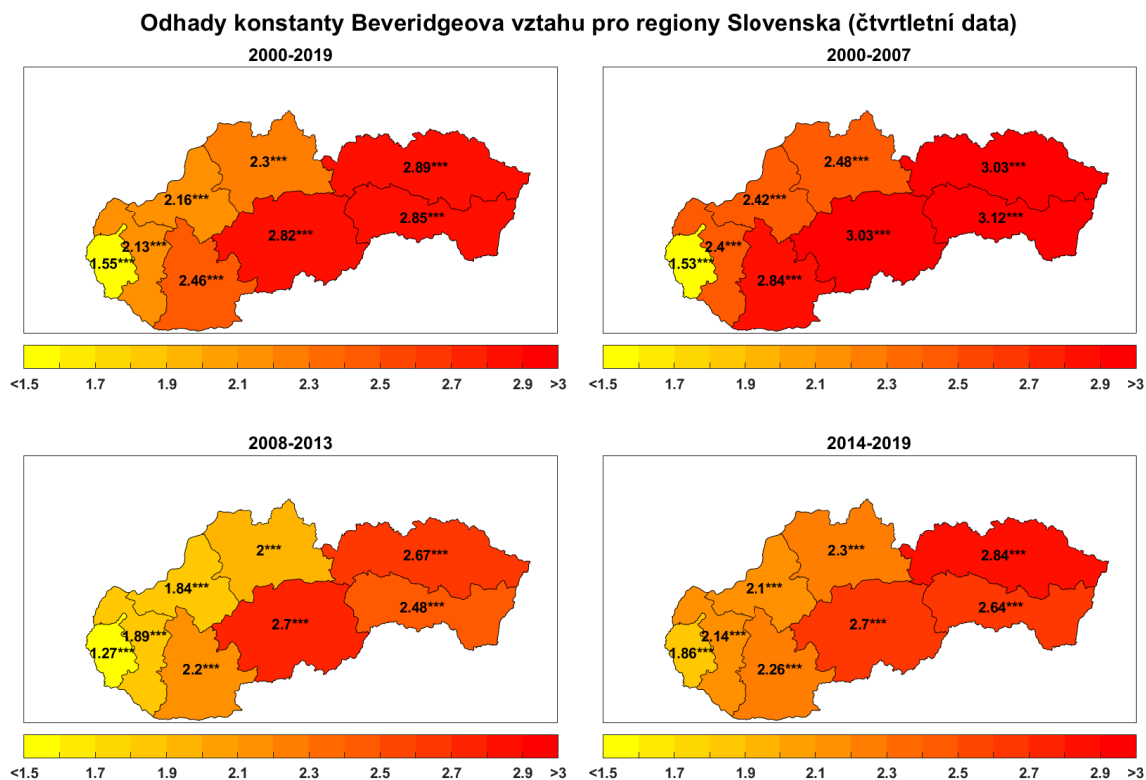


**Obrázek 5.14:** Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Česka na čtvrtletních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

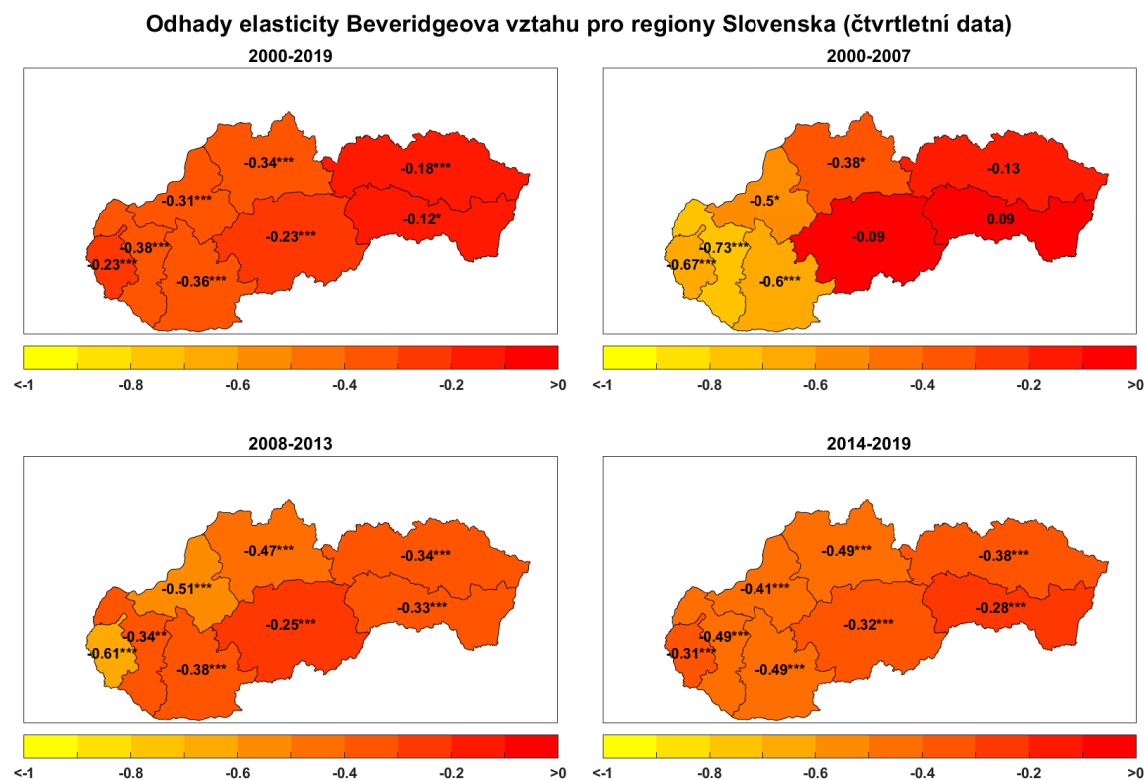
2000-2007, kdy regiony východu (Prešovský, Košický a Banskobystrický kraj) z hlediska nezaměstnanosti nijak nereagovaly na změny ve volných pracovních místech, došlo v dalších letech k homogenizaci všech regionů a regiony Slovenska tak vykazují mnohem větší homogenitu z hlediska jejich schopnosti reflektovat růst ve volných pracovních místech.

Výrazná homogenizace je patrná i z vývoje odhadů koeficientů Beveridgeovy křivky pro Maďarsko prezentovaném na obrázcích 5.17 a 5.18. S výjimkou severozápadních regionů, které v letech 2008-2013 vykazovaly vyšší míru elasticity (a tedy flexibility trhů práce), vykazovaly ostatní regiony jen velmi nízké či nevýznamné dopady změn v dynamice volných pracovních míst na dynamiku nezaměstnanosti. Zde vyčnívá zejména region Győr, který obecně vykazuje podprůměrné hodnoty míry nezaměstnanosti po celé zkoumané období, a to na úrovni od 2 % v současnosti do 5,5 % v období po roce 2008 (nadprůměrná je i těsnost trhu práce tohoto regionu). Ve všech regionech se však ukazuje významný růst možné efektivity párovacího procesu reprezentovaný poklesem úrovně konstanty, který právě doplňuje nevýznamné či nízké koeficienty elasticity.

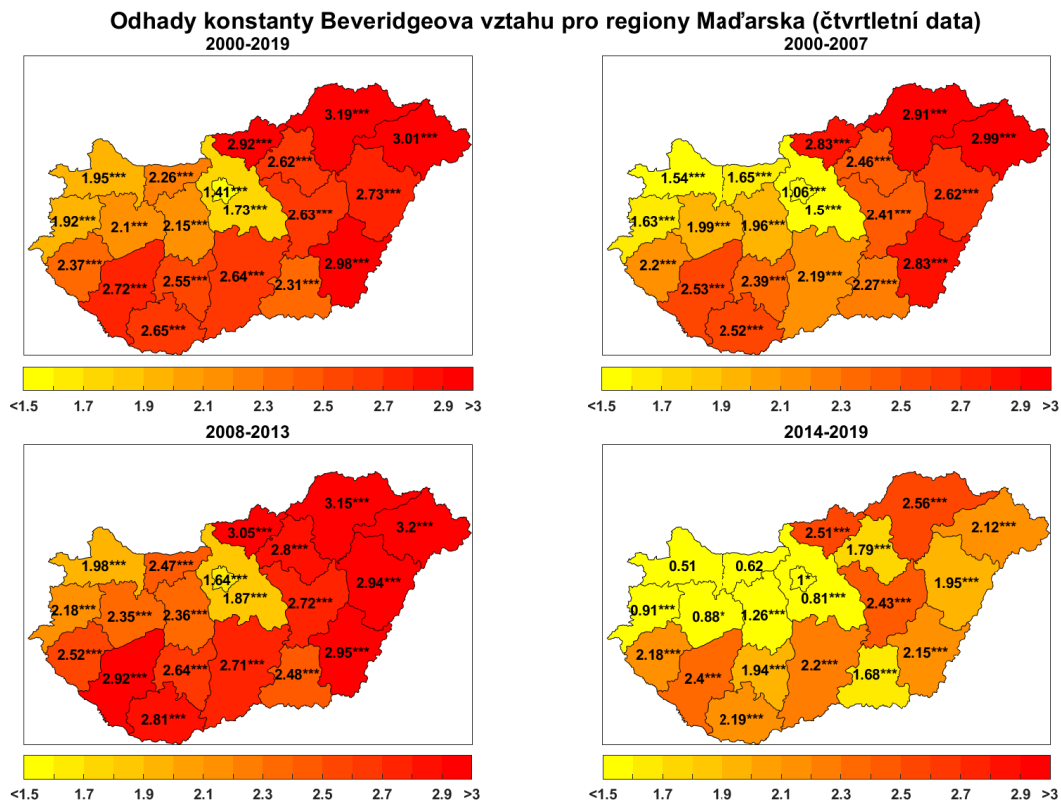
Naopak co do odhadů úrovně konstanty i elasticity Beveridgeovy křivky jsou vysoce heterogenní regiony Polska, zobrazené na obrázcích 5.20 a 5.20. Kromě zcela rozdílných hodnot poklesů a růstů v úrovně konstantě, jsou z hlediska odhadů koeficientu elasticity velmi atypické vojvodství Wielkopolskie a Kujawsko-Pomorskie, které v období 2013-2019 vykazují zcela nevýznamné hodnoty elasticity a nejvýraznější pokles koeficientů úrovně konstanty (jakožto kompenzující faktor kompenzující růstem efektivity pokles nízké flexibility těchto trhů práce). Jedná se přitom o dva zcela rozdílné regiony, kdy vojvodství Wielkopolskie vykázalo mezi obdobími 2000-2007 a 2014-2019 pokles průměrné míry nezaměstnanosti z 14,2 % na 5,4 % (a patří k regionům s nejnižší mírou nezaměstnanosti) a Kujawsko-Pomorskie, které také zaznamenalo pokles míry nezaměstnanosti z 21,2 % na 12,2 % a patří k regionům s nejvyšší průměrnou nezaměstnaností v Polsku. Z pohledu na statistiky z přílohy E přitom nejsou v jednotlivých charakteristikách regionální nezaměstnanosti a její struktury pozorovatelné žádné zásadní rozdíly. Zdá se tak že případný růst efektivity je dán nepozorovanými charakteristikami. Podíváme-li se



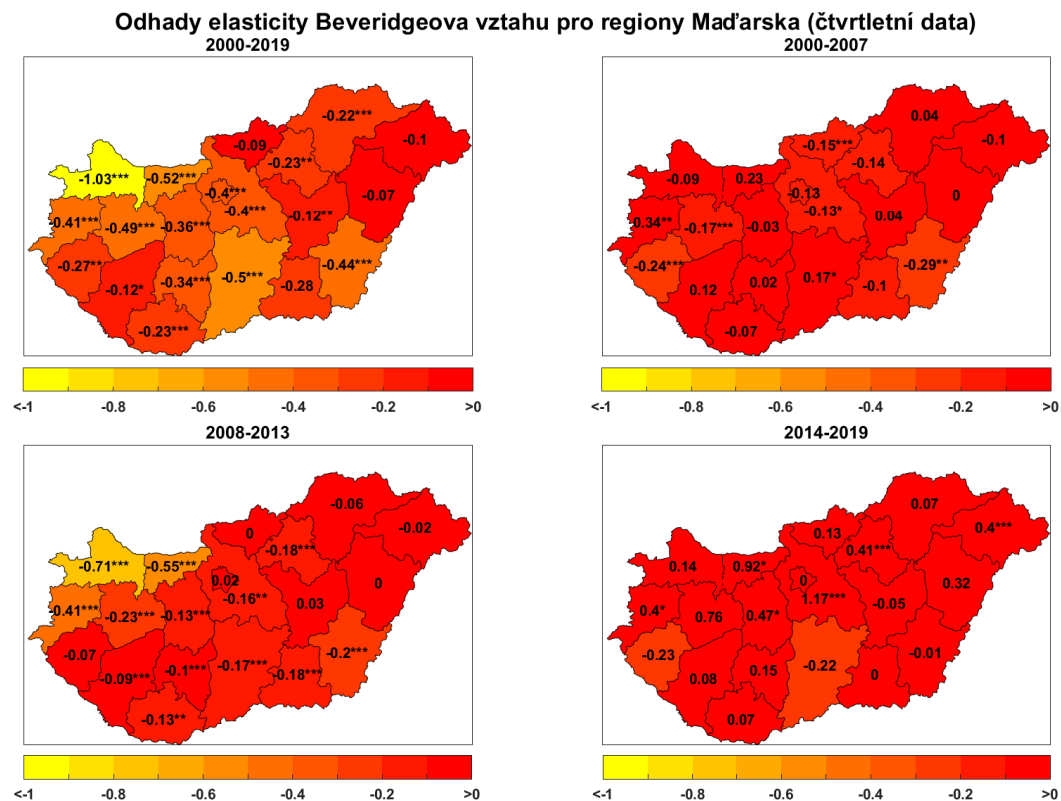
**Obrázek 5.15:** Odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Slovenska na čtvrtletních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.



**Obrázek 5.16:** Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Slovenska na čtvrtletních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

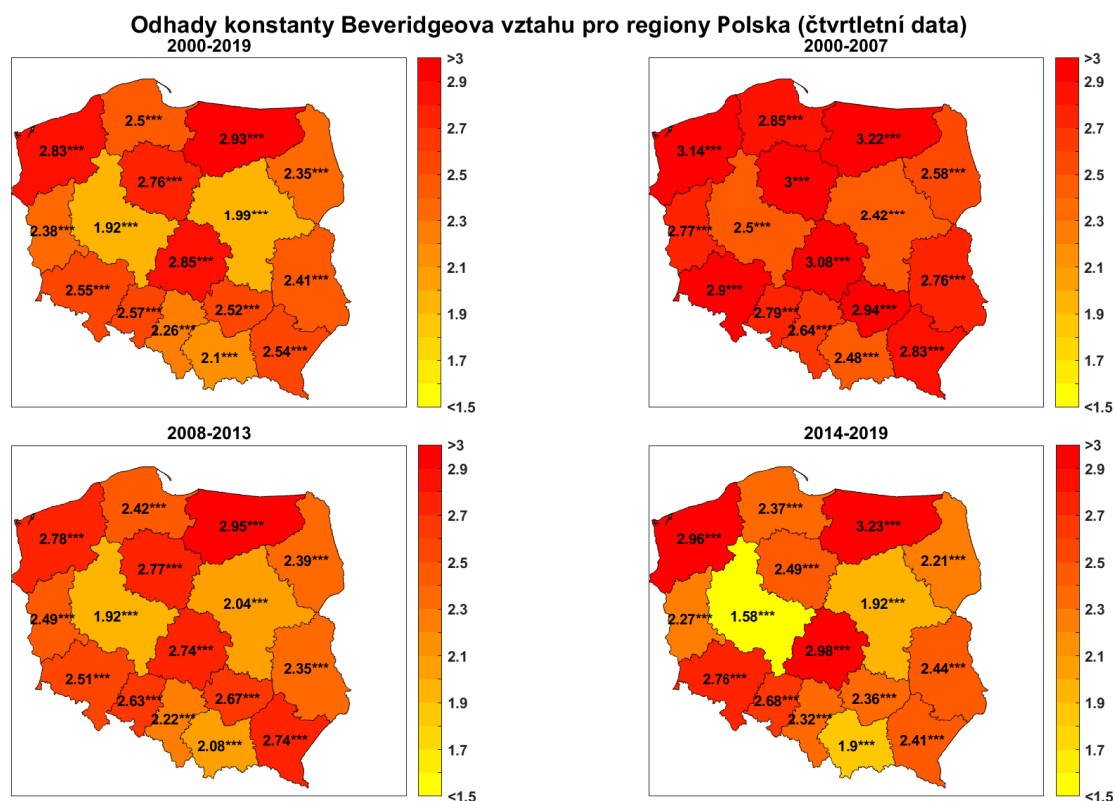


**Obrázek 5.17:** Odhady úrovnové konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Maďarska na čtvrtletních datech  
 Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.



**Obrázek 5.18:** Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Maďarska na čtvrtletních datech  
 Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

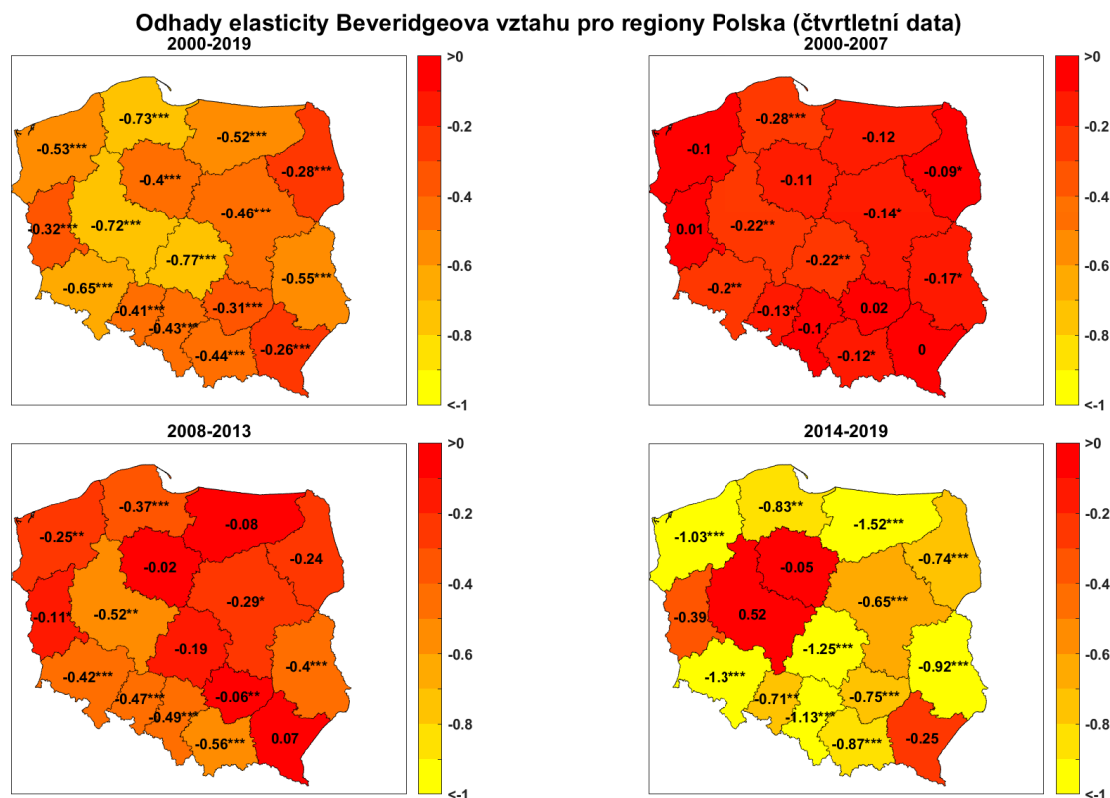
na další dvě vojvodství s nevýznamnou elasticitou (Lubiskie a Podkarpackie), můžeme tento fakt spojit s výrazně nadprůměrným podílem dlouhodobě nezaměstnaných, jejichž (nepozorované) charakteristiky mohou odpovídat např. odrazeným zaměstnancům, kteří již na změny v nabídce volných pracovních míst nereagují.



**Obrázek 5.19:** Odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Polska na čtvrtletních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

## 5.3 Shrnutí

V této kapitole jsme se zaměřili na identifikaci flexibility trhů práce v zemích Visegrádské čtyřky, a to z pohledu Okunova vztahu, který propojuje dynamiku mezery nezaměstnanosti a mezery výstup, a dále pak z pohledu Beveridgeova vztahu (Beveridgeovy křivky), který popisuje vazbu mezi nezaměstnaností a volnými pracovními místy. Ukazuje se, že flexibilita v rámci každého z těchto přístupů nemusí být v plném souladu, neboť flexibilita vyjádřená jako intenzita reakce nezaměstnanosti na ekonomický růst představována Okunovým koeficientem naráží na své limity v případě nadměrného růstu ekonomiky, kdy se míra nezaměstnanosti dostává na nízké hodnoty, jak je tomu v období od roku 2015. V této situaci ekonomický růst na jedné straně podporuje zvýšenou tvorbu pracovních míst, která se s větší intenzitou obsazují (roste tedy elasticita nezaměstnanosti vzhledem k volným pracovním místům), ale tato volná pracovní místa zůstávají ve větší míře neobsazena. K poklesu nezaměstnanosti tak spíše přispívá růst efektivity párovacího procesu prezentovaného párovací funkcí, případně pokles míry separace, tedy míry zániku nových i stávajících pracovních míst. Růst efektivity v kontextu Beveridgeovy křivky může být spojen i s vyšší fluktuací zaměstnanců, kteří se mohou stát krátkodobě nezaměstnanými, aby však velmi rychle zaplnili volné pracovní místo. Tento efekt by mohlo zachytit využití definice nezaměstnaných jako součtu nezaměstnaných z předchozího období a nově příchozích nezaměstnaných (využijeme ji v části věnované přímo odhadům efektivity, tedy kapitole 6). V rámci Okunova vztahu pracující s dlouhodobými odchylkami od trendu by však tato systematicky zvýšená fluktuace vedla k nárůstu rovnovážné



**Obrázek 5.20:** Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Polska na čtvrtletních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

nezaměstnanosti, takže v mezeře nezaměstnanosti by se tento efekt dlouhodobého růstu ekonomiky nijak neprojevil a ukazatel tohoto druhu flexibility zůstává nízký, přestože trh z pohledu schopnosti nezaměstnaných uplatnit se na trhu práce díky ekonomického růstu funguje flexibilně.

V rámci odhadu Okunova koeficientu byl patrný pokles flexibility (oslabení Okunova vztahu) ve všech zkoumaných ekonomikách. Na regionální úrovni se jednalo zejména o kraje, s vysokým podílem nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním, vysokou těsností trhu práce a zároveň nízkým podílem (podprůměrným vůči ostatním regionům) u absolventů nebo nezaměstnaných osob do 24 let věku. Příkladem jsou regiony Praha a Středočeský kraj v České republice, Bratislavský a Trnavský kraj na Slovensku oblast Budapeště a Peště v případě Maďarska nebo vojvodství Lubelskie v Polsku. Některé regiony s nízkou flexibilitou v rámci Okunova vztahu však vykazovaly zcela odlišné charakteristiky poukazující i na možnost dalších mechanismů spojených spíše s růstem flexibility ve smyslu Beveridgeovy křivky případně nepozorovaných individuálních charakteristik těchto regionů nebo nezaměstnaných na individuální úrovni.

Beveridgeova křivka ve všech zemích skupiny V4 vykazovala pokles flexibility v období krize roku 2008, kdy případný růst volných pracovních míst vedl k výrazně nižšímu poklesu nezaměstnanosti (v relativním vyjádření). Asymetrie v koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky u většiny zemí poukazuje na skutečnost, že v období poklesu ekonomiky (kdy se snižoval počet volných pracovních míst) se v průměru nezaměstnanost neměnila (koeficient je při záporné mezeře výstupu nevýznamný nebo dokonce kladný). To může být spojeno s očekáváním firem, které se přes nabíhající krizi nechtěly okamžitě zaměstnanců zbavovat (s ohledem na náklady spojené s jejím opětovným najímáním, a to zvláště u kvalifikovaných zaměstnanců) a nemusely tak vnímat krizi jako dlouhodobou záležitost. Z důvodu opatrnosti však volná pracovní místa obsazovali s větší opatrností.

Z hlediska regionálních odhadů elasticity v Beveridgeově křivce se výsledky odhadů v rámci zemí a časových období neliší od výsledků na celostátní úrovni. Objevují se však rozdíly napříč regiony. Oproti relativní podobnosti elasticit nezaměstnanosti vzhledem k volným pracovním místům v Maďarsku vyka-

zuje Polsko největší heterogenitu. Větší variabilita je i patrná pro regiony České republiky a Slovenska. Výsledky odhadů Beveridgeovy křivky upozornily i na roli v možné změně efektivity párovacího procesu, což v tomto případě odpovídalo změnám v odhadech úrovně konstanty, kdy pokles flexibility (elasticity) byl obvykle doprovázen poklesem úrovně konstanty, tedy růstem efektivity, na což upozorňoval v případě Spojených států [Pater \(2017\)](#).

## Kapitola 6

# Modelování efektivity trhů práce zemí V4

Náplní této kapitoly budou odhady efektivity párovací funkce na regionálních datech nezaměstnanosti a faktorů, které jí mohou ovlivnit. Za tímto účelem využijeme jednak odhady párovací funkce založené na modelu panelových dat s fixními vlivy a dále pak dva přístupy využívající parametrické metody odhadu efektivity, konkrétně tedy modely stochastických mezí. Na základě těchto odhadů se pokusíme nalézt podobnosti a odlišnosti mezi faktory efektivnosti napříč zkoumanými ekonomikami, čím doplníme analýzu započatou v úvahách a změnách efektivity v rámci Beveridgeovy křivky z kapitoly 5.

### 6.1 Modely efektivity

Pro účely odhadů efektivity a jejich determinant pro regionální trhy práce zemí Visegrádské skupiny využijeme tři typy modelů diskutovaných v kapitole 3.2.1. Prvním modelem bude model fixních vlivů pro panelová data v podobě vycházející z 3.2.1

$$\log M_{it} = \alpha_i + \xi_1 \log U_{it} + \xi_2 \log V_{it} + \tau t + X_{it}\beta + \epsilon_{it}, \quad (6.1)$$

kde  $\log M_{it}$  je logaritmus počtu vytvořených svazků v regionu  $i$  v čase  $t$ , který bude chápán jako logaritmus počtu umístěných uchazečů o zaměstnání v daném region a období,  $\log U_{it}$  je logaritmus počtu registrovaných nezaměstnaných v regionu  $i$  v čase  $t$  a  $\log V_{it}$  představuje logaritmus počtu volných pracovních míst v regionu  $i$  v čase  $t$ . Fixní individuální vlivy jednotlivých regionů jsou zachyceny v parametru  $\alpha_i$  a možný trendový vývoj zachycuje časový trend (a jemu příslušející parametr  $\tau$ ). Člen  $X_{it}$  je řádkový vektor obsahující regionální a další charakteristiky ovlivňujících či charakterizujících trh práce daného regionu.

Druhým modelem bude model stochastických mezí ve specifikaci Battese a Coelliho z kapitoly 3.2.2. Předpokládáme obecnou podobu modelu

$$\log M_{it} = \alpha + \xi_1 \log U_{it} + \xi_2 \log V_{it} + \tau t + \omega_{it} - \nu_{it}, \quad (6.2)$$

kde  $\nu_{it} = X_{it}\beta + \theta_{it}$  obsahuje regionálně specifické faktory a další charakteristiky ovlivňující neefektivitu  $\nu_{it}$ . Výrazy  $\omega_{it}$  a  $\theta_{it}$  jsou náhodné složky splňující vlastnosti definované v kapitole 3.2.2. Trend ve vývoji efektivity párování je zachycen v rámci zahrnutí členu lineárního trendu. V rámci analýzy robustnosti budou odhadovány i varianty modelu předpokládající konstantní výnosy z rozsahu

$$\log M_{it} = \alpha + \xi \log U_{it} + (1 - \xi) \log V_{it} + \tau t + \omega_{it} - \nu_{it}. \quad (6.3)$$

Posledním modelem je model stochastických mezí s fixními vlivy diskutovaný v části 3.2.3. Vychá-

zíme tedy z podoby modelu Předpokládáme model stochastických mezí v následující podobě

$$\begin{aligned} \log M_{it} &= \alpha_i + \xi_1 \log U_{it} + \xi_2 \log V_{it} + \epsilon_{it}, \\ \epsilon_{it} &= \omega_{it} - \nu_{it}, \\ \omega_{it} &\sim N(0, \sigma_\omega^2), \\ \nu_{it} &= h_{it} \nu_i^*, \\ h_{it} &= f(X_{it}\beta), \\ \nu_i^* &\sim N^+(\mu_{\nu^*}, \sigma_{\nu^*}^2), \end{aligned} \tag{6.4}$$

kdy faktory ovlivňující člen neefektivity,  $\nu_{it}$ , jsou obsaženy ve funkci  $h_{it}$  skrze vektor regionálních a dalších charakteristik,  $X_{it}$ . pro  $i = 1, \dots, N$  a  $t = 1, \dots, T$ . Charakteristiky jednotlivých náhodných složek,  $\epsilon_{it}$ ,  $\omega_{it}$  a  $\nu_i^*$ , jsou diskutovány v kapitole 3.2.3. V rámci odhadů budeme předpokládat kladnou funkci  $f(\cdot)$  v podobě funkce absolutní hodnoty,  $f(\cdot) = |\cdot|$  a rovněž i half-normal rozdělení pro  $\nu^*$ , tedy  $\mu_{\nu^*} = 0$ .

Parametry v jednotlivých rovnicích a výsledné členy efektivity resp. neefektivity párovacího procesu jsou v dalších částech této kapitoly odhadovány na čtvrtletních a měsíčních regionálních zemí V4 v období let 2000 až 2019, kdy zdrojová data jsou podrobněji popsána v kapitole 4. Všechny proměnné jsou sezónně očištěny metodou X13-ARIMA. Model fixních vlivů pro panelová data byl odhadován estimátorem fixních vlivů s využitím robustních standardních chyb dle Arellano (1987), jedná se tedy o HAC estimátor pro panelová data, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor. K odhadu byl využit program `gretl` (2019). Modely stochastických mezí byly odhadovány metodou maximální věrohodnosti, a to s využitím balíčku `frontier` autorů Coelli – Henningsen (2019) v programu R, R Core Team (2013). Model stochastických mezí s fixními vlivy byl zpracován dle Wang – Ho (2010) v programovém prostředí MATLAB (2019). Odhady modelů byly provedeny jednak na plném vzorku dostupných dat od roku 2000 do roku 2019, jednak pak v případě modelu fixních vlivů i na dílčích obdobích zahrnujících období let 2000 až 2007, 2008 až 2013 a 2014 až 2019. Důvodu pro omezení rozsahu analýzy na dílčích vzorcích jen pro model fixních vlivů je dán tím, že v rámci modelů stochastických mezí nebyly v některých specifikacích odhady metodou maximální věrohodnosti dostatečně robustní v důsledku problémů s konvergencí (z čehož plyne i problém nekorektně odhadovaných směrodatných odchylek odhadů parametrů). Nicméně, v případě, kdy se pro odhady modelů stochastických mezí (zejména za předpokladu konstantních výnosů z rozsahu párovací funkce) odhady na jednotlivých obdobích podařilo s dostatečnou statistickou přesností identifikovat, bylo možno pozorovat velmi podobné rozdělení regionálních efektivit trhů práce jako tomu bylo v případě odhadů na celém vzorku v rámci daného období.

Jak již bylo naznačeno, proměnná vyjadřující počet vytvořených svazků,  $M$ , je definována jako počet umístěných uchazečů na konci daného období. Počet nezaměstnaných,  $U$ , vychází z údajů o počtu registrovaných nezaměstnaných na konci předchozího období (v případě čtvrtletních dat se jedná o měsíc předcházející poslednímu měsíci daného čtvrtletí) a počtu nově registrovaných nezaměstnaných v daném měsíci,  $U_{new}$  (v případě čtvrtletních dat se jedná o měsíc předcházející poslednímu měsíci daného čtvrtletí),  $V$ , je definován jako součet počtu volných pracovních míst na konci předchozího období (v případě čtvrtletních dat se jedná o měsíc předcházející poslednímu měsíci daného čtvrtletí), a počtu nově vytvořených volných pracovních míst v průběhu daného období,  $V_{new}$  (v případě čtvrtletních dat se jedná o poslední měsíc daného čtvrtletí). Definice pro čtvrtletní data, jakožto údaj vztahovaný k poslednímu měsíci daného čtvrtletí platí i pro dále definované proměnné, které jsou dostupné na měsíční i čtvrtletní bázi. Jako charakteristiky ovlivňující efektivitu resp. neefektivitu párovacího procesu byly využity následující proměnné, které lze najít i v literatuře, jako např. Destefanis – Fonseca (2007):

- mezera výstupu ( $y_{gap}$ ), kdy tyto mezery byly s využitím Hodrick-Prescottova filtru aplikovaného pro čtvrtletní data na logaritmus reálného hrubého domácího produktu, proměnná  $GDP$ , a v případě měsíčních dat na logaritmus indexu průmyslové produkce, proměnná  $IPI$ ;
- podíl registrovaných nezaměstnaných žen,  $U_{fem\_rate}$ , definovaný jako počet registrovaných



nezaměstnaných žen na konci daného období vzhledem k celkovému počtu nezaměstnaných na konci období;

- podíl registrovaných nezaměstnaných absolventů škol,  $U_{abs\_rate}$ , definovaný jako počet registrovaných nezaměstnaných absolventů škol na konci daného období vzhledem k celkovému počtu nezaměstnaných na konci období;
- podíl registrovaných nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti,  $U_{ben\_rate}$ , definovaný jako počet registrovaných nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti na konci daného období vzhledem k celkovému počtu nezaměstnaných na konci období;
- podíl registrovaných nezaměstnaných mladších 24 let,  $Age_{24\_rate}$ , definovaný jako počet registrovaných nezaměstnaných mladších 24 let na konci daného období vzhledem k celkovému počtu nezaměstnaných na konci období;
- podíl registrovaných nezaměstnaných starších 55 let,  $Age_{55\_rate}$ , definovaný jako počet registrovaných nezaměstnaných mladších 24 let na konci daného období vzhledem k celkovému počtu nezaměstnaných na konci období;
- podíl registrovaných nezaměstnaných bez základního vzdělání, se základním nebo nižším středním vzděláním,  $Edu_{1\_rate}$ , definovaný jako počet registrovaných nezaměstnaných bez základního vzdělání, se základním nebo nižším středním vzděláním na konci daného období vzhledem k celkovému počtu nezaměstnaných na konci období;
- podíl registrovaných nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním,  $Edu_{3\_rate}$ , definovaný jako počet registrovaných nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním na konci daného období vzhledem k celkovému počtu nezaměstnaných na konci období;
- podíl registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců,  $U_{3\_rate}$ , definovaný jako počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců na konci daného období vzhledem k celkovému počtu nezaměstnaných na konci období;
- podíl registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců,  $U_{12\_rate}$ , definovaný jako počet registrovaných nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců na konci daného období vzhledem k celkovému počtu nezaměstnaných na konci období.

Zdrojová data jsou podrobněji popsána v kapitole 4. V případě, kdy daná řada nebyly pro období odhadu využitelná, je na tuto skutečnost při prezentaci výsledků odhadu upozorněno. Nevýhodou definice charakteristik struktury nezaměstnaných je jejich stavová definice na konci období, kdy tímto nelze zachytit změny struktury v rámci zkoumaného období. S ohledem na nedostupnost těchto ukazatelů v tokovém vyjádření (podobně jako je tomu u veličin nově vytvořených volných pracovních míst nebo nově registrovaných uchazečů o zaměstnání) se tak jedná o aproximaci struktury nezaměstnaných v daném období.

## 6.2 Empirické odhady efektivity trhů práce pro regionální data

Pro přehlednost výkladu se zaměříme na prezentaci výsledků zejména pro modely založené na čtvrtletních datech. Odhady a ilustrace odhadnutých efektivit pro modely pracující s měsíčními daty jsou obsahem přílohy H.

### 6.2.1 Odhady modelu fixních vlivů

Jak uvádí [Ilmakunnas – Pesola \(2003\)](#), model fixních vlivů nepatří mezi preferované modely pro odhady efektivity, neboť nesplňuje podmínku, že technická efektivita je omezena na hodnotu 1. Protože se však jedná o lineární model, je jeho výhodou jednoduchost odhadu a možnost prozkoumat možné faktory ovlivňující přímo proces párování a alespoň nepřímým způsobem efektivitu. V rámci grafické ilustrace

efektivit získaných tímto způsobem je potřeba zdůraznit, že získané průměrné efektivity jsou normovány na hodnotu jedna dělením maximální odhadnuté efektivity, což může vést ke zkreslení při náhodném výkyvu tato pojaté efektivity v některém z období a regionů. V tomto případě je pro účely normování průměrné efektivity zvolen 99% kvantil, který extrémní odlehlá pozorování eliminuje.

**Tabulka 6.1:** Odhady párovací funkce z modelu panelových dat s fixními vlivy pro Českou republiku

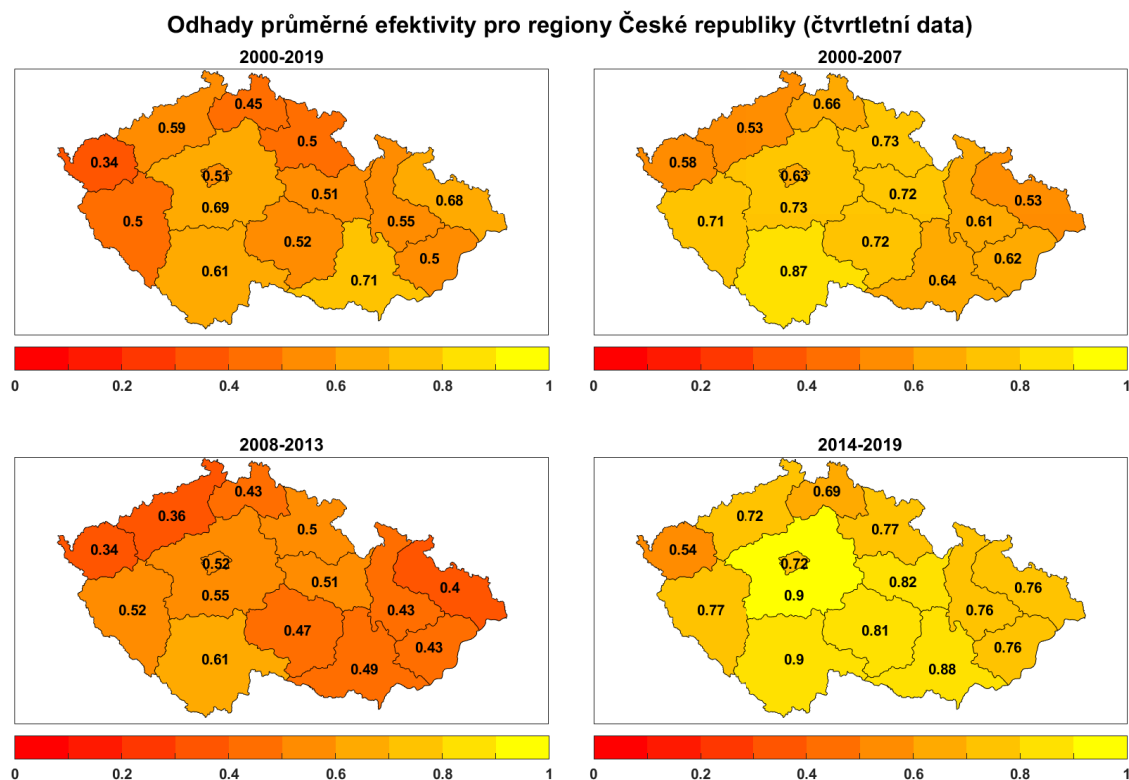
Parametr	Čtvrtletní data				Měsíční data			
	2000-2019	2000-2007	2008-2013	2014-2019	2000-2019	2000-2007	2008-2013	2014-2019
<i>konstanta</i>	5,189** (1,937)	-1,291 (2,296)	7,219* (3,800)	0,987** (0,413)	-3,083*** (0,528)	-1,186 (1,069)	9,318*** (1,994)	-2,309* (1,090)
<i>log U</i>	0,422*** (0,081)	0,816*** (0,163)	0,963*** (0,204)	0,659*** (0,024)	0,857*** (0,034)	0,729*** (0,077)	0,418 (0,132)	0,686*** (0,050)
<i>log V</i>	0,061** (0,025)	0,101*** (0,033)	-0,102 (0,059)	0,042* (0,020)	0,181*** (0,022)	0,101*** (0,17)	-0,181*** (0,046)	0,061*** (0,027)
<i>trend</i>	0,006*** (0,002)	-0,013** (0,004)	-0,030*** (0,005)			-0,004*** (0,000)	-0,014*** (0,001)	0,002* (0,001)
<i>y<sub>gap</sub></i>	0,025*** (0,004)		0,077*** (0,010)		0,017*** (0,000)	0,009*** (0,001)	0,024*** (0,002)	0,006*** (0,001)
<i>U<sub>fem_rate</sub></i>	-0,026*** (0,006)	0,013** (0,005)	-0,035*** (0,011)			0,018*** (0,005)	-0,045*** (0,010)	
<i>U<sub>abs_rate</sub></i>						-0,008** (0,003)		
<i>U<sub>ben_rate</sub></i>	0,033*** (0,002)	0,008*** (0,001)	0,012*** (0,004)		0,015*** (0,001)		-0,004* (0,002)	
<i>Age<sub>24_rate</sub></i>	-0,031*** (0,008)		-0,027 (0,015)	-0,023*** (0,003)	X	X	X	
<i>Age<sub>55_rate</sub></i>	-0,029*** (0,005)	0,0176* (0,009)	-0,041*** (0,012)		X	X	X	
<i>Edu<sub>1_rate</sub></i>	-0,013 (0,009)	-0,022*** (0,007)	-0,062* (0,031)		X	X	X	0,021** (0,001)
<i>Edu<sub>3_rate</sub></i>	-0,022* (0,010)	-0,080*** (0,025)			X	X	X	0,026* (0,013)
<i>U<sub>3_rate</sub></i>	-0,020*** (0,003)	0,016** (0,006)	-0,012*** (0,003)		X	X	X	0,007* (0,004)
<i>U<sub>12_rate</sub></i>	0,012*** (0,002)	0,014** (0,006)			X	X	X	0,007** (0,003)
LSDV $R^2$	0,92	0,98	0,95	0,99	0,90	0,98	0,94	0,99
Within $R^2$	0,58	0,62	0,80	0,94	0,49	0,58	0,76	0,93
FE test	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce s využitím modelu fixních vlivů. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Koeficienty bez označení statistické významnosti jsou významné na hladině významnosti 15 %, výjimkou je jen konstanta, vyjadřující průměrný fixní vliv, a proměnné párovací funkce, *log U* a *log V*. Symbol 'X' označuje proměnné, které nemohly být do modelu zahrnuty v důsledku chybějících dat v daném období. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na estimátoru Arellano (1987) (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor pro modely panelových dat). LSDV  $R^2$  označuje celkový koeficient, založený na druhé mocnině korelačního koeficientu mezi skutečnými a vyrovnanými hodnotami vysvětlované proměnné, Within  $R^2$  označuje koeficient determinace z regrese centrovaných proměnných. FE test označuje p-hodnotu testu shody fixních vlivů.

Z odhadů párovací funkce v tabulce 6.1 vidíme nejednoznačnost resp. proměnlivost ve faktorech ovlivňujících efektivitu párování v průběhu času, to je dáno tím, že v rámci odhadů v jednotlivých obdobích se mění i odhady individuálních vlivů. U odhadů na měsíčních datech může výsledky zkreslovat nedostupnost potřebných dat v některých časových obdobích. Co je evidentní je pokles elasticity párování vzhledem k nezaměstnanosti, jak ukazuje koeficient u proměnné *log U*. S klesající mírou nezaměstnanosti se vliv nezaměstnaných na úspěšnost párování (umístění nezaměstnaných) zmenšil. S pohledu

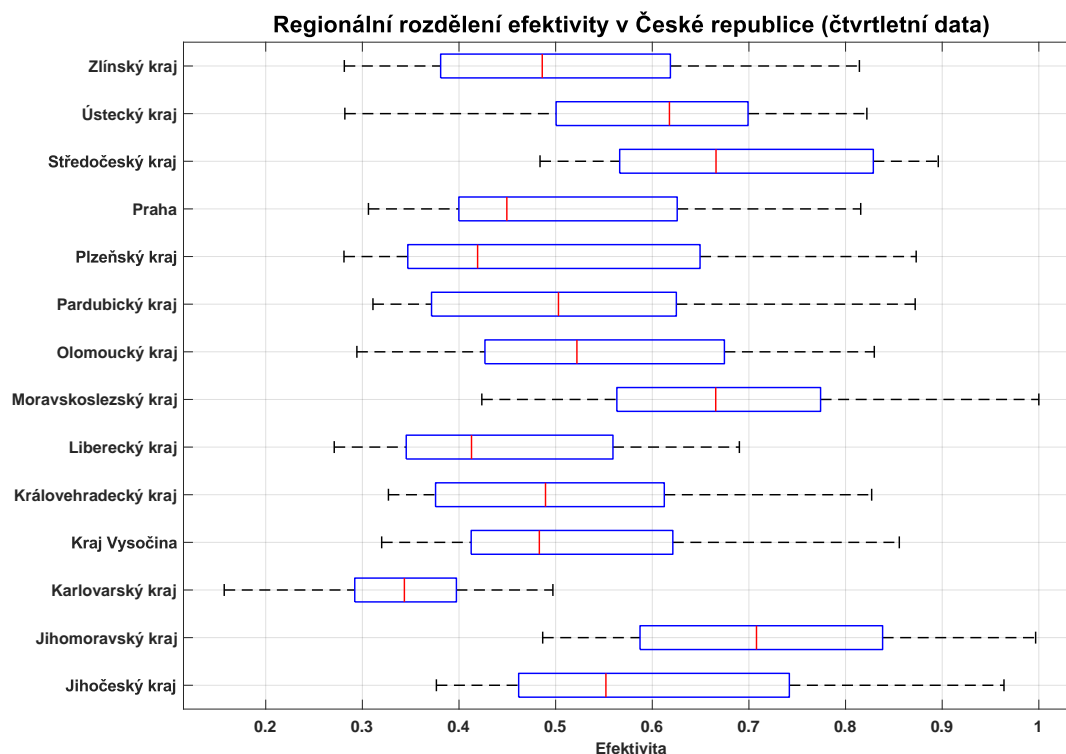
na koeficienty u proměnných  $\log U$  a  $\log V$  je patrné, že párovací funkce vykazuje klesající výnosy z rozsahu. V případě čtvrtletních dat se jako faktor vedoucí ke snížení efektivity párování jeví růst podílu věkové skupiny nezaměstnaných do 24 let a nad 55 let, efektivitu párování negativně ovlivňuje v případě čtvrtletních dat i podíl nezaměstnaných se základním nebo nižším středním vzděláním. V letech 2000-2007 se pozitivně na růstu efektivity podílely skupiny osob dlouhodobě nezaměstnaných, což vede k závěru, že přetrvávající vysoká míra nezaměstnanosti (která bývá důsledkem právě vysokého podílu dlouhodobě nezaměstnaných) nemusí nutně znamenat i nízkou efektivitu párovacího procesu. Ke stejnému závěru dochází v případě použití dat na okresní úrovni i Němec (2015).

S ohledem na možnou proměnlivost individuálních vlivů se zaměříme v dalších interpretacích výsledků na modely na celém období v případě čtvrtletních dat a to i z důvodu srovnatelnosti interpretací s modely stochastických mezí, které byly odhadovány rovněž na tomto období. Odhady na ostatních částech vzorku využijeme spíše k identifikaci faktorů, které jsou průkazné bez ohledu na období a frekvenci dat. Odhady na celém období ukazují pozitivní vliv trendu (tedy efektivita párování roste v čase) a stejně tak se v rámci celého projevuje procykličnost vývoje efektivity, která je robustní napříč obdobími i použitými daty. Pozitivní vliv vykazuje rovněž podíl osob pobírajících příspěvky v nezaměstnanosti, podíl dlouhodobě nezaměstnaných a meze výstupu. Ostatní faktory mají spíše negativní vliv, což se projevuje i na obrázku 6.1, který řadí mezi více efektivní regiony právě ty, kde jsou nadprůměrné hodnoty charakteristik struktury nezaměstnaných s pozitivním vlivem (hodnoty efektivity blíže maximu resp. 99% kvantilu dosažené efektivity jsou označeny žlutou barvou, hodnoty vzdalující se této hodnotě směrem k nule jsou označeny více červenou barvou). V tomto modelu nelze s ohledem na normování srovnávat hodnoty efektivity v čase. V rámci celého období se jako nejvíce efektivní jeví Jihomoravský kraj, na opačné straně žebříčku je kraj Královehradecký, který si svou pozici zachovává ve všech obdobích. To nejlépe ilustruje obrázek 6.2 kde mezi regiony s nejvyšší relativní efektivitou (i když s velkým rozptylem) patří Moravskoslezský kraj, Jihomoravský kraj a Středočeský kraj. Tyto výsledky však nejsou robustní z hlediska použitých dat (viz příloha H).



**Obrázek 6.1:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.



**Obrázek 6.2:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.

V případě Slovenska jsou faktory efektivity zobrazeny v tabulce 6.2. K poklesu efektivity párování přispívá podíl krátkodobě i dlouhodobě nezaměstnaných, což ale neplatí, pokud vezmeme v úvahu i faktory podílu nezaměstnaných dle věku a vzdělání (viz období od roku 2014 do roku 2019). Ukazuje se tak podobně jako v případě České republiky, že regiony s vyšší průměrnou mírou nezaměstnanosti mohou patřit i relativně efektivním v tom smyslu, že dokáží lepším způsobem využít omezené zdroje spojené často s nedostatkem volných pracovních míst. To však není případ období posledních 5 let. Zde se naopak ukazuje, že tyto regiony (viz obrázek 6.3) dokáží zvýšit míru párování i přes vyšší podíl dlouhodobě nezaměstnaných, což je právě znak efektivity trhu práce. Oproti výsledkům odhadů České republiky je v rámci celého období patrný vyšší vliv volných pracovních míst na úspěšnost párovacího procesu. Efekt nezaměstnanosti je zde potlačen. Typický je zde rovněž klesající trend v efektivitě a proticykličnost vývoje efektivity (záporný koeficient proměnné mezery výstupu). Podíl nezaměstnaných žen má rovněž negativní vliv na efektivitu. Pozitivní vliv podílu absolventů je málo robustní s ohledem na změnu znaménka v období 2014-2019, kdy byly k dispozici i další proměnné. Nízkou mírou efektivity párovacího procesu v případě Bratislavy ukazuje obrázek 6.4, a naopak vyšší Prešovský kraj. Toto rozdělení je robustní i při použití měsíčních dat, kdy výsledné histogramy jsou zkresleny přítomností odlehleho odhadu efektivity Prešovského kraje v jednom období.

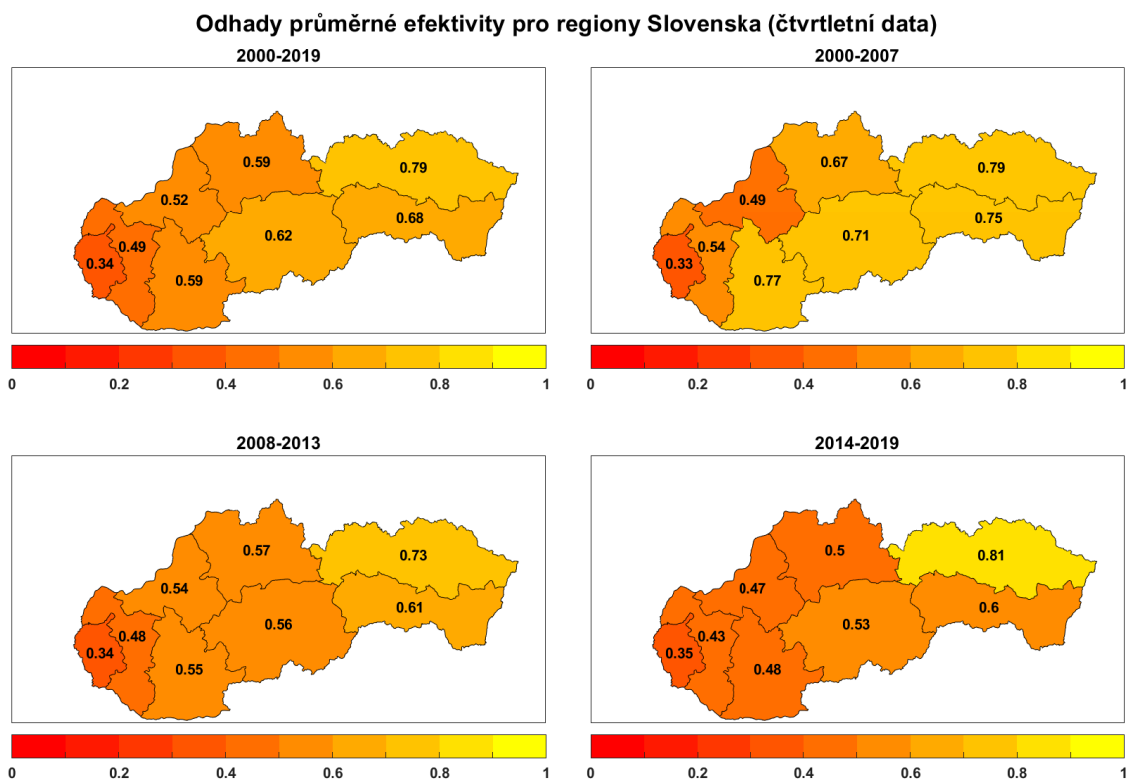
Odhady faktorů efektivity pro Maďarsko jsou obsahem tabulky 6.3. Jako robustní z hlediska použití dat (při zohlednění nedostupnosti dat ve všech obdobích) se jeví negativní odhady vlivu podílu nezaměstnaných se základním nebo nižším středním vzděláním. Podobně je na tom vliv podílu nezaměstnaných pobírajících příspěvky v nezaměstnanosti, které se ve většině období jeví jako pozitivně ovlivňující efektivitu párování, což může být způsobeno faktem, že podpora v nezaměstnanosti dovoluje nezaměstnanému hledat si mnohem uvážlivěji vhodné zaměstnání. Robustní je rovněž výrazný vliv elasticity párování vzhledem k nezaměstnanosti a rovněž i o něco menší, ale významný vliv volných pracovních míst. Obrázky 6.5 a 6.6 velmi jasně ukazují, že z hlediska homogenity jsou všechny regiony podobně efektivní, a to po celé zkoumané období (platí to i pro modely využívající měsíční data).

Odhady faktorů efektivity Polska jsou obsahem tabulky 6.4. Podobně jako v případě Maďarska je robustní a výrazný vliv elasticity párování vzhledem k nezaměstnanosti a rovněž i o něco menší, ale

Tabulka 6.2: Odhady párovací funkce z modelu panelových dat s fixními vlivy pro Slovensko

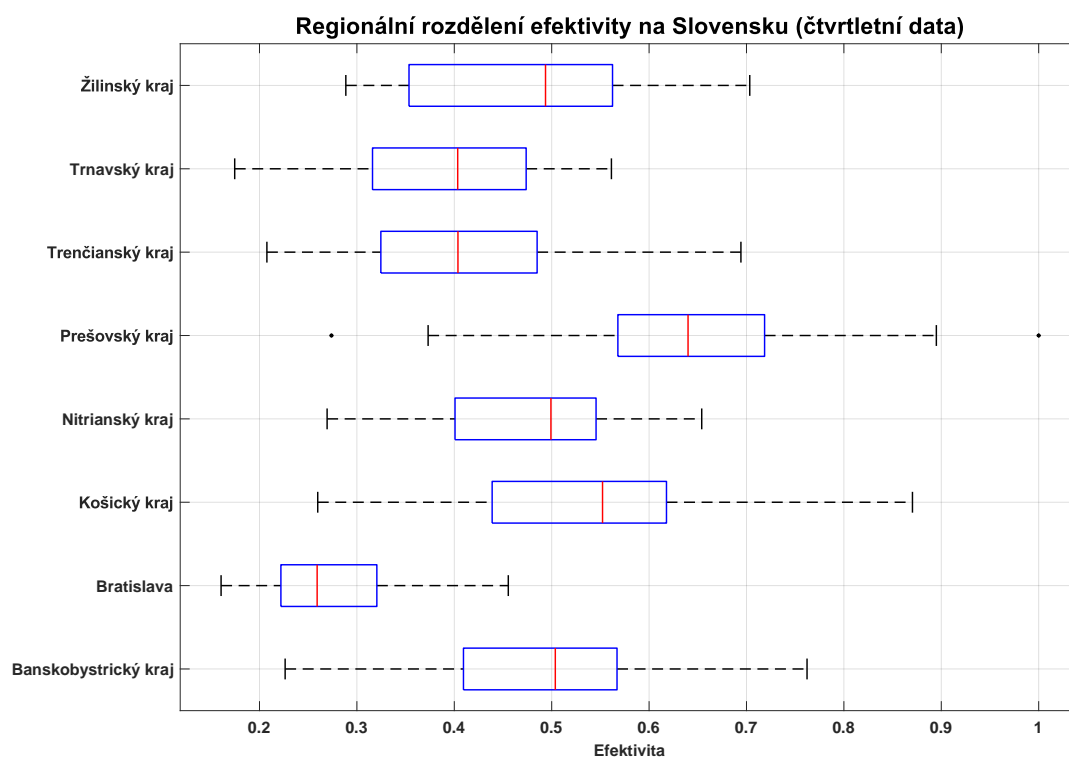
Parametr	Čtvrtletní data				Měsíční data			
	2000-2019	2000-2007	2008-2013	2014-2019	2000-2019	2000-2007	2008-2013	2014-2019
<i>konstanta</i>	9,215*** (0,618)	6,929*** (1,352)	9,864*** (1,022)	6,859*** (1,724)	8,801*** (0,437)	4,389** (1,558)	11,953*** (1,002)	6,000*** (1,139)
<i>log U</i>	-0,060 (0,196)	0,039 (0,107)	-0,069 (0,061)	-0,112 (0,095)	0,017 (0,028)	0,185 (0,124)	-0,189** (0,062)	-0,068 (0,067)
<i>log V</i>	0,196*** (0,0193)	0,180*** (0,028)	0,174** (0,066)	0,108 (0,066)	0,171*** (0,022)	0,329*** (0,035)	0,134** (0,049)	0,059* (0,026)
<i>trend</i>	-0,005*** (0,000)	-0,016*** (0,003)	-0,004 (0,003)	-0,024 (0,013)	-0,002*** (0,000)	-0,005*** (0,001)		
<i>y<sub>gap</sub></i>	-0,015** (0,004)	-0,009** (0,003)		-0,115*** (0,016)		0,006*** (0,001)	0,007** (0,002)	
<i>U<sub>fem</sub>rate</i>	-0,021*** (0,004)		-0,040*** (0,010)		-0,022*** (0,004)		-0,050*** (0,009)	
<i>U<sub>abs</sub>rate</i>	0,024** (0,007)	0,029*** (0,008)	0,043** (0,014)	-0,121* (0,052)	-0,005 (0,003)	-0,052*** (0,007)	0,024** (0,007)	
<i>U<sub>ben</sub>rate</i>	X	X	X	X	X	X	X	X
<i>Age<sub>24</sub>rate</i>	X	X	X		X	X	X	
<i>Age<sub>55</sub>rate</i>	X	X	X	0,026* (0,011)	X	X	X	
<i>Edu<sub>1</sub>rate</i>	X	X	X	0,031*** (0,007)	X	X	X	0,015 (0,009)
<i>Edu<sub>3</sub>rate</i>	X	X	X	0,036** (0,013)	X	X	X	0,024** (0,008)
<i>U<sub>3</sub>rate</i>	-0,037*** (0,003)	-0,024*** (0,004)	-0,032*** (0,004)	-0,035***	-0,023*** (0,002)	(0,004)	-0,028*** (0,003)	-0,005* (0,003)
<i>U<sub>12</sub>rate</i>	-0,012*** (0,002)	-0,007*** (0,002)	-0,008 (0,005)	0,017*** (0,005)	-0,012*** (0,001)		-0,010*** (0,002)	0,017*** (0,004)
LSDV $R^2$	0,87	0,92	0,84	0,87	0,77	0,72	0,82	0,89
Within $R^2$	0,76	0,82	0,63	0,49	0,60	0,49	0,55	0,55
FE test	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce s využitím modelu fixních vlivů. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Koeficienty bez označení statistické významnosti jsou významné na hladině významnosti 15 %, výjimkou je jen konstanta, vyjadřující průměrný fixní vliv, a proměnné párovací funkce,  $\log U$  a  $\log V$ . Symbol 'X' označuje proměnné, které nemohly být do modelu zahrnuty v důsledku chybějících dat v daném období. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na estimátoru Arellano (1987) (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor pro modely panelových dat). LSDV  $R^2$  označuje celkový koeficient, založený na druhé mocnině korelačního koeficientu mezi skutečnými a vyrovnanými hodnotami vysvětlované proměnné, Within  $R^2$  označuje koeficient determinace z regrese centrovaných proměnných. FE test označuje p-hodnotu testu shody fixních vlivů.



**Obrázek 6.3:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.



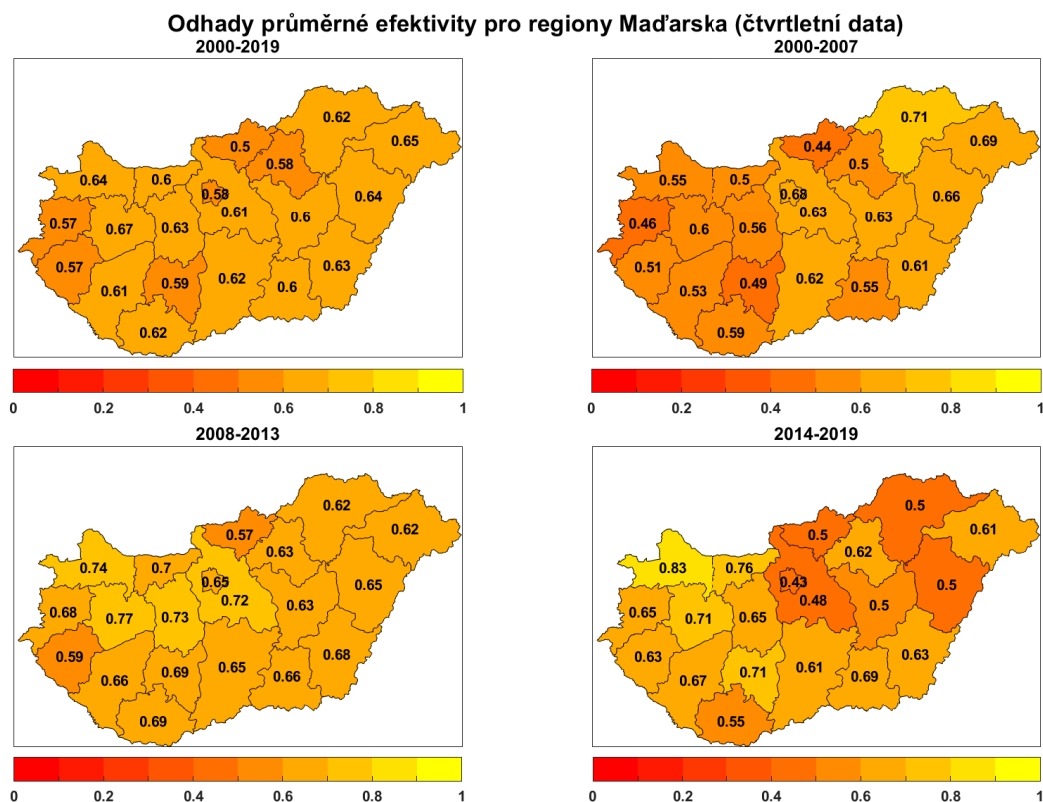
**Obrázek 6.4:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.

Tabulka 6.3: Odhady párovací funkce z modelu panelových dat s fixními vlivy pro Maďarsko

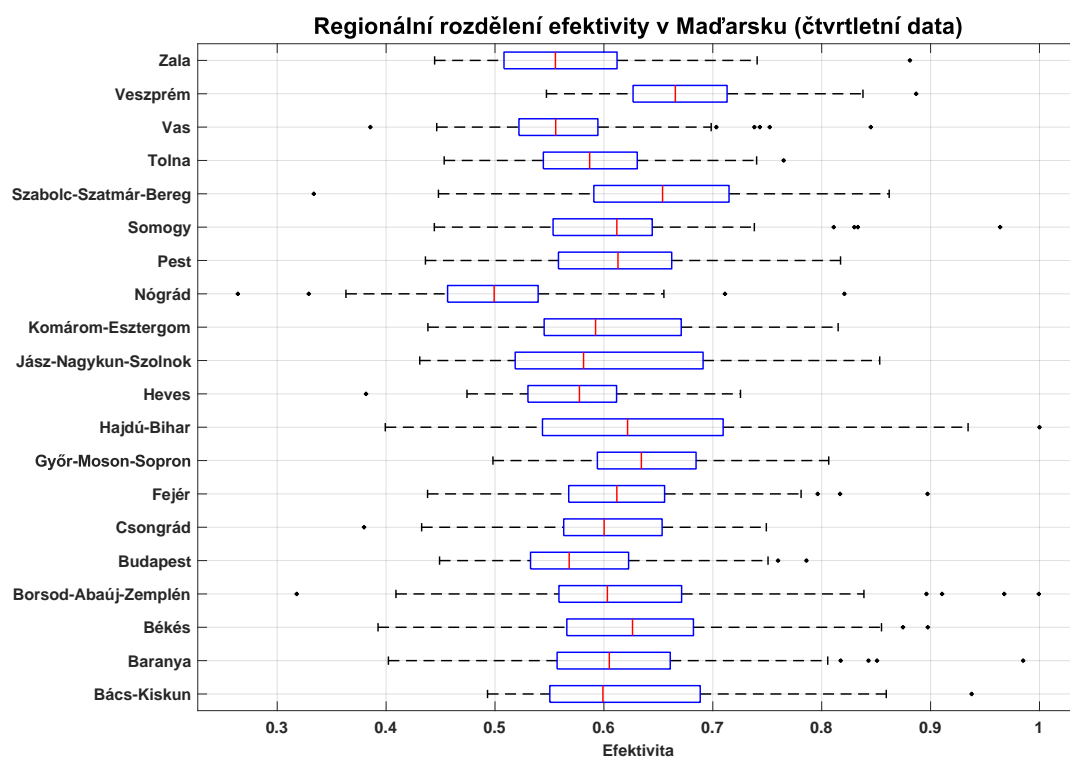
Parametr	Čtvrtletní data				Měsíční data			
	2000-2019	2000-2007	2008-2013	2014-2019	2000-2019	2000-2007	2008-2013	2014-2019
<i>konstanta</i>	-0,373 (0,412)	1,831** (0,676)	-1,823** (0,638)	0,269 (1,025)	-0,034 (0,320)	1,287* (0,615)	-2,400*** (0,527)	-1,905** (0,860)
<i>log U</i>	0,645*** (0,032)	0,506*** (0,065)	0,709*** (0,052)	0,845*** (0,090)	0,619*** (0,027)	0,526*** (0,059)	0,749*** (0,043)	0,708*** (0,079)
<i>log V</i>	0,207*** (0,027)	0,101*** (0,029)	0,224*** (0,030)	0,259*** (0,027)	0,205*** (0,024)	0,130*** (0,030)	0,276*** (0,029)	0,243*** (0,035)
<i>trend</i>	-0,002*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	0,013*** (0,002)		-0,001*** (0,000)		0,002*** (0,001)	-0,004*** (0,001)
<i>y<sub>gap</sub></i>	-0,007** (0,003)		0,018*** (0,003)	0,044*** (0,013)		-0,005*** (0,001)	0,004*** (0,001)	0,004** (0,002)
<i>U<sub>fem_rate</sub></i>	X	X	X		X	X	X	0,014** (0,006)
<i>U<sub>abs_rate</sub></i>	0,027*** (0,004)	0,016** (0,007)	0,018** (0,008)	-0,016** (0,007)	0,016*** (0,004)		0,019*** (0,006)	
<i>U<sub>ben_rate</sub></i>		0,005*** (0,001)	0,006*** (0,002)			0,009*** (0,001)	0,006** (0,002)	0,010** (0,004)
<i>Age<sub>24_rate</sub></i>	X	X	X		X	X	X	0,011** (0,005)
<i>Age<sub>55_rate</sub></i>	X	X	X	-0,023*** (0,005)	X	X	X	0,011** (0,005)
<i>Edu<sub>1_rate</sub></i>	X	X	X	-0,030*** (0,009)	X	X	X	-0,003** (0,001)
<i>Edu<sub>3_rate</sub></i>	X	X	X	-0,025** (0,011)	X	X	X	
<i>U<sub>3_rate</sub></i>	X	X	X	X	X	X	X	X
<i>U<sub>12_rate</sub></i>	X	X	X	X	X	X	X	X
LSDV $R^2$	0,93	0,97	0,92	0,96	0,91	0,95	0,91	0,94
Within $R^2$	0,66	0,33	0,61	0,81	0,58	0,30	0,57	0,65
FE test	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce s využitím modelu fixních vlivů. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Koeficienty bez označení statistické významnosti jsou významné na hladině významnosti 15 %, výjimkou je jen konstanta, vyjadřující průměrný fixní vliv, a proměnné párovací funkce,  $\log U$  a  $\log V$ . Symbol 'X' označuje proměnné, které nemohly být do modelu zahrnuty v důsledku chybějících dat v daném období. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na estimátoru Arellano (1987) (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor pro modely panelových dat). LSDV  $R^2$  označuje celkový koeficient, založený na druhé mocnině korelačního koeficientu mezi skutečnými a vyrovnanými hodnotami vysvětlované proměnné, Within  $R^2$  označuje koeficient determinace z regrese centrovaných proměnných. FE test označuje p-hodnotu testu shody fixních vlivů.



**Obrázek 6.5:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.



**Obrázek 6.6:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.



významný vliv volných pracovních míst. Z hlediska vývoje efektivity převažuje rostoucí trend s procyklickým vývojem. Vliv jednotlivých faktorů ovlivňujících efektivity není příliš robustní velmi závisí na zvoleném období. Spíše negativní vliv na celém období let 2001-2019 lze pozorovat u proměnné vyjadřující podíl nezaměstnaných ve věku do 24 let (v ostatních případech se tato proměnná jeví jako nevýznamný faktor).

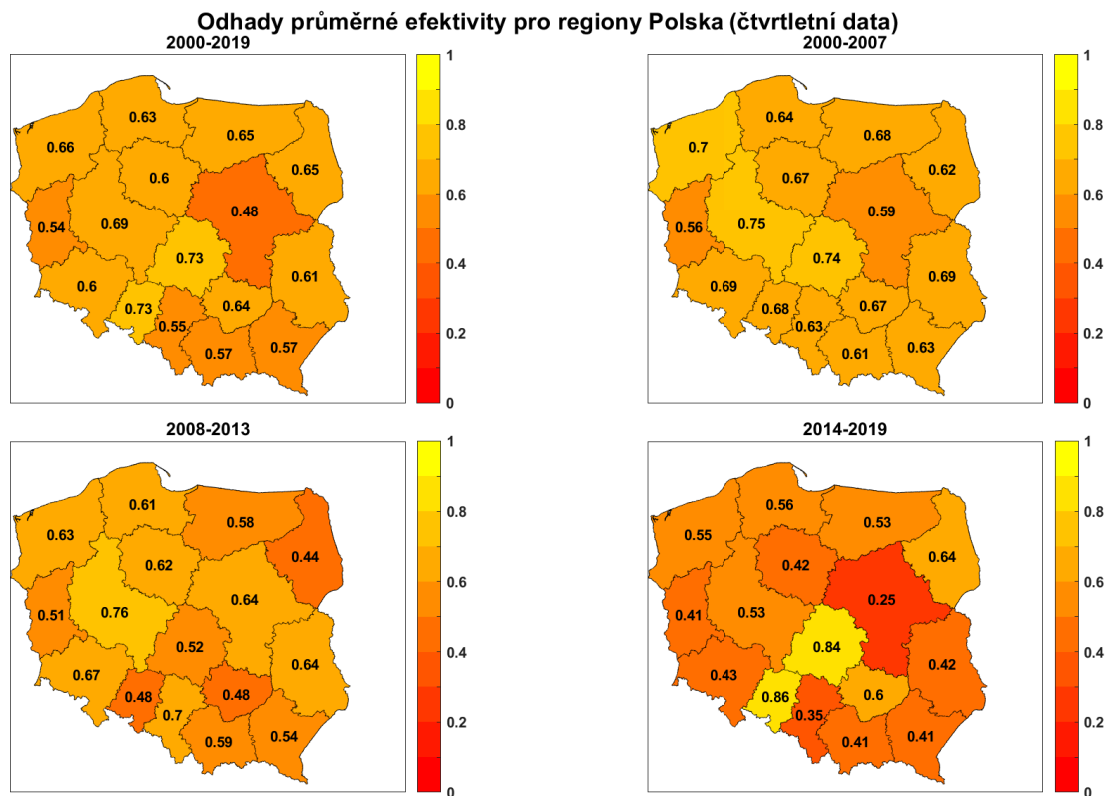
Obrázky 6.7 a 6.8 pro čtvrtletní data vojvodství Opolskie a Łódzkie jako regiony s nejvyšší relativní úrovní efektivity, na druhé straně pak stojí vojvodství Mazowieckie. Toto ukazují i obrázky pro měsíční data.

**Tabulka 6.4:** Odhady párovací funkce z modelu panelových dat s fixními vlivy pro Polsko

Parametr	Čtvrtletní data				Měsíční data			
	2001-2019	2001-2007	2008-2013	2014-2019	2001-2019	2001-2007	2008-2013	2014-2019
<i>konstanta</i>	-4,477*** (0,519)	-3,517*** (1,031)	2,020 (1,209)	-10,628*** (1,617)	-2,511*** (0,251)	-2,478*** (0,483)	1,749 (1,531)	-6,713*** (1,282)
<i>log U</i>	0,941*** (0,039)	0,788*** (0,091)	0,612*** (0,106)	1,390*** (0,115)	0,804*** (0,024)	0,815*** (0,038)	0,530*** (0,102)	1,052*** (0,090)
<i>log V</i>	0,204*** (0,022)	0,199*** (0,021)	0,075*** (0,024)	0,200*** (0,031)	0,220*** (0,017)	0,136*** (0,023)	0,177*** (0,018)	0,199*** (0,029)
<i>trend</i>	0,002** (0,001)	0,027*** (0,003)	-0,015*** (0,004)	0,009** (0,004)	0,000* (0,000)	0,004*** (0,000)		0,004*** (0,001)
<i>y<sub>gap</sub></i>	0,008** (0,003)	0,018*** (0,002)	-0,039*** (0,006)		0,006*** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,008*** (0,002)	0,011*** (0,001)
<i>U<sub>fem</sub>rate</i>							-0,014** (0,005)	
<i>U<sub>abs</sub>rate</i>		0,031** (0,011)		-0,071** (0,027)	0,018* (0,009)			
<i>U<sub>ben</sub>rate</i>	-0,010*** (0,003)		-0,027*** (0,002)				-0,009*** (0,003)	
<i>Age<sub>24</sub>rate</i>	-0,011*** (0,004)				-0,019*** (0,003)			
<i>Age<sub>55</sub>rate</i>	0,009*** (0,002)	-0,023 (0,014)		0,017*** (0,005)	X	X	-0,008*** (0,002)	0,028*** (0,004)
<i>Edu<sub>1</sub>rate</i>		0,011* (0,006)			X	X	X	X
<i>Edu<sub>3</sub>rate</i>		-0,039*** (0,010)	0,037** (0,016)		X	X	X	X
<i>U<sub>3</sub>rate</i>	0,014*** (0,002)		-0,010*** (0,002)	0,036*** (0,006)	X	X	X	X
<i>U<sub>12</sub>rate</i>	0,003** (0,001)		-0,006*** (0,002)		X	X	0,003* (0,001)	
LSDV $R^2$	0,97	0,99	0,98	0,99	0,97	0,97	0,98	0,99
Within $R^2$	0,82	0,86	0,70	0,94	0,80	0,71	0,68	0,92
FE test	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

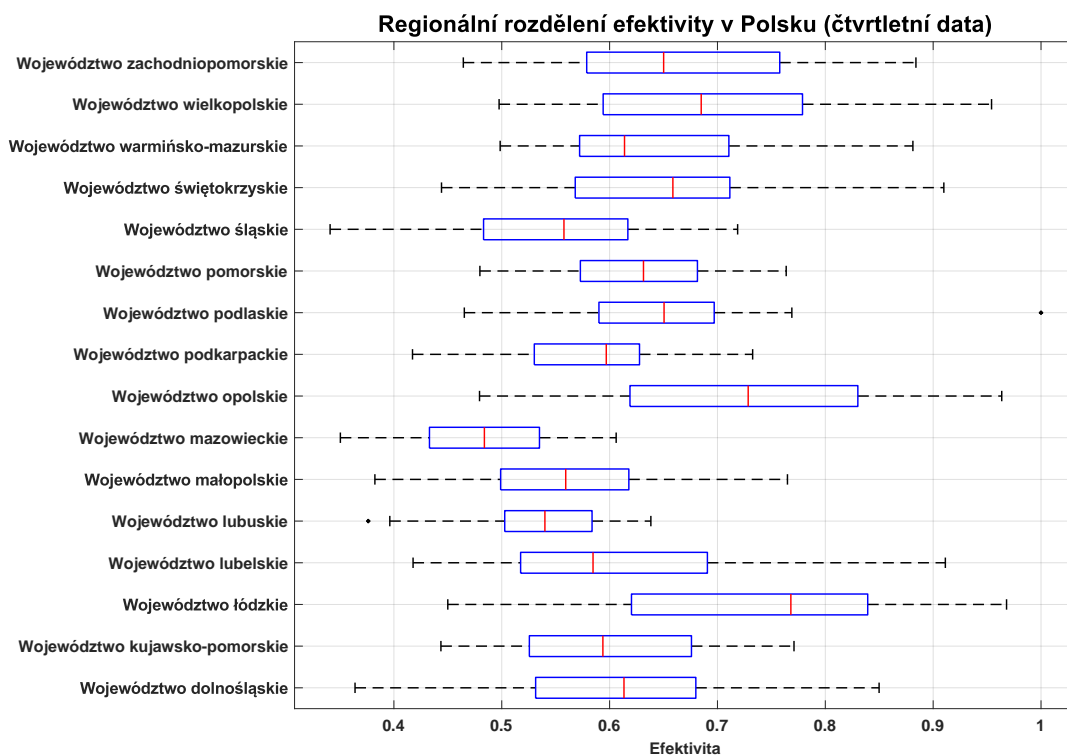
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce s využitím modelu fixních vlivů. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Koeficienty bez označení statistické významnosti jsou významné na hladině významnosti 15 %, výjimkou je jen konstanta, vyjadřující průměrný fixní vliv, a proměnné párovací funkce,  $\log U$  a  $\log V$ . Symbol 'X' označuje proměnné, které nemohly být do modelu zahrnuty v důsledku chybějících dat v daném období. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na estimátoru Arellano (1987) (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor pro modely panelových dat). LSDV  $R^2$  označuje celkový koeficient, založený na druhé mocnině korelačního koeficientu mezi skutečnými a vyrovnanými hodnotami vysvětlované proměnné, Within  $R^2$  označuje koeficient determinace z regrese centrovaných proměnných. FE test označuje p-hodnotu testu shody fixních vlivů.

Globální pohled na vývoj a rozdělení relativní efektivity párovacího procesu na základě modelu fixních vlivů ilustruje obrázek 6.9, které je robustní pro čtvrtletní i měsíční data v případě Slovenska (silný



**Obrázek 6.7:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data)

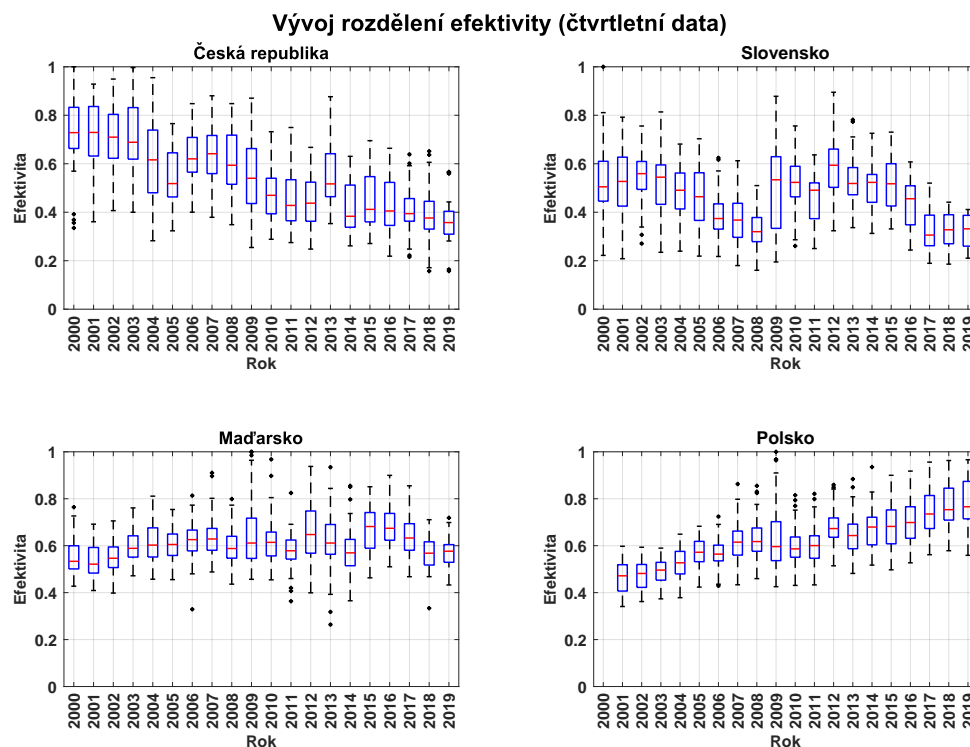
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.



**Obrázek 6.8:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.

cyklický vývoj doprovázený poklesem variability), Maďarska (stabilní průběh i rozdělení napříč regiony) a Polska (rostoucí trend i rozptyl v míře efektivity). V případě České republiky je nejednoznačný vývoj efektivity na konci zkoumaného období, kde modely na čtvrtletních a měsíčních datech ukazují opačné trendy.



**Obrázek 6.9:** Vývoj rozdělení efektivity párovacího procesu v regionech zemí V4 (panelový model fixních vlivů, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.

### 6.2.2 Odhady modelu stochastických mezí

Model stochastických mezí (bez zahrnutí individuálního vlivu) byl odhadnut pro období let 2000 až 2019 (v případě Polska pak od roku 2001). S ohledem na nelineární povahu modelu se právě odhad na plném vzorku ukázal jako nejrobustnější a nejstabilnější. To ilustrují odhady v tabulce 6.5, kdy pracujeme s modelem s konstantními výnosy z rozsahu. Podobné výsledky dostáváme i při odhadu neomezeného modelu, jak je patrné z části H.2 přílohy H. Model stochastických mezí byl identifikován dobře, čemuž napomáhají odhady parametru  $\gamma$  (podíl variability členu neefektivity na celkové variabilitě náhodné složky modelu), které nenabývají extrémních hodnot 0 nebo 1.

Tabulka 6.5 shrnuje odhady faktorů ovlivňujících člen neefektivity pro jednotlivé země a použitá data. Na tomto místě je potřeba zdůraznit, že v modelu se jedná o faktory ovlivňující neefektivitu párovacího procesu, vliv na efektivitu tak bude opačný, než ukazují znaménka v tabulce. V případě České republiky hraje v párovacím procesu výraznější roli koeficient elasticity párování vzhledem k volným pracovním místům (odhad 0,863 je nejvyšší ze všech ostatních zemí). Na efektivitu párování má pozitivní vliv hospodářský cyklus, podílu osob pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti a podíl krátkodobě nezaměstnaných a rovněž i dlouhodobě nezaměstnaných, což je spojeno s tím, že v průběhu analyzovaného období docházelo ke snižování podílu dlouhodobě nezaměstnaných ve většině regionů České republiky. S tím je spojen i pozitivní vliv podílu nezaměstnaných starších 55 let (proměnná *Age\_55\_rate*), kteří tvoří velkou část dlouhodobě nezaměstnaných. Tento vliv však nebyl (oproti ostatním faktorům) průkazný na měsíčních datech, podobně jako negativní vliv vzdělanostní struktury. Jako robustní se ukázal negativní vliv na efektivitu v případě podílu nezaměstnaných žen (kladné znaménko u proměnné

$U_{fem\_rate}$ ) a nezaměstnaných absolventů (kladné znaménko u proměnné  $U_{abs\_rate}$ ).

I v případě Slovenska platí, že v průběhu pozorovaného období dosahovaly regiony s vyšším podílem dlouhodobě nezaměstnaných vyšší míry efektivity. Negativně se na efektivitu projevuje podíl nezaměstnaných žen. Proticykličnost vývoje efektivity (kladné znaménko u proměnné  $y_{gap}$ ) může být dána spíše absencí údajů o vzdělanosti a věkové struktuře nezaměstnaných, neboť procykličnost je patrná i v případě Polska. Oproti ostatním zemím je v případě Slovenska patrná nižší elasticita párování vzhledem k nezaměstnanosti. Maďarsko je v případě využití čtvrtletních dat typické absencí jakýchkoliv faktorů, které by dokázaly rozdíly v efektivitě vysvětlit, jak nicméně vidíme na obrázku 6.14, v případě Maďarska je patrná vysoká míra podobné efektivity napříč regiony. Z tohoto pohledu tak tvoří rozdíly v párovacím procesu Maďarských regionů pouze rozdíly v počtech nezaměstnaných a volných pracovních míst. V případě Polska se proticykličnost míry efektivity párování ukazuje jen při použití měsíčních dat, nicméně i zde hraje velkou roli relativně vysoká podobnost v odhadech efektivity napříč regiony Polska.

Odhady průměrných hodnot efektivity pro Českou republiku na celém vzorku a na dílčích obdobích ukazuje obrázek 6.10. V tomto a dalších obrázcích efektivity je maximálně dosažitelná hodnota rovna jedné, což vyjadřuje plnou efektivitu (barevně odpovídají tyto hodnoty více žluté barvě, naopak nižší úroveň efektivity se blíží barvě červené). Na tomto obrázku jsou patrné regionální rozdíly, které se časem vytrácejí. V předkrizovém období let 2000-2007 je patrná vysoká efektivita ve většině regionů České republiky s výjimkou Ústeckého a Moravskoslezského. Období po krizi roku 2008 je typické všeobecným poklesem efektivity u většiny krajů, kdy si však nízkou hodnotu efektivity drží jen Praha a Ústecký kraj, každý však z jiných důvodů s ohledem na odlišnou strukturu nezaměstnaných a těsnosti trhu práce. Rozdělení efektivity napříč regiony ukazuje obrázek 6.11, který vysokým rozptylem v případě Prahy ukazuje právě posun tohoto regionálního trhu práce (charakterizovaného nízkými mírami nezaměstnanosti) z efektivního na relativně neefektivní, pokud jde o proces párování (v Praze bude mít vliv na efektivitu párování vysoký vyšší vysokoškolsky vzdělaných nezaměstnaných, pravděpodobně i s vysokou mírou fluktuace). V tomto případě zjevně převis nabídky volných pracovních míst naráží na nedostatek vhodné struktury již tak nízké úrovně nezaměstnanosti.

Jasnější obrázek o rozdělení efektivity regionálních trhů práce ukazuje případ Slovenska, a to jak na celém vzorku, tak i na dílčích obdobích. Obrázek 6.12 ukazuje významné rozdělení na západní kraje (Bratislava, Trnavský kraj a Trenčianský) a východní kraje. V tomto případě se opět ukazuje, že samotná efektivita párování a míra nezaměstnanosti nejsou ekvivalentní charakteristiky trhu práce. Co však na druhé straně platí je to, že růst efektivity trhů práce ve většině případů má tendenci snižovat míru nezaměstnanosti, což dokládá zvýšení efektivity mezi obdobími let 2000-2007 a 2008-2013, kdy se efektivita východních regionů Slovenska zvýšila a průměrná míra nezaměstnanosti klesala. Toto snižování probíhalo i v dalším období let 2014-2019. Zobrazený pokles efektivity párování však naznačuje, že tyto regiony mají mnohem vyšší potenciál k dalšímu snižování nezaměstnanosti a růst pracovních míst není ze strany nezaměstnaných využíván dostatečně. Rozdělení efektivity napříč regiony ukazuje obrázek 6.13, který dokládá rozdělení mezi východními a západními regiony Slovenska.

Odhady průměrných hodnot efektivity pro regiony Maďarska na celém vzorku a na dílčích obdobích ukazuje obrázek 6.14. Rozdělení efektivity napříč regiony ukazuje obrázek 6.15. Na těchto obrázcích je patrná vysoká homogenita efektivity napříč regiony, kdy vzájemné odchylky jsou v rámci statistické chyby. Přesto i zde lze pozorovat mírné odchylky v případě např. Budapeště, ale toto vychýlení není průkazné.

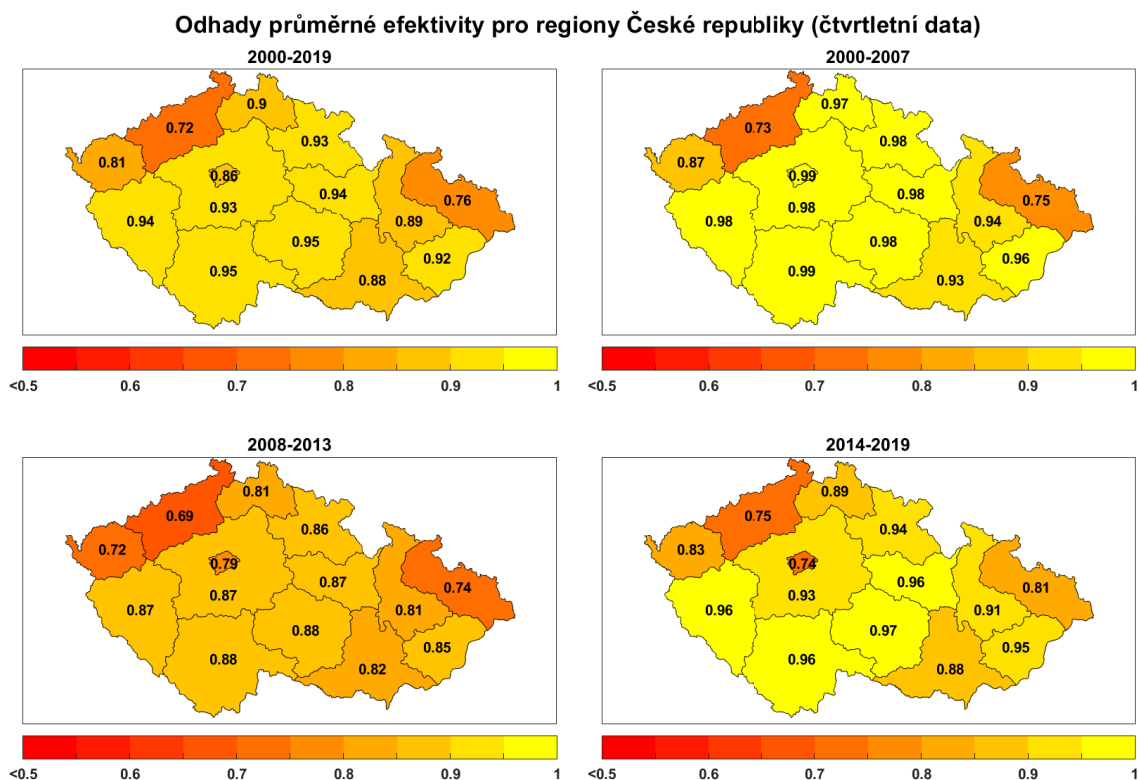
Odhady průměrných hodnot efektivity pro případ Polska na celém vzorku a na dílčích obdobích ukazuje obrázek 6.16. Rozdělení efektivity napříč regiony ukazuje obrázek 6.17. Tyto obrázky vypovídají o podobné homogenitě v efektivitě párovacího procesu jako v případě Maďarska. Větší odchýlení efektivity od průměru celého Polska v předkrizovém i pokrizovém období let 2008-2013 (které tedy nemělo zásadní dopad na ekonomiku Polska) můžeme nalézt v případě vojvodství Lubuského, které bylo hojně diskutováno v rámci aplikací předchozích metod věnovaných identifikaci flexibility a efektivity regionálních trhů práce.

Vývoj a rozdělení efektivity párovacího procesu vycházejícího z modelu stochastických mezí ilustruje obrázek 6.18, který ilustruje s výjimkou Maďarska procykličnost vývoje efektivity u všech ostat-

**Tabulka 6.5:** Odhady párovací funkce z modelu stochastických mezí (konstantní výnosy z rozsahu, období 2000-2019)

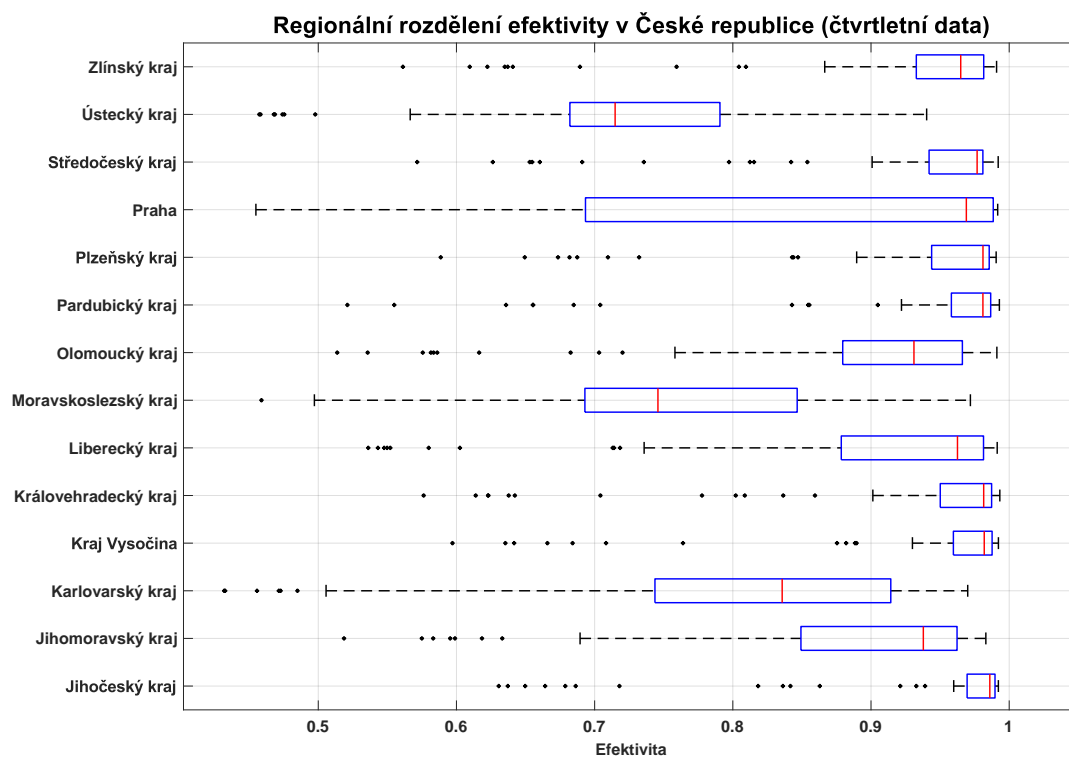
Parametr	Čtvrtletní data				Měsíční data			
	ČR	SR	HU	PL	ČR	SR	HU	PL
<i>konstanta</i>	-2,160*** (0,010)	-0,787*** (0,097)	-1,520*** (0,028)	-2,671*** (0,037)	-2,089*** (0,007)	-0,769*** (0,043)	-1,553*** (0,007)	-2,245*** (0,010)
<i>log U</i>	0,863*** (0,006)	0,495*** (0,015)	0,756*** (0,006)	0,820*** (0,011)	0,851*** (0,004)	0,506*** (0,008)	0,760*** (0,003)	0,740*** (0,004)
<i>log V</i>	0,137*** (0,006)	0,505*** (0,015)	0,244*** (0,006)	0,180*** (0,011)	0,149*** (0,004)	0,494*** (0,008)	0,240*** (0,003)	0,260*** (0,004)
<i>trend</i>		-0,002*** (0,001)		0,006*** (0,000)		-0,001*** (0,000)		
<i>y<sub>gap</sub></i>	-0,033*** (0,008)	0,032*** (0,010)		0,006 (0,004)	-0,057*** (0,004)	0,019*** (0,003)	-0,059*** (0,015)	-0,008*** (0,001)
<i>U<sub>fem</sub>rate</i>	0,013** (0,006)	0,022*** (0,007)	X	-0,008*** (0,002)	0,025*** (0,001)	0,018*** (0,004)	X	-0,003*** (0,000)
<i>U<sub>abs</sub>rate</i>	0,029*** (0,009)			-0,015 (0,009)	0,016*** (0,005)			
<i>U<sub>ben</sub>rate</i>	-0,055*** (0,005)	X		0,004** (0,001)	-0,047*** (0,002)	X	-0,065*** (0,016)	-0,008*** (0,001)
<i>Age<sub>24</sub>rate</i>		X	X	0,014*** (0,003)	X	X	X	0,019*** (0,001)
<i>Age<sub>55</sub>rate</i>	-0,015*** (0,005)	X	X	-0,006** (0,003)	X	X	X	X
<i>Edu<sub>1</sub>rate</i>	0,034*** (0,004)	X	X	0,004** (0,002)	X	X	X	X
<i>Edu<sub>3</sub>rate</i>	0,080*** (0,008)	X	X	0,027*** (0,004)	X	X	X	X
<i>U<sub>3</sub>rate</i>	-0,031*** (0,008)	0,028*** (0,005)	X	-0,007*** (0,002)	X	0,034*** (0,005)	X	X
<i>U<sub>12</sub>rate</i>	-0,031*** (0,005)	-0,028*** (0,005)	X		X	-0,027*** (0,003)	X	X
$\sigma^2$	0,027*** (0,002)	0,193*** (0,016)	0,034*** (0,005)	0,009*** (0,001)	0,042*** (0,002)	0,213*** (0,010)	0,134*** (0,022)	0,011*** (0,000)
$\gamma$	0,348*** (0,061)	0,801*** (0,081)	0,338** (0,155)	0,194** (0,099)	0,647*** (0,030)	0,798*** (0,031)	0,851*** (0,025)	0,185** (0,078)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce s využitím modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995). Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Koeficienty bez označení statistické významnosti jsou významné na hladině významnosti 15 %, výjimkou je jen konstanta, vyjadřující průměrný fixní vliv, a proměnné párovací funkce,  $\log U$  a  $\log V$ . Symbol 'X' označuje proměnné, které nemohly být do modelu zahrnuty v důsledku chybějících dat v daném období. V případě Polska jsou odhady provedeny na období 2001-2019.



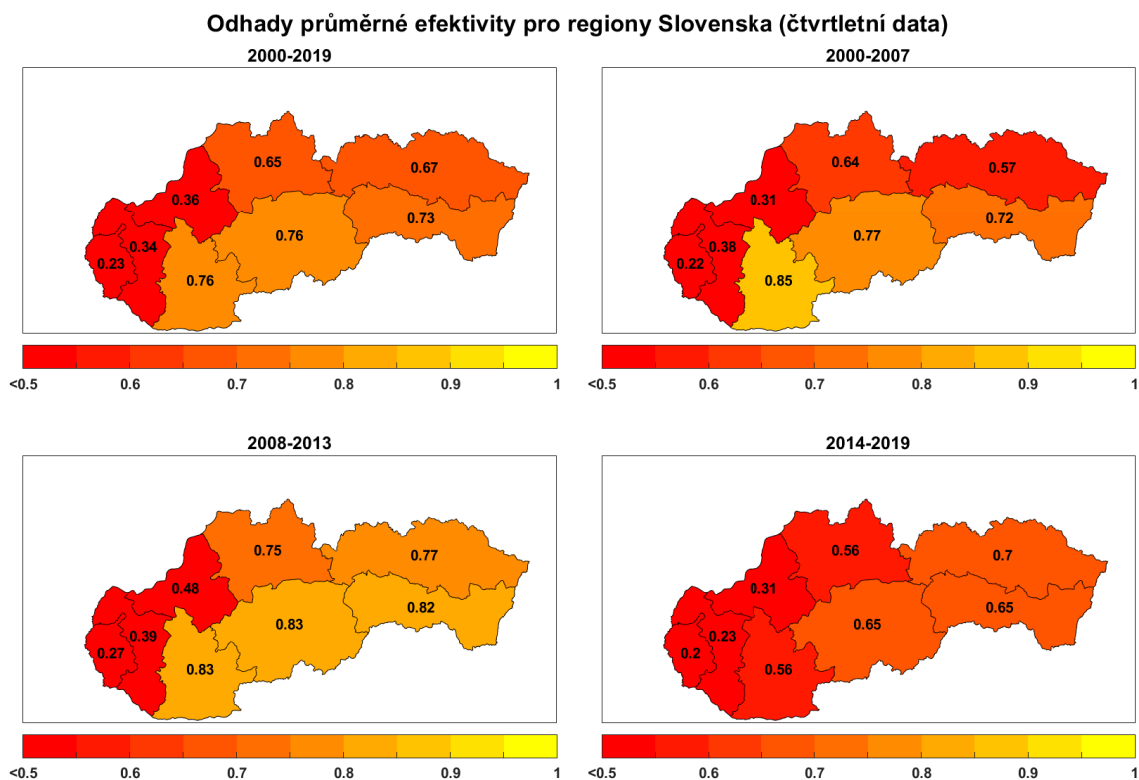
**Obrázek 6.10:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



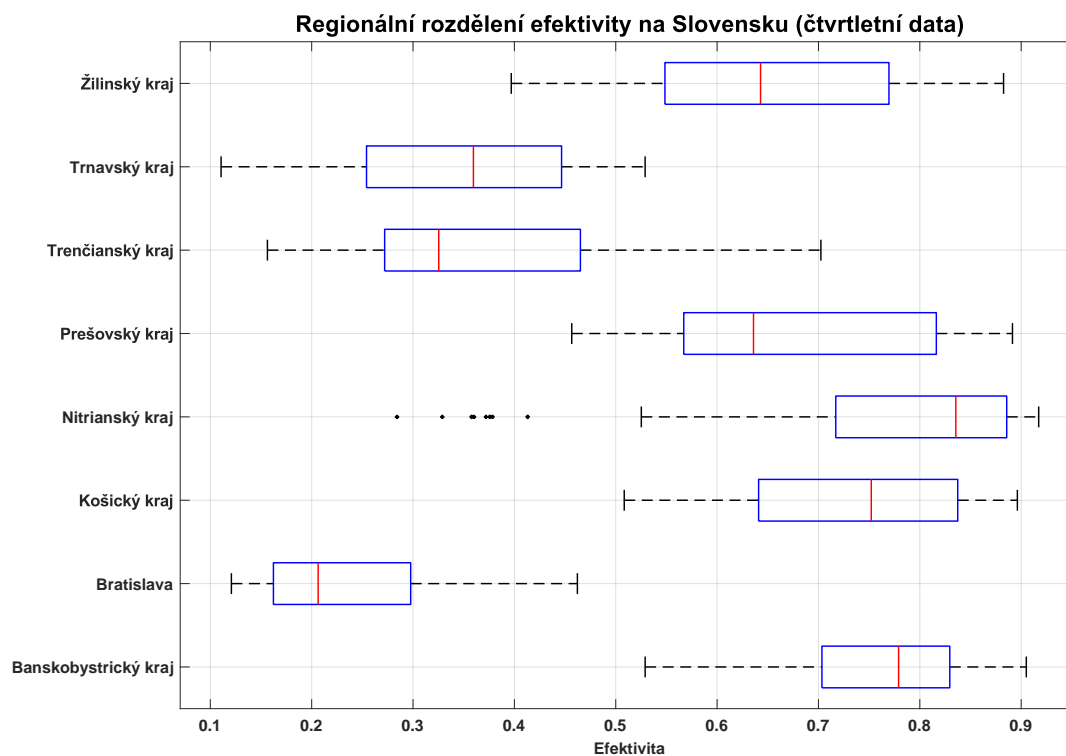
**Obrázek 6.11:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



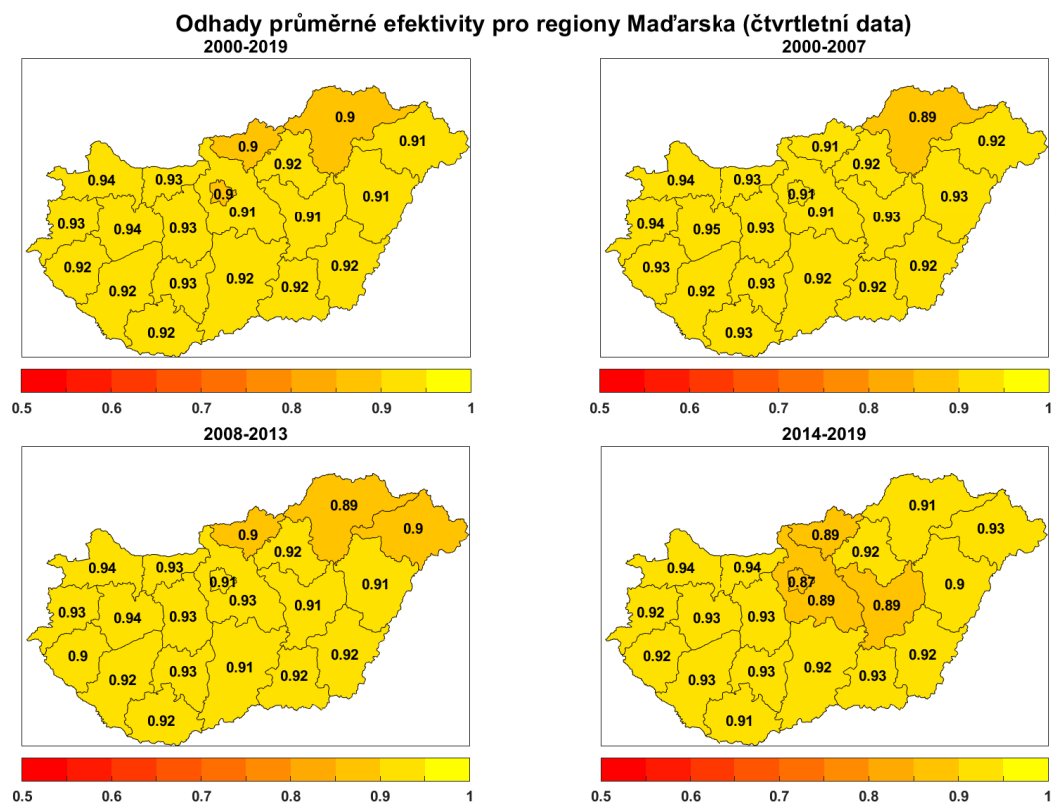
**Obrázek 6.12:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



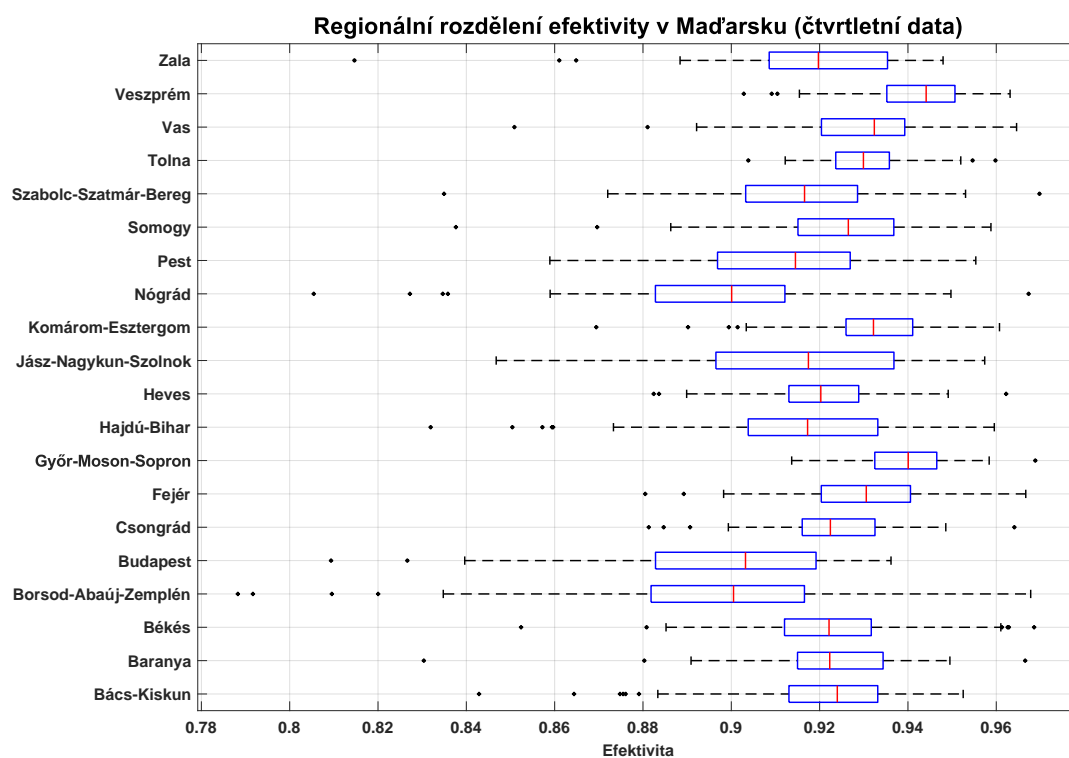
**Obrázek 6.13:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



**Obrázek 6.14:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí, čtvrtletní data)

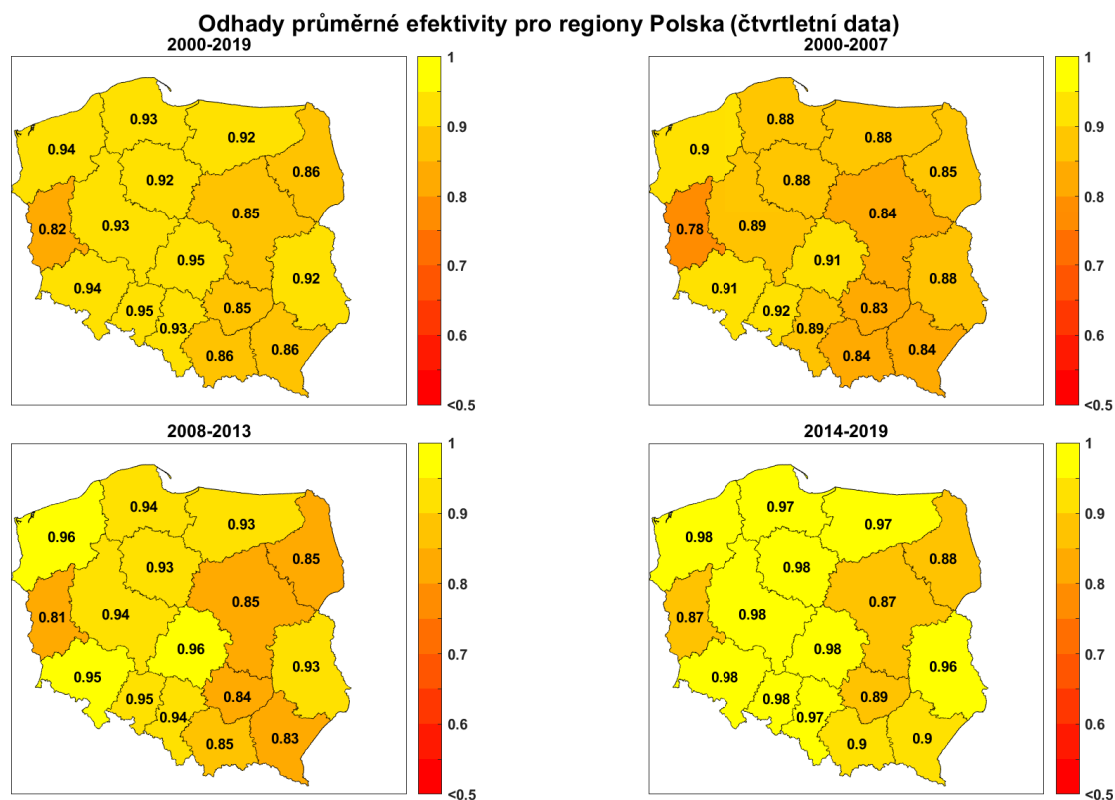
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



**Obrázek 6.15:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí, čtvrtletní data)

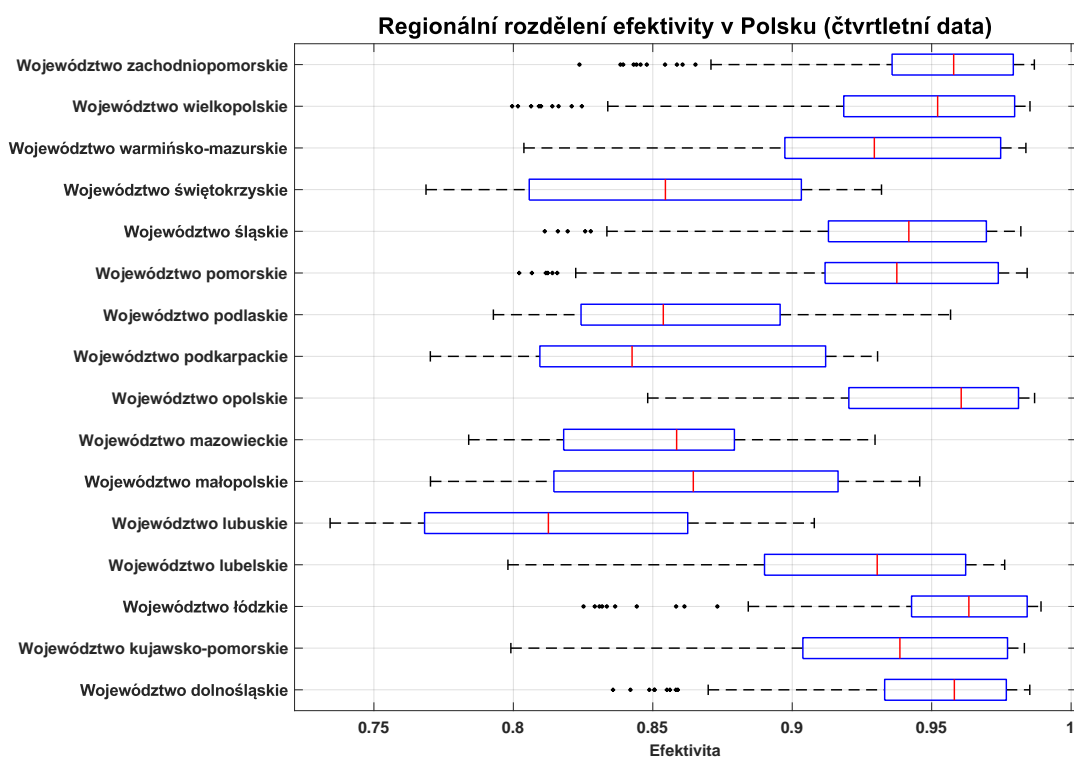
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).





**Obrázek 6.16:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí, čtvrtletní data)

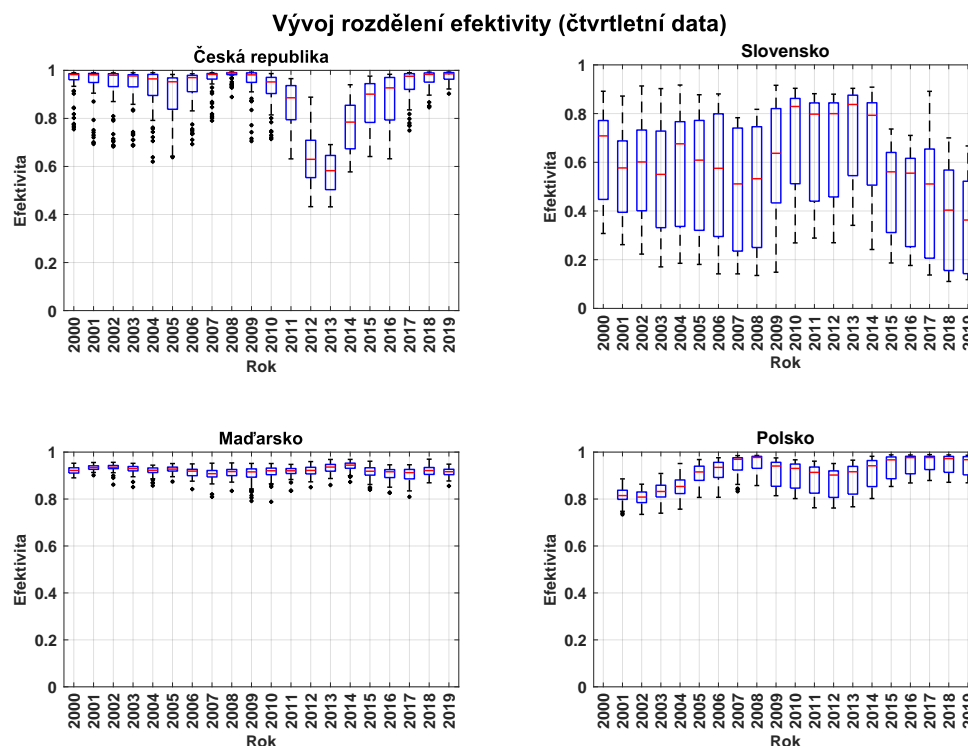
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



**Obrázek 6.17:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).

ních zemí skupiny V4. Zajímavý je však i pohled na rozdělení efektivity napříč regiony a času. V případě České republiky je v posledních 3 letech relativně malý rozptyl napříč regiony (s výjimkou několika odlehlejších pozorování, které se však v roce 2019 téměř vytratily). Patrný je rovněž i výrazný pokles v efektivitě párování v letech 2012 a 2013. Podobně homogenní rozptýlení efektivity je i v případě Maďarska a Polska, které však vykazují nízkou heterogenitu v efektivitě po celé období. Nejvíce rozděleno je tak Slovensko, kdy je patrné, že k nějaké formě konvergence nedochází.



**Obrázek 6.18:** Vývoj rozdělení efektivity párovacího procesu v regionech zemí V4 (model stochastických mezí, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).

### 6.2.3 Odhady modelu stochastických mezí s fixními vlivy

V rámci poslední části této kapitoly obohatíme odhady efektivity o výsledky vycházejícího v literatuře méně se vyskytujícího modelu stochastických mezí s fixními vlivy. Odhad byl proveden pro období let 2000 až 2019 (v případě Polska od roku 2001). S ohledem na silně nelineární povahu modelu se i v tomto případě odhad omezil na využití plného vzorku, což vede k větší robustnosti a stabilitě výsledků oproti odhadům na dílčích úsecích, které navíc mohou trpět velkou mírou nejistoty spojené s odhadem metodou maximální věrohodnosti. Odhady modelu za předpokladu konstantních výnosů z rozsahu jsou uvedeny v tabulce 6.6. I v tomto případě, podobně jako u modelu stochastických mezí z předchozí části kapitoly, jsou získané odhady relativně robustní.

Tabulka 6.5 shrnuje odhady faktorů ovlivňujících člen neefektivity v modelu stochastických mezí s fixními vlivy pro jednotlivé země a použitá data. I zde se jedná o faktory ovlivňující přímo neefektivitu párovacího procesu a vliv na efektivitu tak má opačné znaménko. Ukazuje se, že i při zahrnutí možných nepozorovaných heterogenit napříč regiony je v případě většiny zemí, vykazuje většina zemí, kromě Polska, rostoucí trend v efektivitě párovacího procesu, tuto skutečnost nebyl schopen model stochastických mezí z předchozí kapitoly identifikovat, přestože tomu obrázek vývoje efektivity 6.18 napovídal. V případě České republiky je patrná stále procykličnost vývoje efektivity, pozitivní vliv na efektivitu ze strany podílu nezaměstnaných pobírajících příspěvky v nezaměstnanosti. Pozitivní vliv dlouhodobě nezaměstnaných se neprokázal, což můžeme přisoudit tomu, že se jedná o regionálně specifický faktor.

Negativní vliv na efektivitu naopak přetrvává u podílu nezaměstnaných žen, absolventů a osob s vysokoškolským vzděláním. Přes rostoucí trend v efektivitě vykazují ostatní země proticykličnost ve vývoji efektivity (výjimkou je Polsko při zahrnutí dat pracující s mezerou indexu průmyslové produkce). V případě Slovenska se jako významný faktor ukazuje podíl dlouhodobě nezaměstnaných uchazečů jako faktor zvyšující efektivitu párovacího procesu. Při zohlednění individuálních specifik jednotlivých regionů Slovenska se ukazuje, že je to spíše tato z použitých dat nepozorovaná heterogenita, jejíž nezahrnutí má vliv na výslednou efektivitu. Odhady modelu stochastických mezí s fixními vlivy ukazují totiž větší míru homogenity napříč regiony, jak ukazují obrázky 6.21 a 6.22. V případě Maďarska a Polska nejsou všechny ukazatele svými znaménky zcela robustní a kompatibilní se závěry odhadu modelu stochastických mezí. To je nicméně dáno tím, že i model stochastických mezí s fixními vlivy odhaduje vysokou míru efektivity v případě Maďarska i Polska, a to s velmi malou variabilitou, viz obrázky 6.23, 6.24, 6.25 a 6.26. Odhady faktorů, které ji ovlivňují se tak mohou v tomto případě vzájemně kompenzovat.

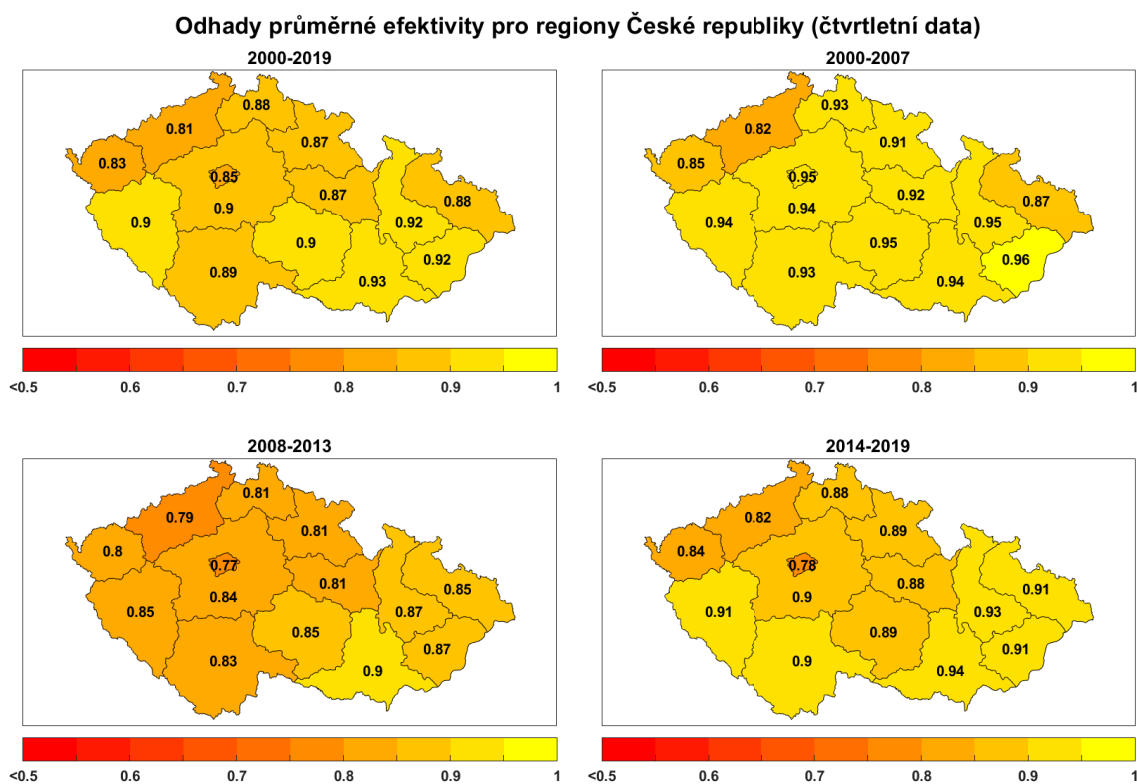
**Tabulka 6.6:** Odhady párovací funkce z modelu stochastických mezí s fixními vlivy (období 2000-2019)

Parametr	Čtvrtletní data				Měsíční data			
	ČR	SR	HU	PL	ČR	SR	HU	PL
$\log U$	0,816*** (0,000)	0,720*** (0,000)	0,779*** (0,000)	0,704*** (0,000)	0,800*** (0,000)	0,714*** (0,000)	0,726*** (0,000)	0,769*** (0,000)
$\log V$	0,184*** (0,000)	0,280*** (0,000)	0,221*** (0,000)	0,296*** (0,000)	0,200*** (0,000)	0,286*** (0,000)	0,274*** (0,000)	0,231*** (0,000)
<i>trend</i>	-0,001*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	0,005*** (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001 (0,000)	0,000*** (0,000)
$y_{gap}$	-0,479*** (0,003)	0,052*** (0,000)	0,082*** (0,000)	0,229*** (0,002)	-0,715*** (0,001)	0,008*** (0,000)	0,002*** (0,000)	-0,138*** (0,000)
$U_{fem\_rate}$	0,176*** (0,000)		X	0,293*** (0,000)	0,232*** (0,000)		X	0,090*** (0,000)
$U_{abs\_rate}$	0,200*** (0,007)	0,104 (0,000)	-0,004*** (0,000)	0,052*** (0,019)	0,236*** (0,001)	-0,020*** (0,001)		0,034*** (0,000)
$U_{ben\_rate}$	-0,703*** (0,000)	X	0,001*** (0,000)	0,198*** (0,003)	-0,344*** (0,000)	X	0,008*** (0,000)	-0,060*** (0,000)
$Age_{24\_rate}$	0,455*** 0,001	X	X	-0,207*** (0,000)	X	X	X	0,350*** (0,000)
$Age_{55\_rate}$	-0,122*** (0,000)	X	X	-0,110*** (0,000)	X	X	X	X
$Edu_{1\_rate}$	-0,115*** (0,004)	X	X	-0,276*** (0,000)	X	X	X	X
$Edu_{3\_rate}$	0,108*** (0,000)	X	X	0,278*** (0,000)	X	X	X	X
$U_{3\_rate}$	0,474*** (0,000)		X	0,065*** (0,000)	X	0,029*** (0,001)	X	X
$U_{12\_rate}$		-0,012*** (0,000)	X	0,043*** (0,000)	X		X	X
$\log \sigma_{\omega}^2$	-4,084*** (0,002)	-3,167*** (0,003)	-4,006*** (0,001)	-5,218*** (0,001)	-3,992*** (0,001)	-3,027*** (0,001)	-3,889*** (0,000)	-5,265*** (0,001)
$\log \sigma_{\nu}^2$	-1,522 (12,95)	-1,393* (0,765)	-1,405*** (0,153)	-1,565 (33,36)	-1,406 (19,93)	-1,403 6,142	-1,395 (2,726)	-1,407*** (9,251)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce s využitím modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995). Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol 'X' označuje proměnné, které nemohly být do modelu zahrnuty v důsledku chybějících dat v daném období. V případě Polska jsou odhady provedeny na období 2001-2019.

Odhady průměrných hodnot efektivity pro Českou republiku na celém vzorku a na dílčích obdobích ukazuje obrázek 6.19 a rozdělení efektivity napříč regiony pak obrázek 6.20. Česká republika v rámci

modelu stochastických mezí se zahrnutým individuálním vlivem je jedinou ze zkoumaných zemí, kde je patrná větší míra heterogenity. Nižší efektivita se ukazuje u krajů uváděných již v předchozích analýzách, zejména tedy u Ústeckého kraje, Moravskoslezského kraje a v pokrizovém období v případě Prahy, právě rozdělení efektivity v Praze je díky svému vývoji nejvíce volatilní (viz obrázek 6.20).

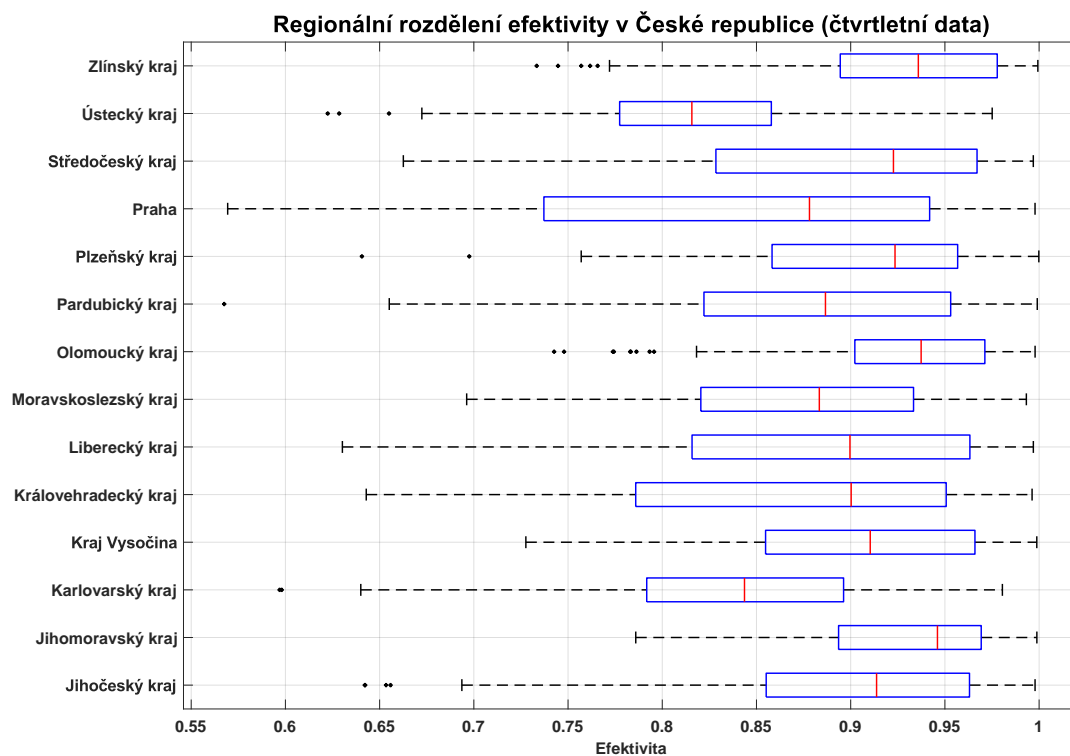


**Obrázek 6.19:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).

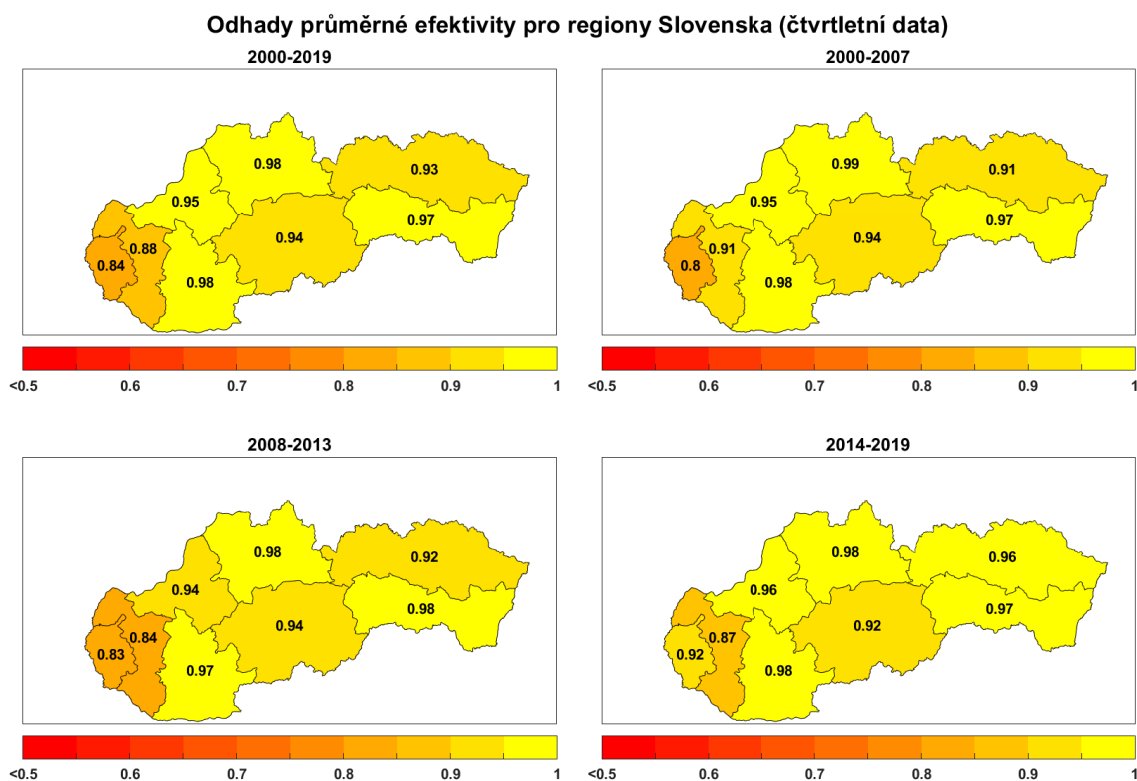
Odhady průměrných hodnot efektivity pro Slovensko na celém vzorku a na dílčích obdobích ukazuje obrázek 6.21 a rozdělení efektivity napříč regiony Slovenska je zobrazeno na obrázku 6.22. I při zohlednění individuálních nepozorovaných charakteristik v párovacím procesu zůstávají mezi nejméně efektivními regiony Bratislava a Trnavský kraj. Tento rozdíl je ale mnohem nižší a reflektuje dlouhodobá specifika těchto krajů představovaných nadprůměrnou hodnotou míry volných pracovních míst i strukturou uchazečů o zaměstnání. Jako velmi efektivní se jeví i regiony východní části Slovenska, které dosahují nadprůměrných hodnot míry nezaměstnanosti. Při zohlednění nepozorovaných specifík párovacího procesu se jeví i tyto regiony jako velmi efektivní, tedy ty, které s ohledem na dostupná pracovní místa a počty nezaměstnaných dokáží vytvořit v porovnání s ostatními regiony podobně efektivní počet nových pracovních svazků. Toto specifikum modelu stochastických mezí s individuálními vlivy lze interpretovat tak, že i v těchto regionech je trvale přítomná část nezaměstnaných, která s různých důvodů nemá zájem o volná pracovní místa. Zohlednění tohoto faktu skrze individuální vliv tak vede k závěru o jinak efektivních trzích práce. Pohled na rozdělení efektivity v rámci celého období (obrázek 6.22) navíc ukazuje to, že na rozdíl od např. Bratislavy si tyto kraje udržují vysokou míru efektivity párování po celé období.

Regionální průměrné hodnoty odhadnuté efektivity párovacího procesu pro Maďarsko jsou zobrazeny na obrázku 6.23. V tomto případě se potvrzuje všeobecný závěr o vysoké efektivitě párovacího procesu (a její homogenitě napříč regiony), jak tomu bylo i u modelu stochastických mezí bez předpokladu individuálních vlivů. Mírně nižší efektivitu lze vidět jen u regionů Szabolc a Bács-Kiskun v období let 2008-2013 jako důsledek vyššího podílu absolventů (což je patrné zejména v případě regionu Szabolc). Rozdělení efektivity napříč regiony ukazuje obrázek 6.24, které ukazují z hlediska extrémních



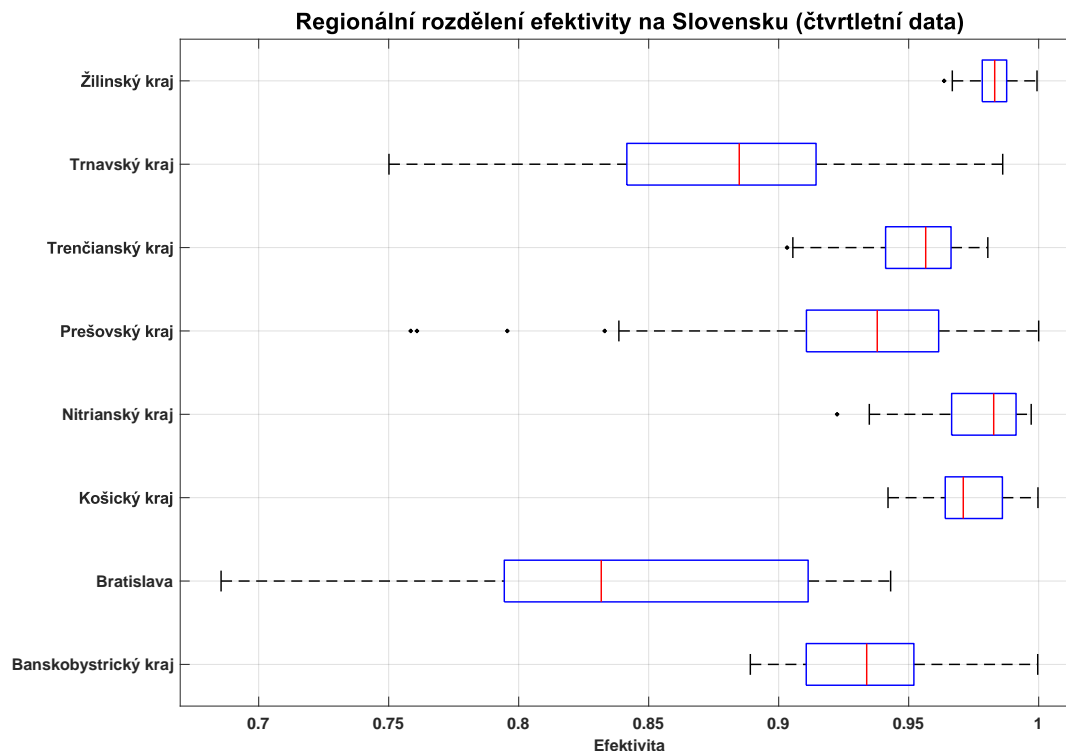
**Obrázek 6.20:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).



**Obrázek 6.21:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).



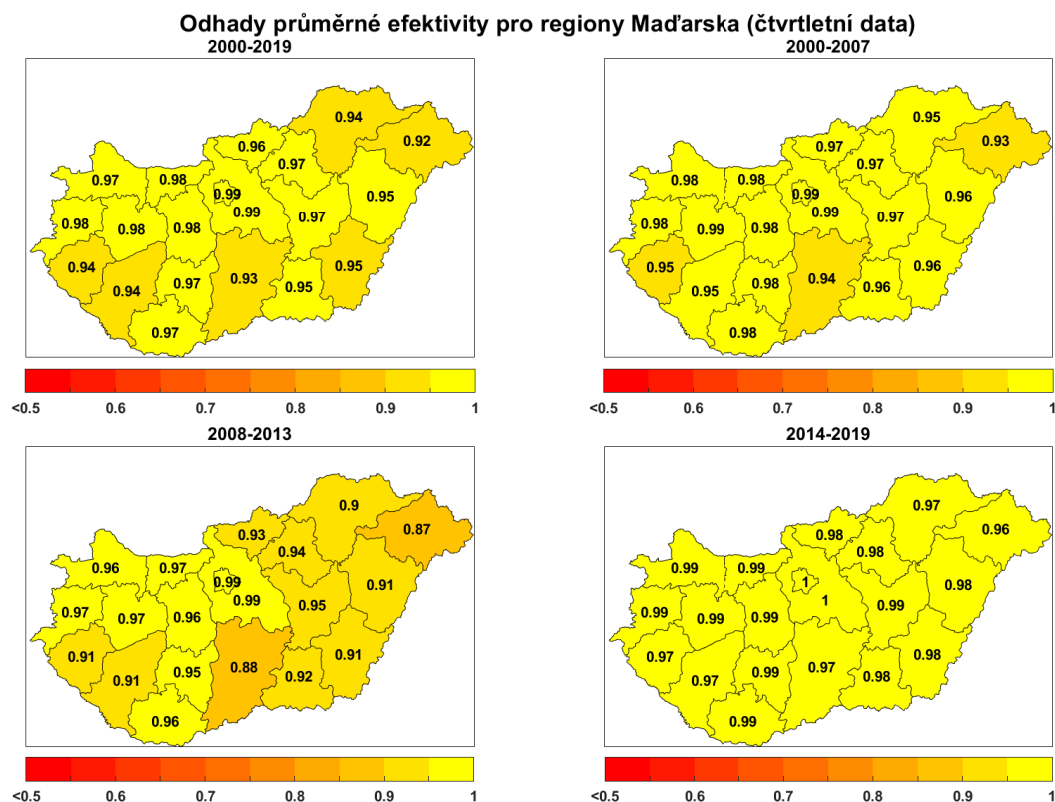
**Obrázek 6.22:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).

hodnot jednorázový pokles efektivity v těchto regionech.

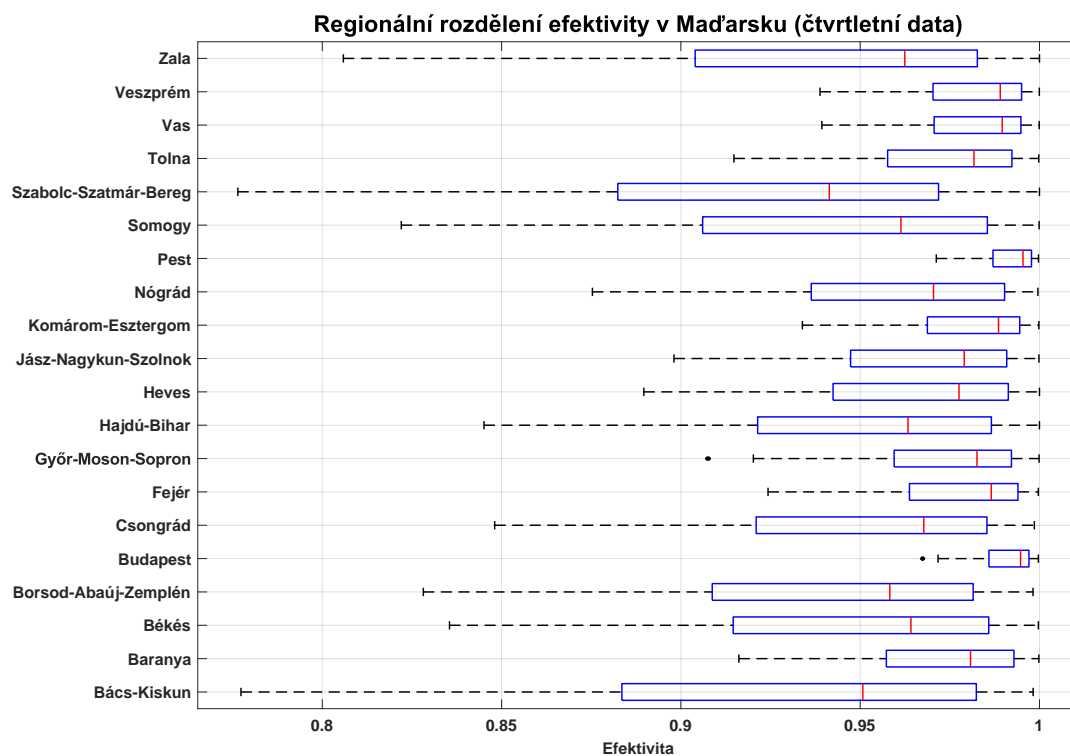
Odhady průměrných hodnot efektivity pro případ Polska na celém vzorku a na dílčích obdobích ukazuje obrázek 6.25. Výrazně podprůměrných hodnot odhaduté efektivity párování vykazuje v letech 2014-2019 vojvodství Dołnoślaskie jako důsledek poklesu podílu nezaměstnaných ve věku do 24 let. Z rozdělení efektivity napříč regiony, jak je zobrazeno na obrázku 6.26, se ukazuje největší rozptýlení míry efektivity ve zmiňovaném regionu. Naopak, regiony odpovídají vojvodstvím Pomorskie, Podlaskie, Podkarpackie nebo Lubuskie patří při zohlednění individuálních charakteristik v párovacím procesu k nejefektivnějším a nejméně volatilním.

Vývoj a rozdělení efektivity párovacího procesu vycházejícího z modelu stochastických mezí s fixními vlivy ilustruje obrázek 6.27. V porovnání s výsledky z modelu stochastických mezí prezentovaných na obrázku 6.18 spočívá hlavní rozdíl v úrovni průměrné efektivity, která se díky přítomnosti individuálních vlivů u většiny států zvedla.



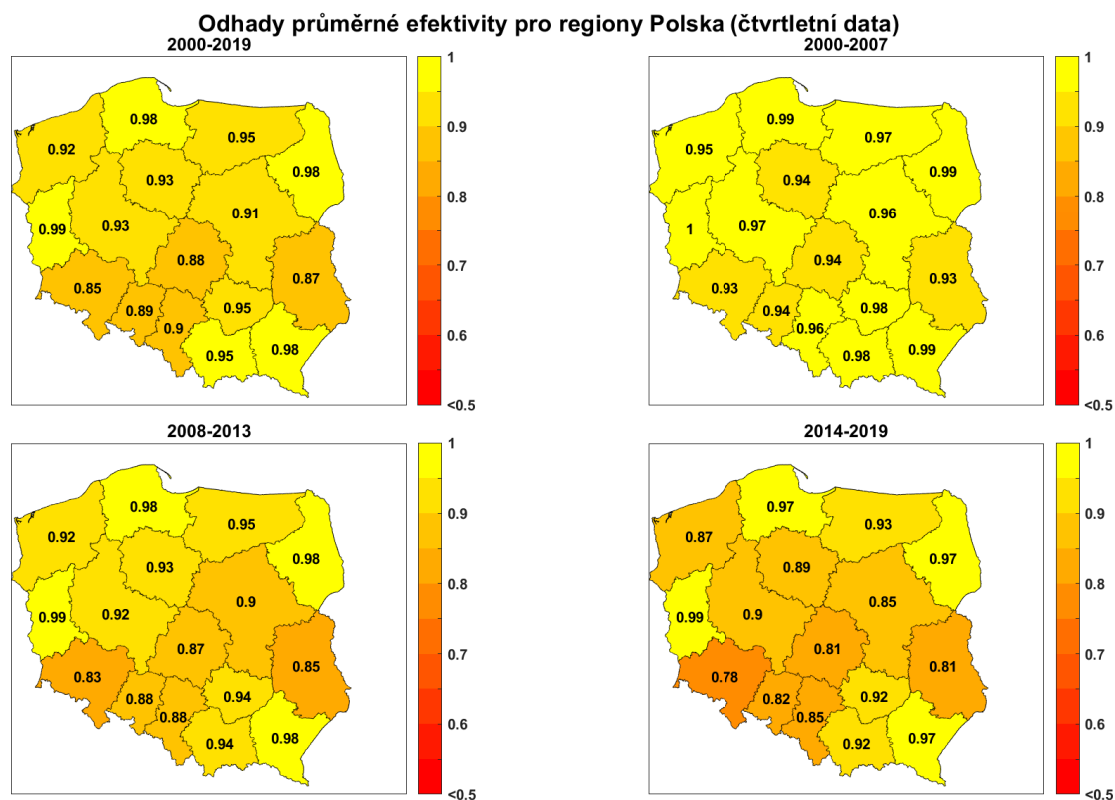
**Obrázek 6.23:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).



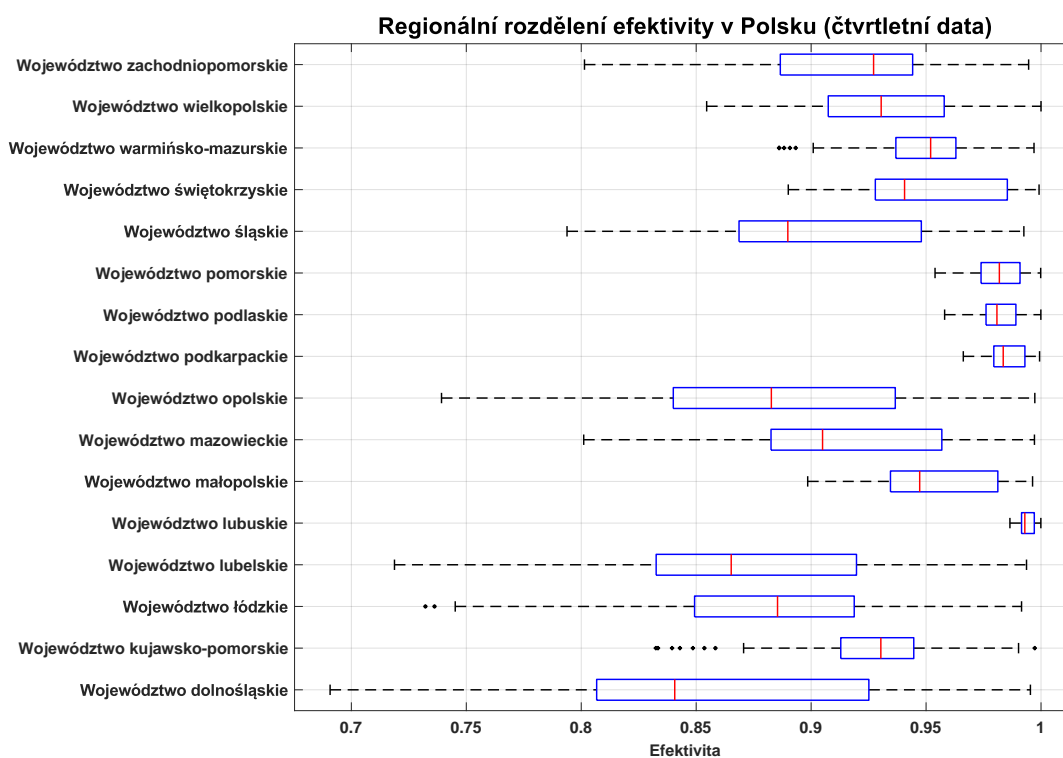
**Obrázek 6.24:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).



**Obrázek 6.25:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data)

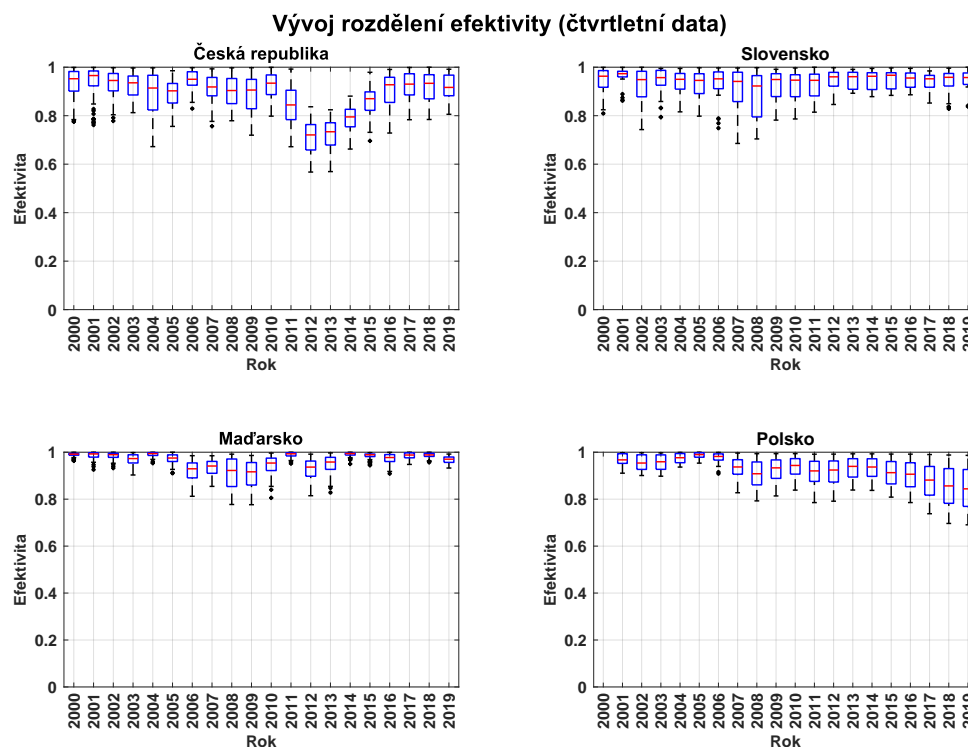
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).



**Obrázek 6.26:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).





**Obrázek 6.27:** Vývoj rozdělení efektivity párovacího procesu v regionech zemí V4 (model stochastických mezí s fixními vlivy, čtvrtletní data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).

## 6.3 Shrnutí

V této kapitole byla odhadnuta efektivita párovacího procesu a faktorů, které ji ovlivňují pro celostátní i regionální trhy práce zemí skupiny V4. Použití čtvrtletních a měsíčních dat nepřineslo ve všech případech vždy robustní výsledky, což je však cena za využití dat, která díky své periodicitě mnohem lépe vyjadřují skutečnou dynamiku a variabilitu ve vývoji nezaměstnanosti a volných pracovních míst ve srovnání např. s ročními agregáty, kde se tento typ dynamiky může vytrácet. Model panelových dat s fixními vlivy nepatří v literatuře mezi preferované metody odhadu efektivity, nicméně dává nám ze své pozice snadno uchopitelného regresního modelu cennou informaci o vlivech ovlivňujících samotný párovací proces. Odhadnutou efektivitu je následně potřeba chápat s jistou rezervou jako míru relativní efektivity vzhledem k maximálně dosažené efektivitě během zkoumaného období, což vede k citlivosti výsledků na ojedinělé extrémní resp. odlehle hodnoty. Při zohlednění této skutečnosti však i tento model dokáže poskytnout přibližnou informaci o relativním rozdělení a heterogenitě napříč regiony.

Model panelových dat s fixními vlivy i model stochastických mezí (bez fixních vlivů) identifikovaly v případě České republiky jako méně efektivní regiony Ústecký kraj a Moravskoslezský kraj, což jsou regiony s vysokým podílem nezaměstnaných ve věku 55 let a výše a rovněž i nezaměstnaných mladších 24 let. Oba tyto faktory byly v modelu fixních vlivů identifikovány jako faktory mající tendenci snižovat míru párování a zprostředkované i efektivitu párovacího procesu. V modelu stochastických mezí však jako faktor snižující efektivitu v těchto regionech vystupuje podíl nezaměstnaných absolventů a jejich vzdělanostní struktura. Rozdíl jednotlivých efektů na efektivitu byla typická i pro ostatní země a regiony. Ukázalo se, že přestože oba modely mají tendenci vykazovat podobné rozdělení efektivity napříč regiony, je velká část faktorů podmíněna konkrétní zemí, typem použitých dat, a v případě modelů fixních vlivů i zkoumaným obdobím. Robustní však zůstávají odhady elasticity párování vzhledem k nezaměstnanosti a v rámci jednotlivých zemí pak procykličnost efektivity párovacího procesu (Česká republika a pro měsíční data Maďarsko a Polsko) resp. proticykličnost v případě Slovenska. Model stochastických mezí prokázal robustní výsledky ve vlivu faktoru podílu nezaměstnaných pobírajících příspěvky v neza-

městnanosti (pozitivní vliv na efektivitu) a v případě České republiky pak podíl vzdělanostní struktury (růst podílu nízko kvalifikovaných i vysoce kvalifikovaných má tendenci snižovat efektivitu párovacího procesu). Tento zdánlivý rozpor je možné ilustrovat na příkladu Prahy, která má nejvyšší podíl vysokoškolsky vzdělaných nezaměstnaných. Vysvětlení vlivu tohoto faktoru na nízkou efektivitu párovacího procesu spočívá zejména v tom, že tato kategorie nezaměstnaných může patřit do kategorie osob s vysokou fluktuací mezi pracovními pozicemi a přestože si dokáží velmi rychle najít nové pracovní místo, jsou v zásobě registrovaných nezaměstnaných nahrazeni novými vysokoškolsky vzdělanými uchazeči o zaměstnání, kteří svou pracovní pozici opustili ve snaze najít si pozici novou. Nicméně, to platí v případě regionů s vysokou těsností na trhu práce, tedy regionů z nadprůměrným počtem volných pracovních míst. U jiných regionů tento jev může znamenat spíše špatnou strukturu volných pracovních míst.

Většina zemí, s výjimkou Slovenska vykazuje konvergenci ve vývoji efektivitě, tedy postupné sblížení se v průměrných mírách efektivitě doprovázené i snižující se variabilitou vzhledem k těmto průměrům. Celkově se v případě Maďarska a Polska ukazuje podobné rozdělení efektivitě napříč regiony.

Modely stochastických mezí obecně potvrzují rostoucí trend v efektivitě, samotný rozdíl úrovní je pak dán zahrnutím nebo nezahrnutím členu fixních (individuálních) vlivů. V rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy se totiž ukazuje v průměru vysoká míra efektivitě regionů napříč zeměmi skupiny V4. Tento zdánlivý rozpor má však logické vysvětlení, který je potřeba mít při chápání výsledků odhadů modelů efektivitě na paměti. Logiku vysvětlení lze ilustrovat opět na příkladu regionu Praha, tedy obecně regionu s podprůměrným odhadem efektivitě v případě použití standardního modelu stochastických mezí a naopak srovnatelnou úrovní vysoké efektivitě s ostatními regiony v případě modelu stochastických mezí s fixními vlivy. Individuální vliv totiž zachytí jinak nepozorované individuální charakteristiky každého z regionů (neměnné v čase) v párovacím procesu. Pokud tak po celou dobu vidíme, že region Praha vykazuje podprůměrné hodnoty nezaměstnanosti, nadprůměrné hodnoty těsnosti trhu práce (tedy nadprůměrné hodnoty míry volných pracovních míst) a pozorujeme zde také oproti jiným regionům např. jedinečně vyšší podíl vysokoškolsky vzdělaných nezaměstnaných, je tento faktor, který může korespondovat např. s výše uvedenou a v datech přímo nepozorovatelnou fluktuací těchto pracovníků, z větší části začleněn do regionu specifické úrovně konstanty párovací funkce. Díky tomu hraje v determinaci efektivitě mnohem menší roli, přestože i tak může být tento faktor stále významný a korespondovat, ale už ne v tak velkém rozsahu, obecnému vlivu podílu vysokoškolsky vzdělaných osob na efektivitu párovacího procesu napříč regiony. Mnohem průkazněji se tento efekt individuálních vlivů objevuje na Slovensku, kde stírá propastné rozdíly v identifikované efektivitě párovacího procesu mezi západem a východem Slovenska, pokud je použita standardní model stochastických mezí. Na jedné straně tento individuální vliv dokáže zachytit specifika regionu Bratislava (podobné těm, které odpovídají Praze), jednak dokáže zachytit i dlouhodobá (přímo nepozorovaná) strukturální specifika východních regionů vykazující dlouhodobě nadprůměrné míry nezaměstnanosti. Při jejich zohlednění skrze individuální vliv na párovací funkci vidíme, že při dané výši a více či méně nepozorované kvalitě struktury nezaměstnanosti a volných pracovních míst dokáží tyto regiony „vytěžit“ v rámci umístění uchazečů svého maxima (v relativním srovnání s ostatními regiony a jejich specifiky). Závěrem je tak vhodné zdůraznit, že vysoká míra efektivitě párovacího procesu nemusí nutně znamenat i nízkou nezaměstnanost (pokud jsou zohledněna regionální specifika). Svou roli sehrává pohled na změny v efektivitě, kdy platí, že růst efektivitě párovacího procesu v čase vede k poklesu míry nezaměstnanosti, ale pokles samotné efektivitě vždy k růstu nezaměstnanosti vést nemusí, zvláště pak v období posledních pěti let, kdy výrazně roste těsnost na trhu práce. Míra efektivitě tak ukazuje potenciál pro další snižování nezaměstnanosti.

V této kapitole jsme zaměřili pozornost na efektivitu trhů práce v regionálním měřítku. V následující kapitole uzavřeme problematiku dynamiky, flexibility a efektivitě trhu práce pohledem na agregované trhy práce s využitím strukturálního dynamického modelu všeobecné rovnováhy, díky kterému, kromě odhadů efektivitě párovacího procesu pro celou ekonomiku, odhadneme i obtížně pozorovatelné strukturální charakteristiky trhů práce a vyhodnotíme jejich vliv na výslednou dynamiku ukazatelů trhu práce v kontextu fungování celé (byť modelové) ekonomiky.

## Kapitola 7

# Trh práce a jeho dynamika a efektivita pohledem DSGE modelu

V této kapitole se zaměříme na identifikaci efektivitu párovacího procesu a strukturálních charakteristik trhů práce zemí V4 v makroekonomickém pojetí DSGE modelu s reálnými frickemi na trhu práce a mechanismem mzdového vyjednávání. V úvodu kapitoly si podrobně rozebereme příslušný DSGE model a jeho strukturu a následně budou provedeny odhady parametrů na základě pozorovaných makroekonomických dat. Dynamické vlastnosti modelu budou vyhodnoceny srovnáním funkce impulzních odezev klíčových veličin spojených s trhem práce na šoky trhu práce.

### 7.1 DSGE model se "search and matching" mechanismem

Pro odhady efektivitu párovacího procesu a dalších strukturálních charakteristik trhů práce pro země Visegrádské skupiny využijeme modifikovaný DSGE model se „search and matching“ mechanismem, který byl publikován v práci [Lubik \(2009\)](#) a [Lubik \(2012\)](#). Modifikace bude spočívat zejména v explicitním zachycení míry separace a efektivitu párovacího procesu jako v čase proměnných parametrů. Tato modifikace tak umožní modelovat nepozorovanou efektivitu podobným postupem, jako tomu bylo v práci [Klinger – Weber \(2016\)](#). Dalším úpravou je precizní odvození a doplnění celého modelového konceptu a korekce některých chyb a nepřesností, které se objevují v modelu rozvinutém v předchozích dvou zmiňovaných publikacích. Jak ukazuje [Němec \(2013a\)](#) nebo [Němec \(2013b\)](#), i přes jednoduchost samotného konceptu dokáže tento model zachytit klíčové charakteristiky dynamiky trhu práce, zejména v souvislosti s identifikací efektivitu párovacího procesu. To dokazuje na více či méně komplexnějších modelech i [Němec – Macíček \(2016\)](#), [Pápai – Němec \(2015\)](#), [Jakab – Kónya \(2016\)](#), [Albertini et al. \(2012\)](#) nebo [Sheen – Wang \(2014\)](#), které se liší v rozsahu ostatních sektorů ekonomiky zahrnutých do modelu, nicméně odhady jádra definovaného párovací funkcí a procesem mzdového vyjednávání z hlediska odhadů zůstává velmi robustní.

Jak již bylo popsáno v části 2.1.1, „search and matching“ mechanismus popisuje trhy práce, které se výrazně liší od dokonale konkurenčních trhů práce. Tento mechanismus představuje způsob jak do dynamických makroekonomických modelů vnést reálné rigidity na trhu práce vycházející z pozorovatelné reality, kdy uchazečům o práci nějakou dobu trvá, než si dokáží nalézt odpovídající pracovní místo a stejně tak i trvá firmám nalezení vhodného uchazeče o nabízenou volnou pracovní pozici. Proces tvorby pracovních svazků je tak časově i finančně náročný. Základní stavební kameny modelu tvoří sektor domácností, sektor firem pohybujících se na monopolisticky konkurenčním trhu a kromě mechanismu párování volných pracovních míst a nezaměstnaných jedinců je specifikem tohoto modelu i důraz na proces vyjednávání o mzdách, který se tak rovněž přibližuje reáliím zkoumaných ekonomik, kdy v části ekonomiky probíhá proces mzdového vyjednávání mezi odbory a firmami, který minimálně zprostředkovaně ovlivňuje i nastavení mezd v oblastech ekonomiky, které nejsou pokryty odborovou činností. Součástí modelu je i sektor vlády, který slouží jen k tomu, aby do modelu mohly být zavedeny paušální daně pro financování příspěvků v nezaměstnanosti. Jak uvidíme, tento mechanismus nijak zásadně neovlivní

optimální chování domácností (čímž se nijak nevymyká oproti jiným DSGE modelům s podobným mechanismem fungování vlády), nicméně role příspěvků v nezaměstnanosti nebude ryze formální, a bude hrát svou roli v rámci procesu mzdového vyjednávání, a to jakožto součást rezervační mzdy zaměstnanců. Bodově lze charakteristiky modelu shrnout následovně:

- jedná se o model uzavřené ekonomiky;
- na trhu statků fungují monopolisticky konkurenční firmy produkující diferencované produkty (existuje zde tedy tzv. tvorba cen přírážkou, cena statků je tedy nad mezními náklady);
- díky procesu mzdového vyjednávání se domácnosti rozhodují jen o velikosti spotřeby, ne o množství nabízené práce, která bude výsledkem procesu mzdového vyjednávání;
- v modelu nevystupuje kapitál (ani obligace) a nedochází tak k mezičasové volbě v rámci rozhodování domácností;
- v modelu nejsou zavedeny nominální cenové ani mzdové rigidity, z tohoto důvodu zde nevystupuje monetární politika, která by byla zcela neúčinná díky oddělení nominálních a reálných veličin, tedy existenci klasické dichotomie;
- pracovní síla je tvořena homogenními jednotlivci bez rozdílů ve svých znalostech a schopnostech;
- proces hledání práce je nákladný a stejně tak i tvorba a obsazování volných pracovních míst (což je další rozšíření původního „search and matching“ mechanismu);

Nyní se tedy zaměříme na podrobný popis jednotlivých prvků celého modelu, přičemž začneme sektorem domácností.

### 7.1.1 Sektor domácností

Sektor domácností je tvořen kontinuem identických domácností, v rámci kterých existuje kontinuum pracovníků představujících např. různé druhy pracovní síly, což však pro fungování a dynamiku modelu není podstatné, neboť toto kontinuum pracovníků lze reprezentovat odpovídajícím kompozitním indexem, jak je tomu obvyklé v oblasti dynamických stochastických modelů všeobecné rovnováhy. Reprezentativní domácnost se snaží v rámci svého rozhodování najít takovou trajektorii spotřeby, tedy spotřebu v každém časovém okamžiku, aby maximalizovala svou užitkovou funkci definovanou jako očekávanou sumu diskontovaných užitků

$$U(C_t) = E_t \sum_{j=t}^{\infty} \beta^{j-t} \left[ \frac{C_j^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \chi_j n_j \right], \quad (7.1)$$

kde  $\beta$  je diskontní faktor,  $C_t$  spotřební koš (agregovanou spotřebu) domácností,  $\sigma \geq 0$  parametr relativní averze vůči riziku, tedy inverzní hodnota k elasticitě mezičasové substituce mezi spotřebou dnes a spotřebou v budoucnu. Proměnná  $n_t \in [0, 1]$  odpovídá podílu zaměstnaných členů domácnosti a  $\chi_t$  představuje šok v disužitku nabídky práce, který je modelován jako exogenní, tedy v modelu nedeterminovaný, stochastický proces. Oproti řadě jiných DSGE modelů není předmětem optimálního rozhodování domácností množství nabízené práce (které je zde reprezentované podílem zaměstnaných členů domácnosti). Toto množství, jak dále uvidíme, je z pohledu domácností dané a je výsledkem procesu mzdového vyjednávání.

Reprezentativní domácnost je při svém rozhodování o optimální trajektorii spotřeby v čase vázána rozpočtovým omezením

$$C_t + T_t = w_t n_t + (1 - n_t)b + \Pi_t, \quad (7.2)$$

kde  $C_t$  představuje celkové výdaje na spotřebu (spotřební koš) v čase  $t$  a  $T_t$  je paušální daň (resp. transfer, pokud je jeho hodnota záporná). Příjmovou stránku domácností představují příjmy z práce determinované

mzdou,  $w_t$ , a to pro zaměstnané členy domácností, jejichž podíl je  $n_t$ , a příjmy z podpory v nezaměstnanosti,  $b$ , poskytovaná nezaměstnaným členům domácnosti (s podílem  $1 - n_t$ ) ze strany vlády. Podpora v nezaměstnanosti je financována z daňových příjmů a v modelu je uvažován jako v čase neměnný parametr. Výraz  $\Pi_t$  pak odpovídá příjmům domácností plynoucích z vlastnictví firem. Tuto konceptuální část modelu si lze představit jako zisk firem nebo nějaký druh dividendy (konkrétní forma samozřejmě nemá vliv na celkovou dynamiku modelu).

Reprezentativní domácnost se tedy rozhoduje jen o množství spotřebovávaných statků (resp. velikosti spotřebního koše). Díky absenci kapitálu a finančního trhu není v modelu přítomen koncept mezičasové volby. Maximalizační problém domácnosti daný rovnicí (7.1) vzhledem k rozpočtovému omezení (7.2) vede k následujícím podmínkám prvního řádu

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(C_t, \lambda_t) &= E_t \left\{ \sum_{j=t}^{\infty} \beta^{j-t} \left[ \frac{C_j^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \chi_j n_j \right] \right\} - \lambda_t (C_t + T_t - w_t n_t - (1 - n_t)b - \Pi_t), \\ \frac{\partial \mathcal{L}(C_t, \lambda_t)}{\partial C_t} &= 0, \\ \lambda_t &= C_t^{-\sigma}, \end{aligned} \quad (7.3)$$

kde výraz  $\lambda_t$  představuje Lagrangeův multiplikátor vzhledem k rozpočtovému omezení reprezentativní domácnosti. V další části se budeme věnovat uchopení trhu práce.

### 7.1.2 Trh práce

To jak je v tomto modelu formulován trh práce, je klíčové pro jeho dynamiku a rovněž i dynamiku celé ekonomiky představované tímto DSGE modelem. Díky existenci „Search and matching“ mechanismu je trh práce zatížen reálnými frikcemi. Ty jsou zcela v souladu s výkladem v předchozích kapitolách (viz např. část 2.1.1) popsateľné skrze párovací funkci, vyjádřenou jako Cobbova-Douglasova funkce

$$m_t(u_t, v_t) = \mu_t u_t^\xi v_t^{1-\xi}, \quad (7.4)$$

kde  $m_t$  vyjadřuje počet nově vytvořených pracovních párů (svazků) mezi nezaměstnanými jednotlivci,  $u_t$ , a volnými pracovními místy,  $v_t$ , nabízenými firmami. Parametr  $\xi$ , kdy  $0 < \xi < 1$ , představuje elasticitu párování nezaměstnaných. V této definici tak celá párovací funkce vykazuje konstantní výnosy z rozsahu, což pro nás znamená, že obě strany rovnice lze vydělit celkovou pracovní silou, čímž dané veličiny budou vyjadřovat postupně míru nově vzniklých pracovních svazků, míru nezaměstnanosti a míru volných pracovních míst. Člen  $\mu_t$  je exogenní stochastický proces, který vyjadřuje efektivitu celého párovacího procesu. Pravděpodobnost obsazení volného pracovního místa na agregátní úrovni (tedy úrovni celé ekonomiky) závisí na těsnosti trhu práce vyjádřené proměnnou  $\theta_t$ :

$$\theta_t = \frac{v_t}{u_t}. \quad (7.5)$$

S využitím tohoto značení tak pravděpodobnost obsazení volného pracovního místa,  $q_t$ , lze zapsat jako funkci těsnosti trhu práce. Tato pravděpodobnost odpovídá podílu počtu nově vytvořených pracovních svazků na celkovém počtu volných pracovních míst, tedy

$$q_t = q_t(\theta_t) = \frac{m_t}{v_t}. \quad (7.6)$$

Celková zaměstnanost (míra zaměstnanosti) je definována jako

$$n_t = 1 - u_t \quad (7.7)$$

a odpovídá tedy podílu zaměstnaných osob v reprezentativní domácnosti. Dynamika vývoje míry zaměstnanosti v čase je definována jako

$$n_t = (1 - \rho_t)(n_{t-1} + v_{t-1}q_{t-1}), \quad (7.8)$$

kde  $\rho_t$  budeme chápat jako v čase proměnnou míru separace pracovních míst. Míra separace pracovních míst vyjadřuje podíl pracovních míst, které v daném čase zaniknou. Jak ukazuje vztah (7.8), se stejnou pravděpodobností zanikají jak pracovní místa v předchozím období,  $n_{t-1}$ , tak i nově vytvořená a obsazená pracovní místa z předchozím období. Díky tomuto zpoždění předpokládáme, že nově vzniklé pracovní svazky se stanou produktivními až v následujícím období (přičemž část z nich může zaniknout ještě před tím, než vstoupí do samotné produkční funkce firem).

### 7.1.3 Sektor firem

Sektor firem je odpovídá monopolisticky konkurenčním trhu, což znamená, že firmy vyrábějí diferencovaný produkt. Každá firma (kterých uvažujeme nekonečně mnoho a lze je tak matematicky definovat resp. indexovat na spojitě množině v intervalu nula až jedna) tedy čelí klesající poptávce po své produkci. Produkce jednotlivých firem následně vstupuje do spotřebitelského koše,  $C_t$ , který lze definovat, jak je tomu v DSGE modelech obvyklé, skrze CES index (index s konstantní elasticitou substituce). Podobně lze definovat i agregátní cenový index  $P_t$ , který se v rovnici (7.2) neobjevuje z toho důvodu, že zde neuvažujeme mezičasuovou volbu, kdy by i změny v relativních cenách hrály v rámci Eulerovy rovnice svou roli. Spotřební index, cenový index a celkový výstup ekonomiky,  $Y_t$ , lze definovat jako

$$C_t = \left( \int_0^1 c_t(i)^{\frac{\varepsilon_t}{1+\varepsilon_t}} di \right)^{\frac{1+\varepsilon_t}{\varepsilon_t}}, \quad (7.9)$$

$$P_t = \left( \int_0^1 p_t(i)^{-\varepsilon_t} di \right)^{-\frac{1}{\varepsilon_t}}, \quad (7.10)$$

$$Y_t = \int_0^1 p_t(i)c_t(i)di = P_t C_t. \quad (7.11)$$

V rovnicích (7.9) a (7.9) představuje  $c_t(i)$  množství spotřebovávaných výrobků  $i$ -té firmy v čase  $t$ , a  $p_t(i)$  představuje cenu výrobku vyráběného  $i$ -tou firmou. Člen  $1 + \varepsilon_t$  reprezentuje elasticitu substituce ve spotřebě mezi jednotlivými druhy diferencovaných statků. Díky existenci monopolistické konkurence odpovídá je poptávková funkce po produkci dané firmy klesající funkcí ceny. Poptávka po produkci reprezentativní firmy (kdy pro přehlednost vynecháme v následujícím výkladu a zápisu příslušný index  $i$ ) má podobu

$$y_t = \left( \frac{p_t}{P_t} \right)^{-1-\varepsilon_t} Y_t, \quad (7.12)$$

kde  $y_t$  označuje produkci dané firmy a zároveň se jedná i o velikost poptávky po produkci této firmy,  $c_t$ . Výraz  $P_t$  reprezentuje agregátní cenovou hladinu,  $Y_t$  představuje agregátní výstup. Člen  $\varepsilon_t$ , jakožto součást elasticity substituce ve spotřebě, je modelován jako v čase proměnný parametr, tedy stochastický proces. Výraz  $-(1 + \varepsilon_t)$  odpovídá cenové elasticitě poptávky.

Díky absenci kapitálu v tomto modelovém konceptu lze produkční funkci zapsat jako standardní Cobbovu-Douglasovu funkci s jediným parametrem, kterým je množství najímané práce,  $n_t$ . I v tomto případě bychom mohli předpokládat diferencovanou nabídku práce v tom smyslu, že nabízené množství práce jednotlivými členy reprezentativní domácnosti se liší ve své produktivitě dle typu nabízené práce. Nicméně, analogickou definicí ke spotřebním a cenovým CES indexům lze definovat i odpovídající CES indexy pro nabídku práce reprezentativní domácnosti,  $n_t$ , a mzdu,  $w_t$ . Tento aspekt však nijak neovlivňuje dynamiku a fungování popisovaného modelu jako celku a jednalo by se v tomto případě jen o formální zachycení možnosti existence diferencované pracovní síly. Produkční funkce má podobu

$$y_t = A_t n_t^\alpha, \quad (7.13)$$

kde parametr  $0 < \alpha \leq 1$  umožňuje předpokládat jak klesající, tak i konstantní mezní produkt práce. Člen  $A_t$  popisuje technologickou úroveň v čase  $t$ , kdy předpokládáme, že se jedná o exogenní stochastický proces. V produkční funkci nepředpokládáme explicitní existenci kapitálu, nicméně můžeme ho chápat implicitně jako fixní a neměnný faktor specifický pro každou firmu (tedy jako fixní součást technologické úrovně,  $A_t$ ).

Optimalizační problém reprezentativní firmy je založen na optimální volbě množství pracovníků,  $n_t$ , počtu nově otevřených volných pracovních míst,  $v_t$  a cenou ve produkce,  $p_t$ . Snaží se maximalizovat očekávanou sumu budoucích diskontovaných zisků, vyjádřenou jako

$$E_t \sum_{j=t}^{\infty} \beta^{j-t} \lambda_j \left[ p_j \left( \frac{p_j}{P_j} \right)^{-1-\varepsilon_j} Y_j - w_j n_j - \frac{\kappa}{\psi} v_j^\psi \right], \quad (7.14)$$

a to s ohledem na dvě omezující podmínky. První z nich je vývoj zaměstnanosti v čase daný rovnicí (7.8), druhou je pak omezení ve formě poptávky po produkci této reprezentativní firmy reprezentované rovnicí (7.12) (tato druhá omezující podmínka je již součástí samotného výrazu pro zisk firmy v čase  $t$ ). Zisk firem je v každém čase diskontován nejen s ohledem na diskontní faktor domácností, ale je vyhodnocen z pohledu mezního užítu,  $\lambda_j$ , v daném čase. Poslední člen ve vztahu (7.14) představuje náklady na vytvoření nového pracovního místa, kdy předpokládáme, že  $\kappa > 0$  a  $\psi > 0$ . Podobně jako je tomu u mezní produktivity v produkční funkci platí, že pro  $0 < \psi < 1$  jsou mezní náklady na vytvoření nového pracovního místa klesající, pro  $\psi > 1$  jsou naopak náklady na vytvoření nového pracovního místa rostoucí. Parametr  $\kappa$  plní funkci škálovacího parametru pro konzistenci měřítka příjmové a nákladové nákladové stránky ziskové funkce. S využitím Lagrangeovy funkce aplikované na výše uvedený maximalizační problém s omezením daným rovnicí (7.8) a po drobných algebraických úpravách získáme následující podmínky prvního řádu:

$$\tau_t = \alpha \frac{y_t}{n_t} \frac{\varepsilon_t}{1 + \varepsilon_t} p_t - w_t + (1 - \rho_t) E_t \beta_{t+1} \tau_{t+1} \quad (7.15)$$

$$\kappa v_t^{(\psi-1)} = (1 - \rho_t) q_t E_t \beta_{t+1} \tau_{t+1}, \quad (7.16)$$

kdy definujeme stochastický diskontní faktor  $\beta_t$  (zohledňující relativní změnu v mezních užitech ze spotřeby,  $\lambda_t$ ) jako

$$\beta_t = \beta \frac{\lambda_t}{\lambda_{t-1}}. \quad (7.17)$$

V tomto případě označuje  $\tau_t$  Lagrangeův multiplikátor vzhledem k omezení daným dynamikou nezaměstnanosti, tedy rovnicí (7.8), a vyjadřuje tím současnou hodnotu mezního přínosu (zisku) z dodatečného zapojení nové pracovní síly. Jak lze vidět z rovnice (7.15), tato veličina odpovídá součtu mezní produktivity pracovníka v čase  $t$ , která je ponížena o jeho mzdu,  $w_t$  (mezní náklad na pracovníka), a k tomu je navíc přičten očekávaný mezní přínos tohoto pracovního místa v dalším období, pokud toto místo zůstane i v dalším období zachováno.

Druhá z podmínek prvního řádu, rovnice (7.16), reflektuje přínosy a náklady z nově vytvořeného volného pracovního místa. Na pravé straně rovnice vystupuje očekávaný přínos z nového volného pracovního místa, reprezentovaný mezní hodnotou dodatečného pracovníka, pokud bude toto místo obsazeno a bude v další období produktivní (to je důvod, proč se zde vyskytuje i míra separace,  $\rho_t$ ). Tento očekávaný přínos je porovnáván a v rovnováze se musí rovnat mezním nákladům na jeho vytvoření (levá strana rovnice). Za pozornost stojí fakt, že očekávaný mezní přínos z nově vytvořeného pracovního místa je přímo úměrný pravděpodobnosti obsazení tohoto pracovního místa,  $q_t = q(\theta_t)$ . Pokud tedy roste pravděpodobnost naplnění nově vytvořeného pracovního místa, firmy mají tendenci tato volná pracovní místa vytvářet (s ohledem na náklady jejich vytvoření).

### 7.1.4 Proces stanovení mezd

Specifikem tohoto modelu je proces stanovení mzdové sazby. Východiskem pro stanovení mezd<sup>1</sup> je proces mzdového vyjednávání mezi reprezentanty firem a reprezentanty zaměstnanců. Z hlediska ekonomických reálií lze tento proces připodobnit procesu kolektivního vyjednávání na celostátní úrovni, kdy by vyjednaná mzda byla následně závazná pro všechny. Proces mzdového vyjednávání vychází z tzv. Nashova vyjednávacího problému, kdy si obě strany volí mzdu tak, aby maximalizovali celkový přebytek v rámci vztahu zaměstnanec-zaměstnavatel. Konkrétně jsou tedy individuální přebytky (vycházející z vyjednané mzdy) rozděleny mezi jednotlivé účastníky vyjednávání tak, aby maximalizovaly vážený průměr těchto přebytků, kdy váha je dána relativní vyjednávací silou jednotlivých aktérů vyjednávání. Vyjednávací funkce (celková hodnota přebytků),  $S_t$ , má standardní podobu

$$S_t \equiv \left( \frac{1}{\lambda_t} \frac{\partial \mathcal{W}_t(n_t)}{\partial n_t} \right)^\eta \left( \frac{\partial \mathcal{I}_t(n_t)}{\partial n_t} \right)^{1-\eta}, \quad (7.18)$$

kde  $\frac{\partial \mathcal{W}_t(n_t)}{\partial n_t}$  představuje mezní přínos pracovníka pro blahobyt (užitek) reprezentativní domácnosti,  $\frac{\partial \mathcal{I}_t(n_t)}{\partial n_t}$  je mezní přínos pracovníka pro firmu a konečně  $\eta \in [0, 1]$  představuje relativní sílu zaměstnance (zástupce zaměstnanců resp. pracovníků) v procesu vyjednávání. Síla zaměstnavatelů (firem) je tedy  $1 - \eta$ . Člen  $\frac{\partial \mathcal{I}_t(n_t)}{\partial n_t}$  je definován podmínkou prvního řádu získanou v rámci optimalizace rozhodování firem o počtu zaměstnaných pracovníků. Rovnice (7.15), t.j.  $\tau_t = \frac{\partial \mathcal{I}_t(n_t)}{\partial n_t}$  představuje mezní přínos jednoho dodatečného pracovníka na očekávanou diskontovanou hodnotu budoucích zisků firmy. Mezní užitek ze zaměstnaného pracovníka pro domácnost,  $\frac{1}{\lambda_t} \frac{\partial \mathcal{W}_t(n_t)}{\partial n_t}$ , je možné získat tak, že porovnáme v rekurzivním vyjádření možnosti, které se nabízejí zaměstnancům. Člen domácnosti může být buď zaměstnaný, čímž je jeho přínos pro celkový užitek pro domácnost představován mzdou, kterou pobírá,  $w_t$  (převedenou do podoby dodatečného užítku ze spotřeby,  $\lambda w_t$ ), nicméně tento přínos k celkovému užtku je snížen velikostí disužítka z práce,  $\chi_t$ , a navíc ztrácí podporu v nezaměstnanosti,  $b$  (vyjádřenou v podobě mezního užítku z této podoby), kterou by dostával v případě kdyby zůstal nezaměstnaný. K tomu se přidává očekávaný užitek v budoucím období, tedy diskontovaná hodnota zaměstnaného člena domácnosti v dalším období. Konečná podoba tohoto výrazu je tak dána jako

$$\frac{\partial \mathcal{W}_t(n_t)}{\partial n_t} = \lambda_t w_t - \lambda_t b - \chi_t + \beta E_t \frac{\partial \mathcal{W}_{t+1}(n_{t+1})}{\partial n_{t+1}} \frac{\partial n_{t+1}}{\partial n_t}. \quad (7.19)$$

S využitím rovnice (7.8) můžeme využít substituci výrazem

$$\frac{\partial n_{t+1}}{\partial n_t} = (1 - \rho_t) [1 - \xi \theta_t q_t], \quad (7.20)$$

kdy  $q(\theta_t) = q_t$ . Nyní stačí najít optimum (maximum) hodnotové funkce vyjednávacího proces,  $S_t$ , jako derivaci rovnice (7.18) podle proměnné, která je předmětem vyjednávání, což je mzda,  $w_t$ . Podmínky optimality pro vyjednanou mzdu jsou:

$$(1 - \eta) \frac{1}{\lambda_t} \frac{\partial \mathcal{W}_t(n_t)}{\partial n_t} = \eta \frac{\partial \mathcal{I}_t(n_t)}{\partial n_t} \quad (7.21)$$

Protože Lubik (2009) odvození výsledné rovnice pro optimální mzdu opomíjí, ukážeme si odvození na tomto místě. Na základě dosazení příslušných členů hodnot mezních užítků ze zaměstnaného pracovníka pro domácnost a pro firmu získáváme

$$(1 - \eta) \frac{1}{\lambda_t} \left[ \lambda_t w_t - \lambda_t b - \chi_t + \beta E_t \frac{\partial \mathcal{W}_{t+1}(n_{t+1})}{\partial n_{t+1}} \frac{\partial n_{t+1}}{\partial n_t} \right] = \eta \tau_t. \quad (7.22)$$

<sup>1</sup>V jiných typech modelů se lze setkat i s procesem vyjednávání týkající se počtu zaměstnanců nebo počet odpracovaných hodin, což může mít odlišné dopady na celkovou dynamiku modelu.



Výraz pro  $\tau_t$  můžeme získat kombinací rovnic (7.15) a (7.16), tedy

$$\tau_t = \alpha \frac{y_t}{n_t} \frac{\varepsilon_t}{1 + \varepsilon_t} p_t - w_t + \frac{1}{\kappa} \kappa v_t^{(\psi-1)}. \quad (7.23)$$

Z podmínky optimality pro vyjednanou mzdu v čase  $t$  vyplývá, že obdobný vztah bude platit v každém období, tedy i pro čas  $t + 1$ . Bude tedy platit (pro přehlednost vynecháváme v následujícím zápisu operátor očekávání u všech členů pracujících s indexem  $t + 1$ ), že

$$(1 - \eta) \frac{1}{\lambda_{t+1}} \frac{\partial \mathcal{W}_{t+1}(n_{t+1})}{\partial n_{t+1}} = \eta \frac{\partial \mathcal{I}_{t+1}(n_{t+1})}{\partial n_{t+1}} = \eta \tau_{t+1}, \quad (7.24)$$

kdy z rovnice (7.16) a rovnice (7.17) v čase  $t + 1$ , tedy  $\beta_{t+1} = \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}$  získáváme vztah

$$\frac{\partial \mathcal{W}_{t+1}(n_{t+1})}{\partial n_{t+1}} = \frac{\eta}{1 - \eta} \lambda_{t+1} \kappa v_t^{(\psi-1)} \frac{1}{(1 - \rho_t) q_t} \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1} \beta} = \frac{\eta}{1 - \eta} \frac{\kappa v_t^{(\psi-1)}}{(1 - \rho_t) q_t} \frac{\lambda_t}{\beta}. \quad (7.25)$$

Dosazením předchozích výrazů a po roznásobení dílčích výrazů v závorkách získáme

$$\begin{aligned} (1 - \eta) w_t - (1 - \eta) b - (1 - \eta) \frac{1}{\lambda_t} \chi_t + \eta \frac{\kappa v_t^{(\psi-1)}}{(1 - \rho_t) q_t} (1 - \rho_t) [1 - \xi \theta_t q_t] \\ = \eta \alpha \frac{y_t}{n_t} \frac{\varepsilon_t}{1 + \varepsilon_t} p_t - \eta w_t + \eta \frac{1}{\kappa} \kappa v_t^{(\psi-1)}. \end{aligned} \quad (7.26)$$

S využitím vztahu pro mezní užitek  $\lambda_t = C_t^{-\sigma}$  a po drobných algebraických úpravách získáváme finální výraz pro optimální vyjednanou mzdu, tedy

$$w_t = \eta \left( \alpha \frac{y_t}{n_t} \frac{\varepsilon_t}{1 + \varepsilon_t} p_t + \kappa \xi v_t^{(\psi-1)} \theta_t \right) + (1 - \eta) (b + \chi_t C_t^\sigma) \quad (7.27)$$

Výsledná mzda je váženým průměrem plateb plynoucích domácnostem, resp. firmám, kdy si v závislosti na své vyjednávací síle každá ze stran přivlastňuje část přebytku druhé strany. V extrémním případě, kdy by byla veškerá vyjednávací síla v rukách zaměstnavatele ( $\eta = 0$ ), stanovil by jí na úrovni odpovídající rezervační mzdě zaměstnance, tedy mzdě, která bude kompenzovat jednak ztrátu z podpory v nezaměstnanosti a jeho disužitek z práce diskontovaný mezním užitekem ze spotřeby. Pokud by naopak byla veškerá vyjednávací síla na straně zaměstnance ( $\eta = 1$ ), byla by mzda vyjednána na úrovni, která pokryje zaměstnavateli náklady na zaměstnání daného pracovníka spojené s vytvořením tohoto pracovního místa (celý mezní produkt práce případně zaměstnanci).

### 7.1.5 Uzavření modelu

Pro uzavření modelu je potřeba definovat omezení na agregované úrovni (vycházející agregací předchozích rovnic přes všechny reprezentativní domácnosti a firmy):

$$Y_t = C_t + \frac{\kappa}{\psi} v_t^\psi, \quad (7.28)$$

$$T_t = (1 - n_t) b. \quad (7.29)$$

Konkrétně tedy předpokládáme, že agregátní produkt je rozdělen na spotřebu a náklady na tvorbu volných pracovních míst, což ilustruje rovnice (7.28). Poslední rovnicí je definování způsobu financování vládních výdajů, kdy předpokládáme, že příspěvky na podporu v nezaměstnanosti jsou plně financovány paušální daní. Vláda (explicitně nezmiňovaná v rámci modelu) tak hospodaří s vyrovnaným rozpočtem, což ukazuje rovnice (7.29).

Exogenní stochastické procesy definujeme (v logaritmu) jako vzájemně nezávislé autoregresní procesy prvního řádu. Model obsahuje celkem 5 exogenních šoků: technologický šok  $A_t$ , šok do nabídky

práce  $\chi_t$ , poptávkový šok  $\varepsilon_t$ , šok v efektivitě párovacího procesu  $\mu_t$  a šok v míře separace  $\rho_t$  (odpovídající svým charakterem v čase proměnnému parametru). Konkrétně tedy definujeme

$$\log(A_t) = (1 - \rho_A) \log(\bar{A}) + \rho_A \log(A_{t-1}) + \epsilon_t^A, \quad (7.30)$$

$$\log(\chi_t) = (1 - \rho_\chi) \log(\bar{\chi}) + \rho_\chi \log(\chi_{t-1}) + \epsilon_t^\chi, \quad (7.31)$$

$$\log(\varepsilon_t) = (1 - \rho_\varepsilon) \log(\bar{\varepsilon}) + \rho_\varepsilon \log(\varepsilon_{t-1}) + \epsilon_t^\varepsilon, \quad (7.32)$$

$$\log(\mu_t) = (1 - \rho_\mu) \log(\bar{\mu}) + \rho_\mu \log(\mu_{t-1}) + \epsilon_t^\mu, \quad (7.33)$$

$$\log(\rho_t) = (1 - \rho_\rho) \log(\bar{\rho}) + \rho_\rho \log(\rho_{t-1}) + \epsilon_t^\rho, \quad (7.34)$$

kde výrazy s horní čárkou představují ustálené stavy daných exogenních procesů,  $\rho_i$ , pro  $i \in (A, \chi, \varepsilon, \mu, \rho)$  jsou autoregresní koeficienty a  $\epsilon_i \sim N(0, \sigma_i^2)$ , jedná se tedy o nezávislé, normálně rozdělené náhodné veličiny s rozptyly definované parametry  $\sigma_i^2$ , pro  $i \in (A, \chi, \varepsilon, \mu, \rho)$ .

## 7.2 Empirické odhady DSGE modelů pro země V4

Model představený v části 7.1 byl pro účely odhadů parametrů log-linearizován. Log-linearizovaná podoba modelu je obsahem Přílohy I. V modelu se vyskytuje celkem pět šoků. Z tohoto důvodu využijeme pro identifikaci modelu pět pozorovaných proměnných na čtvrtletní bázi od 1. čtvrtletí roku 2000 do 2. čtvrtletí roku 2019 (v případě Polska od 1. čtvrtletí 2001). Konkrétně se jedná o následující proměnné, jejichž zdroj a bližší upřesnění je uvedeno v kapitole 4:

- reálný hrubý domácí produkt,  $GDP$ ;
- index hodinových výdělků,  $W$ ;
- počet volných pracovních míst v průběhu daného čtvrtletí,  $V\_full$ ;
- počet nezaměstnaných v průběhu daného čtvrtletí,  $U\_full$ ;
- počet umístěných uchazečů v daném čtvrtletí,  $M$ .

Všechny proměnné byly pro každou zemi na celém dostupném vzorku sezónně očištěny. S využitím Hodrick-Prešcottova filtru (s vyhlazovací konstantou na hodnotě 1600) aplikovaném na logaritmy sezónně očištěných proměnných  $GDP$  a  $W$  byly postupně získány mezera nezaměstnanosti,  $\hat{y}$  a mezera mezd,  $\hat{w}$  jako odchylky od ustálených stavů odpovídající svým modelovým protějškům. V případě ukazatelů trhu práce byly tyto ukazatele rovněž sezónně očištěny a převedeny na míru nezaměstnanosti, míru volných pracovních míst a míry párování skrze vyjádření jako podíl na pracovní síly na konci daného období,  $U\_denom$ . Na tyto relativní ukazatele byl následně aplikován Hodrick-Prešcottův filtr (s vyhlazovací konstantou na hodnotě 1600) pro získání mezery nezaměstnanosti,  $\hat{u}$ , volných pracovních míst,  $\hat{v}$ , a míry párování,  $\hat{m}$ . Parametry modelu byly odhadnuty s využitím bayesovských metod, konkrétně tedy Metropolis-Hasting algoritmu. Byly generovány dva řetězce o 1000000, kdy z každého řetězce bylo odstraněno prvních 80 % vygenerovaných vzorků a k další aposteriorní analýze tak bylo využito 400000 vzorků. Odhad byl proveden s využitím Dynare toolboxu verze 4.5.7, [Adjemian et al. \(2011\)](#), pro [MATLAB \(2019\)](#). Konvergence byla ověřena na základě vícerozměrné konvergenční diagnostiky Brookse a Gelmana implementované v Dynare toolboxu. Odhady byly provedeny jak na celém období, tak i na dvou obdobích pokrývajících v prvním případě 1. čtvrtletí roku 2000 (pro Polsko 1. čtvrtletí roku 2001) až 4. čtvrtletí roku 2009 a ve druhém případě 1. čtvrtletí roku 2010 až 2. čtvrtletí roku 2019. Tyto dva odhady budou sloužit pro vyhodnocení robustnosti výsledků a identifikaci možných změn ve strukturálních parametrech modelu. Na základě odhadu modelu na plném vzorku jsou rovněž získány a vyhodnoceny hodnoty vybraných nepozorovaných stavů modelu a provedena je také analýza dynamických vlastností ekonomik představované identifikovanými modely s využitím funkce impulzních odezev, kdy se budeme dívat na rychlost konvergence a velikost amplitudy reakce zvolených charakteristik trhu

práce na typický šok v efektivitě párování a šok v míře separace. Typickým šokem je myšlen šok o velikosti jedné směrodatné odchylky odhadnuté na datech z modelu.

Tabulka 7.1 ukazuje kalibrované hodnoty parametrů a ustálených stavů využité pro odhad a následné simulace identifikovaného modelu. Pro všechny ekonomiky byly nastaveny stejné hodnoty, s výjimkou hodnot získaných z dat (na celém dostupném vzorku). Hodnotami „implikovanými modelem“ je myšleno to, že byly dopočítány na základě řešení rovnic nelineární podoby modelu.

**Tabulka 7.1:** Kalibrované hodnoty parametrů a ustálených stavů DSGE modelu)

Parametr	Zdroj	ČR	SR	HU	PL
$\beta$	modifikace Lubik (2009)	0,98	0,98	0,98	0,98
$\alpha$	Lubik (2009), Němec (2013a)	0,67	0,67	0,67	0,67
$\bar{\varepsilon}$	Lubik (2009), Němec (2013a)	10	10	10	10
$\bar{A}$	normalizováno dle Lubik (2009)	1	1	1	1
$\bar{\chi}$	normalizováno dle Lubik (2009)	1	1	1	1
$\bar{P}$	normalizováno	1	1	1	1
$\bar{u}$	průměr dat	0,0834	0,1440	0,1079	0,1419
$\bar{v}$	průměr dat	0,0176	0,0121	0,0231	0,0086
$\bar{m}$	průměr dat	0,0056	0,0066	0,0139	0,0062
$\bar{n}$	implikováno modelem	0,9166	0,8560	0,8921	0,8581
$\bar{q}$	implikováno modelem	0,3182	0,5455	0,6017	0,7209
$r\bar{h}o$	implikováno modelem	0,0061	0,0077	0,0153	0,0072
$\bar{w}$	implikováno modelem	1,2306	1,0334	1,3755	1,1582
$\bar{\theta}$	implikováno modelem	0,2110	0,0840	0,2141	0,0606
$\bar{\mu}$	implikováno modelem	0,0895	0,0829	0,2026	0,1063
$\bar{\tau}$	implikováno modelem	-23,2657	-14,2642	-21,2076	-19,1488
$\bar{\lambda}$	implikováno modelem	1,0128	1,0067	1,0236	1,0092
$\bar{Y}$	implikováno modelem	0,9433	0,9011	0,9264	0,9025
$\bar{C}$	implikováno modelem	0,9429	0,9010	0,9623	0,9025

Zdroj: Vlastní zpracování. Hodnoty ustálených stavů ostatních endogenních proměnných byly získány z odpovídajících rovnic pro hodnoty ustálených stavů nelineární podoby modelu (viz Příloha I), a to s využitím apriorních středních hodnot parametrů modelu uvedených v tabulkách 7.2, 7.4, 7.6 a 7.8. Tato skutečnost je označena jako „implikováno modelem“. Pokud je u zdroje uvedeno „normalizováno“, jedná se o pevně nastavené hodnoty, které byly nutné k jednoznačnému řešení ostatních hodnot ustálených stavů.

Odhad parametrů modelu pro Českou republiku je obsahem tabulek 7.2 a 7.3. Nastavení apriorních hustot je ve všech specifikacích i napříč zeměmi stejné a reflektuje jednak povahu modelovaných parametrů a vyšší míru neinformovanosti (vyjádřenou vyššími hodnotami směrodatných odchylek pro dané apriorní rozdělení). Očekávané kladné parametry pocházejí z gama rozdělení, hodnoty v intervalu 0 až 1 mají beta rozdělení, v případě vyjednávací síly pracovníků,  $\eta$ , uniformní rozdělení. Směrodatné odchylky šoků jsou apriori definovány inverzním gama rozdělením, což je v bayesovském přístupu běžná procedura (alternativou je místo rozptylu šoků resp. směrodatných odchylek) pracovat s přesností chyby (tedy inverzní hodnotou rozptylu), u kterého je obvyklý předpoklad apriorního gama rozdělení.

Zavedení nové pozorované proměnné, stejně jako modifikace celého konceptu Lubik (2009) o dodatečné v čase proměnné parametry se ukázala jako velmi přínosná z hlediska identifikovatelnosti všech parametrů modelu. Oproti např. Němec (2013b) se podařilo identifikovat jak parametr reflektující výši příspěvků v nezaměstnanosti, odpovídající přibližně procentnímu podílu těchto příspěvků vzhledem k průměrné mzdě (pro přesné vyjádření je vzít podíl na velikosti mzdy v ustáleném stavu,  $\bar{w}$ ), tak i parametr elasticity párovacího procesu,  $\xi$ . Odhady na celém období ukazují na nízkou averzi k riziku českých domácností (parametr  $\sigma$ ). Parametr  $\xi$  párovací funkce odpovídá hodnotám získaným z odhadů předchozích kapitol a ukazuje na vysokou elasticitu párování vzhledem k počtu nezaměstnaných. Parametr  $\eta$  nám říká, že pracovníci mají v průměru nižší vyjednávací sílu než firmy, v porovnání s téměř nulovými odhady Němec (2013a) nebo Němec (2013b) se však jedná o výrazně zvýšení a ukazuje to na specifický vývoj na (nejen) českém trhu práce v posledních letech a s tím spojenou schopnost zaměstnanců vyjed-

**Tabulka 7.2:** Odhady parametrů DSGE modelu pro Českou republiku (období 2000-2019)

Parametr	Rozdělení	Apriorní hustota		Aposteriorní hustota		
		Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Střední hodnota	90% HPDI	
$\sigma$	gama	1,000	0,500	0,2171	0,1778	0,2620
$\xi$	beta	0,700	0,100	0,8152	0,7809	0,8496
$\eta$	uniformní	0,500	0,300	0,2615	0,2357	0,2820
$b$	beta	0,300	0,150	0,4551	0,4303	0,4873
$\psi$	gama	1,000	0,500	1,2428	1,1540	1,3451
$\kappa$	gama	0,100	0,050	0,0707	0,0574	0,0786
$\rho_\chi$	beta	0,500	0,200	0,7759	0,7470	0,8081
$\rho_A$	beta	0,500	0,200	0,7012	0,6852	0,7186
$\rho_\varepsilon$	beta	0,500	0,200	0,6435	0,6325	0,6544
$\rho_\mu$	beta	0,500	0,200	0,8253	0,7841	0,8736
$\rho_\rho$	beta	0,500	0,200	0,5705	0,5279	0,6065
$\sigma_\chi$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0090	0,0076	0,0104
$\sigma_A$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0090	0,0078	0,0102
$\sigma_\varepsilon$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,3117	0,2677	0,3536
$\sigma_\mu$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0061	0,0059	0,0064
$\sigma_\rho$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0571	0,0495	0,0642

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu.

**Tabulka 7.3:** Aposteriorní hustoty parametrů DSGE modelu pro Českou republiku (období 2000-2009, 2010-2019)

Parametr	Období 2000-2009			Období 2010-2019		
	Střední hodnota	90% HPDI		Střední hodnota	90% HPDI	
$\sigma$	0,6047	0,3941	0,8019	0,6962	0,6242	0,7739
$\xi$	0,7242	0,6257	0,8362	0,7730	0,7623	0,7850
$\eta$	0,6601	0,1177	0,9599	0,1030	0,0554	0,1456
$b$	0,2451	0,0768	0,4390	0,1600	0,0691	0,2577
$\psi$	2,6159	1,8552	3,3264	1,2823	1,1195	1,4764
$\kappa$	0,0675	0,0166	0,1127	0,0660	0,0579	0,0749
$\rho_\chi$	0,8451	0,5675	0,9772	0,6133	0,5909	0,6384
$\rho_A$	0,8317	0,7402	0,9272	0,7275	0,7046	0,7424
$\rho_\varepsilon$	0,5180	0,1739	0,9353	0,9509	0,9171	0,9862
$\rho_\mu$	0,7796	0,6540	0,9028	0,4634	0,3715	0,5740
$\rho_\rho$	0,3906	0,1992	0,5500	0,4657	0,4093	0,5142
$\sigma_\chi$	0,0256	0,0087	0,0482	0,0100	0,0081	0,0118
$\sigma_A$	0,0104	0,0085	0,0123	0,0086	0,0070	0,0102
$\sigma_\varepsilon$	0,1752	0,1107	0,2564	0,0982	0,0491	0,1425
$\sigma_\mu$	0,0069	0,0059	0,0078	0,0072	0,0059	0,0083
$\sigma_\rho$	0,0540	0,0439	0,0636	0,0578	0,0468	0,0675

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu.

nat si díky vysoké těsnosti trhu práce vyšší mzdu. Parametr  $\psi$  naznačuje rostoucí náklady na vytvoření nového pracovního místa. Parametry setrvačnosti šoků ukazují na vyšší míru persistence v případě všech modelových šoků. Jako dominantní se z exogenních šoků jeví poptávkový šok,  $\varepsilon$ .

Srovnáme-li změny ve strukturálních parametrech modelu období 2000-2009 a 2010-2019, vidíme, že došlo k růstu averze vůči riziku, což bylo doprovázeno nižší variabilitou poptávkového šoku oproti odhadu na celém období. Patrný je nicméně značný pokles vyjednávací síly pracovníků, nicméně z pohledu na intervaly nejvyšší posteriorní hustoty se nejeví tento pokles jako příliš průkazný a v období zahrnující počátek krize roku 2008 se objevuje velká míra nejistoty spojené s tímto parametrem. Důvod je ten, že před vypuknutím krize byl český trh práce přehřátý (byla zde vysoká míra těsnosti), což ukončila krize roku 2008 a vedlo to rovněž i k poklesu vyjednávací síly pracovníků. V současnosti pozorovaný růst míry volných pracovních míst je logickým důsledkem výrazného poklesu parametru nákladovosti nově vytvořeného pracovního místa,  $\psi$ .



**Obrázek 7.1:** Odhady trajektorií vybraných nepozorovaných stavů modelu pro Českou republiku  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu.

Z pohledu na vývoj trajektorií přímo nepozorovaných stavů vidíme procyklický vývoj efektivity párování a spíše proticyklický vývoj míry separace pracovních míst. Procyklický vývoj je v souladu se závěry odhadů faktorů efektivity regionálních trhů práce z kapitoly 6. Dopad krize roku 2008 se dotkl zejména pozic nízko kvalifikovaných zaměstnanců, což v tomto období reprezentuje prudký nárůst odchylky míry separace směrem nahoru. Volatilita míry separace po krizi roku 2008 pak naznačuje nejistotu firem spojenou s budoucím očekávaným vývojem ekonomiky. Po nastolení trendu v pozitivním ekonomickém růstu lze vidět stabilní a nízké odchylky v míře separace od své rovnovážné úrovně. Současný vývoj v růstu míry volných pracovních míst lze modelově zachytit trajektorií proměnné  $\tau_t$ , která vyjadřuje přínos nově vytvořeného pracovního místa v modelovém optimálním rozhodování firem. Jeho nárůst je patrný jak před rokem 2008, tak i po roce 2017 s ohledem na již tak vysokou těsnost trhu práce v České republice. Pokles v pravděpodobnosti obsazení volného pracovního místa dotváří celý obraz napjatého trhu práce v České republice v posledních letech.

Interpretace většiny odhadů parametrů pro ostatní země V4 je analogická interpretaci pro Českou republiku. Budeme se tedy soustředit na klíčové parametry trhu práce a jejich potenciální změny v průběhu času. Tabulky 7.4 a 7.5 ukazují odhady modelu pro Slovensko. Slovensko vykazuje vysokou averzi

**Tabulka 7.4:** Odhady parametrů DSGE modelu pro Slovensko (období 2000-2019)

Parametr	Rozdělení	Apriorní hustota		Aposteriorní hustota		
		Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Střední hodnota	90% HPDI	
$\sigma$	gama	1,000	0,500	0,0638	0,0353	0,0923
$\xi$	beta	0,700	0,100	0,7607	0,7419	0,7819
$\eta$	uniformní	0,500	0,300	0,2108	0,1544	0,2750
$b$	beta	0,300	0,150	0,1446	0,0638	0,2375
$\psi$	gama	1,000	0,500	1,4556	1,3414	1,5838
$\kappa$	gama	0,100	0,050	0,0668	0,0439	0,0887
$\rho_\chi$	beta	0,500	0,200	0,4424	0,3474	0,5270
$\rho_A$	beta	0,500	0,200	0,6636	0,6101	0,7398
$\rho_\varepsilon$	beta	0,500	0,200	0,7798	0,7447	0,8020
$\rho_\mu$	beta	0,500	0,200	0,7442	0,7114	0,7865
$\rho_\rho$	beta	0,500	0,200	0,2807	0,1660	0,3851
$\sigma_\chi$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0122	0,0105	0,0140
$\sigma_A$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0140	0,0121	0,0158
$\sigma_\varepsilon$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,2548	0,2041	0,3051
$\sigma_\mu$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0062	0,0059	0,0066
$\sigma_\rho$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0944	0,0812	0,1071

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu.

**Tabulka 7.5:** Aposteriorní hustoty parametrů DSGE modelu pro Slovensko (období 2000-2009, 2010-2019)

Parametr	Období 2000-2009			Období 2010-2019		
	Střední hodnota	90% HPDI		Střední hodnota	90% HPDI	
$\sigma$	0,1147	0,0507	0,1763	0,4881	0,2653	0,7085
$\xi$	0,6815	0,5276	0,8375	0,8022	0,7033	0,9023
$\eta$	0,0705	0,0194	0,1478	0,1758	0,0122	0,3381
$b$	0,2875	0,0684	0,5525	0,2650	0,0995	0,4334
$\psi$	2,5307	1,6509	3,3740	2,5171	2,1155	2,9129
$\kappa$	0,1014	0,0241	0,1834	0,0804	0,0245	0,1420
$\rho_\chi$	0,2808	0,0947	0,4615	0,4429	0,1706	0,6914
$\rho_A$	0,7430	0,5881	0,9034	0,5411	0,2528	0,8031
$\rho_\varepsilon$	0,7475	0,5911	0,9074	0,8180	0,6565	0,9800
$\rho_\mu$	0,7326	0,5801	0,9178	0,7331	0,5820	0,9095
$\rho_\rho$	0,3142	0,1323	0,4883	0,4392	0,2711	0,6103
$\sigma_\chi$	0,0151	0,0119	0,0180	0,0115	0,0088	0,0140
$\sigma_A$	0,0194	0,0157	0,0229	0,0073	0,0059	0,0085
$\sigma_\varepsilon$	0,6088	0,1996	1,0549	0,3675	0,0957	0,6405
$\sigma_\mu$	0,0076	0,0061	0,0089	0,0070	0,0059	0,0079
$\sigma_\rho$	0,1212	0,0982	0,1429	0,0488	0,0395	0,0577

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu.

vůči riziku a nízký parametr příspěvků v nezaměstnanosti. Zvýšení averze vůči riziku prezentované v tabulce 7.5 není až tak průkazné s ohledem na vysokou nejistotu spojenou s odhadem tohoto parametru. Dochází nicméně k růstu elasticity párování vzhledem k nezaměstnanosti a také se v průběhu času zvýšila vyjednávací síla pracovníků. Oproti České republice je v případě Slovenska vyšší parametr nákladů na nově vytvořené pracovní místo (zvláště v rámci odhadů na samostatných obdobích, kde s ohledem na vyšší nejistotu spojenou s odhadem na období v letech 2000-2009 mohlo dojít i k jeho poklesu). V tomto případě ekonomika vykazuje rostoucí náklady na vytvoření nového pracovního místa, což s ohledem na mírně vyšší hodnotu vysvětluje, proč je růst nových pracovních míst v porovnání s Českou republikou nižší.



**Obrázek 7.2:** Odhady trajektorií vybraných nepozorovaných stavů modelu pro Slovensko

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu.

Na úrovni ekonomiky Slovenska se vývoj efektivity párování (viz obrázek 7.2). Míra separace je naopak více volatilní po celé sledované období, což opět může být spojeno s nižší nabídkou volných pracovních míst ve srovnání s Českou republikou a vyšší nejistotou firem ohledně ekonomického vývoje Slovenska. Přínos nově vytvořeného pracovního místa je negativně korelován s pravděpodobností jeho obsazení a vykazuje vyšší volatilitu ve srovnání s Českou republikou, jedjí vývoj je proti cyklický, pokud bychom jej srovnali s mezerou výstupu prezentovanou v kapitole 1.

Tabulky 7.6 a 7.7 ukazují na nízkou averzi k riziku domácností v Maďarsku stejně jako na extrémně nízkou vyjednávací sílu pracovníků. To může být částečně kompenzováno vyšším hodnotou parametru odpovídající velikosti příspěvků v nezaměstnanosti. Náklady na vytvoření nového pracovního místa jsou za celé období rostoucí a nákladovost je vyšší i díky vysoké hodnotě škálovacího faktoru  $\kappa$ . Z pohledu na odhad v období 2010-2019 vidíme pokles v parametru  $\psi$ , a to k hodnotě odpovídající konstantním nákladům. Oproti České republice a Slovensku není v případě Maďarska patrná procykličnost vývoje efektivity párování po roce 2008 (jak ukazuje obrázek 7.3). To koresponduje i se závěry z odhadů využívajících modely stochastických mezí, které indikovaly vysokou efektivitu a jejich malou variabilitu v průběhu času napříč regiony. S tímto vývojem souvisí i relativně neměnná míra separace která zažila jen jeden nárazový výkyv v období let 2014 a 2015, který se projevil i v poklesu pravděpodobnosti obsazení volného pracovního místa.

Polský trh práce, představovaný naším modelem, vykazuje nejvyšší hodnoty parametru  $b$ , tedy para-

**Tabulka 7.6:** Odhady parametrů DSGE modelu pro Maďarsko (období 2000-2019)

Parametr	Rozdělení	Apriorní hustota		Aposteriorní hustota		
		Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Střední hodnota	90% HPDI	
$\sigma$	gama	1,000	0,500	0,3051	0,1921	0,4166
$\xi$	beta	0,700	0,100	0,7062	0,6503	0,7541
$\eta$	uniformní	0,500	0,300	0,0058	0,0008	0,0127
$b$	beta	0,300	0,150	0,4029	0,1642	0,6853
$\psi$	gama	1,000	0,500	2,2945	1,8682	2,7281
$\kappa$	gama	0,100	0,050	0,2259	0,1664	0,2807
$\rho_\chi$	beta	0,500	0,200	0,7269	0,6568	0,8012
$\rho_A$	beta	0,500	0,200	0,8170	0,7755	0,8605
$\rho_\varepsilon$	beta	0,500	0,200	0,3884	0,3077	0,4697
$\rho_\mu$	beta	0,500	0,200	0,3895	0,2472	0,5596
$\rho_\rho$	beta	0,500	0,200	0,0839	0,0086	0,1646
$\sigma_\chi$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0085	0,0073	0,0097
$\sigma_A$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0087	0,0076	0,0098
$\sigma_\varepsilon$	inverzní gama	0,050	$\infty$	3,9129	2,8559	5,0776
$\sigma_\mu$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0063	0,0059	0,0068
$\sigma_\rho$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0506	0,0443	0,0573

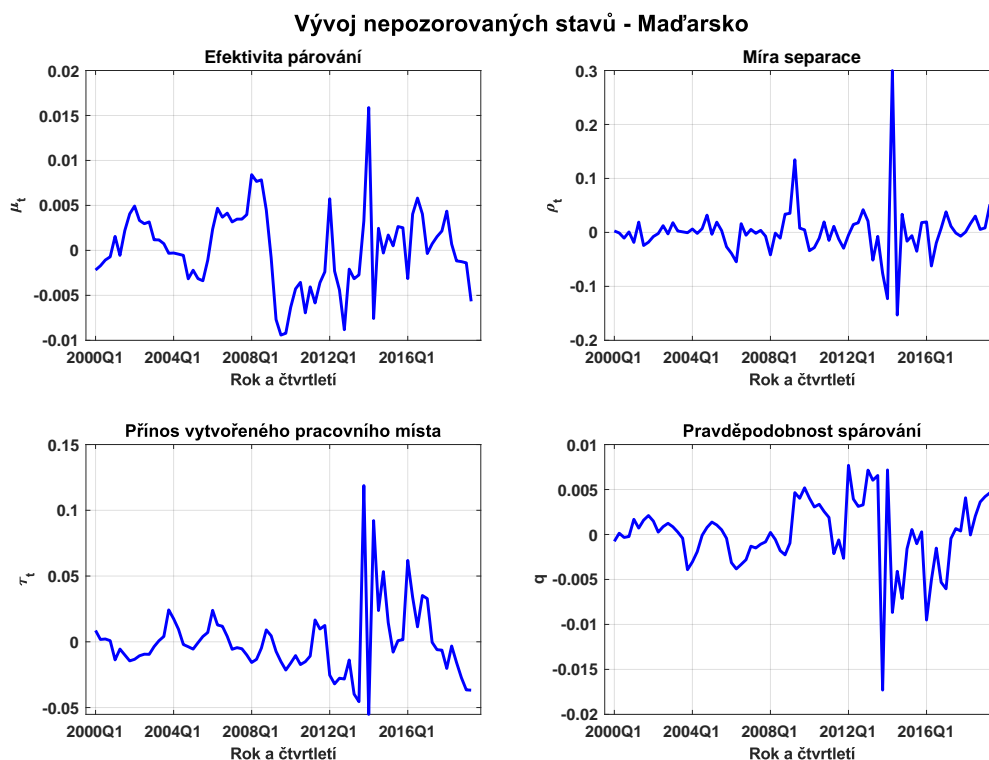
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu.

**Tabulka 7.7:** Aposteriorní hustoty parametrů DSGE modelu pro Maďarsko (období 2000-2009, 2010-2019)

Parametr	Období 2000-2009			Období 2010-2019		
	Střední hodnota	90% HPDI		Střední hodnota	90% HPDI	
$\sigma$	0,1614	0,0816	0,2384	0,3158	0,1187	0,5117
$\xi$	0,8435	0,7830	0,9153	0,8593	0,7643	0,9570
$\eta$	0,3903	0,2476	0,5458	0,1413	0,0092	0,3427
$b$	0,4994	0,3590	0,6592	0,3007	0,0563	0,5245
$\psi$	2,0265	1,3999	2,5953	1,0891	0,5544	1,6417
$\kappa$	0,0669	0,0257	0,1073	0,0973	0,0250	0,1644
$\rho_\chi$	0,6952	0,5910	0,8043	0,7339	0,5980	0,8688
$\rho_A$	0,8037	0,6899	0,9175	0,7490	0,5905	0,9146
$\rho_\varepsilon$	0,8745	0,7993	0,9605	0,7218	0,4813	0,9609
$\rho_\mu$	0,7000	0,5004	0,9057	0,4441	0,1853	0,7080
$\rho_\rho$	0,2500	0,0947	0,4008	0,0864	0,0111	0,1592
$\sigma_\chi$	0,0098	0,0076	0,0120	0,0116	0,0089	0,0143
$\sigma_A$	0,0110	0,0089	0,0129	0,0090	0,0072	0,0106
$\sigma_\varepsilon$	0,1709	0,1037	0,2335	0,9327	0,1320	2,1555
$\sigma_\mu$	0,0070	0,0059	0,0079	0,0084	0,0068	0,0100
$\sigma_\rho$	0,0278	0,0228	0,0328	0,0670	0,0542	0,0794

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu.





**Obrázek 7.3:** Odhady trajektorií vybraných nepozorovaných stavů modelu pro Maďarsko

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu.

metru příspěvků v nezaměstnanosti, jak ukazuje tabulka 7.8. Jeho nižší hodnoty (i když s výrazně větším rozptylem) v rámci dvou separátních období let 2001-2009 a 2010-2019 jsou doprovázeny výrazně vyšším parametrem elasticity párování vzhledem k nezaměstnanosti. To je vcelku přirozené, neboť vyšší příspěvky v nezaměstnanosti (rezervační mzda) vede i nižší ochotě hledat volné pracovní místo. Polský trh práce je charakterizován i vyššími hodnotami vyjednávací síly pracovníků a to bez ohledu na použité období odhadu, výrazně vyšší je i nákladovost vytvoření nového pracovního místa, jak opět ilustruje  $\xi$ .

Přestože Polsko nebylo v roce 2008 zasaženo důsledky celosvětového hospodářského poklesu jako ostatní země skupiny V4, i v tomto případě lze pozorovat po krizi roku 2008 pokles v efektivitě párování 7.4. Po roce 2015 se efektivita párovacího procesu nijak výrazně nemění, což koresponduje i se závěry odhadů modelů stochastických mezí na regionální úrovni. Od roku 2014 je patrná i nízká volatilita míry separace. Trh práce v posledních dvou letech v případě Polska ukazuje růst pravděpodobnosti obsazení volného pracovního, jako reakce na pokles jeho přínosu spojený s výrazně nižší tvorbou nových pracovních míst (ve srovnání s ostatními zeměmi skupiny V4).

Pohled na dynamické vlastnosti modelu pro jednotlivé ekonomiky, jak jej zobrazují obrázky 7.5 a 7.6, ukazují, že typický pozitivní šok v efektivitě párování, který je ve všech ekonomikách velmi podobný (to ilustruje odezva v mezeře párování), má největší odezvu na pokles mezery nezaměstnanosti v případě České republiky, kdy se plně realizuje v průběhu 10 čtvrtletí, tedy dvou a půl roku. Menší intenzitu má šok v efektivitě v případě Polska, nicméně, je mnohem setrvačnější, což opět koresponduje se závěry odhadů efektivit na regionální úrovni, které ukazovaly velmi pozvolné změny v regionálních úrovních relativně vyšší úrovně efektivit párování. Je to důsledek delší odezvy v mezeře pravděpodobnosti spárování. V případě Maďarska má tento šok jedno z nejkratších trvání, kdy začne mezera nezaměstnanosti odeznívat po jednom roce (4 čtvrtletí). Pozitivní šok v efektivitě párování má nejvyšší odezvu v tvorbě pracovních míst v případě České republiky a Slovenska, což ukazuje na dobrou schopnost modelu popisovat realitu. V případě Maďarska naopak dochází k jeho velmi rychlému odeznění a odpovídá to skutečnosti, že v rámci modelů stochastických mezí byla identifikována vysoká míra efektivit a homogenity napříč regiony.

Šok v míře separace má zajímavé dopady na všechny sledované proměnné. Jak ukazuje obrázek 7.6,

**Tabulka 7.8:** Odhady parametrů DSGE modelu pro Polsko (období 2000-2019)

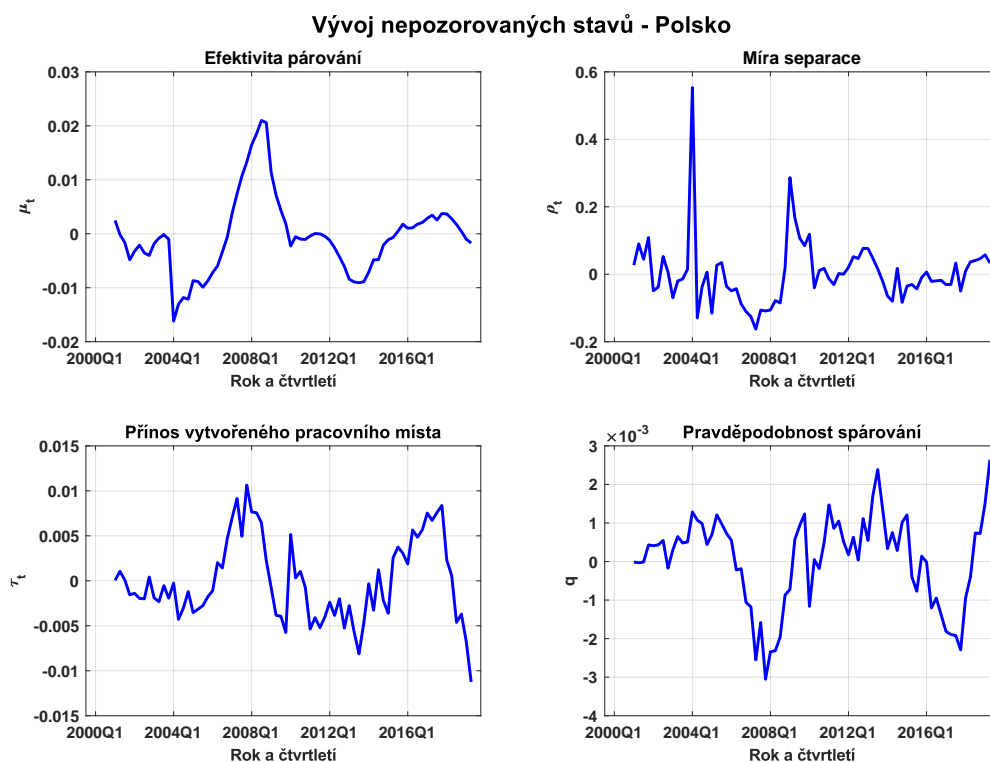
Parametr	Rozdělení	Apriorní hustota		Aposteriorní hustota		
		Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Střední hodnota	90% HPDI	
$\sigma$	gama	1,000	0,500	0,0895	0,0408	0,1374
$\xi$	beta	0,700	0,100	0,6827	0,6164	0,7332
$\eta$	uniformní	0,500	0,300	0,3820	0,2402	0,5098
$b$	beta	0,300	0,150	0,4873	0,4574	0,5221
$\psi$	gama	1,000	0,500	3,3564	3,0264	3,7126
$\kappa$	gama	0,100	0,050	0,2137	0,1484	0,2801
$\rho_\chi$	beta	0,500	0,200	0,7726	0,7314	0,8244
$\rho_A$	beta	0,500	0,200	0,5742	0,4713	0,6906
$\rho_\varepsilon$	beta	0,500	0,200	0,8957	0,8350	0,9603
$\rho_\mu$	beta	0,500	0,200	0,8481	0,7699	0,9401
$\rho_\rho$	beta	0,500	0,200	0,1864	0,1176	0,2518
$\sigma_\chi$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0096	0,0077	0,0115
$\sigma_A$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0091	0,0078	0,0103
$\sigma_\varepsilon$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,1603	0,1036	0,2189
$\sigma_\mu$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0061	0,0059	0,0065
$\sigma_\rho$	inverzní gama	0,050	$\infty$	0,0936	0,0816	0,1069

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu.

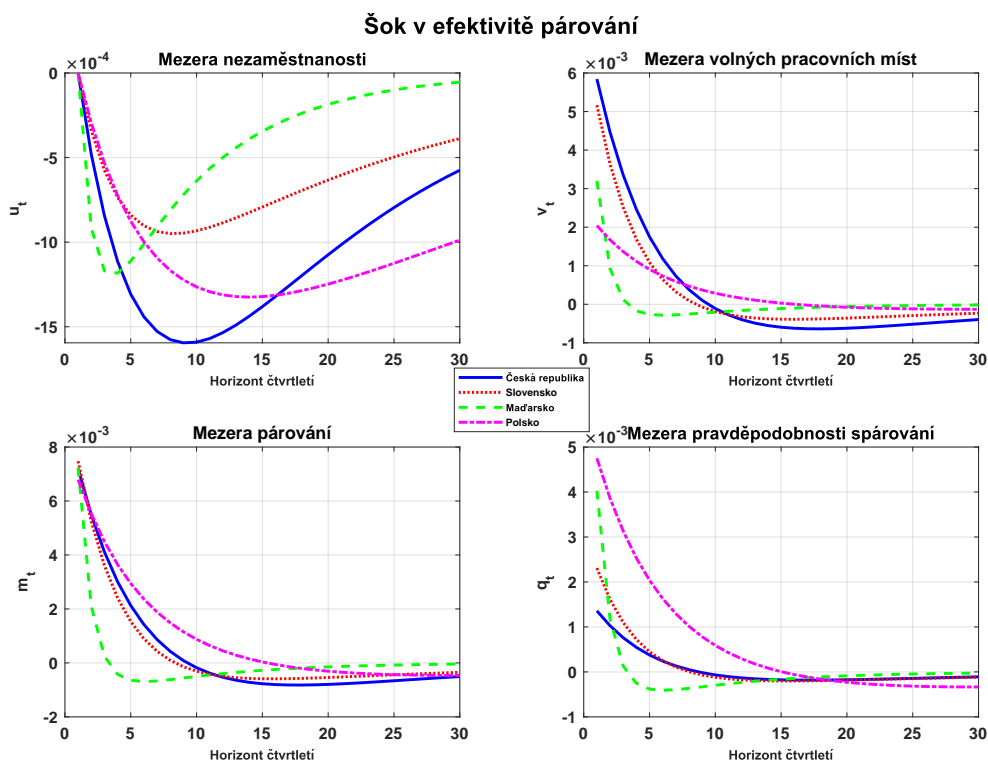
**Tabulka 7.9:** Aposteriorní hustoty parametrů DSGE modelu pro Polsko (období 2000-2009, 2010-2019)

Parametr	Období 2000-2009			Období 2010-2019		
	Střední hodnota	90% HPDI		Střední hodnota	90% HPDI	
$\sigma$	0,1077	0,0592	0,1559	0,1119	0,0373	0,1857
$\xi$	0,7574	0,6989	0,8270	0,8730	0,8111	0,9477
$\eta$	0,4588	0,2853	0,6813	0,4130	0,2986	0,5377
$b$	0,2381	0,0932	0,3740	0,2435	0,1034	0,3929
$\psi$	3,0534	2,6200	3,5828	1,9641	1,3035	2,6001
$\kappa$	0,2133	0,1413	0,2601	0,0924	0,0374	0,1341
$\rho_\chi$	0,8274	0,4701	0,9224	0,5890	0,4092	0,7679
$\rho_A$	0,4232	0,2272	0,6167	0,7987	0,6577	0,9553
$\rho_\varepsilon$	0,8061	0,7134	0,9357	0,9416	0,8851	0,9939
$\rho_\mu$	0,8039	0,6858	0,9353	0,7239	0,5839	0,8842
$\rho_\rho$	0,1016	0,0270	0,1657	0,4554	0,3234	0,5688
$\sigma_\chi$	0,0153	0,0105	0,0197	0,0100	0,0078	0,0121
$\sigma_A$	0,0117	0,0093	0,0139	0,0081	0,0066	0,0096
$\sigma_\varepsilon$	0,2776	0,1875	0,3683	0,1318	0,0730	0,1881
$\sigma_\mu$	0,0079	0,0064	0,0095	0,0069	0,0059	0,0078
$\sigma_\rho$	0,1292	0,1044	0,1545	0,0344	0,0277	0,0406

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu.

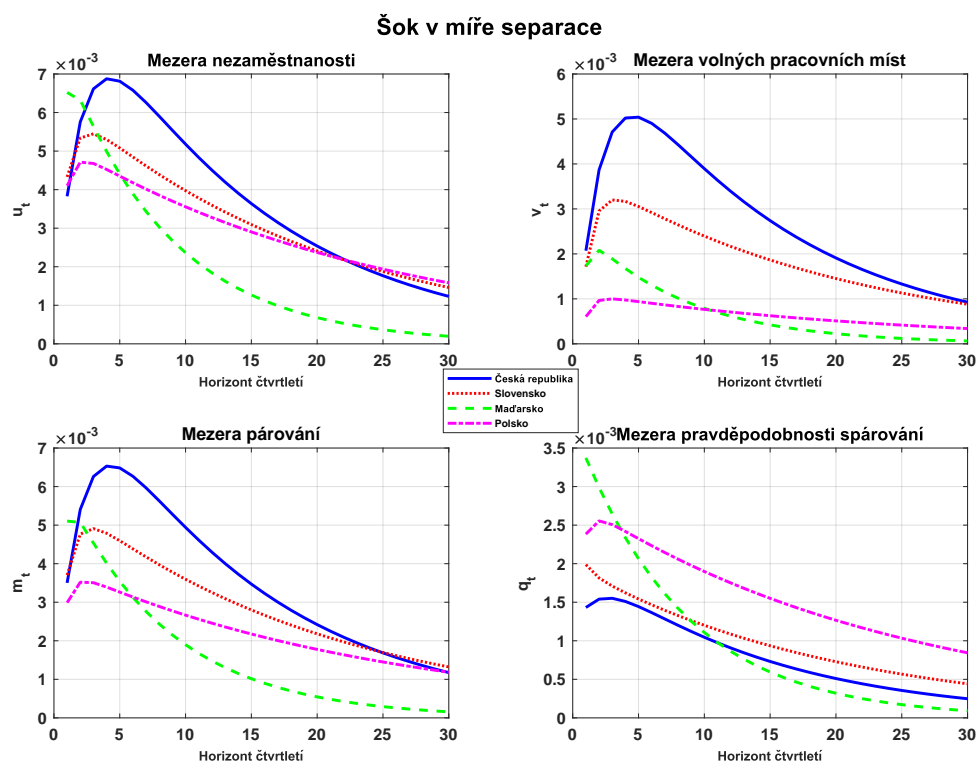


**Obrázek 7.4:** Odhady trajektorií vybraných nepozorovaných stavů modelu pro Polsko  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu.



**Obrázek 7.5:** Impulzní odezvy šoku v efektivitě párování na vybrané charakteristiky trhu práce  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu. Zobrazeny jsou odezvy na šok o velikosti jedné směrodatné odchylky, tedy typické velikosti šoku v dané zemi.

největší dopady tohoto typického šoku v míře separace jsou v případě České republiky, kde dochází k nejvyššímu nárůstu mezery nezaměstnanosti, stejně tak jako k téměř nejdelší době odeznívání. Mechanismus dynamiky vývoje ostatních veličin má zajímavou interpretaci. Očekávali bychom, že šok v míře separace sníží tvorbu volných pracovních míst a pravděpodobnost spárování. V kontextu modelu však vyšší rušení stávajících i nově vytvořených pracovních míst (nejedná se totiž o šok spojený např. se snížením poptávky po produkci) motivuje firmy nahradit tato chybějící pracovní místa nově vytvořenými pozicemi. Díky nárůstu nezaměstnanosti ze stávajících rušených pracovních pozic dochází k vyšší pravděpodobnosti vytvoření nového pracovního páru a mezera párování tak rovněž roste. Tato situace může být z hlediska reality analogická tomu, co bylo popisováno v rámci odhadů modelů stochastických mezí, kdy se řešila problematika vlivu vyššího podílu vysokoškolsky vzdělaných na efektivitu párovacího procesu (což byl případ regionu Prahy). Vyšší míra separace může odpovídat vyšší míře fluktuační pracovníků, kteří krátkodobě zvyšují nezaměstnanost, ale mají i lepší pravděpodobnost uplatnění se na trhu práce. Tyto pracovníky hledají konkurenční firmy na neobsazené či nově vytvořené pozice. Efekt tohoto typu se nejvíce projevuje v případě České republiky a Slovenska, tedy pokud jde o dopady na tvorbu volných pracovních míst. S ohledem na rychlost odeznění tohoto šoku lze za vysoce efektivní i flexibilní považovat trhy práce Maďarska. V případě ostatních zemí je odezva více perzistentní, což lze chápat jako jistou míru nižší flexibility trhu práce.



**Obrázek 7.6:** Impulzní odezvy šoku v míře separace na vybrané charakteristiky trhu práce

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadu DSGE modelu. Zobrazeny jsou odezvy na šok o velikosti jedné směrodatné odchylky, tedy typické velikosti šoku v dané zemi.

## 7.3 Shrnutí

V této kapitole jsme se zaměřili na identifikaci efektivitu párovacího procesu a strukturálních charakteristik trhů práce zemí Visegrádské skupiny v makroekonomickém pojetí dynamického stochastického modelu všeobecné rovnováhy s reálnými fricemi na trhu práce a mechanismem mzdového vyjednávání. Oproti původnímu konceptu modelu z práce Lubik (2009) jsme tento model modifikovali o v čase proměnnou míru separace a v čase proměnnou efektivitu párovacího procesu. Tato modifikace výrazně přispěla k úspěšné identifikaci (oproti např. práci Němec (2013a) nebo Němec (2013b)) jak parametru

reflektujícího výši příspěvků v nezaměstnanosti, tak i parametru elasticity párovacího procesu, což jsou jedny z důležitých parametrů strukturálních charakteristik trhů práce. Výše příspěvků v nezaměstnanosti přispívá k vyšší rezervační mzdě, což vede jednak k menší ochotě pracovníků vstupovat do párovacího procesu ve snaze nalézt si pracovní uplatnění a rovněž se jedná o významný faktor v procesu mzdového vyjednávání, který určuje, a tím i ovlivňuje celkovou úroveň zaměstnanosti a nezaměstnanosti v modelové ekonomice. Tento parametr se ukázal jako nejnižší v případě trhů práce České republiky a Slovenska (pod hodnotou 0,2), vyšší hodnota parametru byla v období let 2000 až 2019 odhadnuta v ekonomice Maďarska (0,3) a nejvyšší (blíží se hodnotě 0,5) pak v ekonomice Polska. Přestože v současné situaci ekonomického růstu nepředstavují vyšší hodnoty, indikující možnou neflexibilitu trhu práce, problém, mohou vést v případě nenadálého šoku k problémům v budoucnu, spojeným s vyšším nárůstem nezaměstnanosti (v důsledku vyšších nároků na vyjednanou mzdu). Vyšší hodnoty elasticity párování vzhledem k nezaměstnanosti lze také chápat jako charakteristiku flexibilnějších trhů práce, kdy růst nezaměstnanosti (za předpokladu dostatečného počtu pracovních pozic) vede k vyšším hodnotám párovacího procesu, čímž dochází ke kratší době trvání nezaměstnanosti a k nižší pravděpodobnosti, že nezaměstnanost přejde do podoby dlouhodobé nezaměstnanosti s možnými negativními důsledky na opětovné zapojení těchto nezaměstnaných do pracovního procesu.

Ve všech zkoumaných ekonomikách se ukázala nižší vyjednávací síla zaměstnanců v rámci procesu mzdového vyjednávání, kdy nejvyšší hodnotu (0,38) vykazovala ekonomika Polska a téměř nulovou pak ekonomika Maďarska, což koresponduje se závěry komplexnějšího modelu z práce [Pápai – Němec \(2015\)](#). Vysoké hodnoty tohoto parametru mohou vést k nižší ochotě zaměstnávání nových zaměstnanců, což se však v případě ekonomik skupiny V4 neukazuje. Růst mezd ve zkoumaném období tak lze považovat za udržitelný růst v souladu s růstem produktivity práce. Všechny ekonomiky vykazují rostoucí náklady na vytvoření nového pracovního místa, kdy Polsko je z tohoto pohledu na špičce. Vysoké hodnoty tohoto parametru, zejména v krizovém období nebo období ekonomického poklesu, lze považovat za znak nižší flexibility trhů práce, který brání v případě vysoké nezaměstnanosti tvorbě nových pracovních míst v dostatečném rozsahu, čímž se snižuje výstup „search and matching“ mechanismu. Z tohoto pohledu reprezentují ekonomiky České republiky, Slovenska a Maďarska příklady ekonomik s dostatečně pružným prostředím pro tvorbu nových pracovních míst.

Odhady vývoje efektivity na úrovni celé ekonomiky se ukázaly v souladu se závěry získanými z odhadů modelů stochastických mezí na regionálních datech, a to zejména, pokud jde o procykličnost vývoje efektivity v ekonomikách České republiky a Slovenska. Zavedení předpokladu v čase proměnné míry separace se jeví ve všech modelovaných ekonomikách jako oprávněné a odhadnuté trajektorie vykazují větší či menší míru volatility okolo svého ustáleného stavu, s prokazatelným výkyvem směrem nahoru v roce 2008 spojeným s počátkem globálního ekonomického zpomalení ekonomiky. Zajímavým zjištěním je proticyklický vývoj míry separace pracovních míst a zejména pak pokles její volatility v průběhu času v případě České republiky. Vysoká volatilita míry separace po krizi roku 2008 naznačuje nejistotu firem spojenou s budoucím očekávaným vývojem ekonomiky. S ohledem na práci [Hall \(2005\)](#) se prudký nárůst míry separace v tomto období krize dá považovat jako projev neefektivity trhu práce. Po nastolení trendu v pozitivním ekonomickém růstu se projevil stabilní a nízké odchylky v míře separace od své rovnovážné úrovně, což koresponduje s faktem, že firmy vnímaly tento růst jako dlouhodoběji udržitelný.

Pohled na dynamické vlastnosti modelu ukazují největší odezvu na pozitivní šok v efektivitě párování u poklesu mezery nezaměstnanosti v případě České republiky. Tento pokles je největší po uplynutí 10 čtvrtletí. Menší intenzitu má šok v efektivitě párování v případě Polska, nicméně, je mnohem setrvačnější, což opět koresponduje se závěry odhadů efektivity na regionální úrovni, které ukazovaly velmi pozvolné změny v regionálních úrovních a zároveň relativně vyšší samotné úrovně efektivity párování. Svou roli v případě Polska hraje delší odezva ve vývoji pravděpodobností obsazení volného pracovního místa. V případě Maďarska má tento šok jedno z nejkratších trvání, kdy mezera nezaměstnanosti odeznívá po 4 čtvrtletí. Pozitivní šok v efektivitě párování má nejvyšší odezvu v tvorbě pracovních míst v případě České republiky a Slovenska, což ukazuje na dobrou schopnost modelu popisovat realitu. V případě Maďarska naopak dochází k jeho velmi rychlému odeznění a odpovídá to skutečnosti, že v rámci

modelů stochastických mezí byla identifikována vysoká míra efektivity a homogenity napříč regiony a v průběhu času.

Jak ukazuje obrázek 7.6, největší dopady šoku v míře separace jsou v případě České republiky, kde dochází k nejvyššímu nárůstu mezery nezaměstnanosti, stejně jako téměř nejdelší době jejího odeznívání. Mechanismus dynamiky ostatních veličin má v tomto případě zajímavou interpretaci. V kontextu tohoto modelu vyšší míra rušení stávajících i nově vytvořených pracovních míst motivuje firmy nahradit tato chybějící pracovní místa nově vytvořenými pozicemi, díky nárůstu nezaměstnanosti ze stávajících rušených pracovních pozic dochází k vyšší pravděpodobnosti vytvoření nového pracovního páru a mezera párování tak rovněž roste. Tato situace může být z hlediska reality analogická situaci kdy vyšší míra separace může odpovídat vyšší míře fluktuace pracovníků s vysokoškolským vzděláním, kteří krátkodobě zvyšují nezaměstnanost, ale mají i lepší pravděpodobnost uplatnění se na trhu práce. Tyto pracovníky hledají konkurenční firmy na neobsazené či nově vytvořené pozice, což vysvětluje nárůst počtu volných pracovních míst. Efekt tohoto typu se nejvíce projevuje v případě České republiky a Slovenska, tedy pokud jde o právě dopady na tvorbu volných pracovních míst. S ohledem na rychlost odeznění tohoto šoku lze za vysoce efektivní i flexibilní považovat trhy práce Maďarska. V případě ostatních zemí je odezva více perzistentní, což lze chápat jako jistou míru nižší flexibility trhu práce.

# Závěr

Hlavním cílem této habilitační práce bylo je kvantifikovat míru efektivity a flexibility trhů práce Visegrádské skupiny na celostátní a regionální úrovni, vyhodnotit míru případné heterogenity napříč zeměmi a regiony, identifikovat možné strukturální změny v jejich vývoji, a vyhodnotit dopady vybraných strukturálních charakteristik trhů práce na dynamiku vývoje těchto trhů. Flexibilita trhu práce byla uchopena z pohledu schopnosti mezery nezaměstnanosti reagovat na vývoj hospodářského cyklu představované konceptem Okunova vztahu a dále pak z pohledu míry nezaměstnanosti interagovat s volnými pracovními místy reprezentované modelem Beveridgeovy křivky. Efektivita trhů práce byla definována v souladu s převažujícím pojetím jako účinnost párovacího procesu, představovaného párovací (*matching*) funkcí, tedy jako míra či intenzita, s jakou je trh práce schopen spojovat volná pracovní místa s uchazeči o zaměstnání.

Výsledky naší analýzy ukázaly, že flexibilita v rámci každého z těchto přístupů nemusí být v plném souladu, neboť flexibilita vyjádřená jako intenzita reakce nezaměstnanosti na ekonomický růst představovaná Okunovým koeficientem naráží na své limity v případě nadměrného či trvalejšího růstu ekonomiky, kdy se míra nezaměstnanosti dostává na doposud nepoznanou úroveň nízkých hodnoty. V této situaci ekonomický růst na jedné straně podporuje zvýšenou tvorbu pracovních míst, která se s větší intenzitou obsazují a roste tedy elasticita nezaměstnanosti vzhledem k volným pracovním místům, čemuž odpovídá flexibilita v pojetí Beveridgeovy křivky. Na druhé straně ale tato volná pracovní místa zůstávají ve větší míře neobsazena. K poklesu nezaměstnanosti za této situace tak v konceptu Beveridgeovy křivky spíše přispívá růst efektivity párovacího procesu prezentovaného párovací funkcí, případně pokles míry separace, tedy míry zániku nových i stávajících pracovních míst. Růst efektivity může být spojen i s vyšší fluktuací zaměstnanců, kteří se mohou stát krátkodobě nezaměstnanými, aby však velmi rychle zaplnili volné pracovní místo. Tento efekt může zachytit využití definice nezaměstnaných jako součtu nezaměstnaných z předchozího období a nově příchozích nezaměstnaných, který jsme využili při odhadech efektivity párovacího procesu. V rámci Okunova vztahu pracujícího s dlouhodobými odchylkami od trendu by však tato systematicky zvýšená fluktuace vedla k současnému nárůstu rovnovážné nezaměstnanosti. V mezeře nezaměstnanosti by se tento efekt dlouhodobého růstu ekonomiky nijak neprojevil a ukazatel tohoto druhu flexibility zůstává nízký, přestože trh z pohledu schopnosti nezaměstnaných uplatnit se na trhu práce díky ekonomického růstu funguje flexibilně.

V rámci odhadu Okunova koeficientu byl patrný pokles flexibility (oslabení Okunova vztahu) ve všech zkoumaných ekonomikách. Na regionální úrovni se jednalo zejména o kraje, s vysokým podílem nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním, vysokou těsností trhu práce a zároveň nízkým podílem (podprůměrným vůči ostatním regionům) u absolventů nebo nezaměstnaných osob do 24 let věku. Příkladem byly regiony Praha a Středočeský kraj v České republice, Bratislavský a Trnavský kraj na Slovensku oblast Budapeště a Pešť v případě Maďarska nebo vojvodství Lubelskie v Polsku. Některé regiony s nízkou flexibilitou v rámci Okunova vztahu však vykazovaly zcela odlišné charakteristiky poukazující i na možnost dalších mechanismů spojených spíše s růstem flexibility ve smyslu Beveridgeovy křivky případně nepozorovaných individuálních charakteristik těchto regionů nebo přímo nezaměstnaných.

Beveridgeova křivka ve všech zemích skupiny V4 vykazovala pokles flexibility v období krize roku 2008, kdy případný růst volných pracovních míst vedl k výrazně nižšímu poklesu nezaměstnanosti, v relativním vyjádření. Asymetrie v koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky u většiny zemí poukázala na skutečnost, že v období poklesu ekonomiky, kdy se snižoval počet volných pracovních míst, se v průměru nezaměstnanost neměnila. Koeficient elasticity Beveridgeovy křivky byl při záporné mezeře

výstupu nevýznamný. To mohlo být spojeno s očekáváním firem, které se přes nabíhající krizi nechtěly okamžitě zaměstnanců zbavovat, už jen kvůli nákladům spojeným s jejich opětovným najímáním. To platí zejména u kvalifikovaných zaměstnanců. Firmy tedy nemusely vnímat krizi jako dlouhodobou záležitost, z důvodu opatrnosti však volná pracovní místa obsazovaly s větší opatrností.

Z hlediska regionálních odhadů elasticity v Beveridgeově křivce se výsledky odhadů v rámci zemí a časových období neliší od výsledků na celostátní úrovni a ukazují se tak jako velmi robustní. Objevují se však rozdíly napříč regiony. Oproti relativní podobnosti elasticit nezaměstnanosti vzhledem k volným pracovním místům v Maďarsku vykazovalo Polsko největší míru heterogenity. Větší variabilita byla patrná rovněž pro regiony České republiky a Slovenska. Výsledky odhadů Beveridgeovy křivky upozornily na důležitou roli v možné změně efektivity párovacího procesu, což v tomto případě odpovídalo změnám v odhadech úrovně konstanty. Pokles flexibility ve smyslu poklesu parametru elasticity Beveridgeovy křivky (pokles v absolutní hodnotě koeficientu) byl obvykle doprovázen poklesem úrovně konstanty, tedy růstem efektivity daného trhu práce.

Pozorovaný pokles efektivity a růst flexibility v kontextu Beveridgeovy křivky také nemusí být v rozporu, naopak se ukázal v rámci regionálních odhadů jako často se vyskytující jev. Růst volných pracovních míst totiž může vést k vyššímu zapojení nezaměstnaných do pracovního procesu, a tedy i k relativně vyššímu poklesu počtu nezaměstnaných (to odpovídá vyšší flexibilitě dle Beveridgeovy křivky). Nicméně, s ohledem na převažující vysokou těsnost trhu práce nemusí být tento pokles dostačující a z pohledu efektivity párování nejsou „výrobní faktory“ párovací funkce využívány dostatečně efektivně. Tento efekt identifikoval již Pater (2017) na datech Spojených států, kdy ukazuje, že se jedná o dlouhodobý jev následující po ekonomickém poklesu.

Odhady efektivity párovacího procesu a faktorů, které ji ovlivňovaly na úrovni agregovaných i regionálních trhů práce zemí skupiny Visegrádské čtyřky nepřinesly při použití čtvrtletních a měsíčních dat ve všech případech vždy robustní výsledky. To byla a je cena za využití dat, která díky své periodicitě mnohem lépe vyjadřují skutečnou dynamiku a variabilitu ve vývoji nezaměstnanosti a volných pracovních míst ve srovnání např. často v literatuře využívanými ročními agregáty, kde se tento typ dynamiky může velmi snadno vytrácet. Přestože námi využívaný model panelových dat s fixními vlivy nepatří v literatuře mezi preferované metody odhadu efektivity, dává nám ze své pozice snadno uchopitelného regresního modelu cennou informaci o vlivech ovlivňujících samotný párovací proces. Odhadnutou efektivitu je však potřeba chápat s jistou rezervou, spíše jako míru relativní efektivity vzhledem k maximálně dosažené efektivitě během zkoumaného období. Tato vlastnost může vést k citlivosti výsledků na ojedinělé extrémní resp. odlehle hodnoty. Při zohlednění této skutečnosti však i tento model dokázal poskytnout informaci o relativním rozdělení a heterogenitě napříč regiony.

Model panelových dat s fixními vlivy a v literatuře převažující model stochastických mezí (bez fixních vlivů) identifikovaly v případě České republiky jako méně efektivní regiony Ústecký kraj a Moravskoslezský kraj, což jsou regiony s vysokým podílem nezaměstnaných ve věku 55 let a výše a rovněž i vysokým podílem nezaměstnaných mladších 24 let. Oba tyto faktory byly v modelu fixních vlivů identifikovány jako faktory mající tendenci snižovat míru párování a zprostředkované i efektivitu párovacího procesu. V modelu stochastických mezí se však jako dominantnější faktor snižující efektivitu v těchto regionech ukázal podíl nezaměstnaných absolventů a jejich vzdělanostní struktura. Rozdíl jednotlivých efektů na efektivitu byla typická i pro ostatní země a regiony. Ukázalo se, že přestože oba modely mají tendenci vykazovat podobné rozdělení efektivity napříč regiony, je velká část faktorů ovlivňujících efektivitu podmíněna konkrétní zemí, typem použitých dat, a v případě panelových modelů fixních vlivů i zkoumaným obdobím. Robustní však zůstávají odhady elasticity párování vzhledem k nezaměstnanosti a v rámci jednotlivých zemí je velmi robustně prokázána procykličnost efektivity párovacího procesu v případě České republiky, Maďarska a Polska, resp. proticykličnost v případě Slovenska. Tento efekt může být v souladu s prací Barnichon – Figura (2015) dán v procyklickým vývojem heterogenity nezaměstnaných na individuální úrovni. Model stochastických mezí prokázal robustní výsledky ve vlivu faktoru podílu nezaměstnaných pobírajících příspěvky v nezaměstnanosti, který měl pozitivní vliv na efektivitu. V případě České republiky byl významný faktor poklesu efektivity podíly vzdělanostní struktury v kategoriích nízkokvalifikovaných i vysoce kvalifikovaných nezaměstnaných. Tento zdánlivý rozpor bylo



možné ilustrovat na příkladu Prahy, která má nejvyšší podíl vysokoškolsky vzdělaných nezaměstnaných. Vysvětlení vlivu tohoto faktoru na nízkou efektivitu párovacího procesu spočívá zejména v tom, že tato kategorie nezaměstnaných může patřit do kategorie osob s vysokou fluktuací mezi pracovními pozicemi a přestože si dokáží velmi rychle najít nové pracovní místo, jsou v zásobě registrovaných nezaměstnaných nahrazeni novými vysokoškolsky vzdělanými uchazeči o zaměstnání, kteří svou pracovní pozici opustili ve snaze najít si pozici novou. Nicméně, to platí jen v případě regionů s vysokou těsností na trhu práce, tedy regionů z nadprůměrným počtem volných pracovních míst. U jiných regionů tento jev může znamenat spíše špatnou strukturu volných pracovních míst vzhledem ke struktuře uchazečů o zaměstnání.

Většina zemí, s výjimkou Slovenska vykazuje konvergenci ve vývoji efektivitu, tedy postupné sblížení se v průměrných mírách efektivitu doprovázené i snižující se variabilitou vzhledem k těmto průměrům. Celkově se navíc v případě Maďarska a Polska ukazuje podobné rozdělení efektivitu napříč regiony. Modely stochastických mezí obecně potvrzují rostoucí trend v efektivitě, samotný rozdíl úrovní je nicméně dán zahrnutím nebo nezahrnutím členu individuálních vlivů (fixních efektů). V rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy se totiž ukázala v průměru vysoká míra efektivitu regionů napříč zeměmi skupiny V4. Tento zdánlivý rozpor má však logické vysvětlení, který je potřeba mít při chápání výsledků odhadů modelů efektivitu neustále na paměti. Logiku vysvětlení lze ilustrovat na příkladu regionu Praha, tedy obecně regionu s podprůměrným odhadem efektivitu v případě použití standardního modelu stochastických mezí a naopak srovnatelnou úrovní vysoké efektivitu s ostatními regiony v případě modelu stochastických mezí s fixními vlivy. Individuální vliv totiž zachytí jinak nepozorované individuální charakteristiky každého z regionů v párovacím procesu, které jsou neměnné v čase. Pokud tak po celou dobu vidíme, že region Praha vykazuje podprůměrné hodnoty nezaměstnanosti, nadprůměrné hodnoty těsnosti trhu práce, tedy nadprůměrné hodnoty míry volných pracovních míst, a pozorujeme zde také oproti jiným regionům např. jedinečně vyšší podíl vysokoškolsky vzdělaných nezaměstnaných, je tento faktor, korespondující např. s výše uvedenou a v datech přímo nepozorovatelnou fluktuací pracovníků, z větší části začleněn do regionu specifické úrovně v párovací funkci. Díky tomu hraje v determinaci efektivitu mnohem menší roli, přestože i tak může být tento faktor stále významný a korespondovat, ale už ne v tak velkém rozsahu, obecnému vlivu podílu vysokoškolsky vzdělaných osob na efektivitu párovacího procesu napříč regiony. Právě tento efekt byl objeven v případě Slovenska, kde zcela setřel propastné rozdíly v identifikované efektivitě párovacího procesu mezi západem a východem Slovenska při použití standardních technik modelu stochastických mezí. Na jedné straně dokáže tento fixní vliv zachytit specifika regionu Bratislava (podobné těm, které odpovídají Praze), jednak dokáže zachytit i dlouhodobá (přímo nepozorovaná) strukturální specifika východních regionů vykazujících dlouhodobě nadprůměrné míry nezaměstnanosti. Při jejich zohlednění skrze individuální vliv na párovací funkci bylo prokázáno, že při dané výši a více či méně nepozorované kvalitě struktury nezaměstnanosti a volných pracovních míst dokáží tyto regiony „vytěžit“ v rámci umístění uchazečů svého maxima, a jsou tak v relativním srovnání s ostatními regiony a jejich specifiky vysoce efektivní.

Jeden z důležitých závěrů naší analýzy je to, že vysoká míra efektivitu párovacího procesu nemusí nutně znamenat i nízkou nezaměstnanost, zvláště při zohlednění regionálních specifik. V opačném gardu na tento fakt upozornili ve své práci Barrett et al. (1975). Svou roli v tomto ohledu sehrává pohled na změny v efektivitě, kdy platí, že růst efektivitu párovacího procesu v čase vede k poklesu míry nezaměstnanosti, ale pokles samotné efektivitu vždy k růstu nezaměstnanosti vést nemusí. To bylo možné ilustrovat na příkladu vývoje trhů práce v posledních pěti letech, kdy souběžně výrazně vzrostla těsnost na trhu práce. Míra efektivitu tak ukazuje spíše budoucí potenciál pro další snižování nezaměstnanosti.

Dynamiku, flexibilitu a efektivitu trhu práce v makroekonomickém pojetí agregovaných trhů práce jsme důkladně prozkoumali s využitím strukturálního dynamického modelu všeobecné rovnováhy. Díky němu jsme kromě odhadů efektivitu párovacího procesu pro celou ekonomiku, odhadli i obtížně přímo pozorovatelné strukturální charakteristiky trhů práce a vyhodnotili jejich vliv na výslednou dynamiku ukazatelů trhu práce v kontextu fungování celé (byť modelové) ekonomiky. Využit byl dynamický stochastický model všeobecné rovnováhy s reálnými frikcemi na trhu práce a mechanismem mzdového vyjednávání. Oproti původnímu konceptu modelu z práce Lubik (2009) byl tento model modifikován do

podoby modelu vykazujícího v čase proměnnou míru separace a v čase proměnnou efektivitu párovacího procesu. Tato modifikace výrazně přispěla k úspěšné identifikaci zejména parametru reflektujícího výši příspěvků v nezaměstnanosti a parametru elasticity párovacího procesu, což jsou jedny z důležitých parametrů strukturálních charakteristik trhů práce. Výše příspěvků v nezaměstnanosti přispívá k vyšší rezervační mzdě, což vede jednak k menší ochotě pracovníků vstupovat do párovacího procesu ve snaze nalézt si pracovní uplatnění a rovněž se jedná o významný faktor v procesu mzdového vyjednávání, který určuje, a tím i ovlivňuje celkovou úroveň zaměstnanosti a nezaměstnanosti v modelové ekonomice. Tento parametr se ukázal jako nejnižší v případě trhů práce České republiky a Slovenska, vyšší hodnota byla odhadnuta pro ekonomiku Maďarska a nejvyšší pak pro ekonomiku Polska. Přestože v současné situaci ekonomického růstu nepředstavují vyšší hodnoty tohoto parametru (spojené s indikací možné nepružnosti trhu práce) problém, mohou vést v případě nenadálého šoku k problémům v budoucnu, a to prostřednictvím nárůstu nezaměstnanosti spojeným s vyššími požadavky v rámci procesu mzdového vyjednávání. Identifikované vyšší hodnoty elasticity párování vzhledem k nezaměstnanosti bylo možné chápat jako charakteristiku flexibilnějších trhů práce, kdy růst nezaměstnanosti (za předpokladu dostatečného počtu pracovních pozic) vede k vyšším hodnotám párovacího procesu. Tím dochází ke kratší době trvání nezaměstnanosti a k nižší pravděpodobnosti, že nezaměstnanost přejde do podoby dlouhodobé nezaměstnanosti s možnými negativními důsledky na opětovné zapojení těchto nezaměstnaných do pracovního procesu.

Ve všech zkoumaných ekonomikách se ukázala nižší vyjednávací síla zaměstnanců v rámci procesu mzdového vyjednávání. Protože vysoké hodnoty tohoto parametru mohou vést k nižší ochotě zaměstnávání nových zaměstnanců, což se však v případě ekonomik skupiny V4 neukazuje, lze tuto skutečnost hodnotit jako znak flexibilního trhu práce. Všechny ekonomiky vykazují rostoucí náklady na vytvoření nového pracovního místa, kdy Polsko je z tohoto pohledu na špici. Vysoké hodnoty tohoto parametru, zejména v krizovém období nebo období ekonomického poklesu, jsou znakem nižší flexibility trhů práce, který brání v případě vysoké nezaměstnanosti tvorbě nových pracovních míst v dostatečném počtu, čímž se snižuje výstup „search and matching“ mechanismu. Z tohoto pohledu reprezentují ekonomiky České republiky, Slovenska a Maďarska, kdy se náklady neodchylují významně od konstantních nákladů na vytvoření pracovního místa, příklady ekonomik s dostatečně pružným prostředím pro tvorbu nových pracovních míst i v budoucnu.

Odhady vývoje efektivit na úrovni celé ekonomiky se ukázaly v souladu se závěry získanými z odhadů modelů stochastických mezí na regionálních datech, a to zejména, pokud jde o procykličnost vývoje efektivit v ekonomikách České republiky a Slovenska. Zavedení předpokladu v čase proměnné míry separace se jeví ve všech modelovaných ekonomikách jako oprávněné a odhadnuté trajektorie vykazují větší či menší míru volatility okolo svého ustáleného stavu, s prokazatelným výkyvem směrem nahoru v roce 2008 spojeným s počátkem globálního ekonomického zpomalení ekonomiky. Zajímavým zjištěním byla identifikace proticyklického vývoje míry separace pracovních míst spojená s poklesem její volatility v průběhu času v případě České republiky. Vysoká volatilita míry separace po krizi roku 2008 naznačovala nejistotu firem spojenou s dalším očekávaným vývojem ekonomiky. Po nastolení trendu v pozitivním ekonomickém růstu se však ukázaly již stabilní a nízké odchylky v míře separace od své rovnovážné úrovně, což koresponduje s tím, že firmy vnímaly tento růst jako dlouhodoběji udržitelný.

Pohled na dynamické vlastnosti modelu ukazují největší odezvu na pozitivní šok v efektivitě párování u poklesu mezery nezaměstnanosti v případě České republiky. Tento pokles je největší po uplynutí 10 čtvrtletí. Menší intenzitu má šok v efektivitě párování v případě Polska, nicméně, je mnohem setrvačnější, což opět koresponduje se závěry odhadů efektivit na regionální úrovni, které ukazovaly velmi pozvolné změny v regionálních úrovních a relativně vyšší samotné úrovně efektivit párování. Svou roli v případě Polska hraje delší odezva ve vývoji pravděpodobností obsazení volného pracovního místa. V případě Maďarska měl tento šok jedno z nejkratších trvání, kdy mezera nezaměstnanosti začala odeznívat po 4 čtvrtletí. Pozitivní šok v efektivitě párování měl nejvyšší odezvu v tvorbě pracovních míst v případě České republiky a Slovenska, což prokázalo dobrou schopnost modelu popisovat v tomto ohledu pozorovanou realitu. V případě Maďarska naopak dochází k velmi rychlému odeznění tohoto šoku a odpovídá to skutečnosti, že i v rámci modelů stochastických mezí byla identifikována vysoká míra efek-

tivity a homogenity napříč regiony a v průběhu času.

Pokud jde o dynamické vlastnosti modelovaných ekonomik v případě šoku v míře separace, jsou tyto dopady nejintenzivnější v případě České republiky, kde dochází k nejvyššímu nárůstu mezery nezaměstnanosti doprovázenou téměř nejdelší dobou jejího odeznívání. Mechanismus dynamiky ostatních veličin měl v tomto případě zajímavou interpretaci. Vyšší míra rušení stávajících i nově vytvořených pracovních míst motivuje firmy nahradit tato chybějící pracovní místa nově vytvořenými pozicemi. Díky nárůstu nezaměstnanosti vyplývající ze stávajících rušených pracovních pozic dochází současně k vyšší pravděpodobnosti vytvoření nového pracovního páru a mezera v párovacím procesu tak rovněž roste. Tato situace může být z hlediska reality analogická situaci kdy vyšší míra separace odpovídá vyšší míře fluktuace pracovníků s vysokoškolským vzdělání, kteří po opuštění původní pracovní pozice krátkodobě zvyšují nezaměstnanost, ale mají i lepší pravděpodobnost uplatnění se na trhu práce. Tyto pracovníky hledají konkurenční firmy na neobsazené či nově vytvořené pozic, což vysvětluje nárůst počtu volných pracovních míst. Efekt tohoto typu se nejvíce projevil v případě České republiky a Slovenska, zejména pokud jde o dopady na rostoucí intenzitu tvorby volných pracovních míst. S ohledem na rychlost odeznění šoku v míře separace lze za vysoce efektivní i flexibilní považovat trhy práce Maďarska. V případě ostatních zemí je odezva více perzistentní, což lze chápat jako jistou míru nižší flexibility trhu práce.

V kapitole 1.4 bylo formulováno několik výzkumných otázek a pracovních hypotéz. Na základě dosažených výsledků lze postupně odpovědi na jednotlivé otázky shrnout následovně:

- *Jak flexibilní jsou trhy práce zemí skupiny V4 na celostátní a regionální úrovni?* Jak již bylo v úvodu této kapitoly naznačeno, odpověď na tuto otázku závisí na pojetí konceptu flexibility. Pokud budeme chápat flexibilitu jako schopnost nezaměstnanosti reagovat na ekonomický růst, tak jak ji vyjadřuje Okunův vztah, ukázaly odhady Okunova koeficientu významný pokles flexibility ve všech zkoumaných ekonomikách a regionech. Na regionální úrovni se jednalo zejména o kraje s vysokou těsností trhu práce. Toto je v posledních letech hlavní zdroj poklesu flexibility z pohledu Okunova vztahu. Z pohledu Beveridgeovy křivky, jakožto konceptu propojující vztah nezaměstnanosti a volných pracovních míst, se ukázaly všechny zkoumané ekonomiky jako flexibilní a to zejména s větší intenzitou v období let 2014-2019. Tento typ flexibility je potvrzen i v rámci strukturálního dynamického modelu všeobecné rovnováhy. V tomto pojetí vykazují zkoumané období vysokou míru flexibilit a z pohledu indikátorů strukturálního charakteru, kam lze zařadit nízkou vyjednávací sílu pracovníků v procesu mzdového vyjednávání, s výjimkou Polského trhu relativně nízkou hodnotu parametru indikujícího relativní výši podpory v nezaměstnanosti a s výjimkou trhu práce Polska i ve srovnání s obdobím let 2000-2010 nižší náklady na vytvoření volných pracovních míst.
- *Jak efektivní jsou trhy práce z hlediska efektivity procesu párování nezaměstnaných a volných pracovních míst na úrovni ekonomik zemí Visegrádské skupiny a na úrovni regionálních trhů práce?* V tomto případě závisí na modelovém přístupu resp. technice odhadu. Standardní model odhadu stochastických mezí ukazuje velké rozdíly v odhadované efektivitě zejména v případě Slovenska. Nicméně, při zahrnutí regionálních specifik, jak tomu bylo díky použití modelu stochastických mezí, se ukazují všechny regionální trhy práce jako vysoce efektivní, s nízkou mírou heterogenity v této efektivitě. Vysokou míru procyklické efektivity párovacího procesu na úrovni agregovaných trhů práce potvrzuje i strukturální dynamický stochastický model všeobecné rovnováhy s pohledu dynamických vlastností reakcí ekonomik na simulované odezvy v šoků v efektivitě a míře separace.
- *Jaké faktory ovlivňují efektivitu trhů práce v zemích skupiny V4?* Jako robustní se prokázal rostoucí trend v efektivitě v průběhu let 2000-2019 podobně jako to na regionálních datech Polska ilustruje Antczak et al. (2018) nebo Tomić (2014) v případě regionů Chorvatska. Ukázal se rovněž výrazný vliv mezery výstupu na úrovni jednotlivých regionů a na úrovni ekonomik jako celku. Výjimku tvořily regiony Slovenska, kde tento vliv nebyl průkazný. Tento závěr (rozšířený i na ostatní ekonomiky zemí Visegrádské skupiny a zahrnující období pokrývající i roky 2014-2019) odpovídá závěrům Antczak et al. (2018), kde se podobný jev ukázal pro Polsko, přestože tito autoři pracovali

s tempy růstu hrubého domácího produktu. Model stochastických mezí prokázal robustní výsledky ve vlivu faktoru podílu nezaměstnaných pobírajících příspěvky v nezaměstnanosti, který měl pozitivní vliv na efektivitu. Zdá se tedy, že příspěvky v nezaměstnanosti plní svou funkci motivovat nezaměstnané k hledání vhodné volné pracovní pozice, kdy proces hledání je časově nákladný a tento příspěvek může zvýšit pravděpodobnost nalezení místa odpovídající kvalitám uchazeče díky poskytnutí finančního polštáře pro delší čas hledání. V případě České republiky byl významný faktor poklesu efektivy podíly vzdělanostní struktury v kategoriích nízko kvalifikovaných i vysoce kvalifikovaných nezaměstnaných.

- *Existuje vztah mezi efektivitou trhů práce a mírou nezaměstnanosti?* Ne, vysoká míra efektivy párovacího procesu nemusí nutně znamenat i nízkou nezaměstnanost, zvláště při zohlednění regionálních specifik. Svou roli v tomto ohledu sehrává pohled na změny v efektivitě, kdy platí, že růst efektivy párovacího procesu v čase vede k poklesu míry nezaměstnanosti, ale pokles samotné efektivy vždy k růstu nezaměstnanosti vést nemusí. To bylo možné ilustrovat na příkladu vývoje trhů práce v posledních pěti letech, kdy souběžně výrazně vzrostla těsnost na trhu práce.
- *Vykazují ekonomiky zemí Visegrádské skupiny odlišnosti ve strukturálních charakteristikách svých trhů práce a v dopadech makroekonomických šoků na vývoj těchto trhů práce?* Ano, v případě parametru vyjadřující výši podpory v nezaměstnanosti ukázal identifikovaný DSGE model nejnižší hodnoty v případě trhů práce České republiky a Slovenska, vyšší hodnota byla odhadnuta pro ekonomiku Maďarska a nejvyšší pak pro ekonomiku Polska. Ve všech zkoumaných ekonomikách se ukázala nižší vyjednávací síla zaměstnanců v rámci procesu mzdového vyjednávání. Všechny ekonomiky vykazují rostoucí náklady na vytvoření nového pracovního místa, kdy však Polsko hodnoty ostatních ekonomik výrazně převyšuje. Pohled na dynamické vlastnosti modelu ukazují největší odezvu na pozitivní šok v efektivitě párování u poklesu mezery nezaměstnanosti v případě České republiky. Menší intenzitu má šok v efektivitě párování v případě Polska, nicméně, je mnohem setrvačnější. Pozitivní šok v efektivitě párování měl nejvyšší odezvu v tvorbě pracovních míst v případě České republiky a Slovenska, což prokázalo dobrou schopnost modelu popisovat v tomto ohledu pozorovanou realitu. V případě Maďarska naopak dochází k velmi rychlému odeznění tohoto šoku. Pokud jde o dynamické vlastnosti modelovaných ekonomik v případě šoku v míře separace, jsou tyto dopady nejintenzivnější v případě České republiky, kde dochází k nejvyššímu nárůstu mezery nezaměstnanosti doprovázenou téměř nejdelší dobou jejího odeznívání. Tento šok se nejvíce projevil v případě České republiky a Slovenska v případě dopadů na rostoucí intenzitu tvorby volných pracovních míst. S ohledem na rychlost odeznění šoku v míře separace byla nejkratší doba odezvy odhadnuta pro trh práce Maďarska. V případě ostatních zemí je odezva více perzistentní, což lze chápat jako jistou míru nižší flexibility těchto trhů práce.

Pokud jde o odpovědi na formulované hypotézy, z výsledků našich analýz lze vyvodit k jednotlivým hypotézám následující závěry:

- *Vztah mezi dynamikou vývoje nezaměstnanosti a hospodářským cyklem reprezentovaný Okunovým koeficientem v průběhu času a napříč regiony stabilní.* V České republice nebyla asymetrie ve vlivu hospodářského cyklu na nezaměstnanost prokázána. V případě Slovenska se záporné mezery výstupu, je Okunův koeficient statisticky významně nižší, tedy nezaměstnanost reaguje velmi výrazně na pokles ekonomiky, nikoliv však na růst, který je typický pro období zejména po roce 2014. V případě Maďarska nebyla asymetrie ani nelinearita Okunova vztahu statisticky významná. Polský trh práce nevykazuje asymetrii v Okunově vztahu. V období po roce 2015 jsou zde nicméně náznaky nelinearity Okunova koeficientu, kdy příslušný parametr kvadratického členu nabývá záporných a statisticky významných hodnot. Na regionální úrovni jsou pozorovány statisticky významné rozdíly, jak vyplývá z odhadu Okunových koeficientů a jejich významnosti a nevýznamnosti v rámci stejných období.
- *Vztah mezi nezaměstnaností a volnými pracovními místy reprezentovaný Beveridgeovou křivkou stabilní v průběhu času a napříč regiony.* V případě České republiky se asymetrie ve projevila jen

v období let 2000-2004 a 2004-2014, kdy se v případě čtvrtletních dat ukazuje statisticky průkazně vyšší koeficient elasticity (v absolutním vyjádření) v případě záporné mezery výstupu v období let 2000-2004. Nevýznamný koeficient elasticity Beveridgeova vztahu nastává v případě záporné mezery výstupu v období let 2004-2014. V případě Slovenska se asymetrie projevila jen v období let 2005-2015 a kdy v absolutní hodnotě poklesl koeficient elasticity v případě záporné mezery výstupu. Statisticky vyšší elasticita (v absolutní hodnotě) je v případě Maďarska průkazná jen v období let 2004-2009. Ve všech obdobích je statisticky vyšší elasticita pozorovatelná v případě Polska, a to v rámci období poklesu ekonomiky, což ukazuje na větší zranitelnost Polského trhu práce vůči negativním ekonomickým šokům. Na regionální úrovni jsou pozorovány statisticky významné rozdíly koeficientů elasticity, jak vyplývá z odhadů a jejich významnosti a nevýznamnosti v rámci stejných období. Oproti relativní podobnosti elasticit nezaměstnanosti vzhledem k volným pracovním místům v Maďarsku vykazuje Polsko největší heterogenitu. Větší variabilita je i patrná pro regiony České republiky a Slovenska.

- *Efektivita párovacího procesu je homogenní napříč regionálních trhů práce a v průběhu času.* V průběhu času se projevil růst efektivity. V rámci regionů bylo v případě zohlednění regionu specifických individuálních charakteristik prokázáno, že se jednotlivé odhady efektivity, zejména v období let 2014-2019, ukázaly jako velmi homogenní.

Mezi přínosy této práce můžeme považovat poskytnutí uceleného a vzájemně provázaného pohledu na problematiku efektivity, flexibility a dynamiky trhů práce ekonomik zemí Visegrádské skupiny. Prokázali jsme, že v případě zemí skupiny V4, a to i na úrovni regionálních trhů práce, není Okunův vztah a Beveridgeova křivka stabilní v čase a v tomto duchu pojatá flexibilita vykazuje strukturální zlomy a možné asymetrie. V odhadech flexibility se ukázaly také výrazné regionální rozdíly. Z teoretického pohledu lze za originální příspěvek do diskuze pokládat zjištění, že pojetí flexibility v rámci každého z těchto přístupů nemusí být ve vzájemném souladu, neboť flexibilita vyjádřená jako intenzita reakce nezaměstnanosti na ekonomický růst představovaná Okunovým koeficientem naráží na své limity v případě nadměrného či trvalejšího růstu ekonomiky, kdy míra nezaměstnanosti klesá na doposud nepoznanou úroveň nízkých hodnoty a je doprovázena rostoucí těsnotou trhu práce. To platí pro trhy práce na agregované i regionální úrovni. Z pohledu ekonomické teorie se na datech zemí skupiny V4 potvrdily závěry o propojení poklesu efektivity a růstu flexibility v kontextu Beveridgeovy křivky, který identifikoval ve své práci [Pater \(2017\)](#) jako dlouhodobý důsledek návratu ekonomiky k rovnováze po ekonomické krizi.

Jako přínos této práce lze považovat snahu o ověření robustnosti odhadů efektivity agregovaných i regionálních trhů práce s využitím většího počtu metod a s využitím dat na měsíční a čtvrtletní bázi, která oproti ročním datům, využívaných v řadě aplikací, přinášejí detailnější pohled na dynamiku volných pracovních míst a nezaměstnanosti. V oblasti používaných metod se ukázalo, že nezahrnutí individuálního regionálního vlivu vedlo k nadhodnocování heterogenity v odhadnuté efektivitě regionálních trhů práce. Na základě těchto závěrů se model stochastických mezí s fixními vlivy využívaný v této práci ukazuje jako technicky mnohem náročnější, ale spolehlivější metoda odhadu efektivity párovacího procesu na regionální úrovni.

Jeden z důležitých závěrů této práce je to, že vysoká míra efektivity párovacího procesu nemusí nutně znamenat i nízkou nezaměstnanost, zvláště při zohlednění regionálních specifíků, jak bylo prokázáno využitím modelu stochastických mezí s fixními vlivy. Na tento fakt upozornili, i když z opačného úhlu pohledu, ve své práci [Barrett et al. \(1975\)](#). Svou roli v tomto mechanismu sehrává pohled na změny v efektivitě, kdy platí, že růst efektivity párovacího procesu v čase vede k poklesu míry nezaměstnanosti, ale pokles samotné efektivity vždy k růstu nezaměstnanosti vést nemusí, pokud souběžně výrazně vzrostla těsnota na trhu práce.

Empirickým přínosem je identifikování faktorů, které ovlivňují efektivitu párovacího procesu na regionální úrovni a ověření jejich robustnosti mezi zkoumanými zeměmi a regiony. Podobně lze nahlížet i na odhad vybraných, přímo nepozorovatelných, strukturálních charakteristik trhů práce zemí V4 s využitím identifikovaného dynamického stochastického modelu všeobecné rovnováhy se "search and matching" mechanismem, obohaceného o aspekt v čase proměnné míry separace a v čase proměnnou efektivitu párovacího procesu.



# Literatura

- ABBRIITI, M. – FAHR, S. Downward wage rigidity and business cycle asymmetries. *Journal of Monetary Economics*. oct 2013, 60, 7, s. 871–886. doi: 10.1016/j.jmoneco.2013.08.001.
- ABID, A. B. – DRINE, I. Efficiency frontier and matching process on the labour market: Evidence from Tunisia. *Economic Modelling*. may 2011, 28, 3, s. 1131–1139. doi: 10.1016/j.econmod.2010.12.002.
- ADAMS, J. – GREIG, M. – MCQUAID, R. W. Mismatch Unemployment and Local Labour-Market Efficiency: The Role of Employer and Vacancy Characteristics. *Environment and Planning A: Economy and Space*. oct 2000, 32, 10, s. 1841–1856. doi: 10.1068/a3342.
- ADJEMIAN, S. et al. Dynare: Reference Manual, Version 4. Dynare Working Papers, 1, CEPREMAP, 2011. Dostupné z: <<https://www.dynare.org/download/>>.
- AGELL, J. Efficiency and Equality in the Labour Market. *CESifo Economic Studies*. jan 2004, 50, 2, s. 255–278. doi: 10.1093/cesifo/50.2.255.
- AIGNER, D. – LOVELL, C. A. K. – SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*. 1977, 6, 1, s. 21–37. doi: 10.1016/0304-4076(77)90052-5.
- ALBERTINI, J. – KAMBER, G. – KIRKER, M. Estimated small open economy model with frictional unemployment. *Pacific Economic Review*. may 2012, 17, 2, s. 326–353. doi: 10.1111/j.1468-0106.2012.00585.x.
- ALBRECHT, J. – NAVARRO, L. – VROMAN, S. The Effects of Labour Market Policies in an Economy with an Informal Sector. *The Economic Journal*. jun 2009, 119, 539, s. 1105–1129. doi: 10.1111/j.1468-0297.2009.02268.x.
- ALEXANDRAKIS, C. Sectoral differences in the use of information technology and matching efficiency in the US labour market. *Applied Economics*. jul 2014, 46, 29, s. 3562–3571. doi: 10.1080/00036846.2014.934433.
- AMOR, M. B. – HASSINE, M. B. The relationship between unemployment and economic growth: is Okun's Law valid for the Saudi Arabia case? *International Journal of Economics and Business Research*. 2017, 14, 1, s. 44. doi: 10.1504/ijebr.2017.085553.
- AMSLER, C. – LEE, Y. H. – SCHMIDT, P. A Survey of Stochastic Frontier Models and Likely Future Developments. *Seoul Journal of Economics*. 2009, 22, 11, s. 5–27.
- ANDOLFATTO, D. Business Cycles and Labor-Market Search. *American Economic Review*. 1996, 86, 1, s. 112–132.
- ANTCZAK, E. – GAŁECKA-BURDZIAK, E. – PATER, R. What Affects Efficiency in Labour Market Matching at Different Territorial Aggregation Levels in Poland? *Bulletin of Economic Research*. oct 2018, 71, 2, s. 160–179. doi: 10.1111/boer.12171.

- APAP, W. – GRAVINO, D. A sectoral approach to Okun's Law. *Applied Economics Letters*. 2016, 24, 5, s. 319–324. doi: 10.1080/13504851.2016.1186789.
- APERGIS, N. – REZITIS, A. An examination of Okun's law: evidence from regional areas in Greece. *Applied Economics*. 2003, 35, 10, s. 1147–1151. doi: 10.1080/0003684032000066787.
- ARELLANO, M. PRACTITIONERS' CORNER: Computing Robust Standard Errors for Within-groups Estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1987, 49, 4, s. 431–434. doi: 10.1111/j.1468-0084.1987.mp49004006.x.
- ATTFIELD, C. L. – SILVERSTONE, B. Okun's law, cointegration and gap variables. *Journal of Macroeconomics*. 1998, 20, 3, s. 625–637. doi: 10.1016/s0164-0704(98)00076-7.
- BABIKIR, O. M. – BABIKER, I. – BAUER, S. A test of agricultural labour market efficiency in the Gezira scheme, Sudan: a production function approach. *World Review of Science, Technology and Sustainable Development*. 2007, 4, 4, s. 376–384. doi: 10.1504/wrstd.2007.015370.
- BAI, J. Estimation of structural change based on Wald-type statistics. Working paper, Department of Economic, Massachusetts institute of technology, December 1993.
- BAI, J. Likelihood ratio tests for multiple structural changes. *Journal of Econometrics*. 1999, 91, 2, s. 299–323. doi: 10.1016/s0304-4076(98)00079-7.
- BAI, J. – PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*. 1998, 66, 1, s. 47–78.
- BALL, L. – JALLES, J. T. – LOUNGANI, P. Do forecasters believe in Okun's Law? An assessment of unemployment and output forecasts. *International Journal of Forecasting*. 2015, 31, 1, s. 176–184. doi: 10.1016/j.ijforecast.2014.03.009.
- BALL, L. – LEIGH, D. – LOUNGANI, P. Okun's Law: Fit at 50? *Journal of Money, Credit and Banking*. 2017, 49, 7, s. 1413–1441. doi: 10.1111/jmcb.12420.
- BALTAGI, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data*. Hoboken, New Jersey : Wiley, 5 edition, 2013. ISBN 1-118-67232-1.
- BARNICHON, R. – FIGURA, A. What Drives Matching Efficiency? A Tale of Composition and Dispersion. FEDS Working Paper No. 2011-10, 2011. Dostupné z: <<https://ssrn.com/abstract=1810091>>.
- BARNICHON, R. – FIGURA, A. Labor Market Heterogeneity and the Aggregate Matching Function. *American Economic Journal: Macroeconomics*. oct 2015, 7, 4, s. 222–249. doi: 10.1257/mac.20140116.
- BARRETT, N. S. – SÖDERSTEN, B. – SODERSTEN, B. Unemployment Flows, Welfare and Labor Market Efficiency in Sweden and the United States. *The Swedish Journal of Economics*. sep 1975, 77, 3, s. 289–302. doi: 10.2307/3438962.
- BATTESE, G. E. – COELLI, T. J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*. jun 1995, 20, 2, s. 325–332. doi: 10.1007/bf01205442.
- BLACKLEY, P. R. The measurement and determination of Okun's Law: Evidence from state economies. *Journal of Macroeconomics*. sep 1991, 13, 4, s. 641–656. doi: 10.1016/s0164-0704(05)80017-5.
- BLANCHARD, O. J. et al. The Beveridge Curve. *Brookings Papers on Economic Activity*. 1989, 1989, 1, s. 1–76. doi: 10.2307/2534495. Dostupné z: <<https://www.jstor.org/stable/2534495>>.



- BLUNDELL, R. Labour Market Policy and Welfare Reform: Meeting Distribution and Efficiency Objectives. *De Economist*. 2004, 152, 2, s. 233–250. doi: 10.1023/b:ecot.0000023258.11965.43.
- BOUVET, F. The Beveridge curve in Europe: new evidence using national and regional data. *Applied Economics*. sep 2012, 44, 27, s. 3585–3604. doi: 10.1080/00036846.2011.579062.
- BUCHANAN, J. Labour Market Efficiency and Fairness: Agreements and the Independent Resolution of Difference. *The Economic and Labour Relations Review*. may 2008, 18, 2, s. 85–95. doi: 10.1177/103530460801800211.
- BUCHANAN, J. – CALLUS, R. Efficiency and Equity at Work: The Need for Labour Market Regulation in Australia. *Journal of Industrial Relations*. dec 1993, 35, 4, s. 515–537. doi: 10.1177/002218569303500401.
- CAHILL, M. B. Exploring the interaction between efficiency wages and labor market frictions. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. mar 2000, 40, 1, s. 121–137. doi: 10.1016/s1062-9769(99)00048-4.
- CANARELLA, G. – MILLER, S. M. Did Okun’s law die after the Great Recession? *Business Economics*. 2017, 52, 4, s. 216–226. doi: 10.1057/s11369-017-0045-1.
- CARLING, K. – RICHARDSON, K. The relative efficiency of labor market programs: Swedish experience from the 1990s. *Labour Economics*. jun 2004, 11, 3, s. 335–354. doi: 10.1016/j.labeco.2003.09.002.
- CAZES, S. – VERICK, S. – HUSSAMI, F. A. Why did unemployment respond so differently to the global financial crisis across countries? Insights from Okun’s Law. *IZA Journal of Labor Policy*. 2013, 2, 10, s. 1–18. doi: 10.1186/2193-9004-2-10.
- CHOW, G. C. Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*. 1960, 28, 3, s. 591–605. doi: 10.2307/1910133.
- CHRISTL, J. Shifts of the beveridge curve and the matching technology. *Empirica*. 1991, 18, 1, s. 33–45. doi: 10.1007/bf00925000.
- CHRISTOFFEL, K. – LINZERT, T. The Role of Real Wage Rigidity and Labor Market Frictions for Inflation Persistence. *Journal of Money, Credit and Banking*. 2010, 42, 7, s. 1435–1446.
- COELLI, T. – HENNINGSSEN, A. *frontier: Stochastic Frontier Analysis*, 2019. Dostupné z: <<https://CRAN.R-Project.org/package=frontier>>. R package version 1.1-6.
- COLE, H. L. – ROGERSON, R. Can the Mortensen-Pissarides matching model match the business-cycle facts? *International Economic Review*. 1999, 40, 4, s. 933–959. doi: 10.1111/1468-2354.00048.
- CUARESMA, J. C. Okun’s Law Revisited. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2003, 65, 4, s. 439–451. doi: 10.1111/1468-0084.t01-1-00056.
- DALY, M. C. et al. A Search and Matching Approach to Labor Markets: Did the Natural Rate of Unemployment Rise? *Journal of Economic Perspectives*. 2012, 26, 3, s. 3–26. doi: 10.1257/jep.26.3.3.
- DESTEFANIS, S. – FONSECA, R. Matching Efficiency and Labour Market Reform in Italy: A Macroeconometric Assessment. *Labour*. mar 2007, 21, 1, s. 57–84. doi: 10.1111/j.1467-9914.2006.00368.x.
- DIAMOND, P. A. – ŞAHİN, A. Shifts in the Beveridge curve. *Research in Economics*. mar 2015, 69, 1, s. 18–25. doi: 10.1016/j.rie.2014.10.004.
- DOBSON, J. R. – SAMPSON, A. A. Labour Market Efficiency with Discriminatory Unions. *Bulletin of Economic Research*. jul 2001, 53, 3, s. 183–189. doi: 10.1111/1467-8586.00129.

- DUNSCH, S. Okun's Law and Youth Unemployment in Germany and Poland. *International Journal of Management and Economics*. mar 2016, 49, 1, s. 34–57. doi: 10.1515/ijme-2016-0003.
- DUNSCH, S. Age- and Gender-Specific Unemployment and Okun's Law in CEE Countries. *Eastern European Economics*. jul 2017, 55, 4, s. 377–393. doi: 10.1080/00128775.2017.1338962.
- DURECH, R. et al. Regional evidence on Okun's Law in Czech Republic and Slovakia. *Economic Modelling*. 2014, 42, s. 57–65. doi: 10.1016/j.econmod.2014.05.039.
- ECONOMOU, A. – PSARIANOS, I. N. Revisiting Okun's Law in European Union countries. *Journal of Economic Studies*. may 2016, 43, 2, s. 275–287. doi: 10.1108/jes-05-2013-0063.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Hoboken, New Jersey : Wiley, 4 edition, 2014. ISBN 978-1-118-80856-6.
- EUROSTAT. *Handbook on Seasonal Adjustment 2018 edition*. Eurostat, 2018.
- EUROSTAT. Eurostat database, 2019. Dostupné z: <<https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>>.
- FILGES, T. et al. Labour market programmes and the equity-efficiency trade-off. *Journal of Macroeconomics*. dec 2011, 33, 4, s. 738–753. doi: 10.1016/j.jmacro.2011.06.004.
- FREEMAN, D. G. Regional tests of Okun's law. *International Advances in Economic Research*. aug 2000, 6, 3, s. 557–570. doi: 10.1007/bf02294972.
- FREEMAN, D. G. Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries. *Economic Inquiry*. oct 2007, 39, 4, s. 511–523. doi: 10.1093/ei/39.4.511.
- FRIEDMAN, B. M. – WACHTER, M. L. Unemployment: Okun's Law, Labor Force, and Productivity. *The Review of Economics and Statistics*. may 1974, 56, 2, s. 167–176. doi: 10.2307/1924436.
- GABROVSKI, M. – ORTEGO-MARTI, V. The cyclical behavior of the Beveridge Curve in the housing market. *Journal of Economic Theory*. may 2019, 181, s. 361–381. doi: 10.1016/j.jet.2019.03.003.
- GADM. GADM data, verze 3.6 (prostorová data administrativních oblastí), 2019. Dostupné z: <<https://www.gadm.org/data.html>>.
- GALUŠČÁK, K. – MÜNICH, D. Structural and Cyclical Unemployment: What Can Be Derived from the Matching Function? *Finance a úvěr - Czech Journal of Economics and Finance*. 2007, 57, 3–4, s. 102–125.
- GAVREL, F. – LEBON, I. – REBIÈRE, T. Career Paths, Unemployment, and the Efficiency of the Labor Market: Should Youth Employment Be Subsidized? *Journal of Public Economic Theory*. jun 2010, 12, 3, s. 533–560. doi: 10.1111/j.1467-9779.2010.01463.x.
- GAVREL, F. – LEBON, I. – REBIÈRE, T. Formal education versus learning-by-doing: On the labor market efficiency of educational choices. *Economic Modelling*. apr 2016, 54, s. 545–562. doi: 10.1016/j.econmod.2016.01.006.
- GERTLER, P. – SENAJ, M. Downward Wage Rigidities in Slovakia. *AUCO Czech Economic Review*. 2010, 4, 1, s. 79–101.
- GILBERT, R. D. Okun's Law: Some Additional Evidence. *Nebraska Journal of Economics and Business*. 1973, 23, 2, s. 51–60. doi: 10.2307/40472445.
- GOMÉZ, V. – MARAVALL, A. Programs TRAMO (Time Series Regression with Arima noise, Missing observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series). Instruction for the User. Working Paper 9628, Research Department, Bank of Spain, 1996.

- GONZÁLEZ, X. – MILES-TOUYA, D. Labor market rigidities and economic efficiency: Evidence from Spain. *Labour Economics*. dec 2012, 19, 6, s. 833–845. doi: 10.1016/j.labeco.2012.08.006.
- GORDON, R. J. The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy. *Journal of Economic Perspectives*. 1997, 11, 1, s. 11–32. doi: 10.1257/jep.11.1.11.
- GORDON, R. J. Okun's Law and Productivity Innovations. *American Economic Review: Papers & Proceedings*. may 2010, 100, 2, s. 11–15. doi: 10.1257/aer.100.2.11.
- GRANT, A. P. Time-varying estimates of the natural rate of unemployment: a revisit of Okun's law. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. mar 2002, 42, 1, s. 95–113. doi: 10.1016/S1062-9769(01)00109-0.
- GREENE, W. Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models. *Journal of Productivity Analysis*. 2005, 23, 1, s. 7–32. doi: 10.1007/s11123-004-8545-1.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, New Jersey : Pearson, 8 edition, 2017. ISBN 0-134-46136-3.
- GRETLL. *Gretl: Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library for Microsoft Windows, verze 2019d.*, 2019. Dostupné z: <<http://gretl.sourceforge.net/>>.
- GROENEWOLD, N. Long-run Shifts of the Beveridge Curve and the Frictional Unemployment Rate in Australia. *Australian Journal of Labour Economics*. 2003, 6, 1, s. 65–82.
- GROSS, D. M. Equilibrium vacancy and unemployment: A flow approach to the beveridge curve. *Journal of Macroeconomics*. mar 1993, 15, 2, s. 301–327. doi: 10.1016/0164-0704(93)90029-1.
- GUISINGER, A. Y. – SINCLAIR, T. M. Okun's Law in real time. *International Journal of Forecasting*. jan 2015, 31, 1, s. 185–187. doi: 10.1016/j.ijforecast.2014.03.002.
- GUISINGER, A. Y. et al. A state-level analysis of Okun's law. *Regional Science and Urban Economics*. jan 2018, 68, s. 239–248. doi: 10.1016/j.regsciurbeco.2017.11.005.
- HAFERKAMP, A. et al. Efficiency versus fairness: The evaluation of labor market policies by economists and laypeople. *Journal of Economic Psychology*. aug 2009, 30, 4, s. 527–539. doi: 10.1016/j.joep.2009.03.010.
- HALL, R. E. Employment Efficiency and Sticky Wages: Evidence from Flows in the Labor Market. *Review of Economics and Statistics*. aug 2005, 87, 3, s. 397–407. doi: 10.1162/0034653054638346.
- HAMADA, K. – KUROSAKA, Y. The relationship between production and unemployment in Japan. *European Economic Review*. jun 1984, 25, 1, s. 71–94. doi: 10.1016/0014-2921(84)90073-4.
- HAMILTON, J. D. *Time Series Analysis*. Princeton, New Jersey : Princeton University Press, 1994. ISBN 0-691-04289-6.
- HANUSCH, M. Jobless Growth? Okun's Law in East Asia. *Journal of International Commerce, Economics and Policy*. oct 2013, 4, 3, s. 1350014. doi: 10.1142/s1793993313500142.
- HODRICK, R. J. – PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*. 1997, 29, 1, s. 1–16. doi: 10.2307/2953682.
- HOSIOS, A. J. On the Efficiency of Matching and Related Models of Search and Unemployment. *The Review of Economic Studies*. apr 1990, 57, 2, s. 279–298. doi: 10.2307/2297382.
- HUANG, H.-C. et al. The effects of inflation targeting on Okun's law. *Applied Economics Letters*. mar 2016, 23, 12, s. 868–874. doi: 10.1080/13504851.2015.1117037.

- ILMAKUNNAS, P. – PESOLA, H. Regional Labour Market Matching Functions and Efficiency Analysis. *Labour*. sep 2003, 17, 3, s. 413–437. doi: 10.1111/1467-9914.00247.
- ISMIHAN, M. A useful framework for linking labor and goods markets: Okun's law and its stability revisited. *Review of Keynesian Economics*. apr 2016, 4, 2, s. 175–192. doi: 10.4337/roke.2016.02.03.
- JAKAB, Z. – KÓNYA, I. An Open Economy DSGE Model with Search-and-Matching Frictions: The Case of Hungary. *Emerging Markets Finance and Trade*. jun 2016, 52, 7, s. 1606–1626. doi: 10.1080/1540496x.2014.1000174.
- JUNIOR, C. J. C. *Understanding DSGE models. Theory and Applications*. Malaga : Vernon Press, 2016. ISBN 978-1-62273-133-6.
- KAJUTH, F. A benchmark for wage growth through the lens of the Beveridge curve. *Applied Economics Letters*. jun 2017, 25, 7, s. 487–492. doi: 10.1080/13504851.2017.1340561.
- KAUFMAN, B. E. Promoting Labour Market Efficiency and Fairness through a Legal Minimum Wage: The Webbs and the Social Cost of Labour. *British Journal of Industrial Relations*. jun 2009, 47, 2, s. 306–326. doi: 10.1111/j.1467-8543.2009.00725.x.
- KLINGER, S. – WEBER, E. Decomposing Beveridge Curve Dynamics By Correlated Unobserved Components. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. apr 2016, 78, 6, s. 877–894. doi: 10.1111/obes.12135.
- KOHLBRECHER, B. – MERKL, C. – NORDMEIER, D. Revisiting the matching function. *Journal of Economic Dynamics and Control*. aug 2016, 69, s. 350–374. doi: 10.1016/j.jedc.2016.05.018.
- KOOP, G. *Bayesian Econometric*. West Sussex : Wiley, 2003. ISBN 0-470-84567-8.
- LIU, X. et al. A generalized Okun's Law: Uncovering the myth of China's labor market resilience. *Review of Development Economics*. mar 2018, 22, 3, s. 1195–1216. doi: 10.1111/rode.12379.
- LUBIK, T. A. Estimating a Search and Matching Model of the Aggregate Labor Market. *Economic Quarterly*. 2009, 95, 2, s. 101–120.
- LUBIK, T. A. Aggregate Labour Market Dynamics in Hong Kong. *Pacific Economic Review*. may 2012, 17, 2, s. 257–279. doi: 10.1111/j.1468-0106.2012.00582.x.
- LUBIK, T. A. The Shifting and Twisting Beveridge Curve: An Aggregate Perspective. Federal Reserve Bank of Richmond Working Papers No. 13-16, October 2013. Dostupné z: <[https://www.richmondfed.org/publications/research/working\\_papers/2013/wp\\_13-16](https://www.richmondfed.org/publications/research/working_papers/2013/wp_13-16)>.
- MANCINI-GRIFFOLI, T. *DYNARE User Guide: An introduction to the solution & estimation of DSGE models*, součást dokumentace instalačního balíčku dynare v4.5.7. edition, 2013.
- MARCONI, G. – BEBLAVÝ, M. – MASELLI, I. Age effects in Okun's law with different indicators of unemployment. *Applied Economics Letters*. nov 2015, 23, 8, s. 580–583. doi: 10.1080/13504851.2015.1090540.
- MATLAB. *MATLAB version 9.6.0.1135713 (R2019a)*. The Mathworks, Inc., Natick, Massachusetts, 2019.
- MELGUIZO, C. An analysis of Okun's law for the Spanish provinces. *Review of Regional Research*. dec 2016, 37, 1, s. 59–90. doi: 10.1007/s10037-016-0110-7.
- MORTENSEN, D. T. – PISSARIDES, C. A. Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment. *The Review of Economic Studies*. 1994, 61, s. 397–415. doi: 10.2307/2297896.

- MPSV. Měsíční statistika nezaměstnanosti Ministerstva práce a sociálních věcí ČR pro roky 1997 až 2019, 2019. Dostupné z: <<https://www.mpsv.cz/web/cz/mesicni>>.
- MUKOYAMA, T. – ŞAHIN, A. Specialization and efficiency with labor-market matching. *Journal of Economic Dynamics and Control*. jan 2009, 33, 1, s. 221–236. doi: 10.1016/j.jedc.2008.06.002.
- MURPHY, K. J. Unemployment dispersion and the allocative efficiency of the labor market. *Journal of Macroeconomics*. sep 1985, 7, 4, s. 509–522. doi: 10.1016/0164-0704(85)90039-4.
- NĚMEC, D. *Hystereze nezaměstnanosti v České republice v makroekonomických souvislostech*. Brno : Masarykova univerzita, 2010. ISBN 978-80-210-5407-3.
- NĚMEC, D. Investigating Differences Between the Czech and Slovak Labour Market Using a Small DSGE Model with Search and Matching Frictions. *AUCO Czech Economic Review*. 2013a, 7, 1, s. 21–41.
- NĚMEC, D. Evaluating labour market flexibility in V4 countries. In VOJÁČKOVÁ, H. (Ed.) *Proceedings of the 31st International Conference Mathematical Methods in Economics 2013*, s. 661–666. College of Polytechnics Jihlava, 2013b.
- NĚMEC, D. Measuring Inefficiency of the Czech Labour Market. *Review of Economic Perspectives*. 2015, 15, 2, s. 197–220. doi: 10.1515/revecp-2015-0017.
- NĚMEC, D. – MACÍČEK, M. Wage rigidities and labour market performance in the Czech Republic. In KOCOUREK, A. – VAVROUŠEK, M. (Ed.) *Conference proceedings of the 34th International Conference Mathematical Methods in Economics MME 2016*, s. 612–617. Technical University of Liberec, 2016.
- NFSZ. Měsíční statistiky nezaměstnanosti Veřejné služby zaměstnanosti (Nemzeti Foglalkoztatási Szolgálat) pro roky 2000 až 2019, 2019. Dostupné z: <[https://nfsz.munka.hu/Lapok/full\\_afsz\\_kozos\\_statisztika/stat\\_afsz\\_nyilvtartasok.aspx](https://nfsz.munka.hu/Lapok/full_afsz_kozos_statisztika/stat_afsz_nyilvtartasok.aspx)>.
- OECD. OECD.Stat database, 2019. Dostupné z: <<https://stats.oecd.org/>>.
- OKUN, A. M. Potential GNP: Its Measurement and Significance. Cowles Foundation Paper 190 (reprinted from the 1962 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association), 1962.
- PALOMBI, S. – PERMAN, R. – TAVÉRA, C. Regional growth and unemployment in the medium run: asymmetric cointegrated Okun's Law for UK regions. *Applied Economics*. jul 2015, 47, 57, s. 6228–6238. doi: 10.1080/00036846.2015.1068922.
- PÁPAI, A. – NĚMEC, D. Labor Market Frictions in the Czech Republic and Hungary. In MARTINČÍK, D. – IRCINGOVÁ, J. – JANEČEK, P. (Ed.) *33rd International Conference Mathematical Methods in Economics Conference Proceedings*, s. 606–611. University of West Bohemia, 2015.
- PATACCHINI, E. – ZENOU, Y. Spatial dependence in local unemployment rates. *Journal of Economic Geography*. mar 2007, 7, 2, s. 169–191. doi: 10.1093/jeg/lbm001.
- PATER, R. Is There a Beveridge Curve in the Short and the Long Run? *Journal of Applied Economics*. nov 2017, 20, 2, s. 283–303. doi: 10.1016/s1514-0326(17)30013-2.
- PEREIRA, R. M. Okun's law, asymmetries and regional spillovers: evidence from Virginia metropolitan statistical areas and the District of Columbia. *The Annals of Regional Science*. mar 2014, 52, 2, s. 583–595. doi: 10.1007/s00168-014-0600-x.
- PETRONGOLO, B. – PISSARIDES, C. A. Looking into the black box: A survey of the matching function. *Journal of Economic Literature*. 2001, 39, 2, s. 390–431. doi: 10.1257/jel.39.2.390.

- PRACHOWNY, M. F. J. Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates. *The Review of Economics and Statistics*. 1993, 75, 2, s. 331–336. doi: 10.2307/2109440.
- PRIETO, N. G. – LOUNGANI, P. – MISHRA, S. What Lies beneath? A Sub-National Look at Okun's Law in the United States. *Open Economies Review*. apr 2018, 29, 4, s. 835–852. doi: 10.1007/s11079-018-9491-2.
- ÚPSRV. Měsíční statistiky nezaměstnanosti poskytované skrze Ústredie práce, sociálních věcí a rodiny pro roky 1997 až 2019, 2019. Dostupné z: <<https://www.upsvr.gov.sk/statistiky/nezamestnanost-mesacne-statistiky.html>>.
- PUHANI, P. A. – STEINER, V. The Effectiveness and Efficiency of Active Labour Market Policies in Poland. *Empirica*. 1997, 24, 3, s. 209–231. doi: 10.1023/a:1006897732006.
- QUANDT, R. E. Tests of the Hypothesis That a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes. *Journal of the American Statistical Association*. 1960, 55, 290, s. 324–330. doi: 10.1080/01621459.1960.10482067.
- R Core Team. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2013. Dostupné z: <<http://www.R-project.org/>>.
- RAMA, M. How Bad Is Unemployment in Tunisia? Assessing Labor Market Efficiency in a Developing Country. *The World Bank Research Observer*. feb 1998, 13, 1, s. 59–77. doi: 10.1093/wbro/13.1.59.
- SAPSFORD, D. et al. The European economy: labour market efficiency, privatisation and minimum wages. *Industrial Relations Journal*. nov 1999, 30, 4, s. 291–312. doi: 10.1111/1468-2338.00127.
- OH, J. Changes in cyclical patterns of the USA labor market: from the perspective of nonlinear Okun's law. *International Review of Applied Economics*. jun 2017, 32, 2, s. 237–258. doi: 10.1080/02692171.2017.1339023.
- SHEEN, J. – WANG, B. Z. An Estimated Small Open Economy Model with Labour Market Frictions. Dynare Working Papers 35, CEPREMAP, February 2014. Dostupné z: <<https://ideas.repec.org/p/cpm/dynare/035.html>>.
- SHIMER, R. The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies. *American Economic Review*. 2005, 95, 1, s. 25–49. doi: 10.1257/0002828053828572.
- SÖGNER, L. Okun's Law Does the Austrian unemployment-GDP relationship exhibit structural breaks? *Empirical Economics*. aug 2001, 26, 3, s. 553–564. doi: 10.1007/s001810000070.
- SÖGNER, L. – STIASSNY, A. An analysis on the structural stability of Okun's law—a cross-country study. *Applied Economics*. sep 2002, 34, 14, s. 1775–1787. doi: 10.1080/00036840210124180.
- STEGMAN, A. Labour market reform and the macroeconomic efficiency of the labour market in Australia. *Cambridge Journal of Economics*. sep 2004, 28, 5, s. 743–766. doi: 10.1093/cje/beh028.
- STEVENS, M. New Microfoundations for the Aggregate Matching Function. *International Economic Review*. aug 2007, 48, 3, s. 847–868. doi: 10.1111/j.1468-2354.2007.00447.x.
- SVEEN, T. – WEINKE, L. New Keynesian perspectives on labor market dynamics. *Journal of Monetary Economics*. jul 2008, 55, 5, s. 921–930. doi: 10.1016/j.jmoneco.2008.04.001.
- TAGKALAKIS, A. O. Unemployment dynamics and the Beveridge curve in Greece. *IZA Journal of European Labor Studies*. jul 2016, 5, 13, s. 1–34. doi: 10.1186/s40174-016-0063-4.
- TEMEL, T. U.S. Farm Wages and Labor Market Efficiency. *Growth and Change*. jan 2000, 31, 3, s. 420–437. doi: 10.1111/0017-4815.00136.

- THOMAS, C. Search and matching frictions and optimal monetary policy. *Journal of Monetary Economics*. jul 2008, 55, 5, s. 936–956. doi: 10.1016/j.jmoneco.2008.03.007.
- THOMAS, C. Search Frictions, Real Rigidities, and Inflation Dynamics. *Journal of Money, Credit and Banking*. aug 2011, 43, 6, s. 1131–1164. doi: 10.1111/j.1538-4616.2011.00420.x.
- TILLER, R. B. Labor market efficiency and the dynamic behavior of regional unemployment differentials. *The Annals of Regional Science*. nov 1984, 18, 3, s. 21–32. doi: 10.1007/bf01286468.
- TOMIĆ, I. Regional matching (in)efficiency on the Croatian labour market. *Acta Oeconomica*. sep 2014, 64, 3, s. 287–312. doi: 10.1556/aoecon.64.2014.3.2.
- TVRDOŇ, M. – VERNER, T. Regional unemployment disparities and their dynamics: Evidence from the Czech Republic. In RAMÍK, J. – STAVÁREK, D. (Ed.) *Proceedings of 30th International Conference Mathematical Methods in Economics*, s. 938–943. Silesian University in Opava, School of Business Administration in Karviná, 2012.
- TYROWICZ, J. – WÓJCIK, P. Some Stylized Facts on Unemployment Dynamics in Transition. *Eastern European Economics*. jan 2010, 48, 1, s. 5–22. doi: 10.2753/eee0012-8775480101.
- UNESCO. International Standard Classification of Education ISCED 2011. UNESCO Institute for Statistics, 2011. Dostupné z: <<http://uis.unesco.org/sites/default/files/documents/international-standard-classification-of-education-iscd-2011-en.pdf>>.
- UREN, L. Inequality, Volatility and Labour Market Efficiency. *The B.E. Journal of Macroeconomics*. jan 2008, 8, 1, s. 1–28. doi: 10.2202/1935-1690.1670. Article 17.
- OURS, J. C. The efficiency of the dutch labour market in matching unemployment and vacancies. *De Economist*. sep 1991, 139, 3, s. 358–378. doi: 10.1007/bf01423571.
- VEGA, S. H. – ELHORST, J. P. A regional unemployment model simultaneously accounting for serial dynamics, spatial dependence and common factors. *Regional Science and Urban Economics*. sep 2016, 60, s. 85–95. doi: 10.1016/j.regsciurbeco.2016.07.002.
- VILLAVERDE, J. – MAZA, A. The robustness of Okun's law in Spain, 1980-2004. *Journal of Policy Modeling*. mar 2009, 31, 2, s. 289–297. doi: 10.1016/j.jpolmod.2008.09.003.
- WANG, H.-J. – HO, C.-W. Estimating fixed-effect panel stochastic frontier models by model transformation. *Journal of Econometrics*. aug 2010, 157, 2, s. 286–296. doi: 10.1016/j.jeconom.2009.12.006.
- WANG, H.-J. – SCHMIDT, P. One-Step and Two-Step Estimation of the Effects of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels. *Journal of Productivity Analysis*. 2002, 18, 2, s. 129–144. doi: 10.1023/a:1016565719882.
- WEBER, C. E. Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's law coefficient: A New approach. *Journal of Applied Econometrics*. 1995, 10, 4, s. 433–445.
- WPSZ. Miesięcni statystyki niezamęstnanosti poskytowane skrze Wortal Publicznych Służb Zatrudnienia pro roky 2001 až 2019, 2019. Dostupné z: <<http://psz.praca.gov.pl/rynek-pracy/statystyki-i-analzy/bezrobocie-rejestrowane/>>.
- ZHANG, J. Unemployment Benefits and Matching Efficiency in an Estimated DSGE Model with Labor Market Search Frictions. *Macroeconomic Dynamics*. nov 2017, 21, 8, s. 2033–2069. doi: 10.1017/s1365100516000109.





## Příloha A

# Mapy regionů zemí V4

V této příloze je na jednotlivých obrázcích představeno regionální uspořádání v zemích Visegrádské skupiny odpovídající situaci v roce 2019. Jedná se o pomůcku k lepší orientaci v prezentovaných mapách



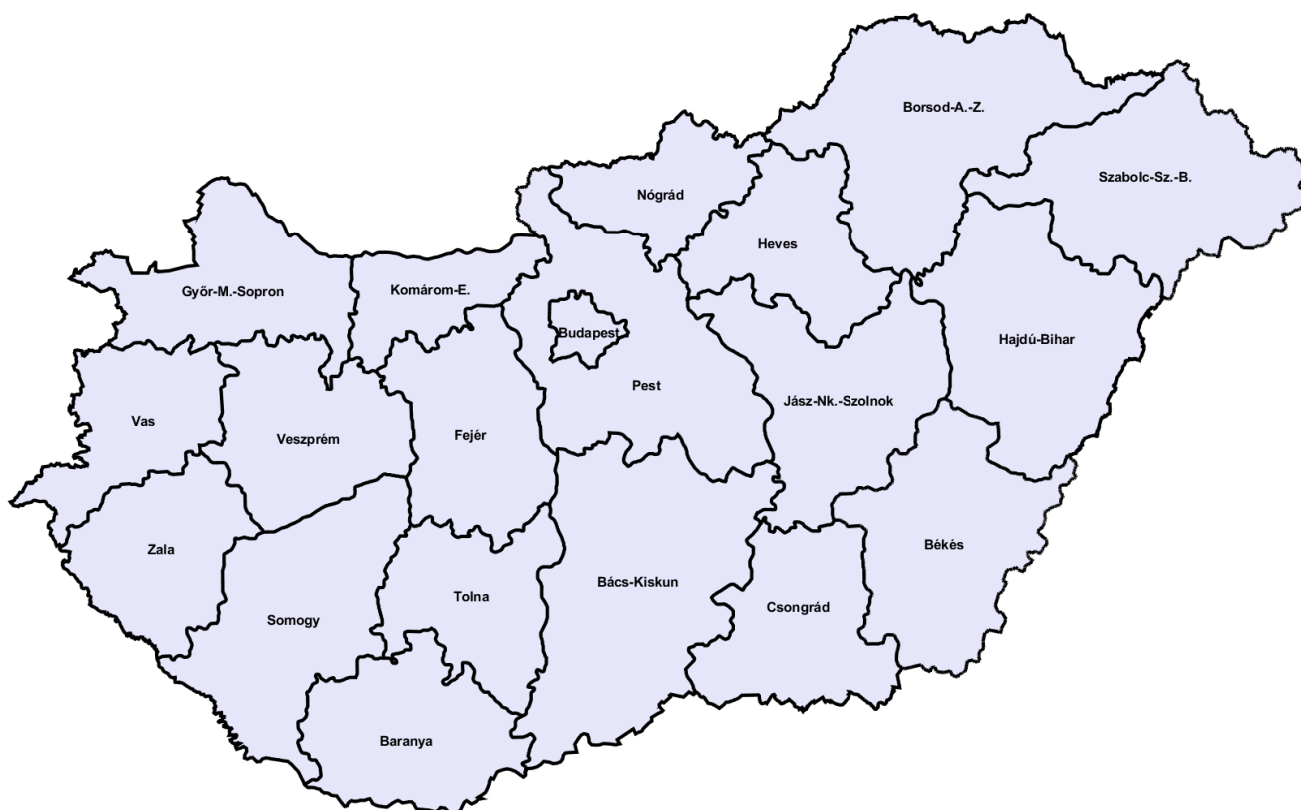
**Obrázek A.1:** Mapa regionů České republiky (kraje)

Zdroj: Vlastní zpracování s využitím [GADM \(2019\)](#).



**Obrázek A.2:** Mapa regionů Slovenska (kraje)

Zdroj: Vlastní zpracování s využitím [GADM \(2019\)](#).



**Obrázek A.3:** Mapa regionů Maďarska (megyék)

Zdroj: Vlastní zpracování s využitím [GADM \(2019\)](#).



**Obrázek A.4:** Mapa regionů Polska (województwa)

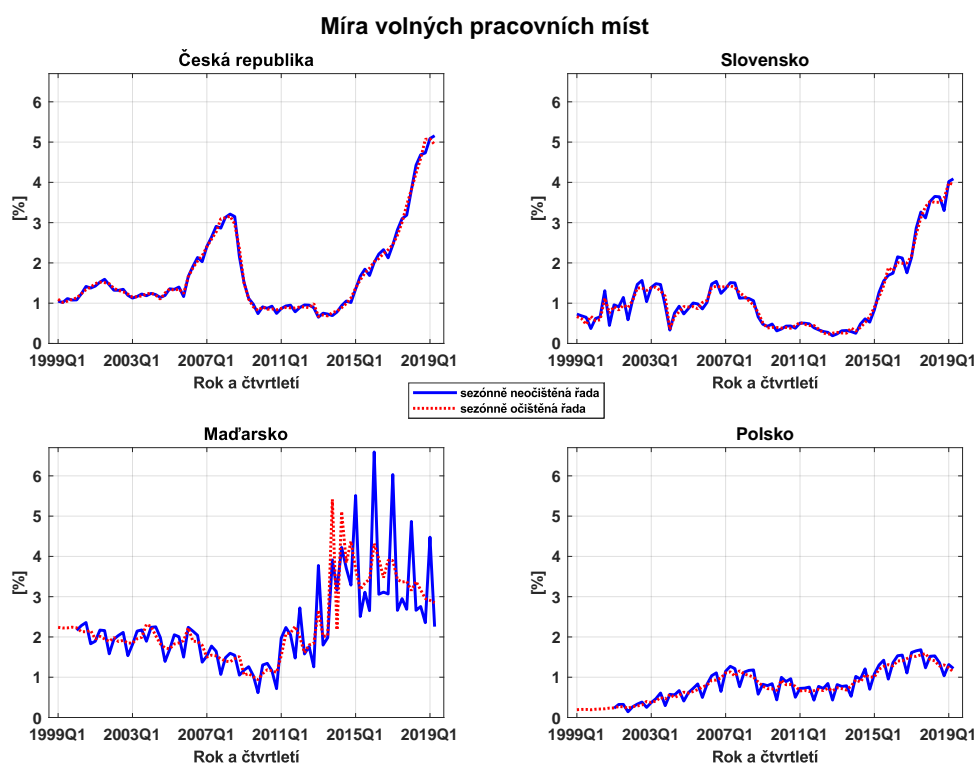
Zdroj: Vlastní zpracování s využitím [GADM \(2019\)](#).



## Příloha B

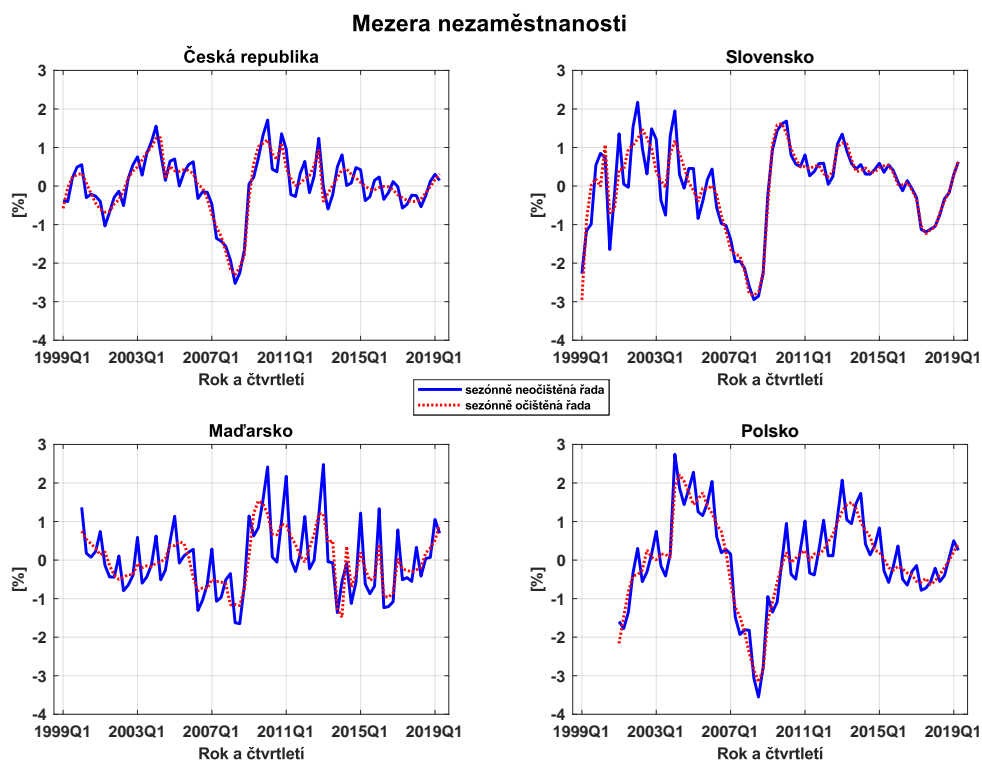
# Vybrané statistiky trhů práce zemí V4

V této příloze jsou prezentovány další vybrané statistiky trhů práce zemí V4 nezahrnuté v části 1.2.



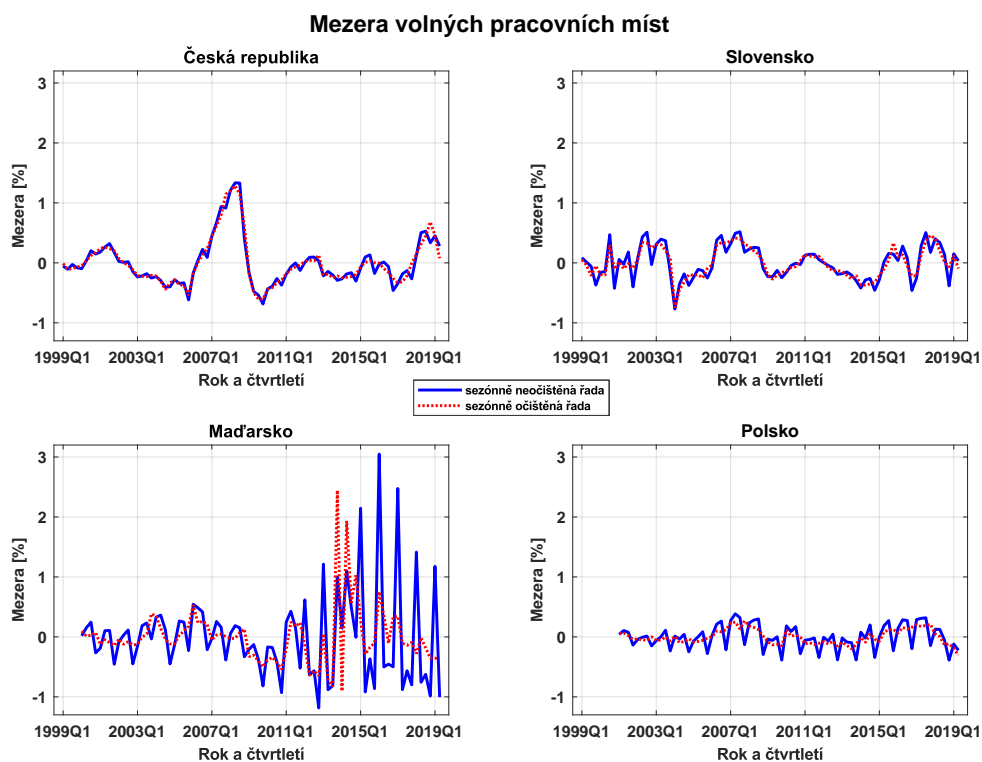
**Obrázek B.1:** Míra volných pracovních míst v zemích V4 v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019) a WPSZ (2019). Podrobněji viz kapitola 4.



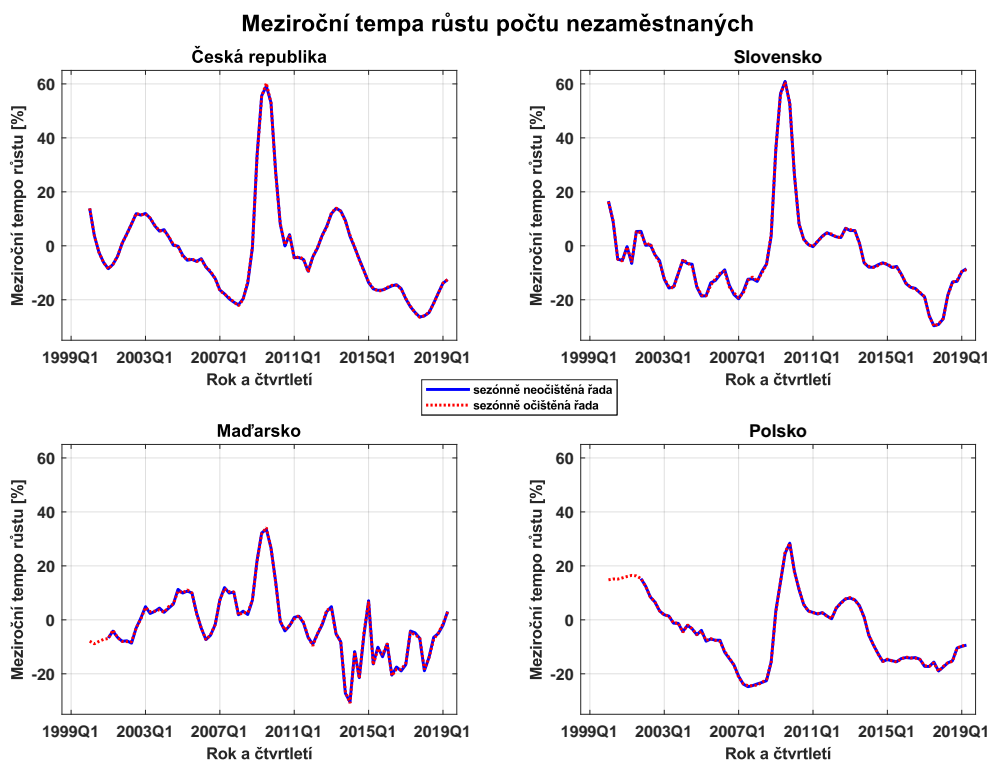
**Obrázek B.2:** Mezera nezaměstnanosti v zemích V4 v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019) a WPSZ (2019). Podrobněji viz kapitola 4.



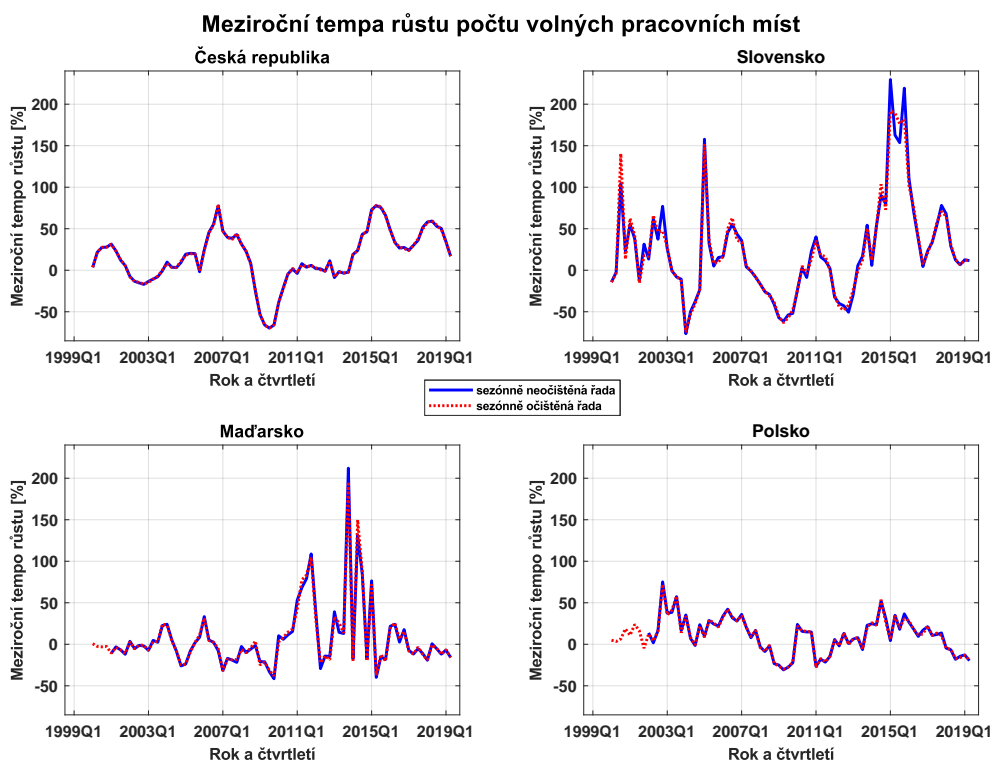
**Obrázek B.3:** Mezera volných pracovních míst v zemích V4 v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019) a WPSZ (2019). Podrobněji viz kapitola 4.



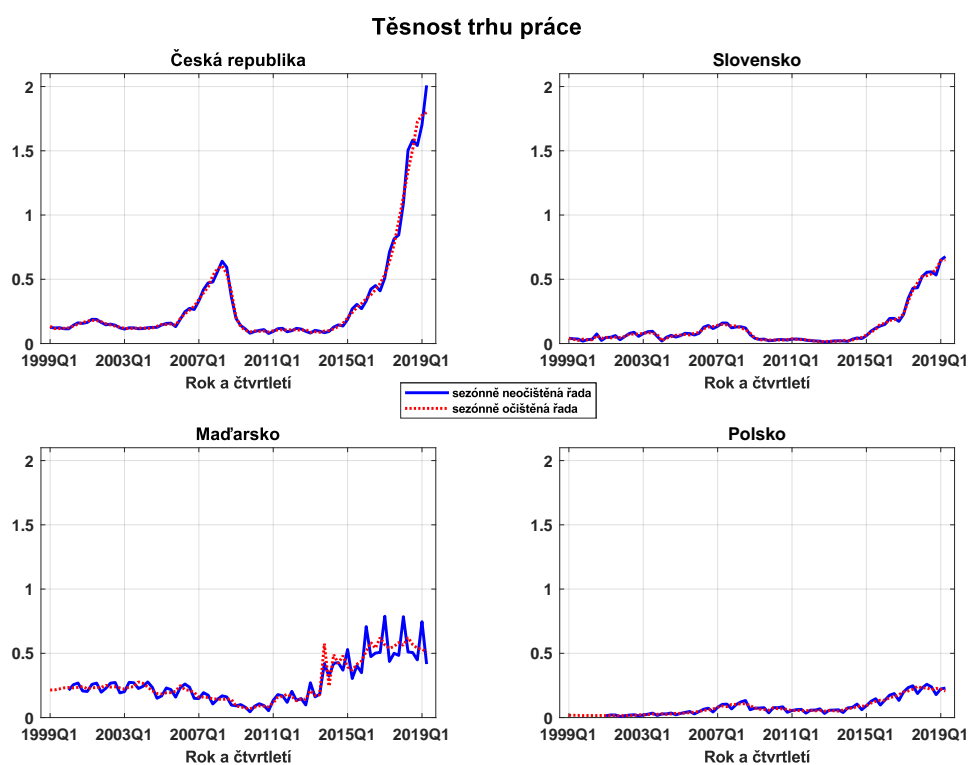
**Obrázek B.4:** Meziroční tempa růstu nezaměstnanosti v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019) a WPSZ (2019). Podrobněji viz kapitola 4.



**Obrázek B.5:** Meziroční tempa růstu počtu volných pracovních míst v období 1999–2019

Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z MPSV (2019), ÚPSRV (2019), NFSZ (2019) a WPSZ (2019). Podrobněji viz kapitola 4.



**Obrázek B.6:** Těsnota trhů práce zemí V4 v období 1999–2019

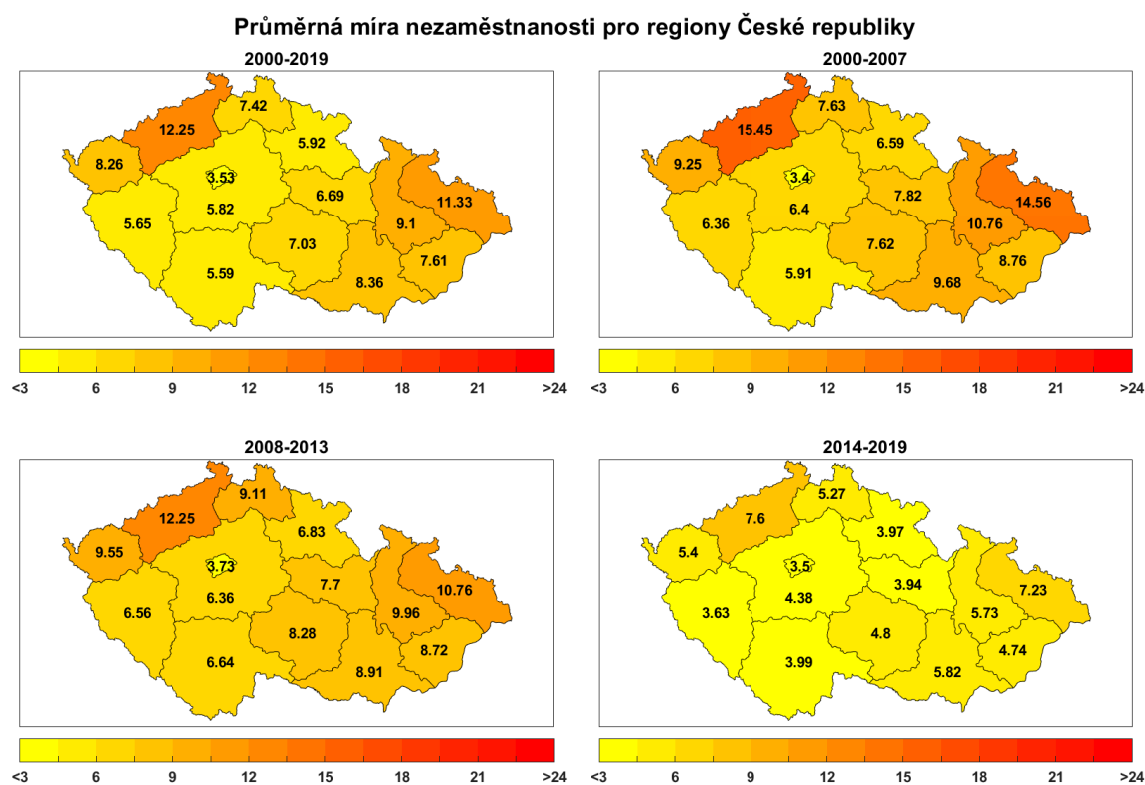
Zdroj: Vlastní zpracování na základě statistik vývoje nezaměstnanosti a strukturálních charakteristik trhu práce z [MPSV \(2019\)](#), [ÚPSRV \(2019\)](#), [NFSZ \(2019\)](#) a [WPSZ \(2019\)](#). Podrobněji viz kapitola 4.



## Příloha C

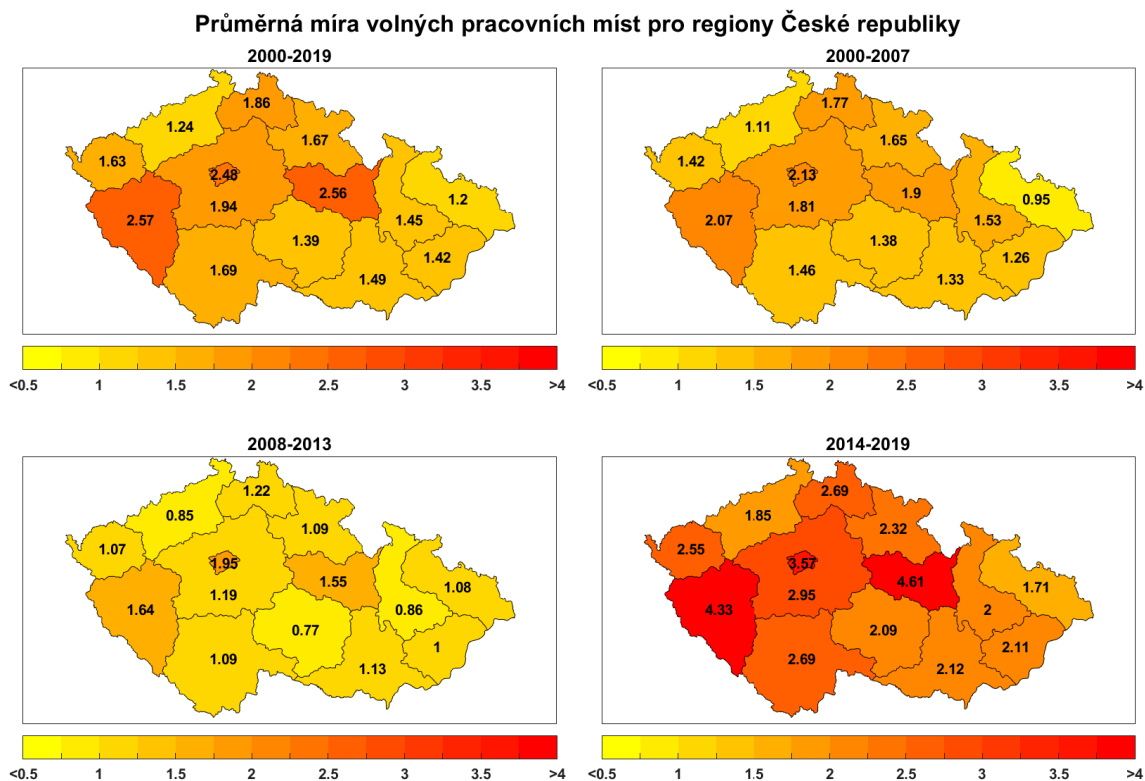
# Vybrané statistiky regionálních trhů práce České republiky

V této příloze jsou prezentovány průměrné hodnoty vybraných charakteristik regionálních trhů práce České republiky, a to jak za celé období let 2000 až 2019, tak i v dílčích časových obdobích odpovídajících dělení ve většině modelových aplikací využívaných v této práci.

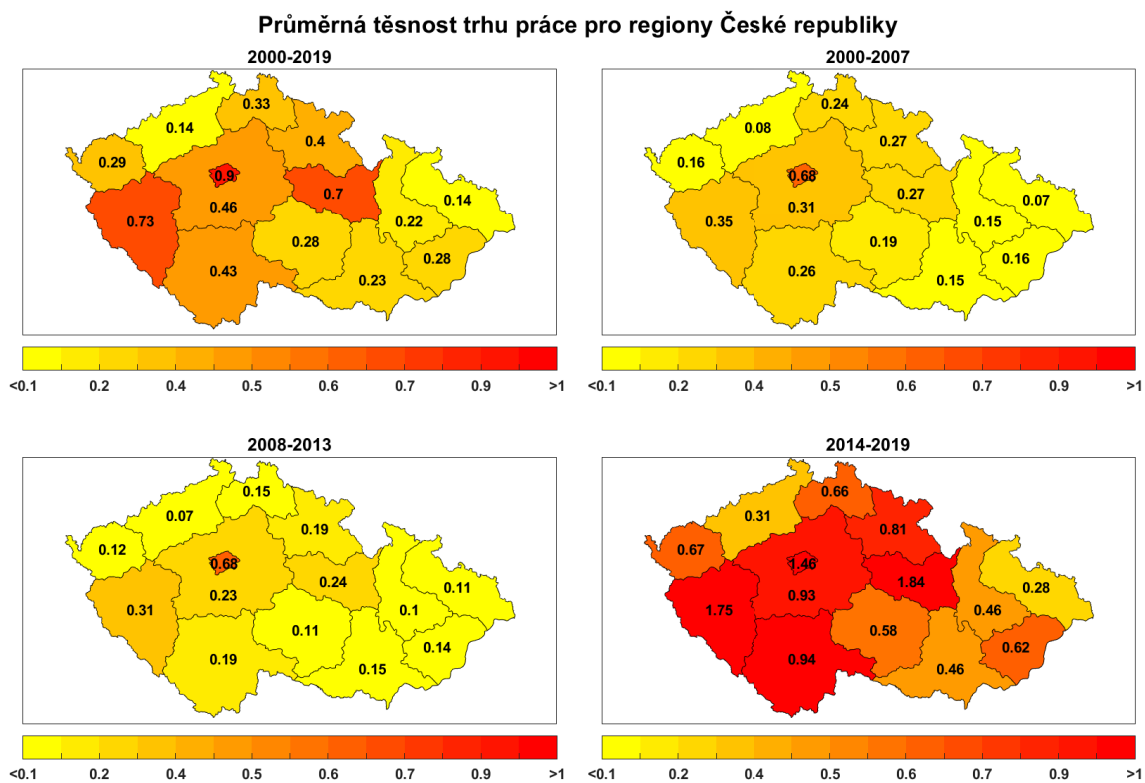


**Obrázek C.1:** Průměrné hodnoty míry nezaměstnanosti regionů České republiky.

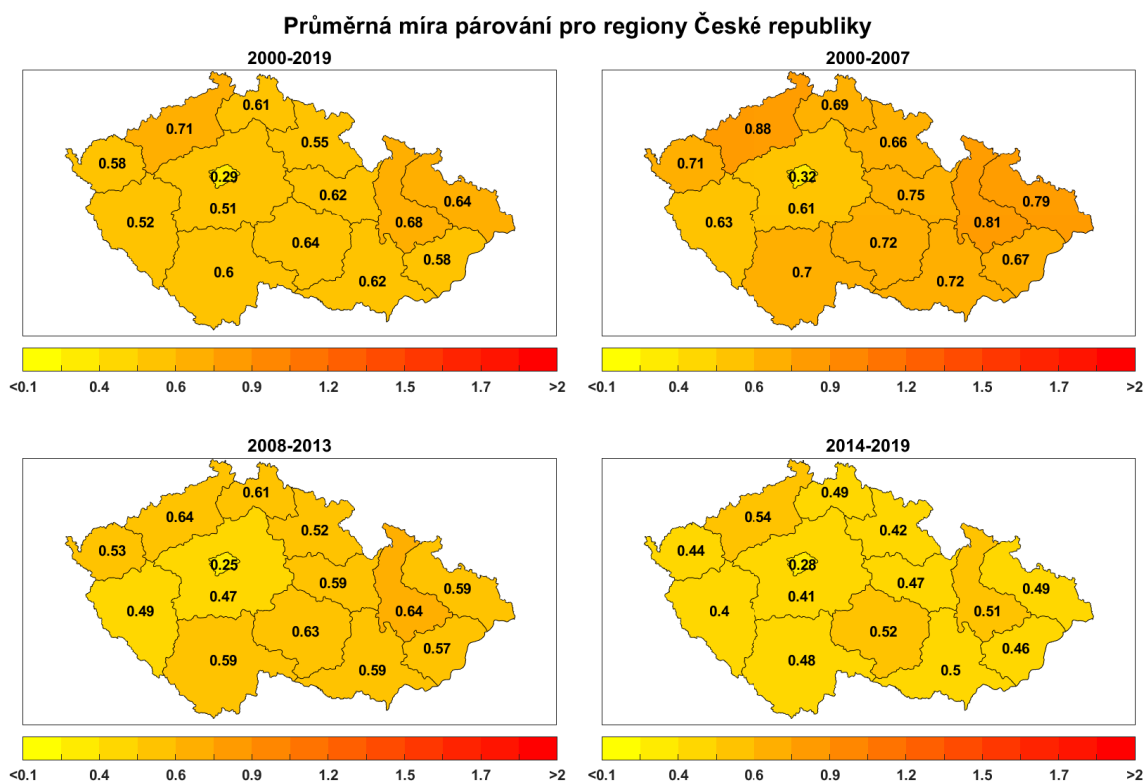
Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



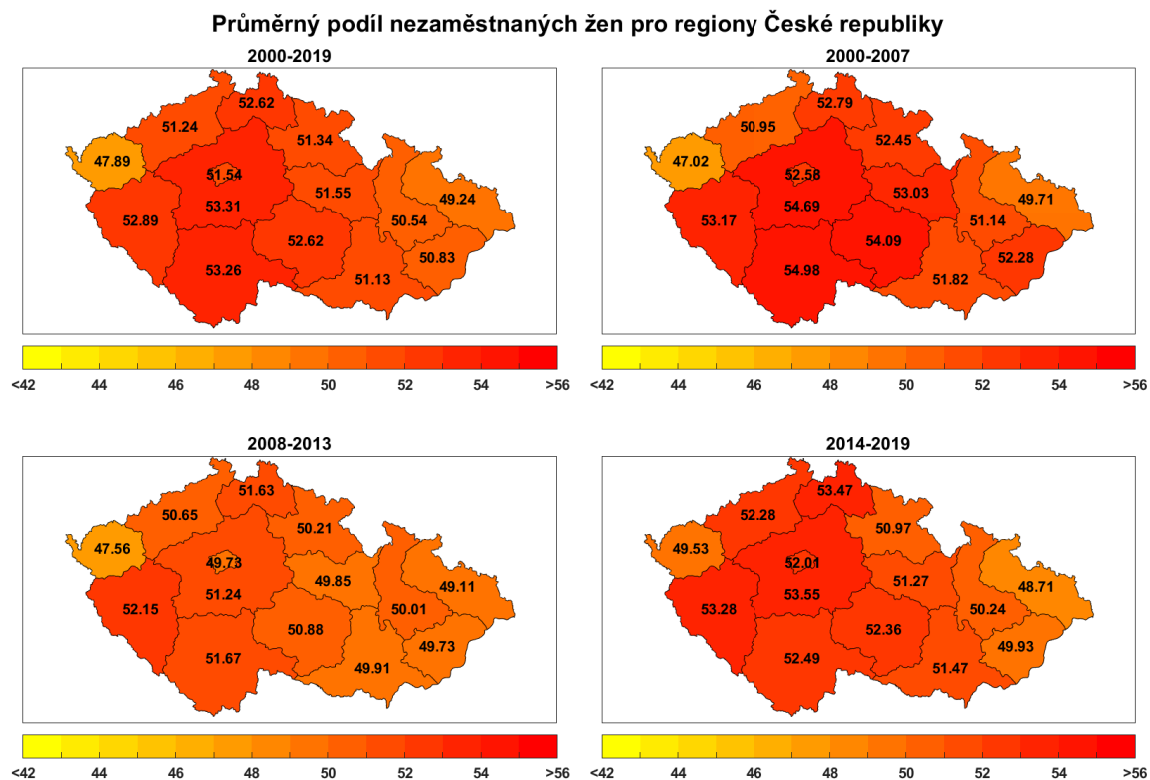
**Obrázek C.2:** Průměrné hodnoty míry volných pracovních míst regionů České republiky.  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek C.3:** Průměrné hodnoty těsnosti trhu práce regionů České republiky.  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019).

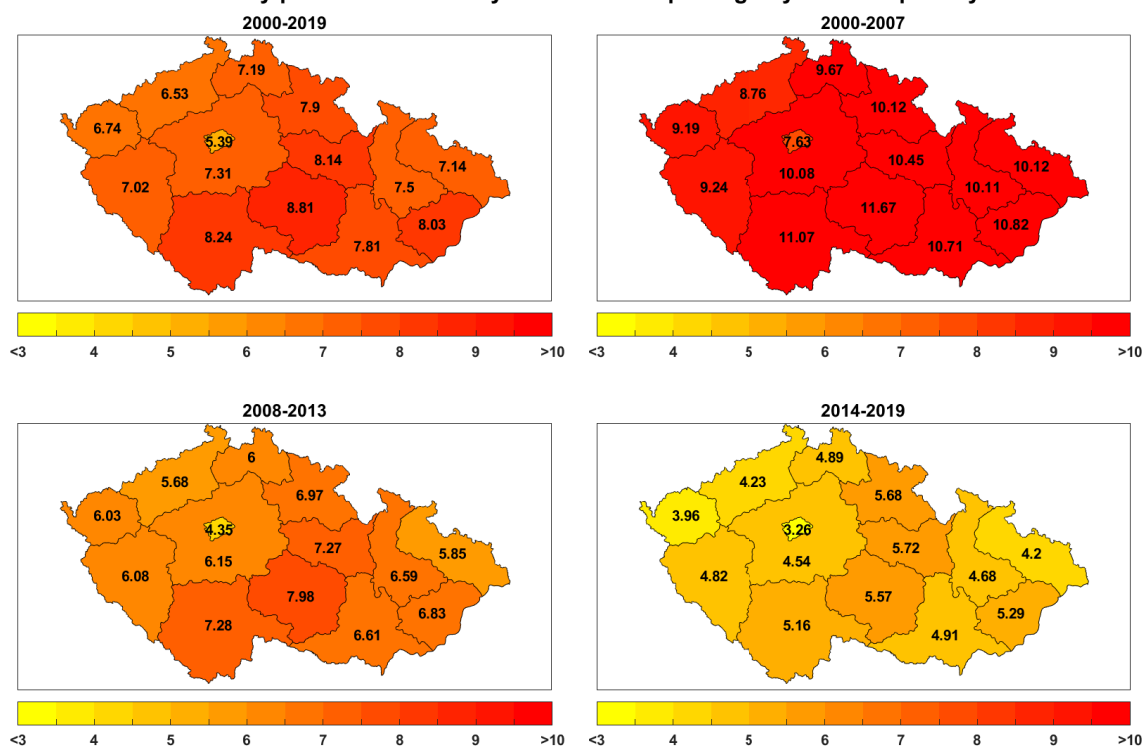


**Obrázek C.4:** Průměrné hodnoty míry párování na trhu práce regionů České republiky.  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek C.5:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných žen na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

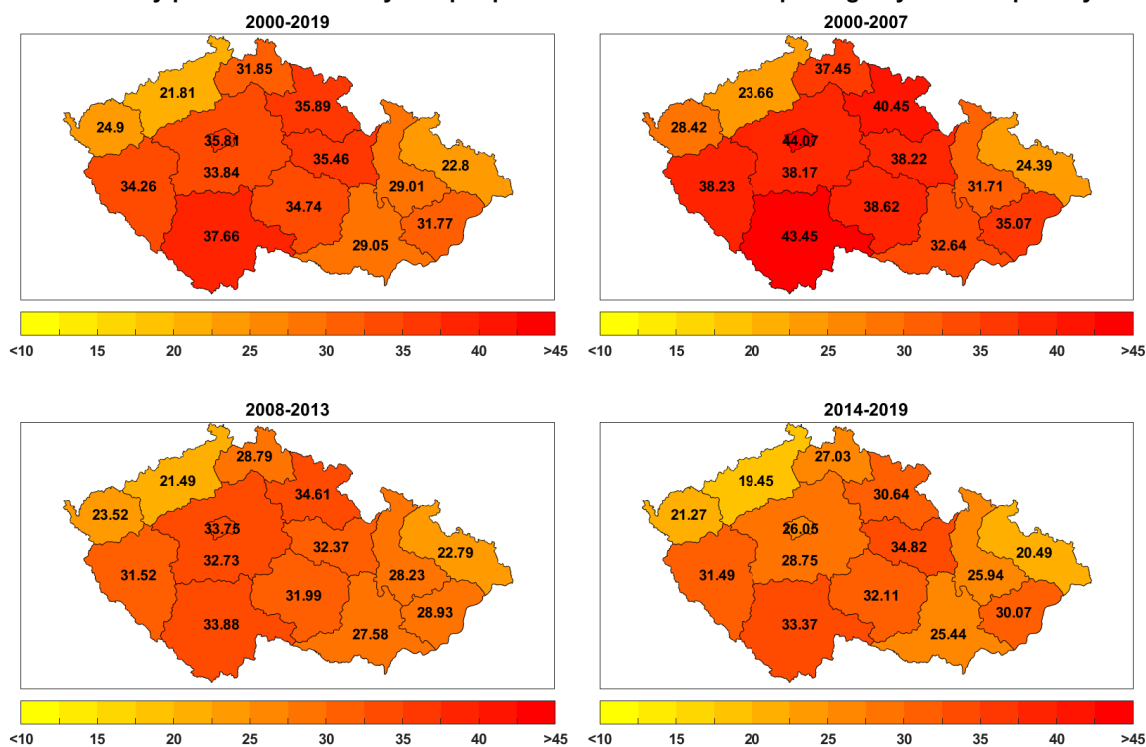
### Průměrný podíl nezaměstnaných absolventů pro regiony České republiky



**Obrázek C.6:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných absolventů na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

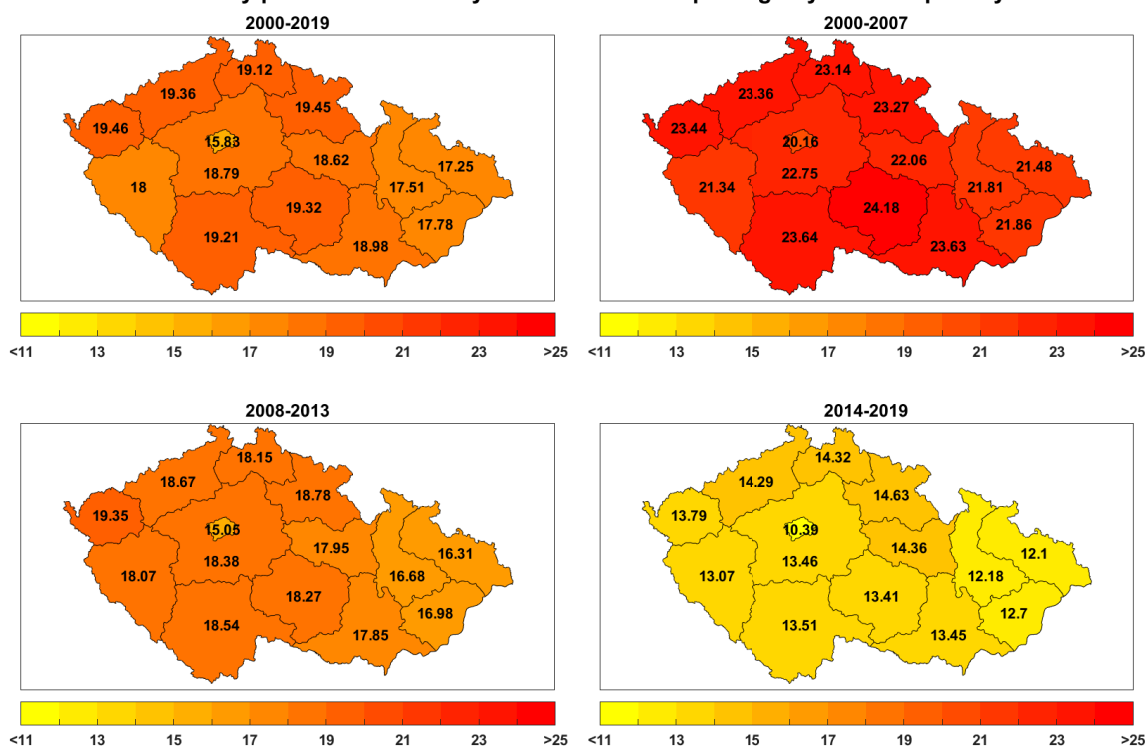
### Průměrný podíl nezaměstnaných s podporou v nezaměstnanosti pro regiony České republiky



**Obrázek C.7:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

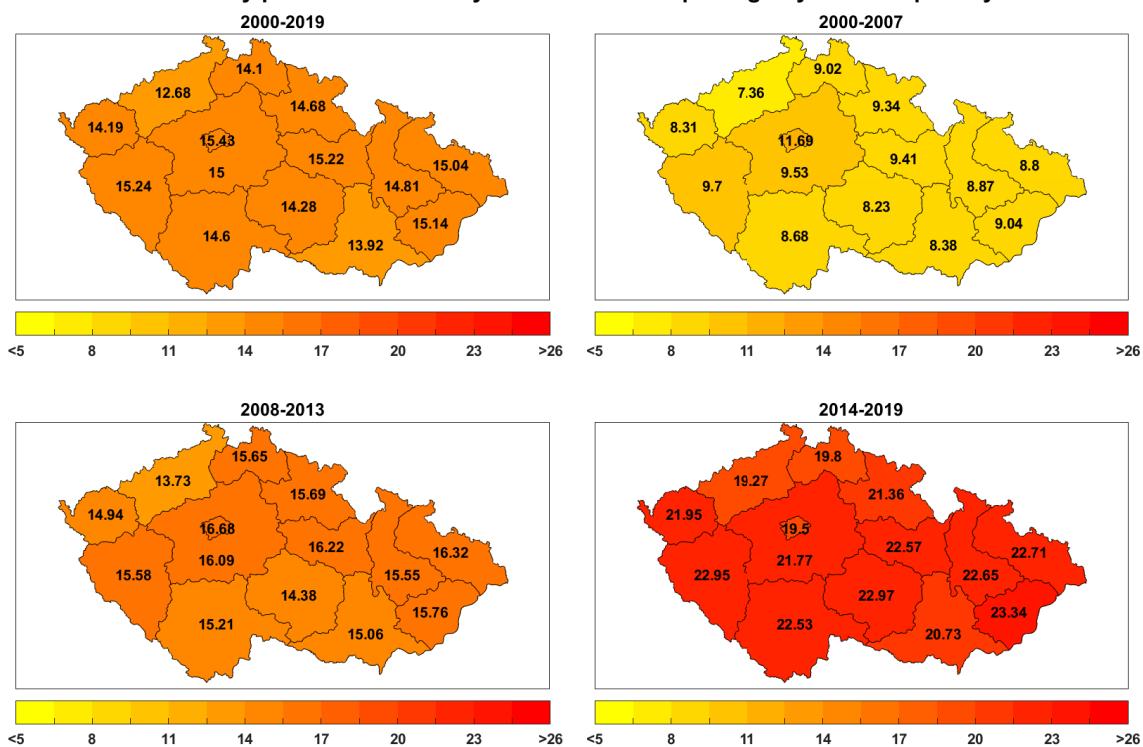
### Průměrný podíl nezaměstnaných mladších 24 let pro regiony České republiky



**Obrázek C.8:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných mladších 24 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

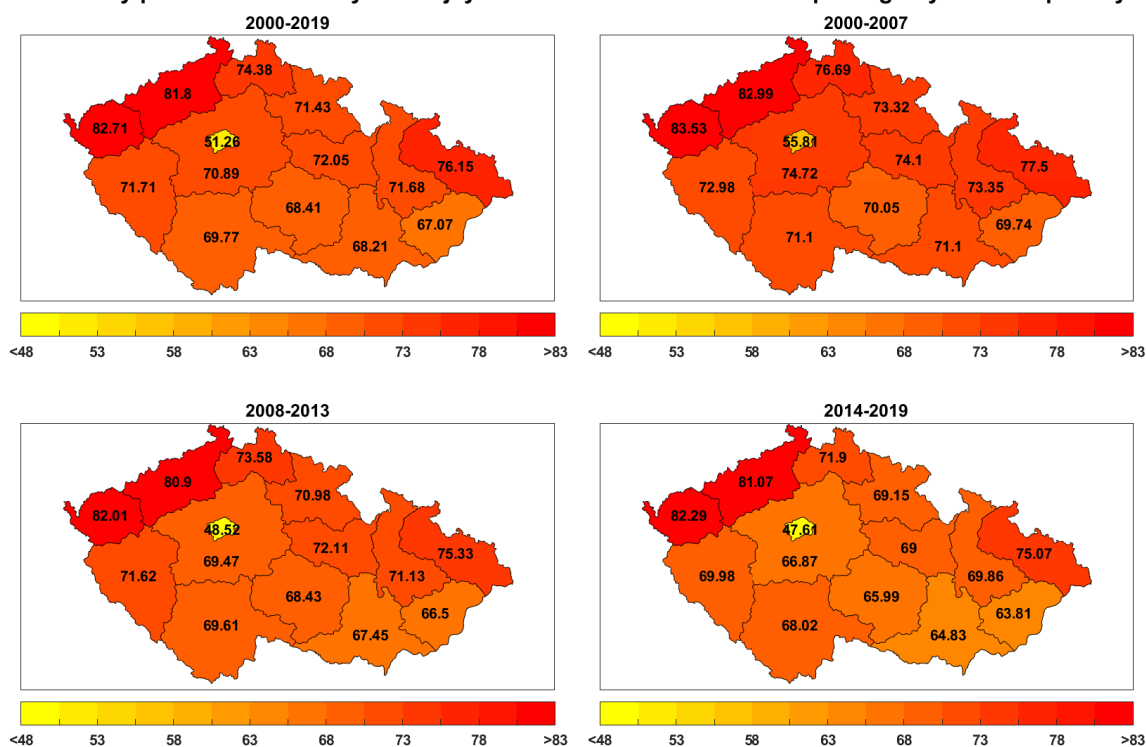
### Průměrný podíl nezaměstnaných starších 55 let pro regiony České republiky



**Obrázek C.9:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných starších 55 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

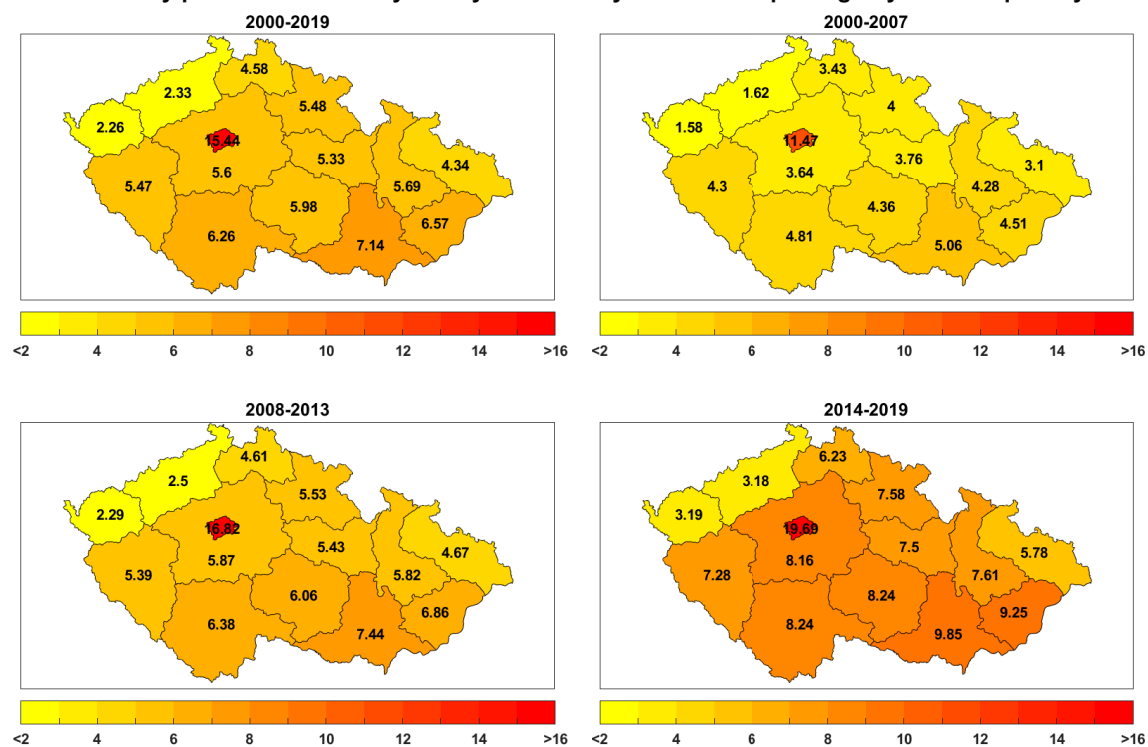
### Průměrný podíl nezaměstnaných s nejvýše nižším středním vzděláním pro regiony České republiky



**Obrázek C.10:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s nejvýše dosaženým nižším středním vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

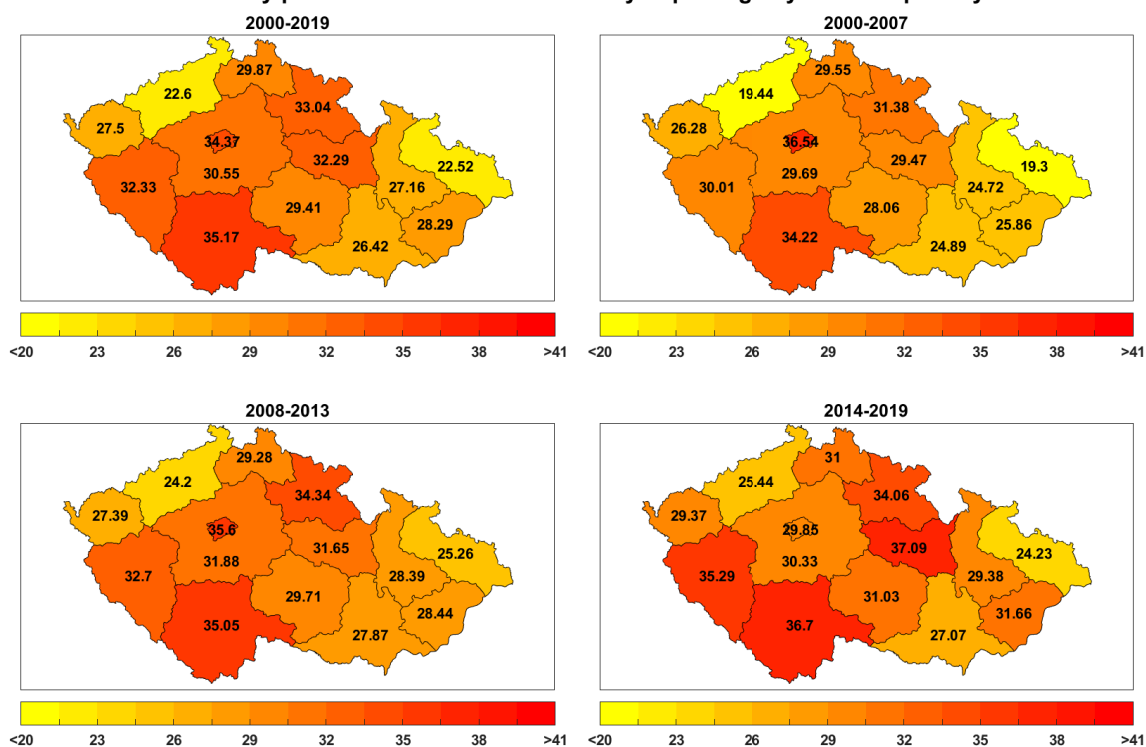
### Průměrný podíl nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním pro regiony České republiky



**Obrázek C.11:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech České republiky.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

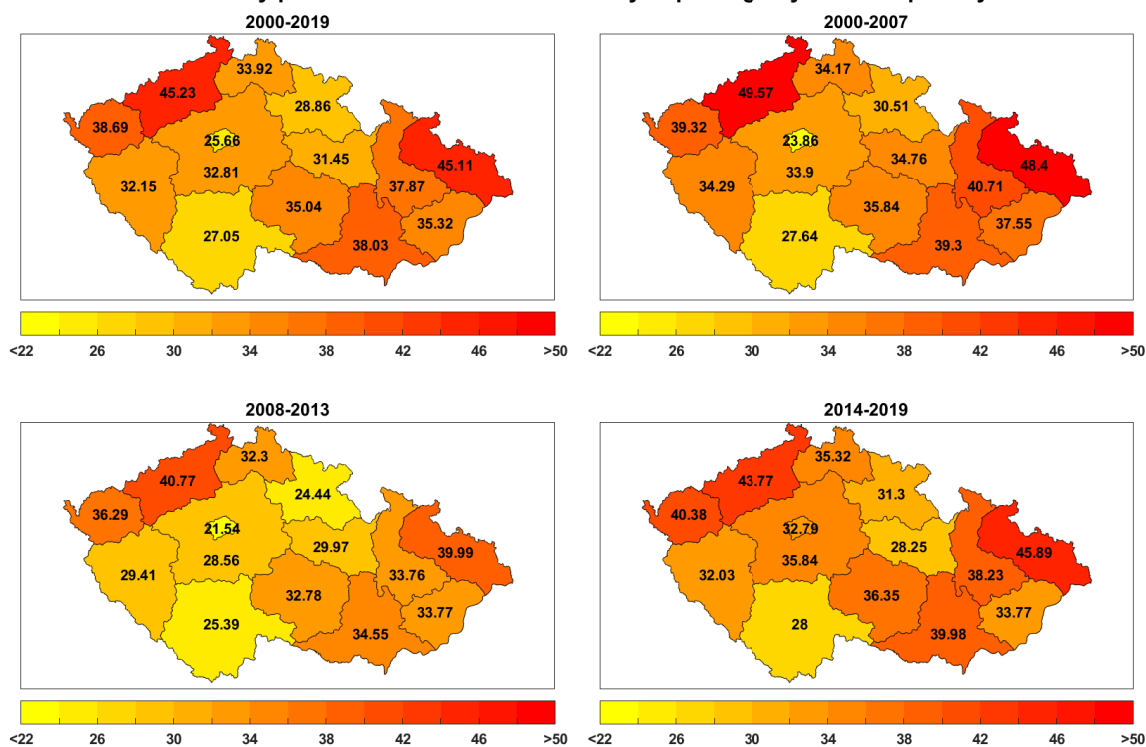
### Průměrný podíl krátkodobě nezaměstnaných pro regiony České republiky



**Obrázek C.12:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců v regionech České republiky.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

### Průměrný podíl dlouhodobě nezaměstnaných pro regiony České republiky



**Obrázek C.13:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců v regionech České republiky.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě MPSV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

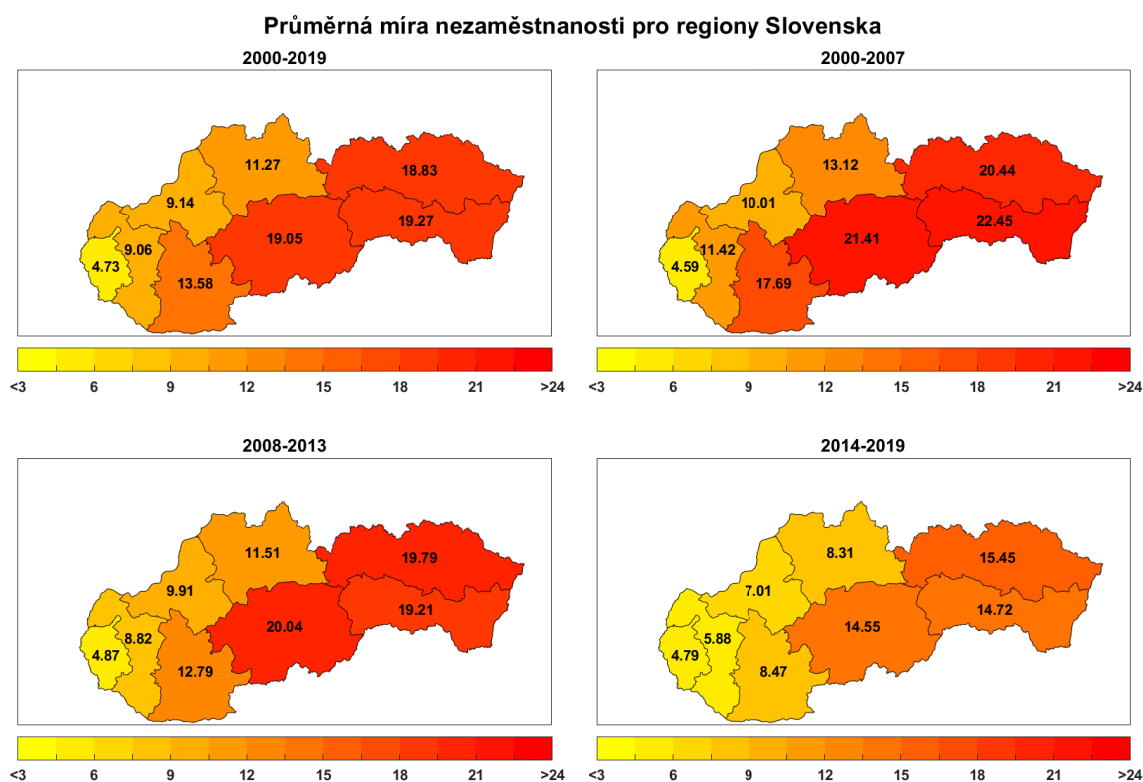




## Příloha D

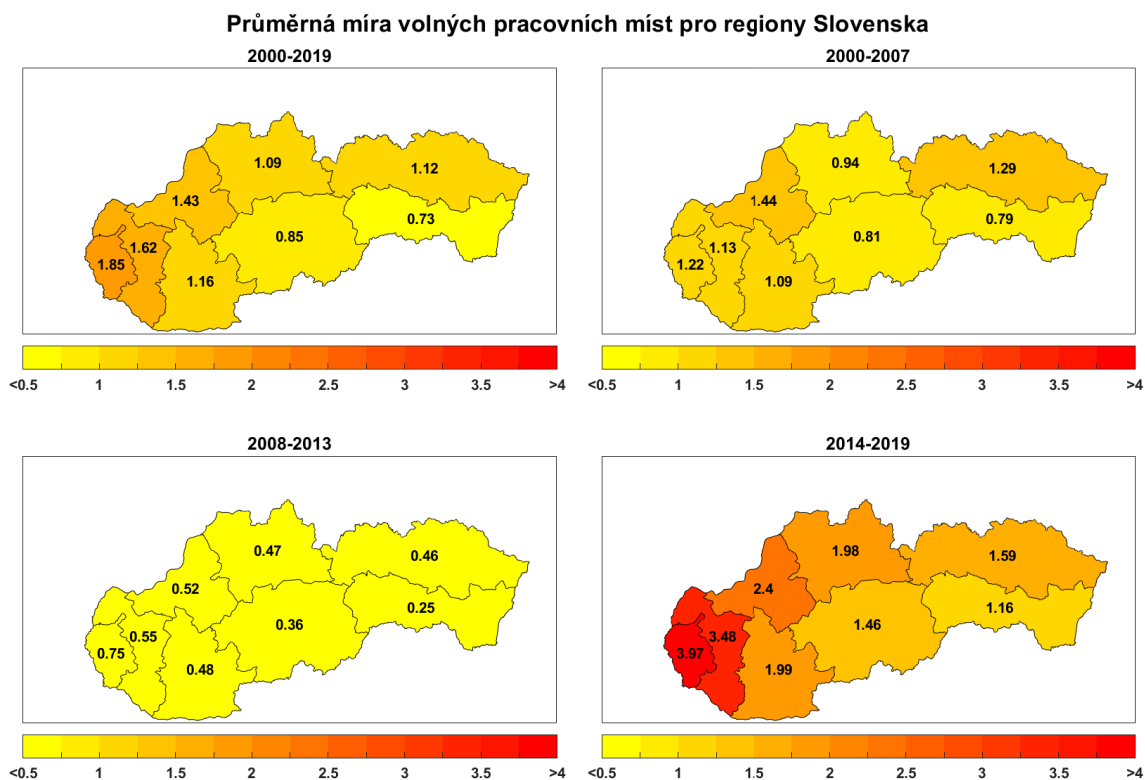
# Vybrané statistiky regionálních trhů práce Slovenska

V této příloze jsou prezentovány průměrné hodnoty vybraných charakteristik regionálních trhů práce Slovenska, a to jak za celé období let 2000 až 2019, tak i v dílčích časových obdobích odpovídajících dělení ve většině modelových aplikacích využívaných v této práci. V případě nedostupných údajů jsou v obrázcích uvedeny hodnoty „NaN“.



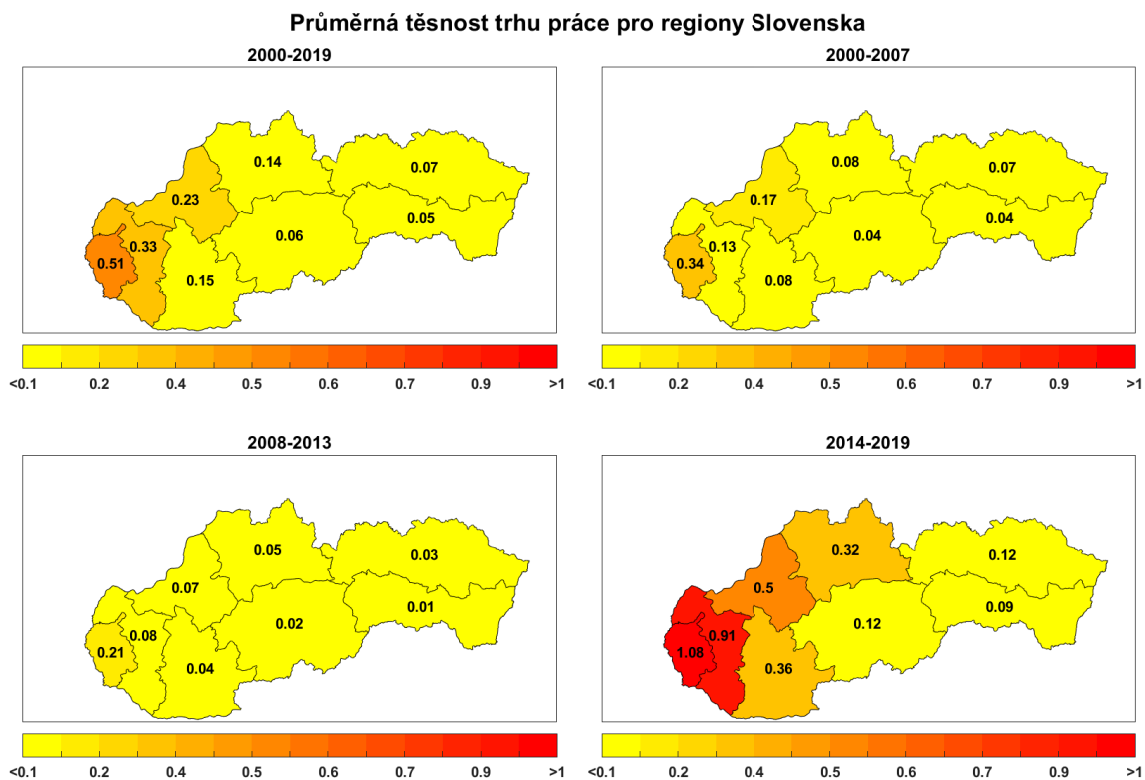
**Obrázek D.1:** Průměrné hodnoty míry nezaměstnanosti regionů Slovenska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek D.2:** Průměrné hodnoty míry volných pracovních míst regionů Slovenska.

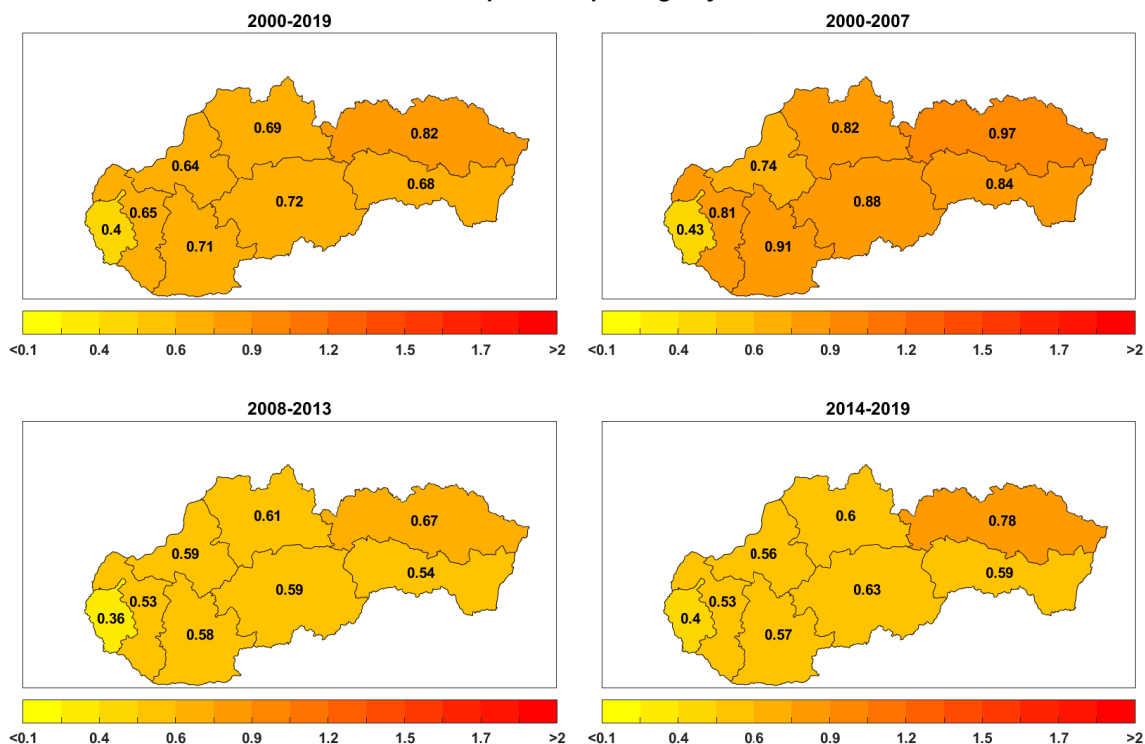
Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek D.3:** Průměrné hodnoty těsnosti trhu práce regionů Slovenska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019).

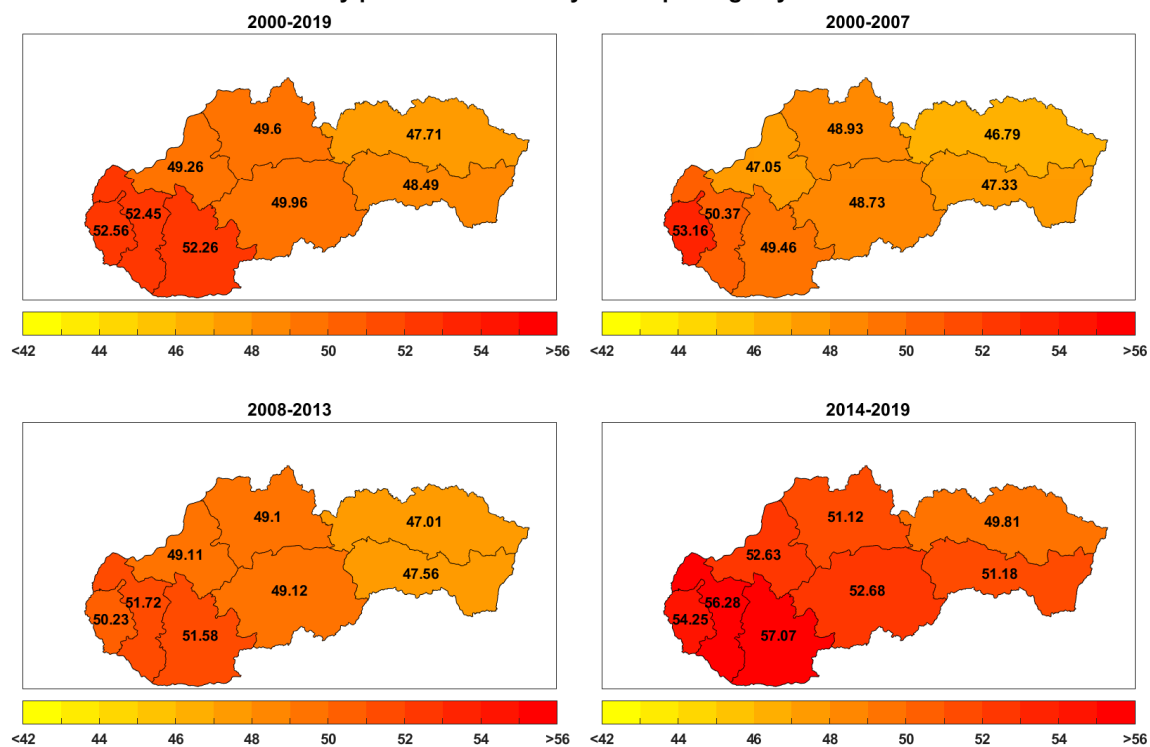
### Průměrná míra párování pro regiony Slovenska



**Obrázek D.4:** Průměrné hodnoty míry párování na trhu práce regionů Slovenska.

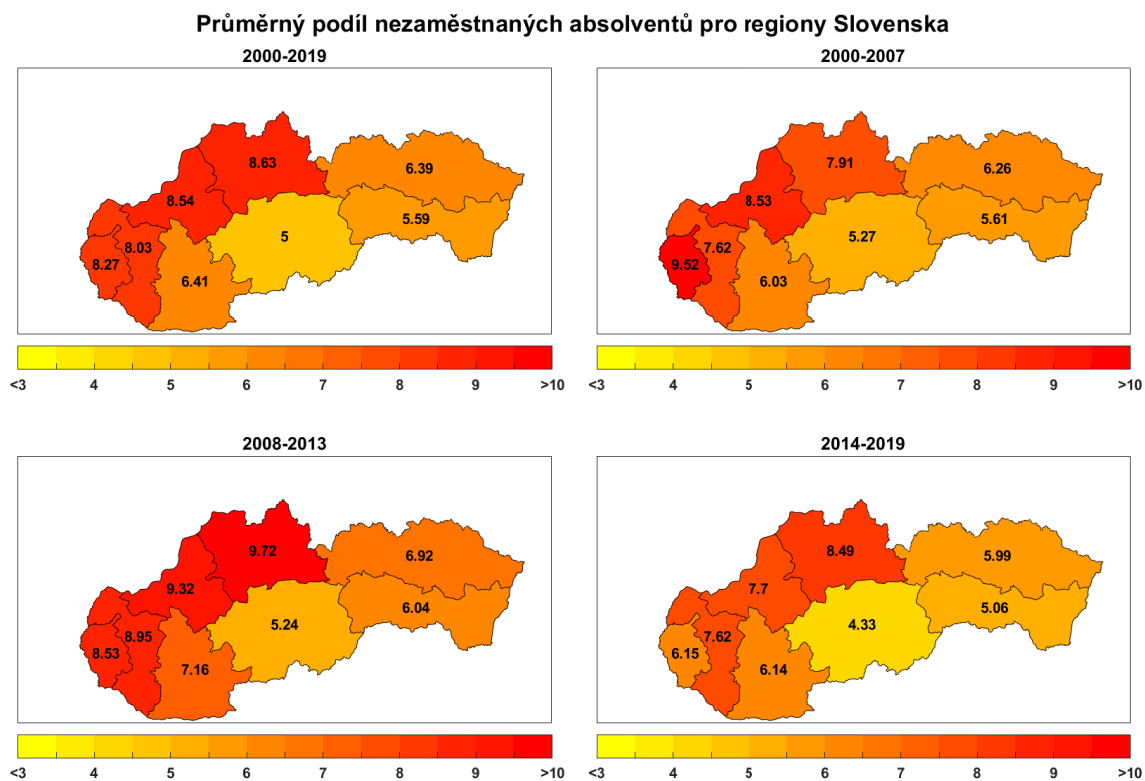
Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

### Průměrný podíl nezaměstnaných žen pro regiony Slovenska



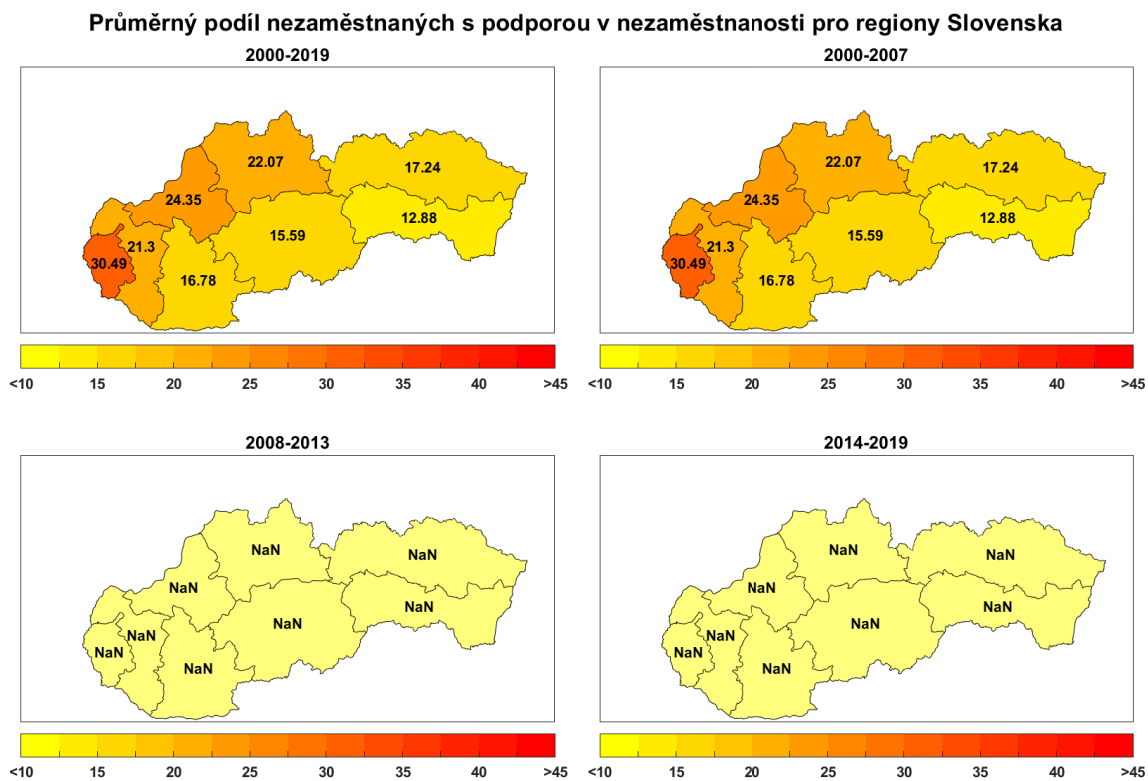
**Obrázek D.5:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných žen na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek D.6:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných absolventů na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska.

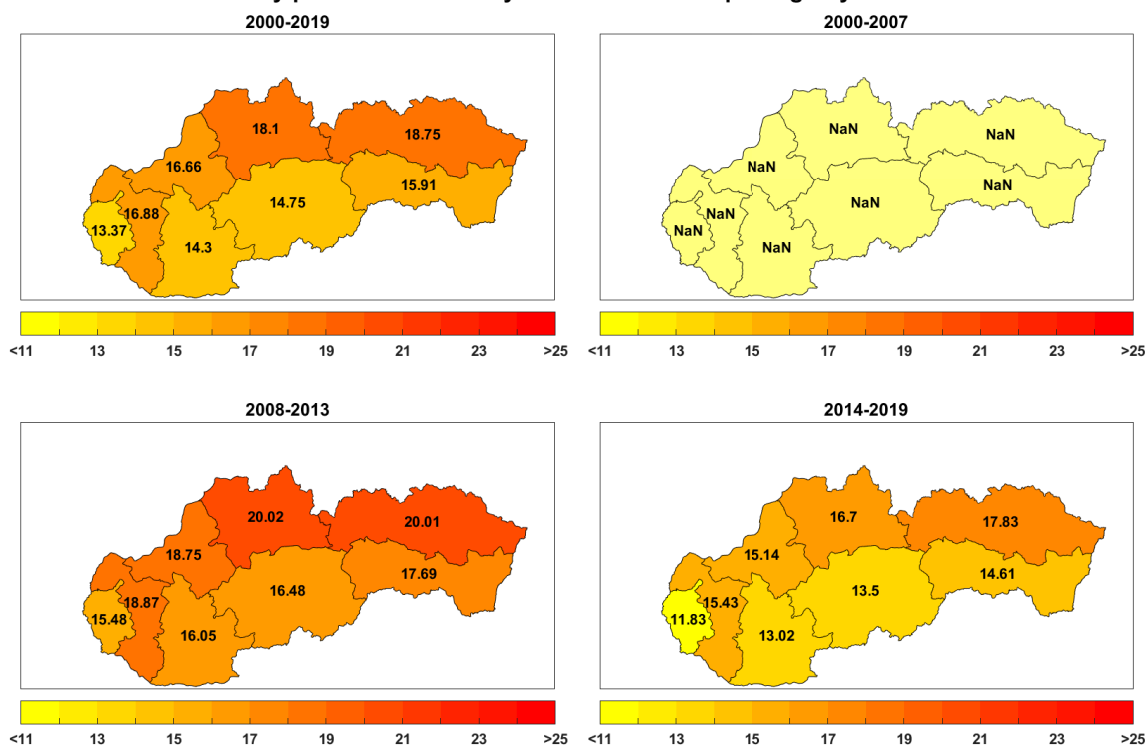
Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek D.7:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

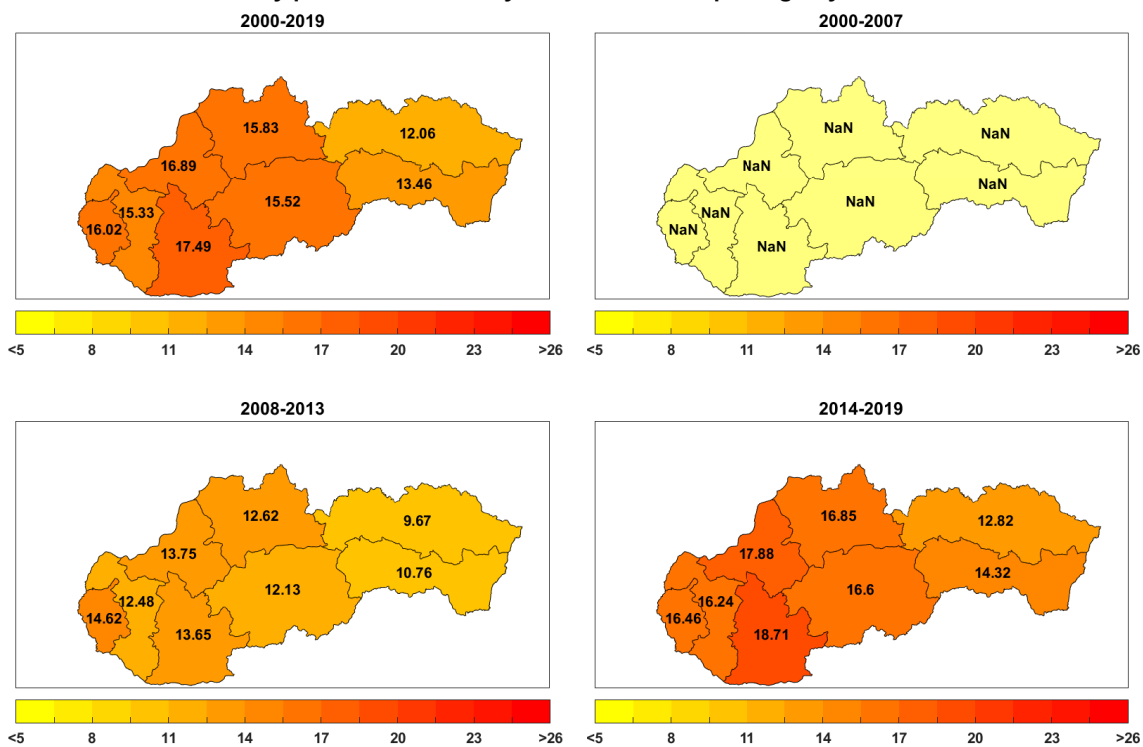
### Průměrný podíl nezaměstnaných mladších 24 let pro regiony Slovenska



**Obrázek D.8:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných mladších 24 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

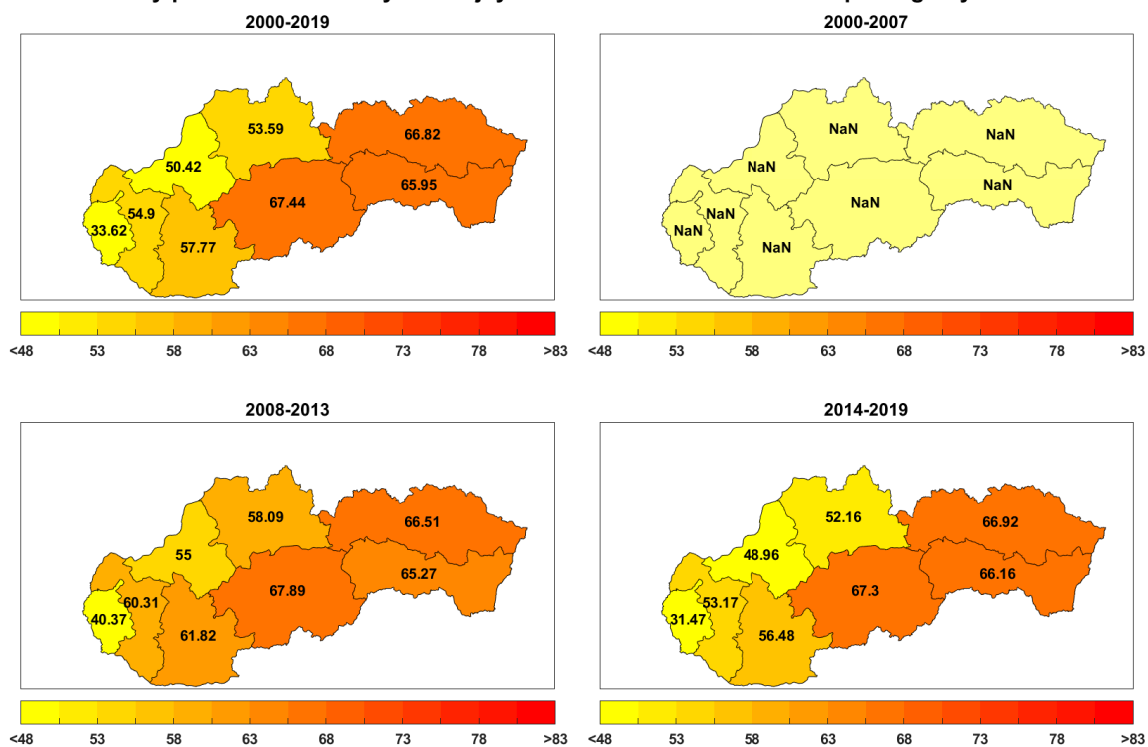
### Průměrný podíl nezaměstnaných starších 55 let pro regiony Slovenska



**Obrázek D.9:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných starších 55 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

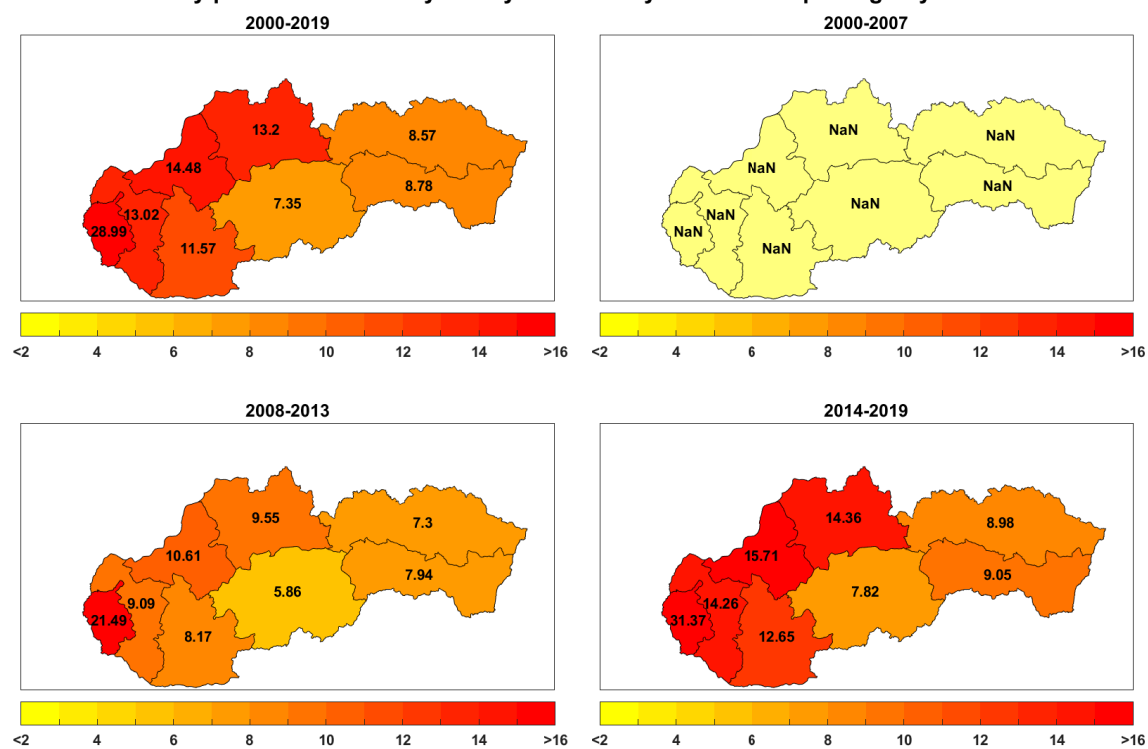
### Průměrný podíl nezaměstnaných s nejvýše nižším středním vzděláním pro regiony Slovenska



**Obrázek D.10:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s nejvýše dosaženým nižším středním vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska.

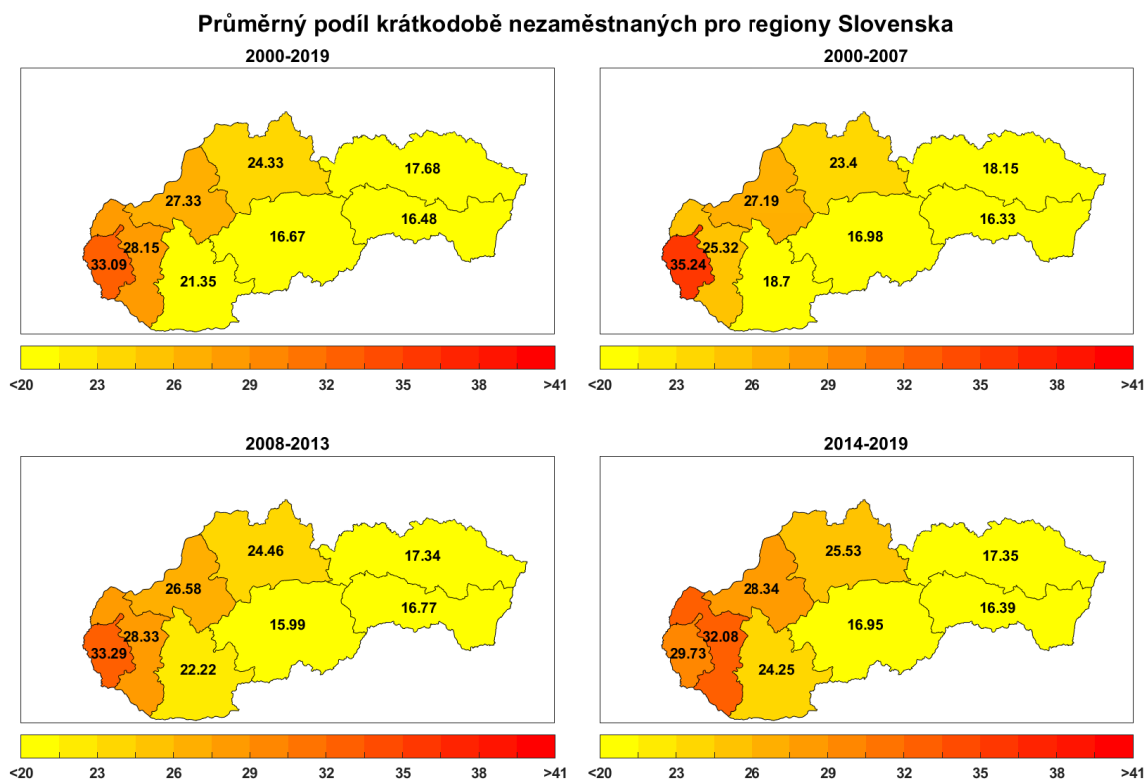
Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

### Průměrný podíl nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním pro regiony Slovenska



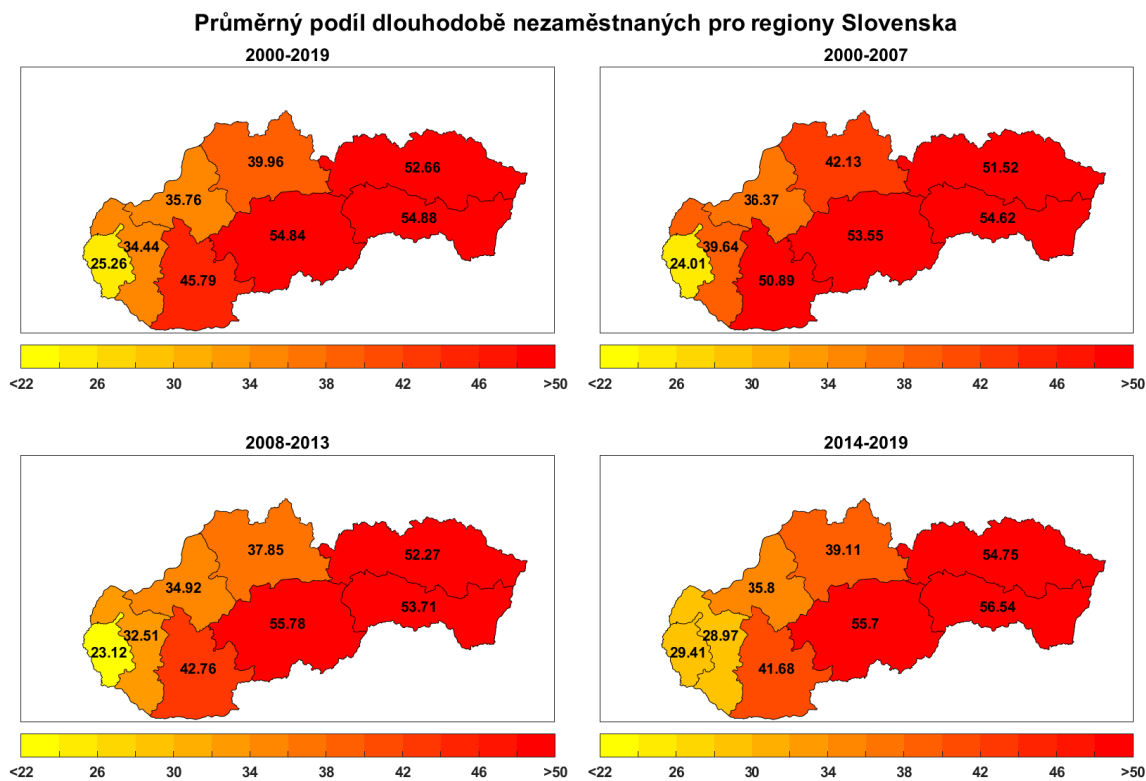
**Obrázek D.11:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Slovenska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek D.12:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců v regionech Slovenska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek D.13:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců v regionech Slovenska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě ÚPSRV (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

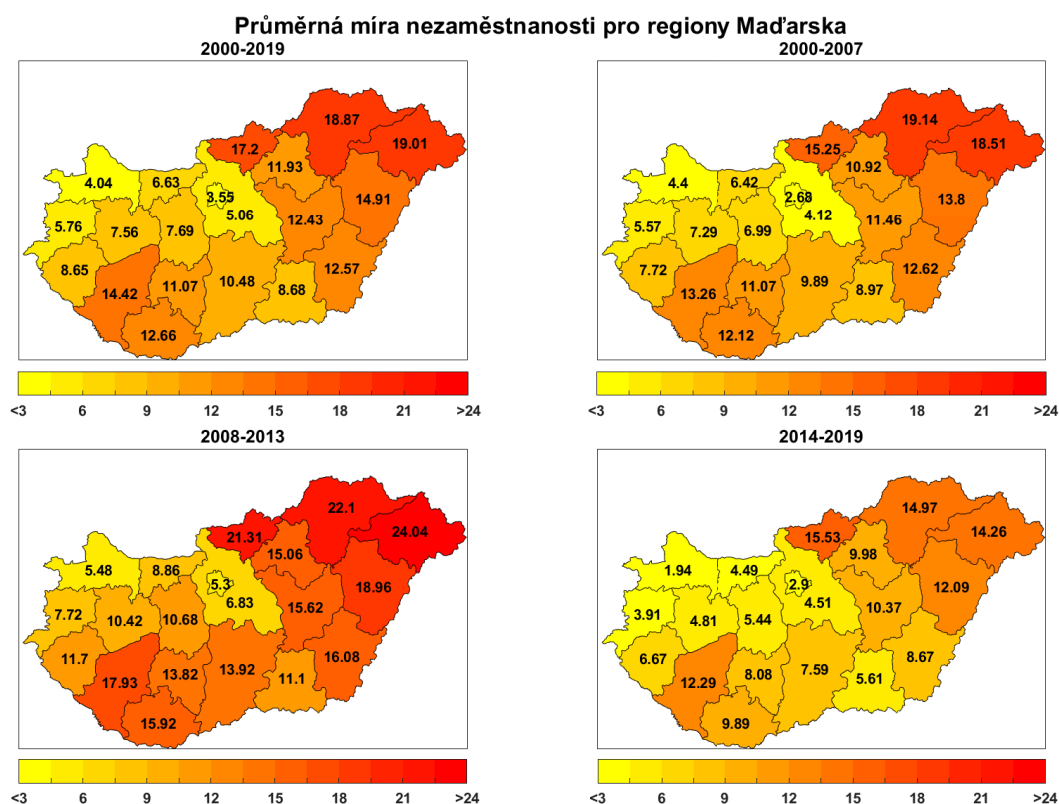




## Příloha E

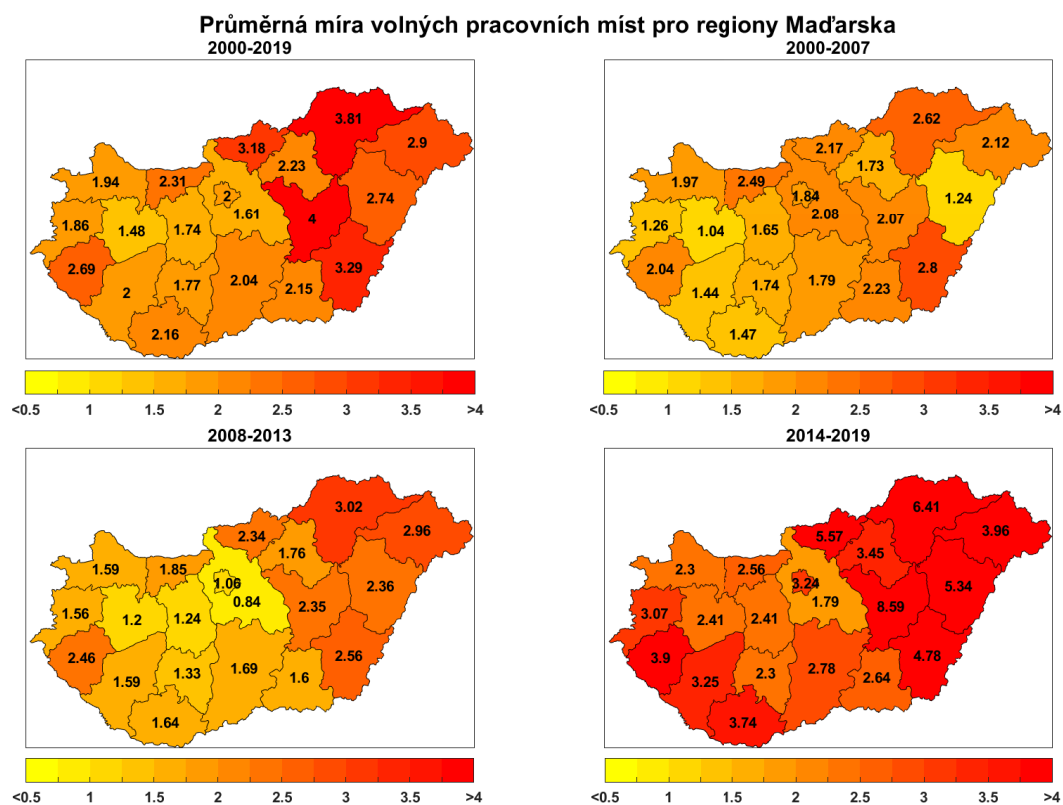
# Vybrané statistiky regionálních trhů práce Maďarska

V této příloze jsou prezentovány průměrné hodnoty vybraných charakteristik regionálních trhů práce Maďarska, a to jak za celé období let 2000 až 2019, tak i v dílčích časových obdobích odpovídajících dělení ve většině modelových aplikacích využívaných v této práci. V případě nedostupných údajů jsou v obrázcích uvedeny hodnoty „NaN“. Údaje k obrázkům E.12 a E.13 nejsou k dispozici vůbec (jak bylo uvedeno v části 4), nicméně pro konzistenci se strukturou příloh pro ostatní země Visegrádské skupiny jsou v tomto případě obrázky v textu ponechány.

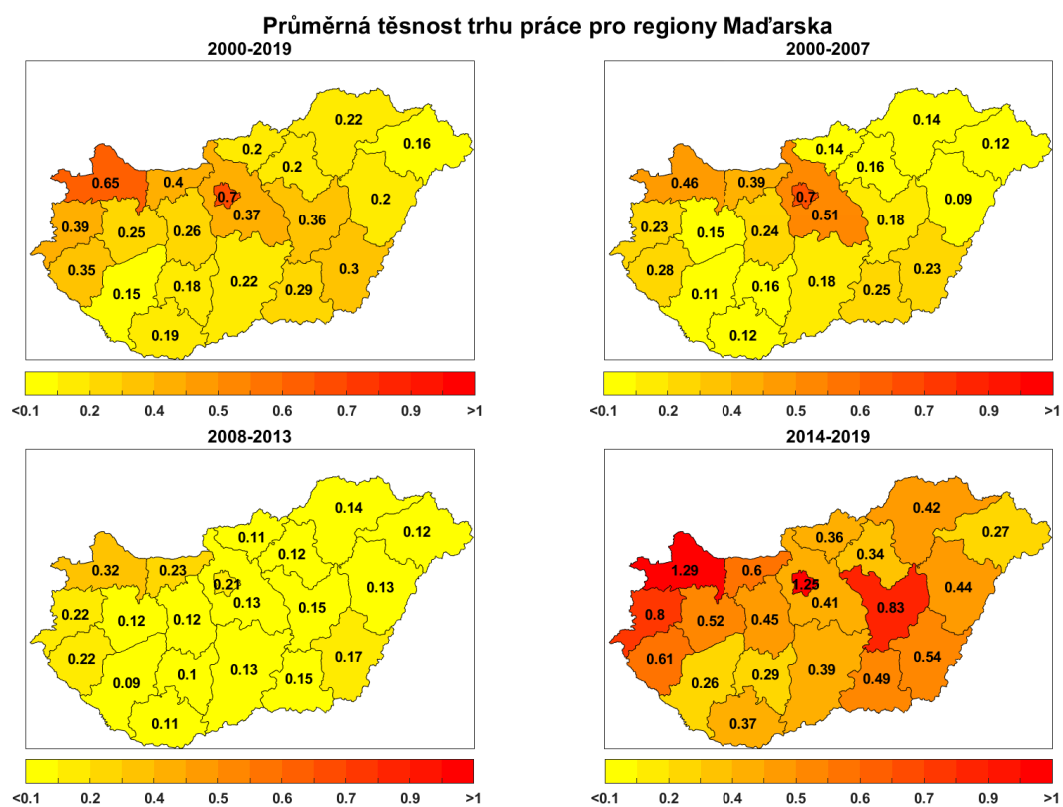


**Obrázek E.1:** Průměrné hodnoty míry nezaměstnanosti regionů Maďarska.

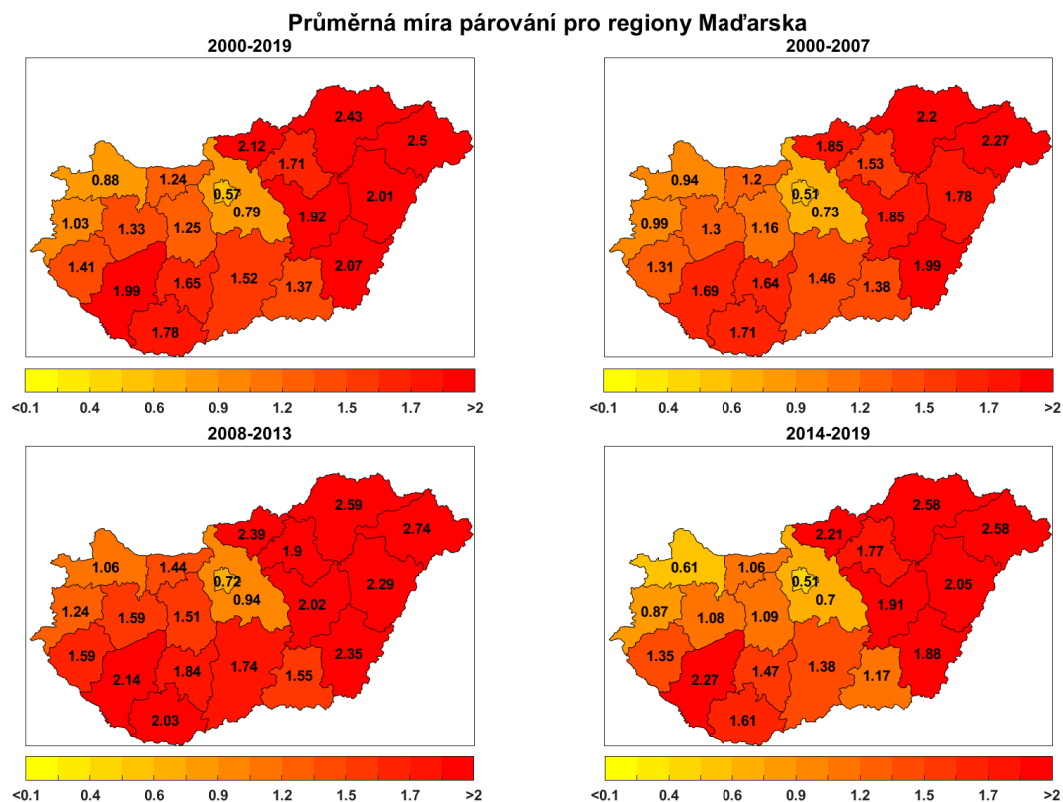
Zdroj: Vlastní zpracování na základě NFSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



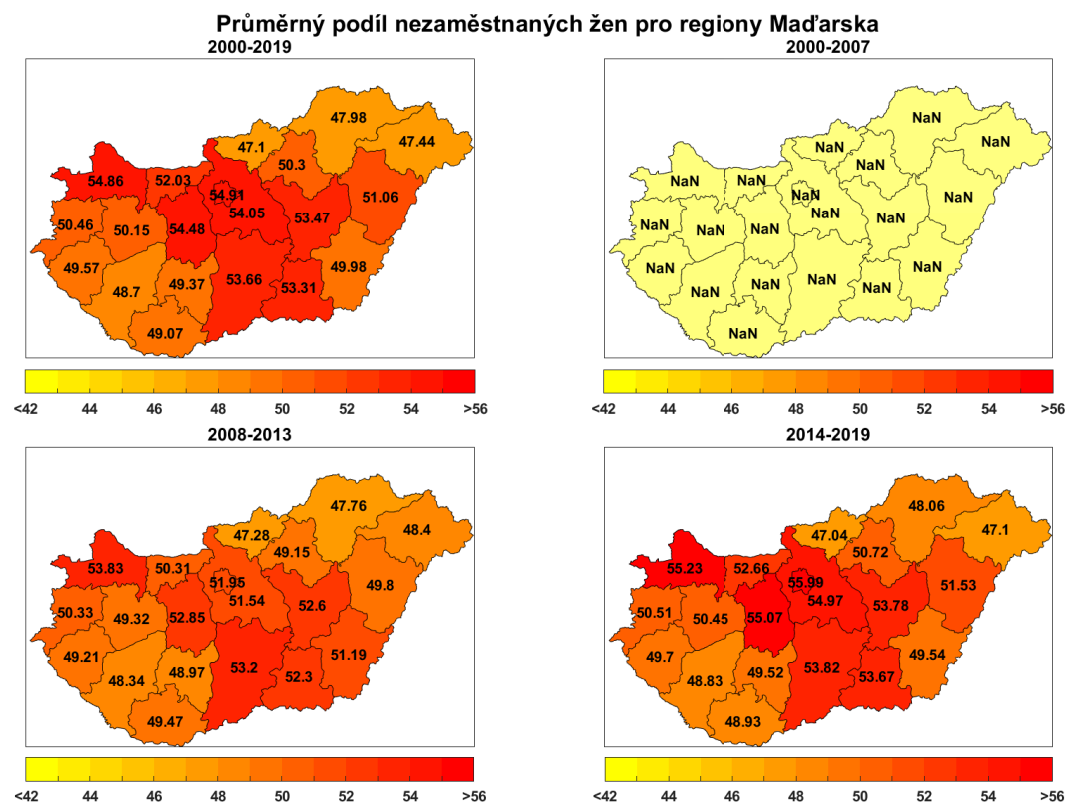
**Obrázek E.2:** Průměrné hodnoty míry volných pracovních míst regionů Maďarska.  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě NFSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



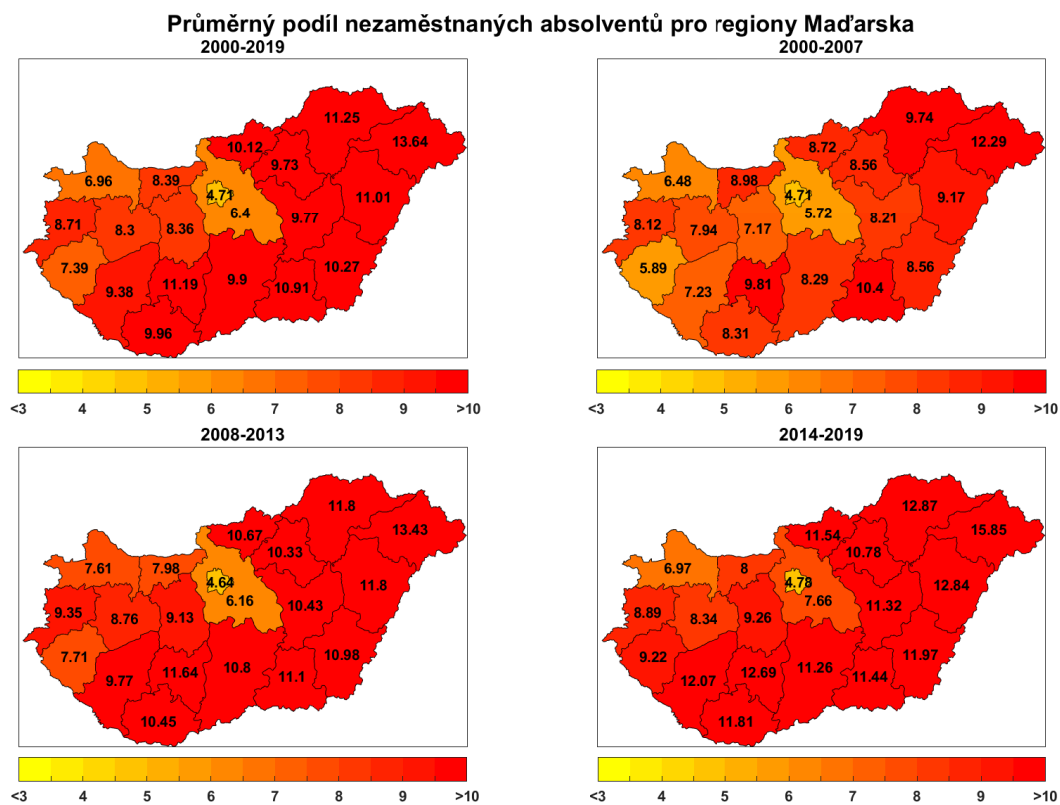
**Obrázek E.3:** Průměrné hodnoty těsnosti trhu práce regionů Maďarska.  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě NFSZ (2019) a s využitím GADM (2019).



**Obrázek E.4:** Průměrné hodnoty míry párování na trhu práce regionů Maďarska.  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě NFSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

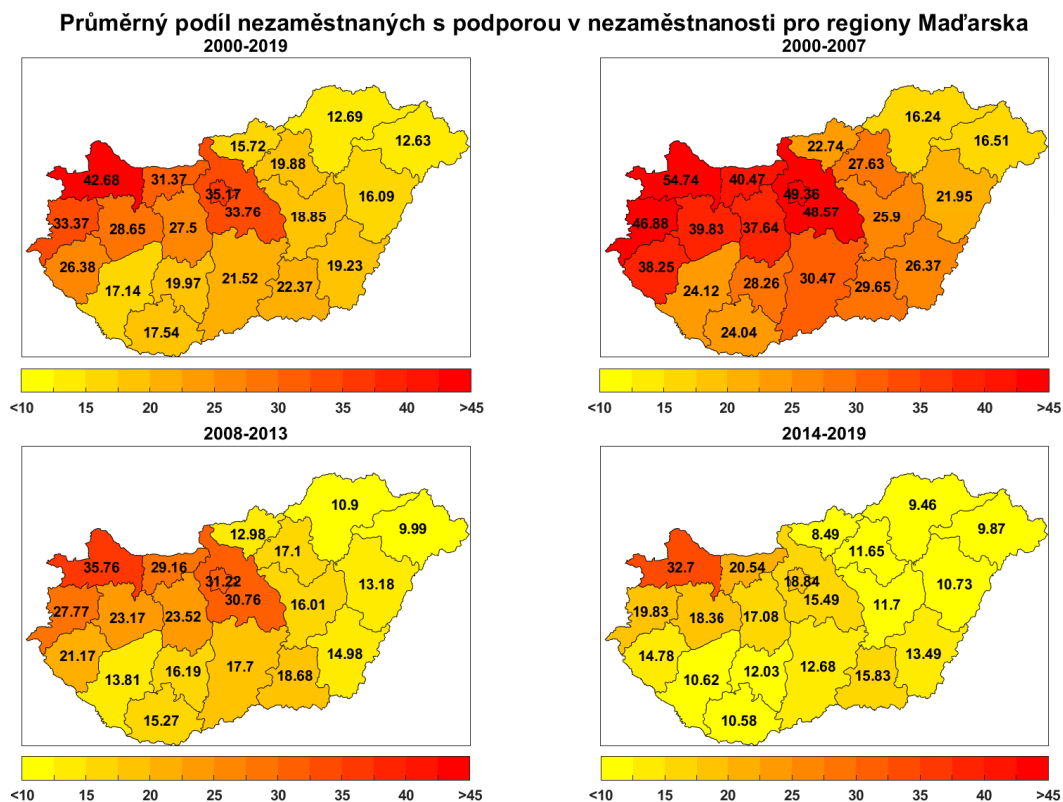


**Obrázek E.5:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných žen na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska.  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě NFSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



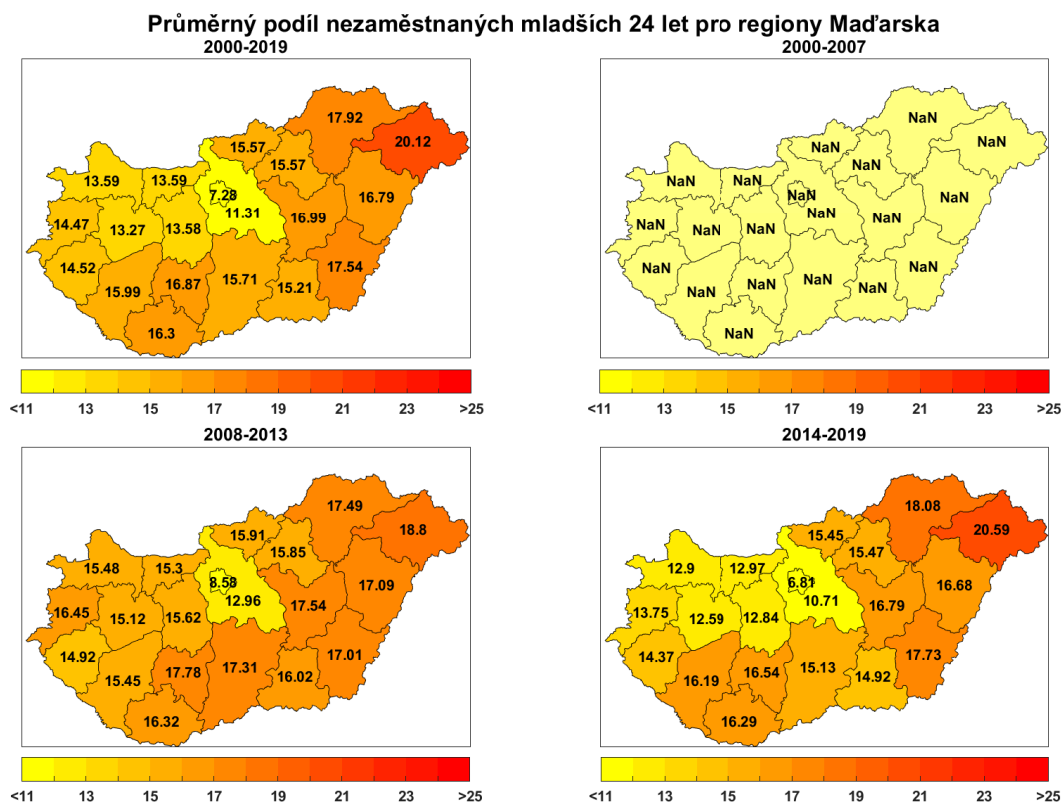
**Obrázek E.6:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných absolventů na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě NFSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



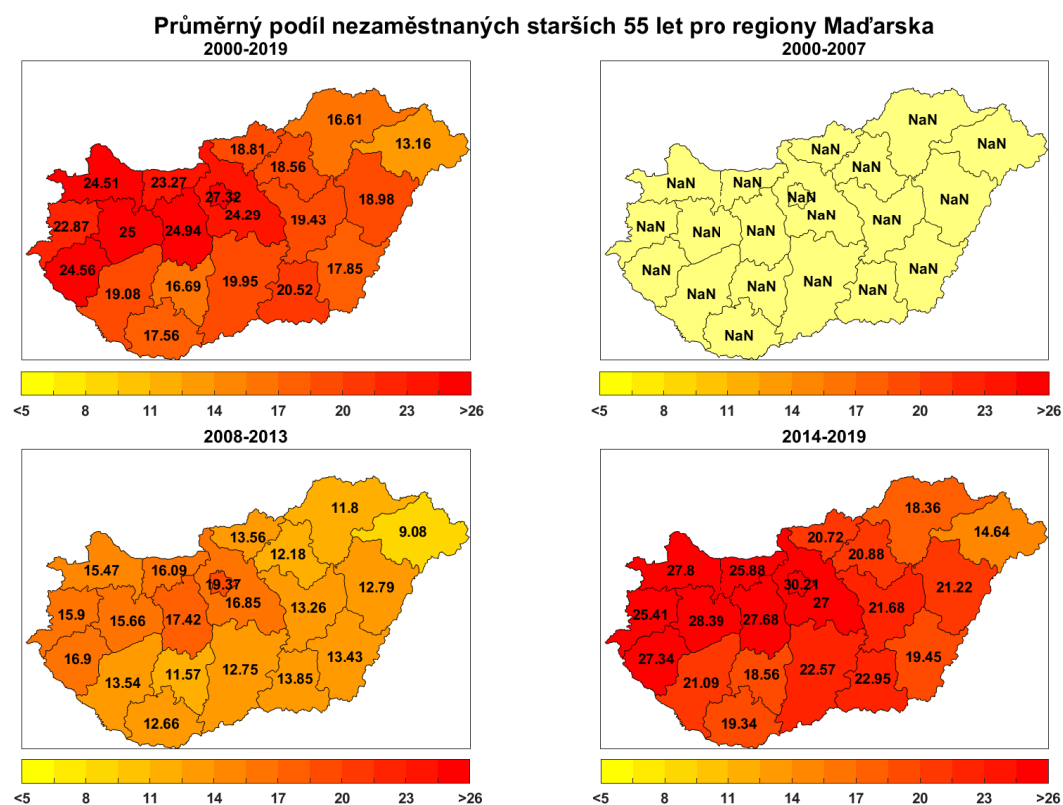
**Obrázek E.7:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě NFSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek E.8:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných mladších 24 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska.

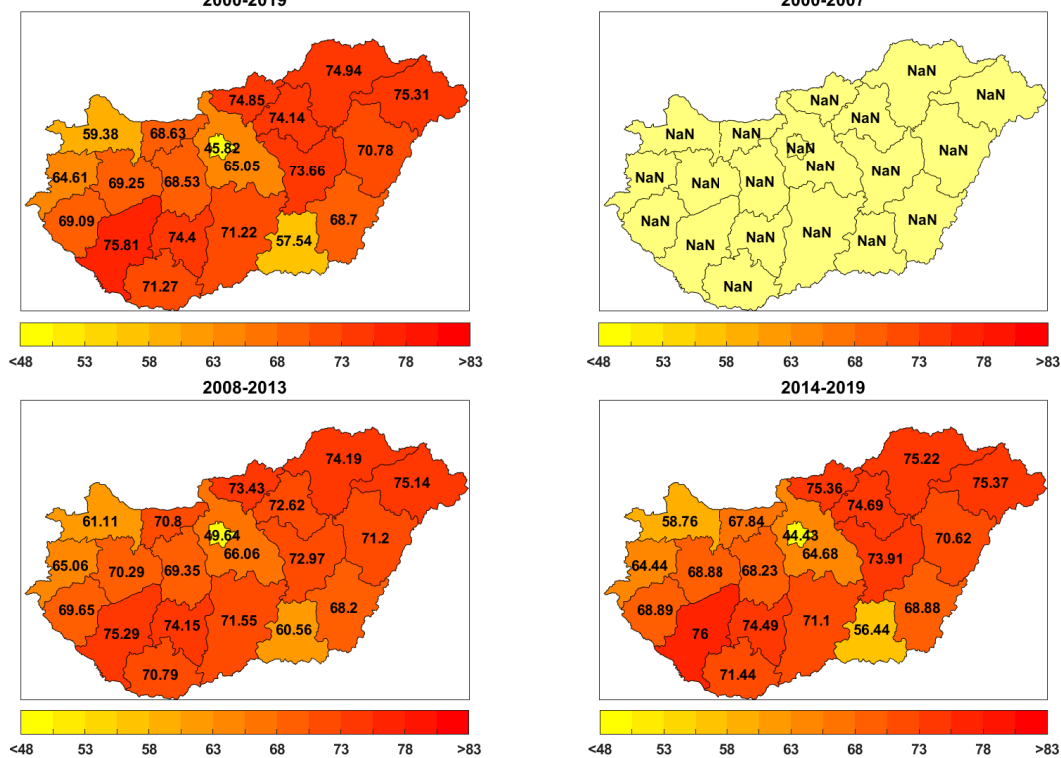
Zdroj: Vlastní zpracování na základě NFSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek E.9:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných starších 55 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě NFSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

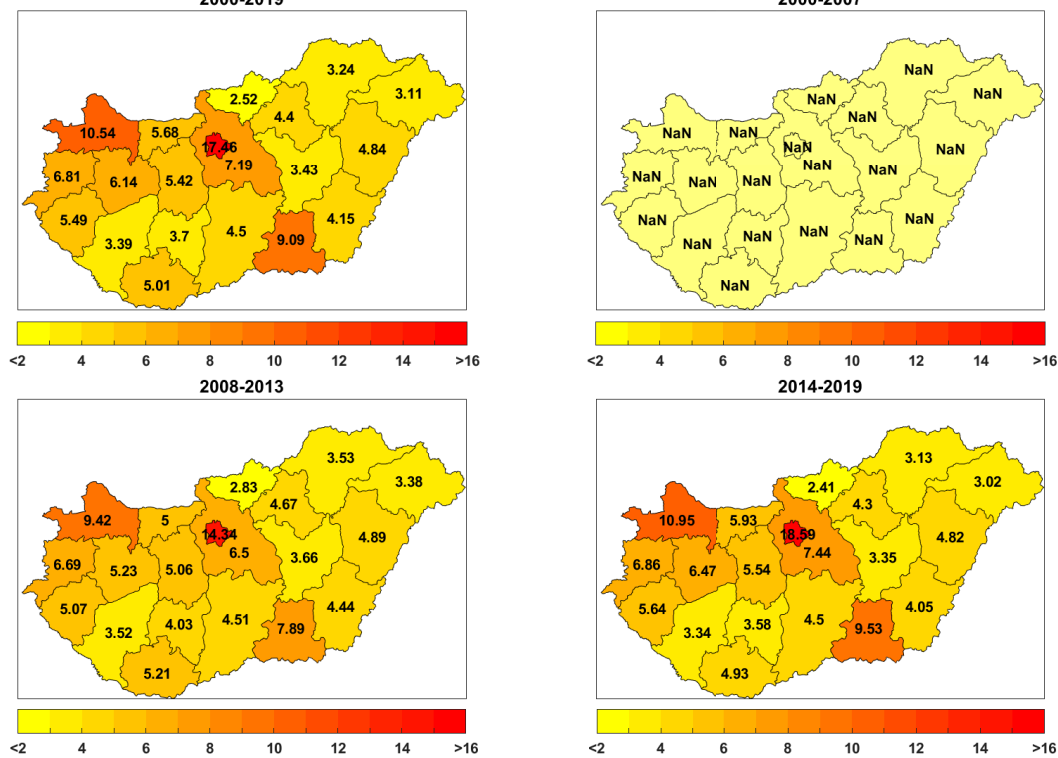
Průměrný podíl nezaměstnaných s nejvýše nižším středním vzděláním pro regiony Maďarska  
2000-2019



**Obrázek E.10:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s nejvýše dosaženým nižším středním vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska.

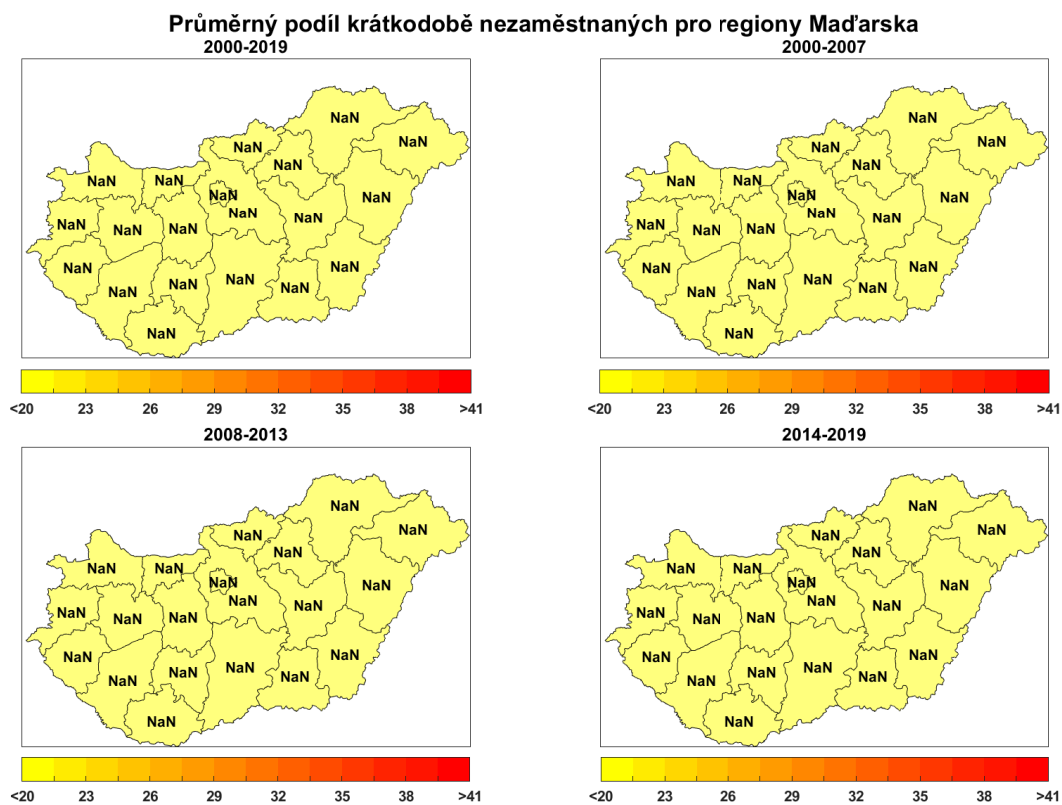
Zdroj: Vlastní zpracování na základě NFSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

Průměrný podíl nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním pro regiony Maďarska  
2000-2019



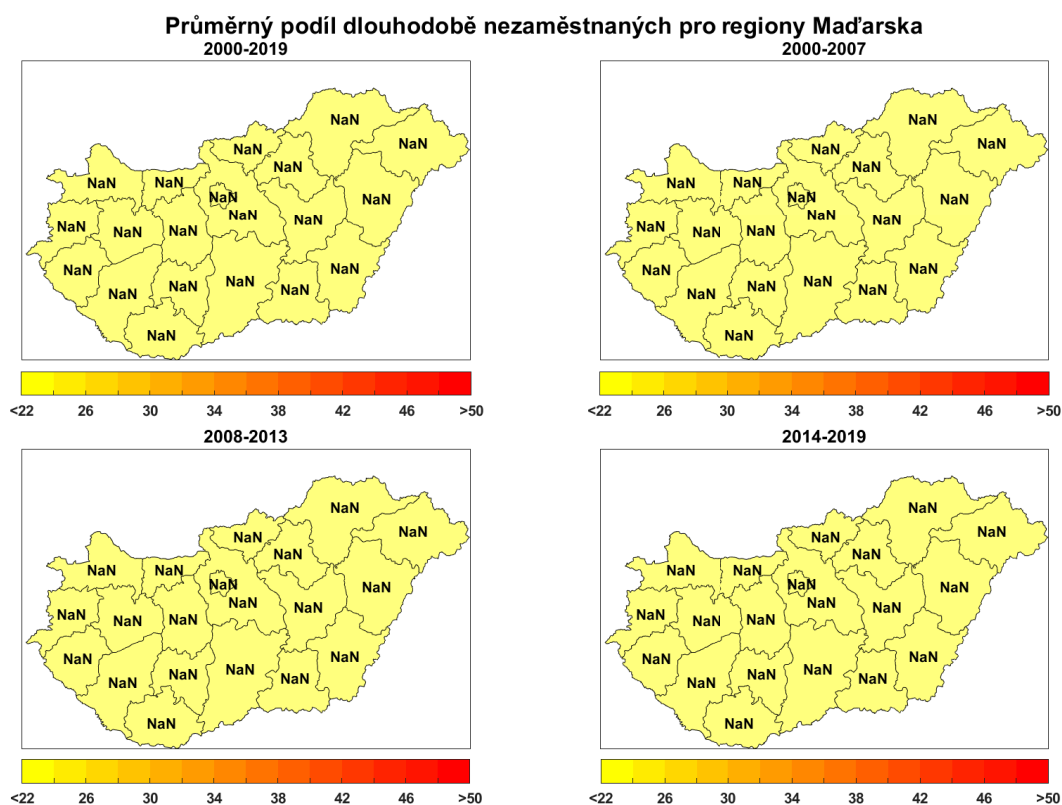
**Obrázek E.11:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Maďarska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě NFSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek E.12:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců v regionech Maďarska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě [NFSZ \(2019\)](#) a s využitím [GADM \(2019\)](#). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek E.13:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců v regionech Maďarska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě [NFSZ \(2019\)](#) a s využitím [GADM \(2019\)](#). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.

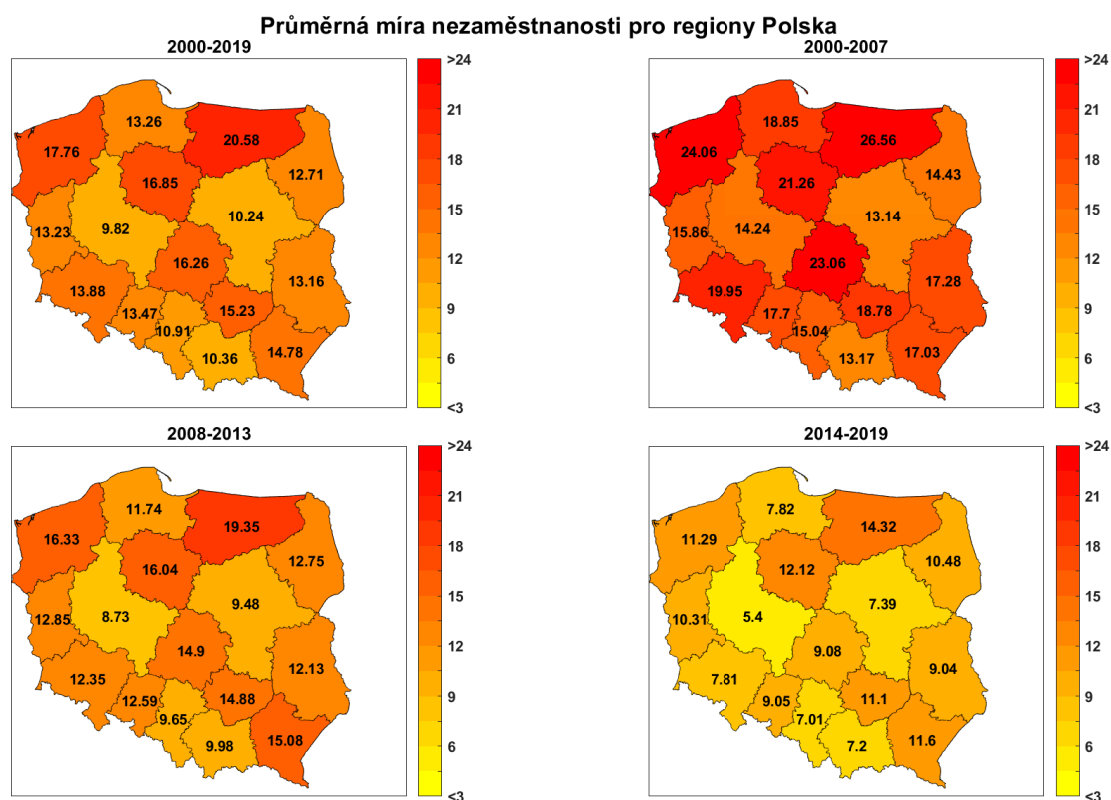




## Příloha F

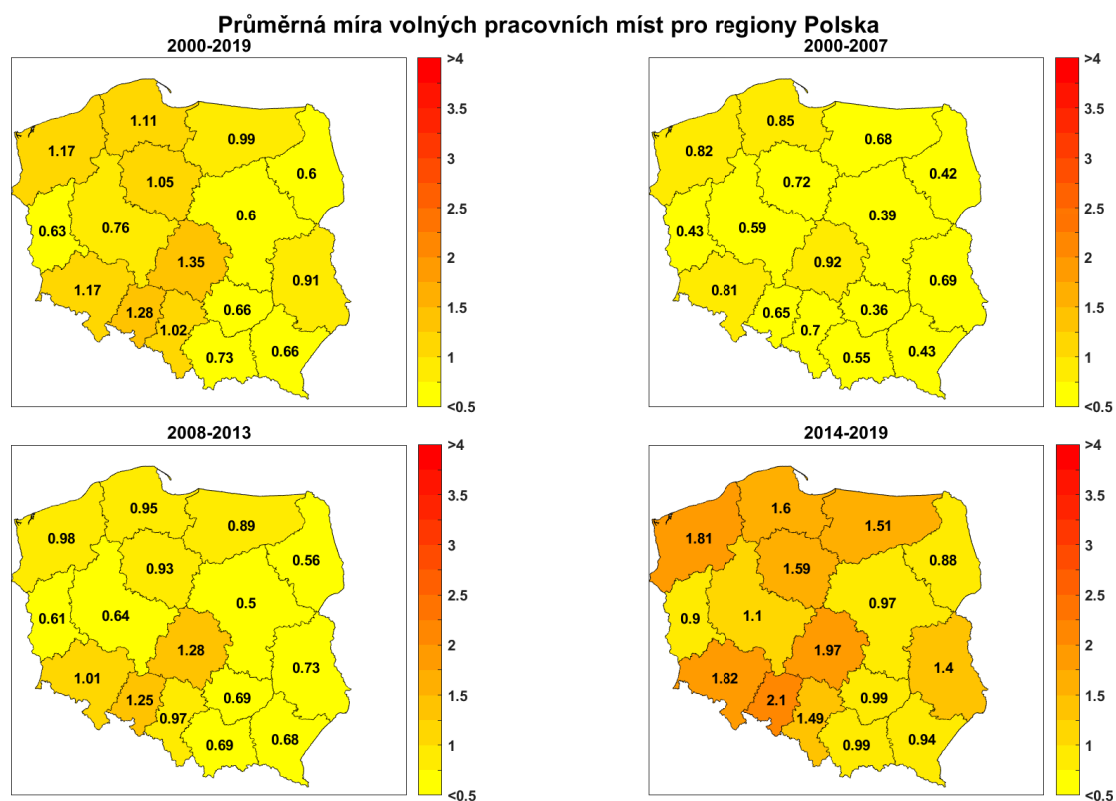
# Vybrané statistiky regionálních trhů práce Polska

V této příloze jsou prezentovány průměrné hodnoty vybraných charakteristik regionálních trhů práce Polska, a to jak za celé období let 2000 až 2019, tak i v dílčích časových obdobích odpovídajících dělení ve většině modelových aplikacích využívaných v této práci. V případě nedostupných údajů jsou v obrázcích uvedeny hodnoty „NaN“.



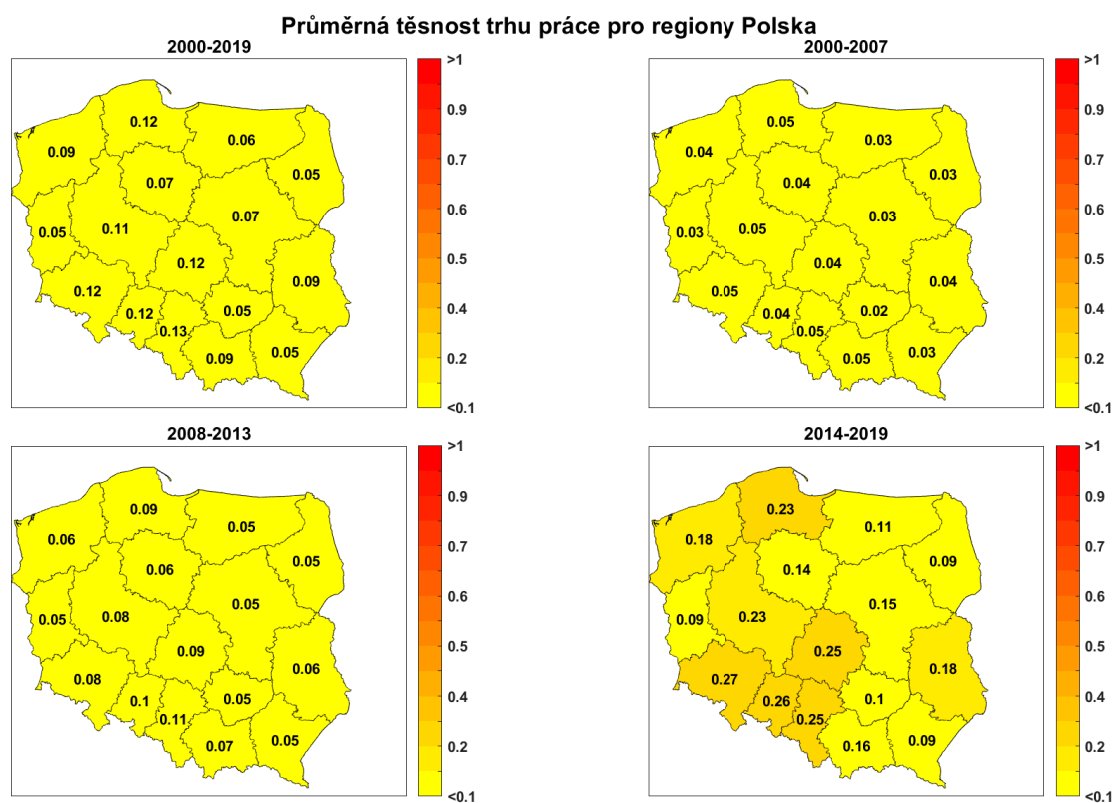
**Obrázek F.1:** Průměrné hodnoty míry nezaměstnanosti regionů Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



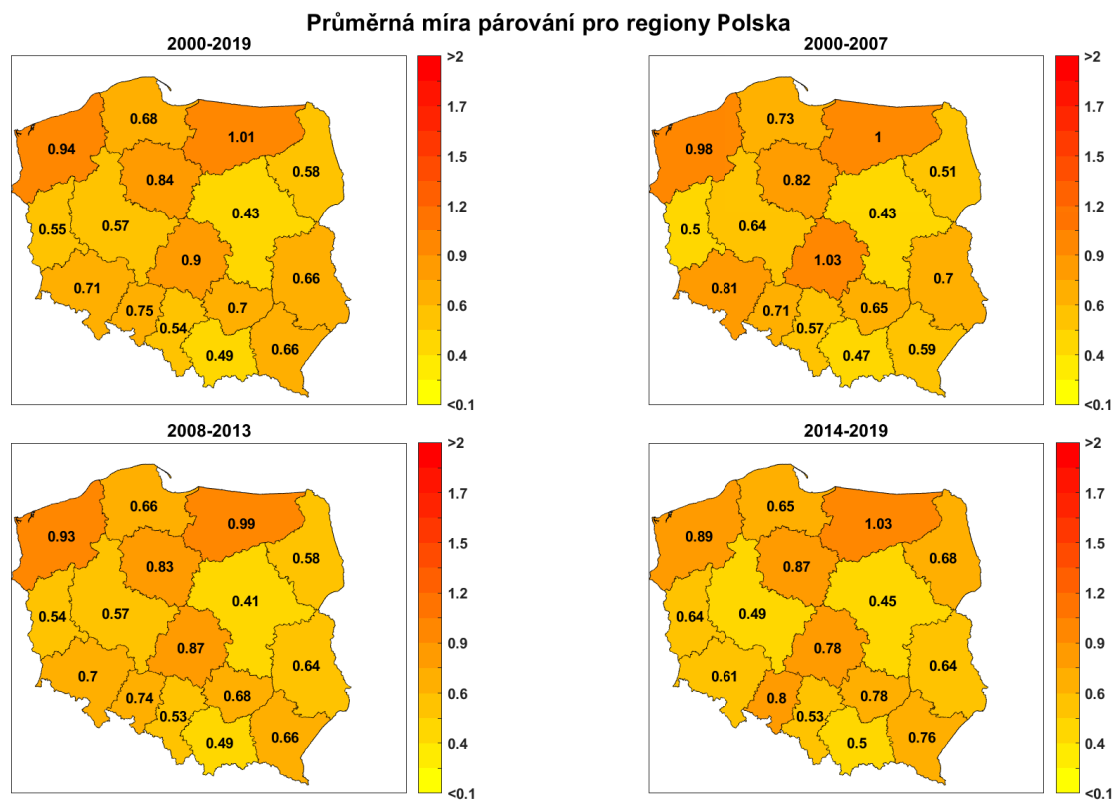
**Obrázek F.2:** Průměrné hodnoty míry volných pracovních míst regionů Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



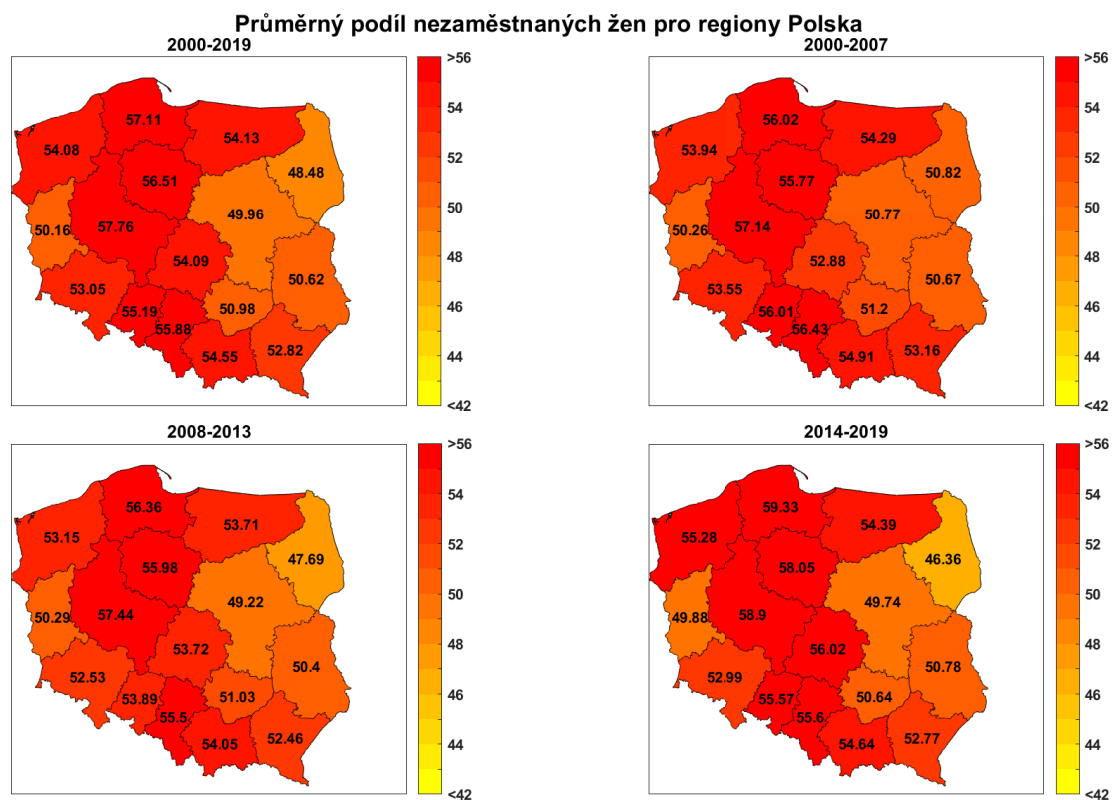
**Obrázek F.3:** Průměrné hodnoty těsnosti trhu práce regionů Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019) a s využitím GADM (2019).



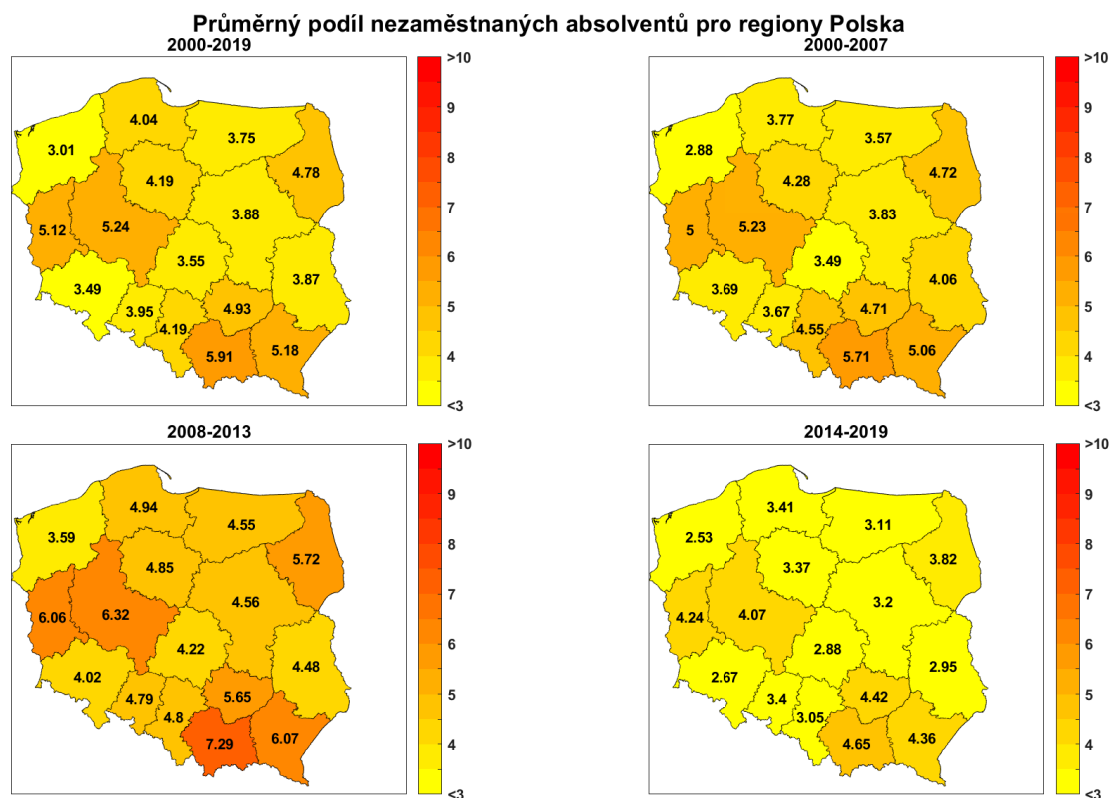
**Obrázek F.4:** Průměrné hodnoty míry párování na trhu práce regionů Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



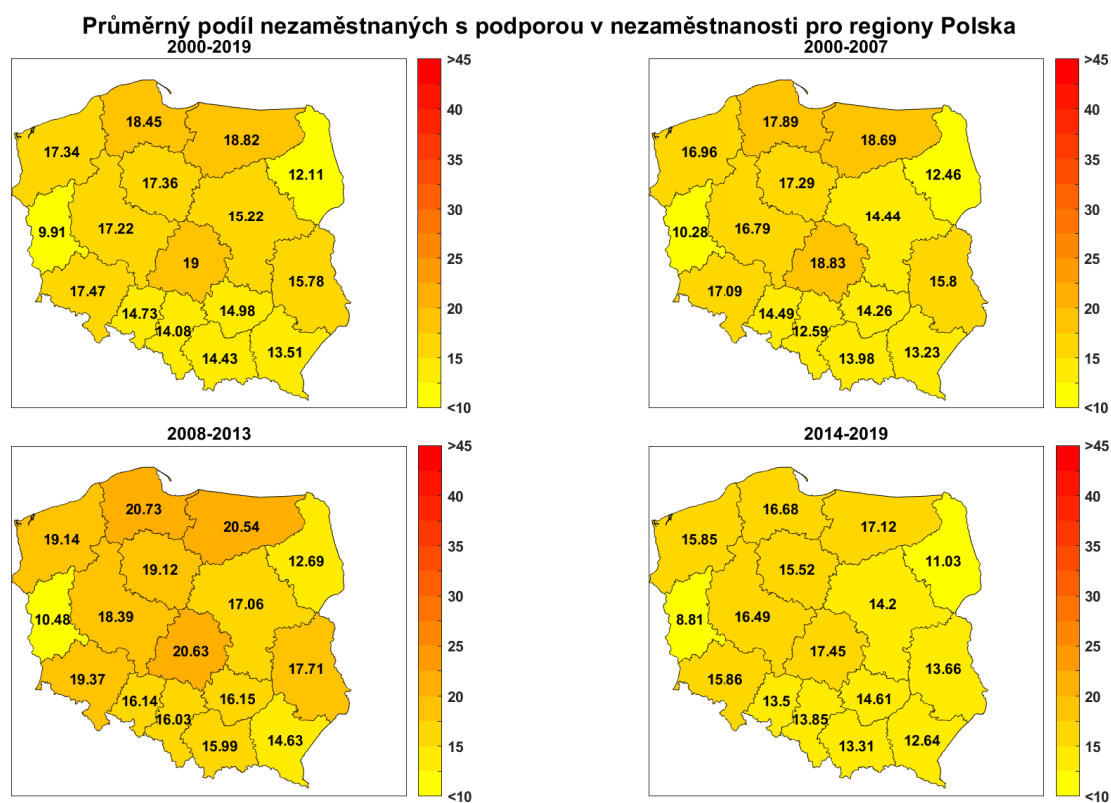
**Obrázek F.5:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných žen na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019) a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



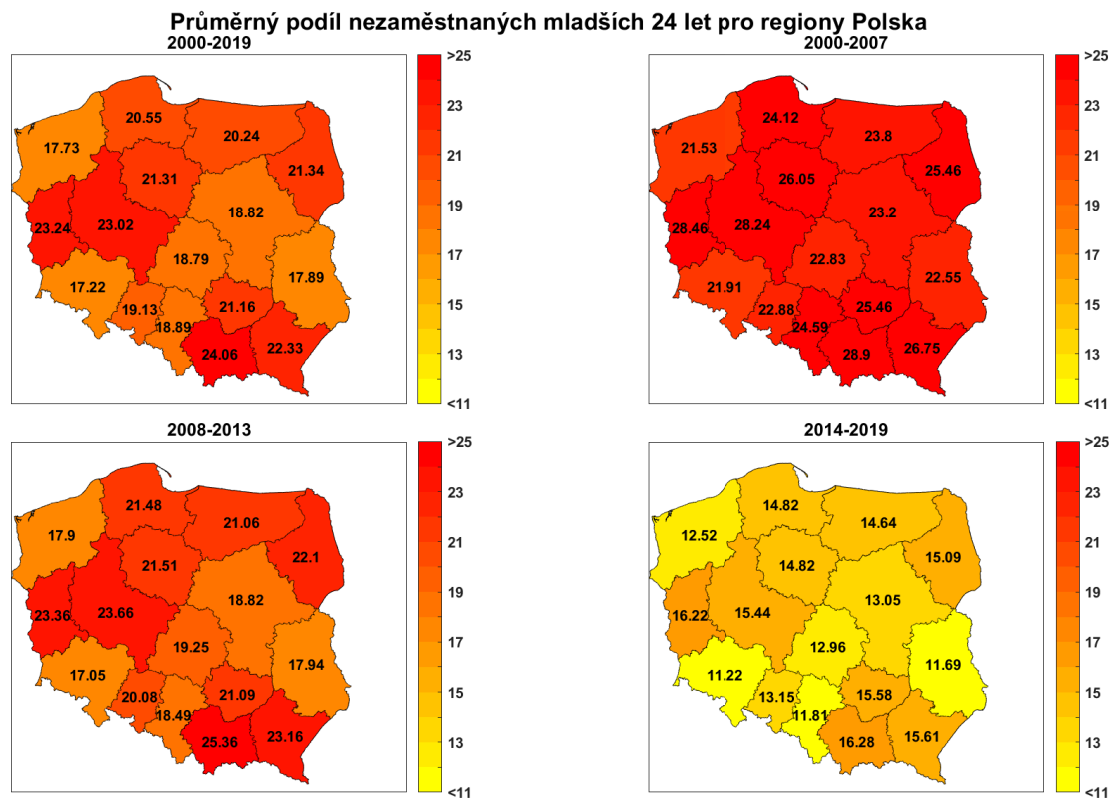
**Obrázek F.6:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných absolventů na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019)a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



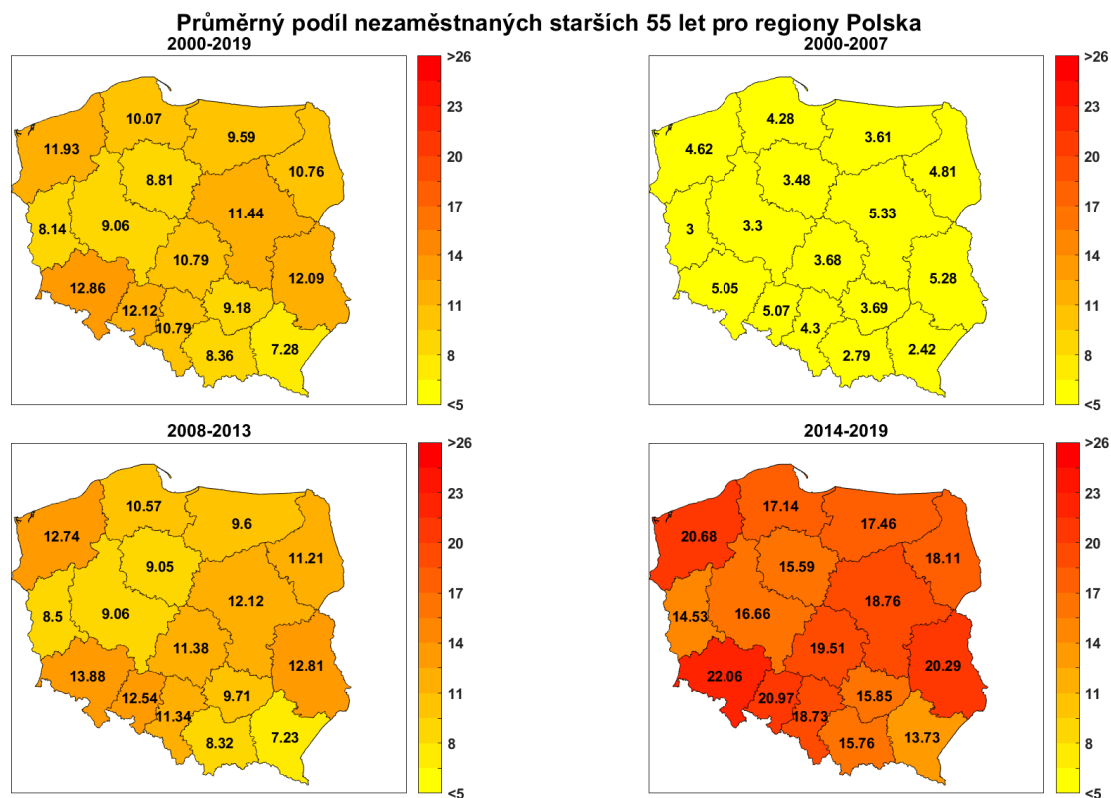
**Obrázek F.7:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných pobírajících podporu v nezaměstnanosti na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019)a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



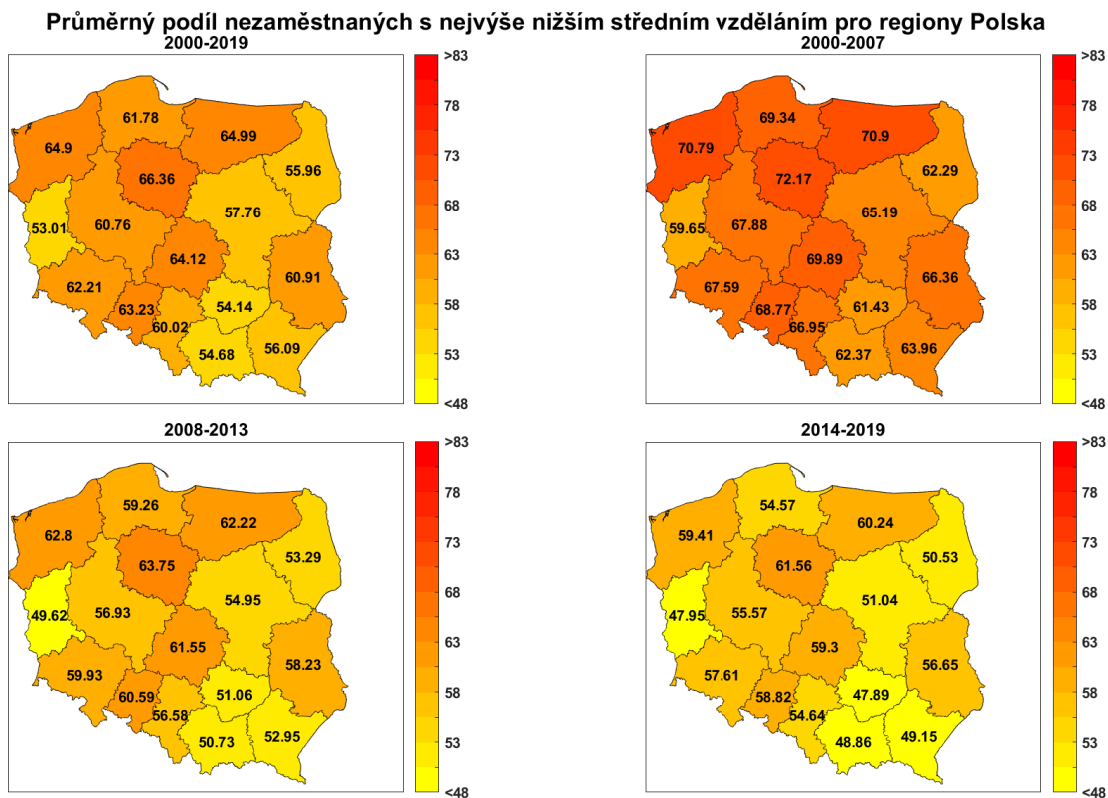
**Obrázek F.8:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných mladších 24 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019)a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



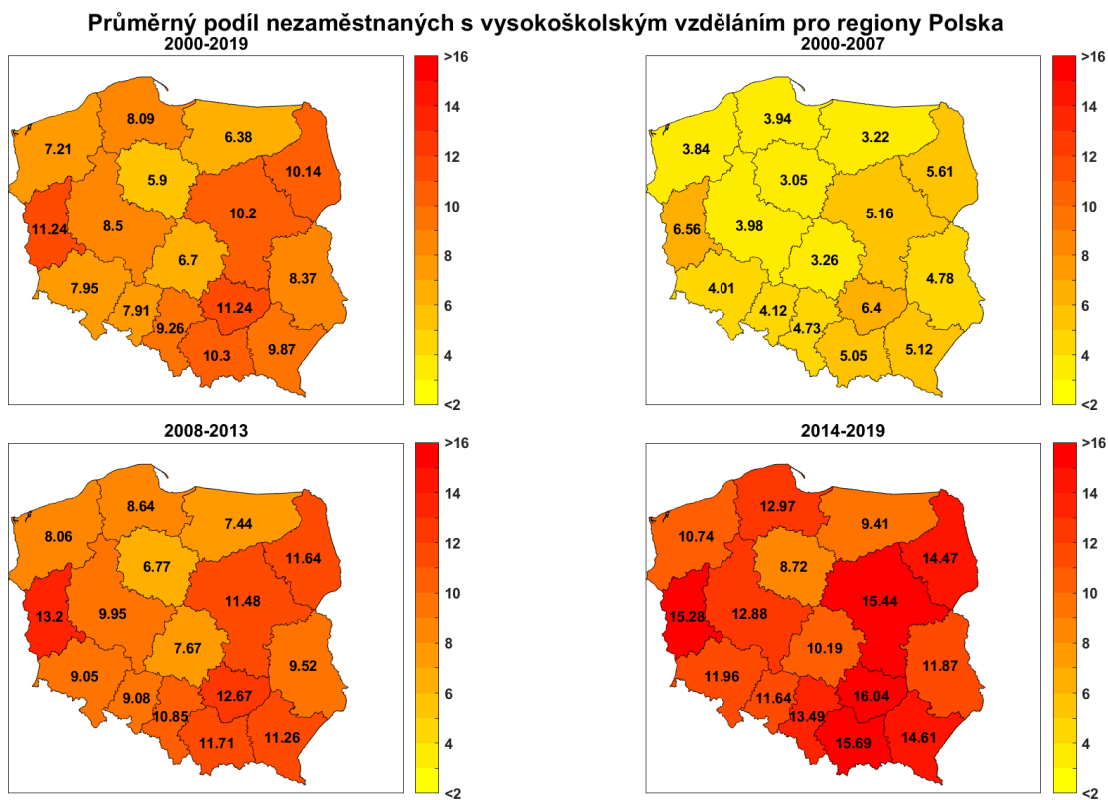
**Obrázek F.9:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných starších 55 let na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019)a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



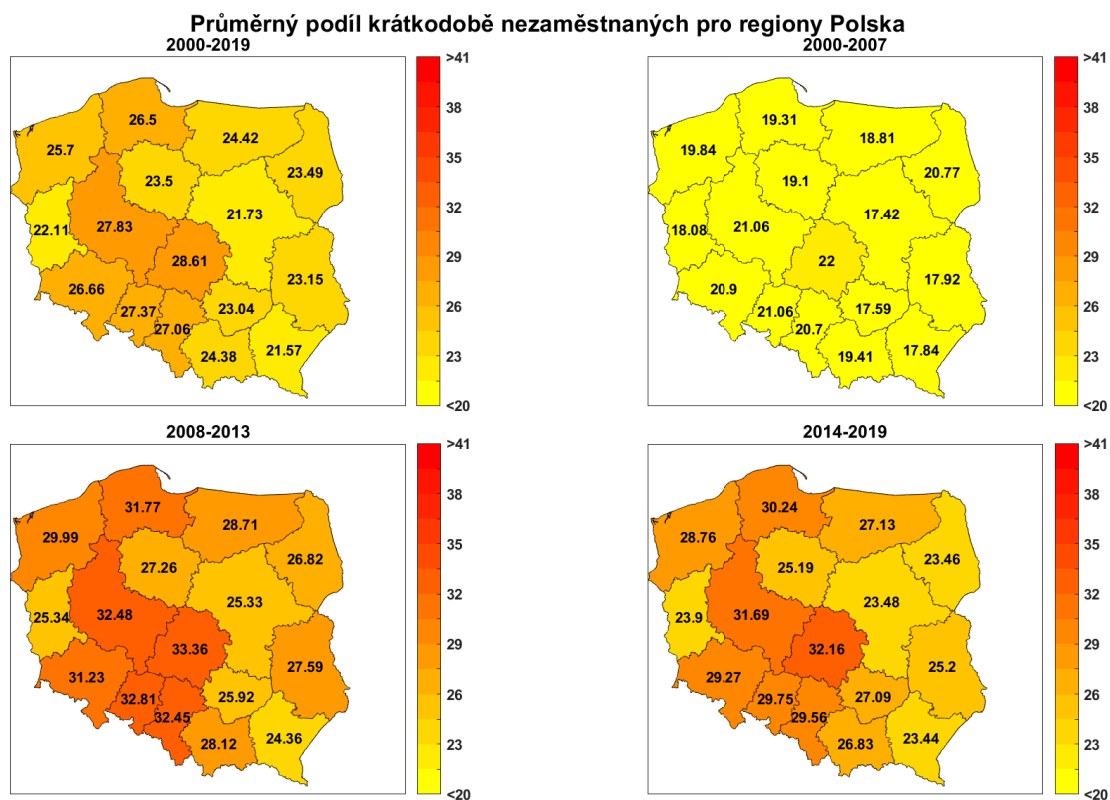
**Obrázek F.10:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s nejvýše dosaženým nižším středním vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019)a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



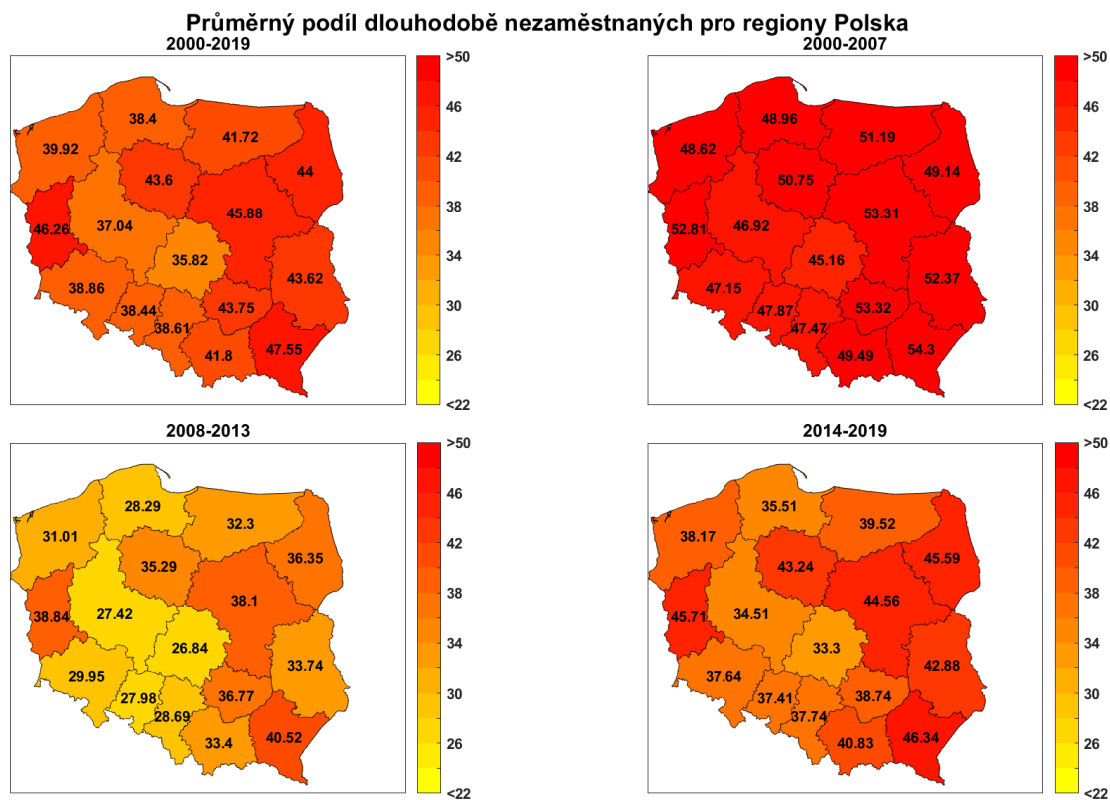
**Obrázek F.11:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s vysokoškolským vzděláním na celkovém počtu nezaměstnaných v regionech Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019)a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek F.12:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti do 3 měsíců v regionech Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019)a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



**Obrázek F.13:** Průměrné hodnoty podílu nezaměstnaných s délkou trvání nezaměstnanosti vyšší než 12 měsíců v regionech Polska.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě WPSZ (2019)a s využitím GADM (2019). Hodnoty jsou vyjádřeny v procentech.



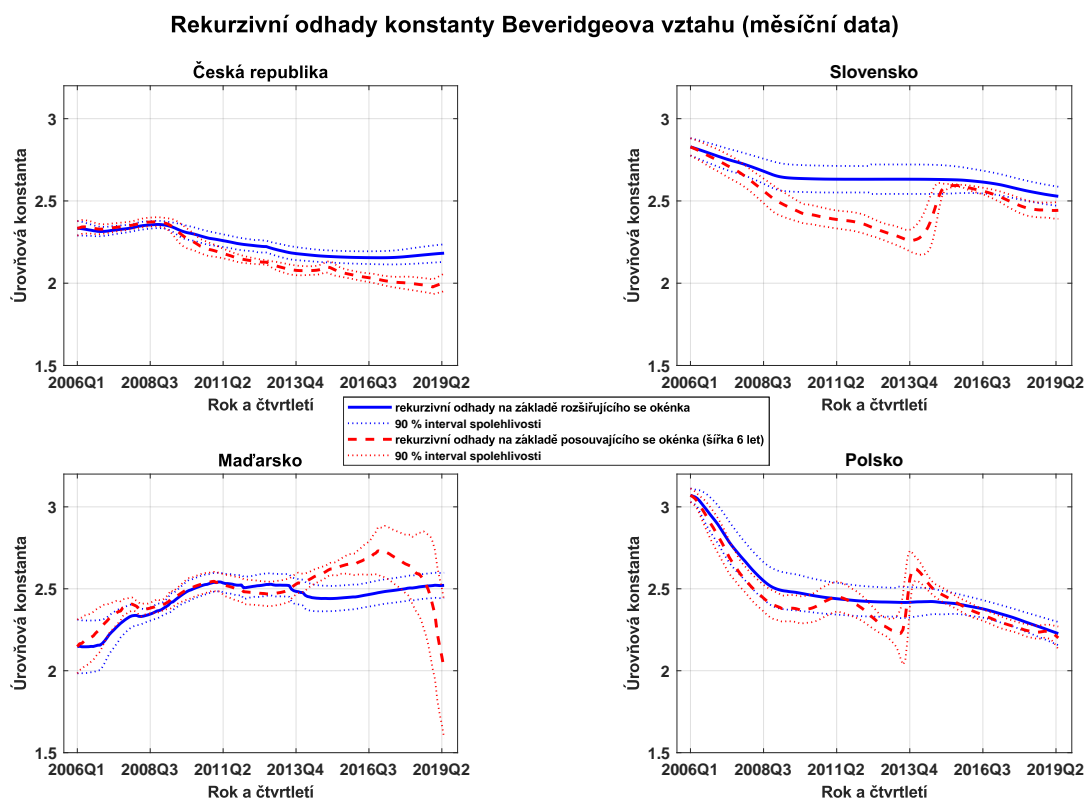


## Příloha G

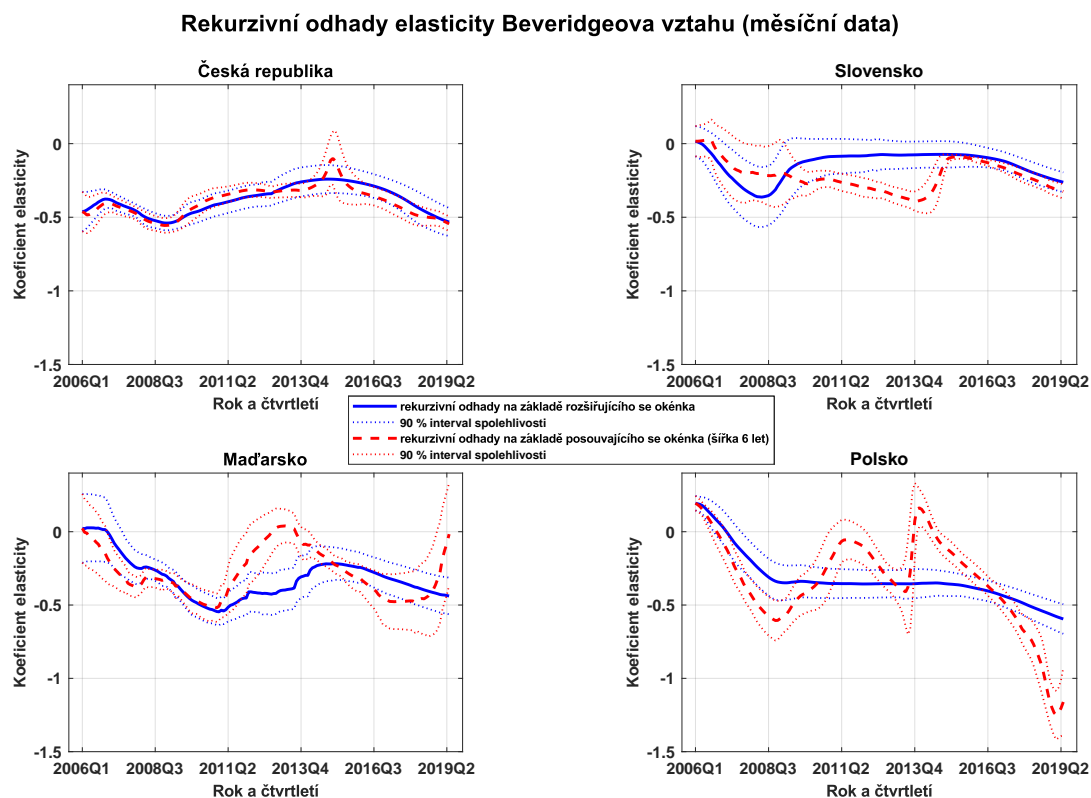
# Odhady Beveridgeovy křivky pro země a regiony skupiny V4 s využitím měsíčních dat

V této příloze jsou pro účely ověření robustnosti prezentovány výsledky odhadů Beveridgeovy křivky na měsíčních datech. Jedná se o odhady založené na modelech prezentovaných v kapitole 5.

### G.1 Rekurzivní odhady koeficientů pro země V4



**Obrázek G.1:** Rekurzivní odhady úroňové konstanty Beveridgeovy křivky v zemích V4 na měsíčních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Pro výpočet směrodatných odchylek rekurzivních odhadů parametrů byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).



**Obrázek G.2:** Rekurzivní odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky v zemích V4 na měsíčních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Pro výpočet směrodatných odchylek rekurzivních odhadů parametrů byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

## G.2 Odhady parametrů na plném vzorku pro země a regiony skupiny V4

Tabulka G.1: Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Českou republiku (měsíční data)

	Úroňová konstanta	Koeficient elasticity	$R^2$
<i>Základní model</i>			
Celé období	2,183*** (0,033)	-0,533*** (0,060)	0,71
2000:01-2004:06	2,361*** (0,029)	-0,535*** (0,086)	0,66
2004:07-2015:01	2,113*** (0,018)	-0,242*** (0,041)	0,55
2015:02-2019:06	2,212*** (0,022)	-0,726*** (0,017)	0,98
<i>Model s asymetrií</i>			
Kladná mezeru výstupu	2,184*** (0,035)	-0,513*** (0,063)	0,71
2000:01-2004:06	2,430*** (0,024)	-0,738*** (0,073)	0,75
2004:07-2015:01	2,113*** (0,017)	-0,296*** (0,031)	0,65
2015:02-2019:06	2,189*** (0,022)	-0,717*** (0,021)	0,99
Záporná mezeru výstupu	2,181*** (0,046)	-0,557 (0,077)	
2000:01-2004:06	2,320*** (0,033)	-0,384*** (0,113)	
2004:07-2015:01	2,115*** (0,020)	-0,078 (0,083)	
2015:02-2019:06	2,262*** (0,020)	-0,756*** (0,014)	
Rozdíl mezer výstupu	0,003 (0,049)	0,045 (0,081)	
2000:01-2004:06	0,110*** (0,040)	-0,354** (0,137)	
2004:07-2015:01	-0,002 (0,023)	-0,218** (0,010)	
2015:02-2019:06	-0,074*** (0,027)	0,039* (0,023)	
<i>Dynamické modely</i>			
Maximální zpoždění 1	– (–)	-3,032 (3,102)	0,36
2000:01-2004:06	– (–)	-0,837 (0,565)	0,36
2004:07-2015:01	– (–)	-0,267** (0,115)	0,37
2015:02-2019:06	– (–)	-0,778 (1,105)	0,06
Maximální zpoždění 2	– (–)	-4,820 (11,36)	0,40
2000:01-2004:06	– (–)	-2,617 (2,541)	0,43
2004:07-2015:01	– (–)	-0,244* (0,135)	0,41
2015:02-2019:06	– (–)	-0,910 (2,616)	0,12
Maximální zpoždění 3	– (–)	-3,572 (4,734)	0,42
2000:01-2004:06	– (–)	4,069 (4,598)	0,46
2004:07-2015:01	– (–)	-0,279** (0,138)	0,43
2015:02-2019:06	– (–)	0,101 (4,358)	0,32

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů modelů Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol '-' u koeficientu determinace označuje, že je statisticky nevýznamný na 10% hladině významnosti. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

Tabulka G.2: Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Slovensko republiku (měsíční data)

	Úroňová konstanta	Koeficient elasticity	$R^2$
<i>Základní model</i>			
Celé období	2,5282*** (0,036)	-0,262*** (0,042)	0,40
2000:01-2004:12	2,9245*** (0,012)	-0,136*** (0,033)	0,38
2005:01-2015:05	2,4519*** (0,035)	-0,231*** (0,032)	0,50
2015:06-2019:06	2,863*** (0,041)	-0,750*** (0,036)	0,96
<i>Model s asymetrií</i>			
Kladná mezeru výstupu	2,526*** (0,045)	-0,270*** (0,053)	0,40
2000:01-2004:12	2,893*** (0,012)	-0,156*** (0,029)	0,69
2005:01-2015:05	2,395*** (0,048)	-0,309*** (0,048)	0,56
2015:06-2019:06	2,867*** (0,046)	-0,755*** (0,043)	0,96
Záporná mezeru výstupu	2,531*** (0,045)	-0,255*** (0,047)	
2000:01-2004:12	2,959*** (0,003)	-0,071*** (0,008)	
2005:01-2015:05	2,501*** (0,026)	-0,166*** (0,021)	
2015:06-2019:06	2,854*** (0,045)	-0,741*** (0,038)	
Rozdíl mezeru výstupu	-0,005 (0,053)	-0,016 (0,056)	
2000:01-2004:12	-0,066*** (0,013)	-0,085*** (0,030)	
2005:01-2015:05	-0,105** (0,048)	-0,143*** (0,048)	
2015:06-2019:06	0,012 (0,048)	-0,014 (0,044)	
<i>Dynamické modely</i>			
Maximální zpoždění 1	– (–)	-0,699*** (0,243)	0,50
2000:01-2004:12	– (–)	-0,320** (0,144)	0,11
2005:01-2015:05	– (–)	-0,255*** (0,095)	0,74
2015:06-2019:06	– (–)	-0,690* (0,387)	0,36
Maximální zpoždění 2	– (–)	-0,566** (0,222)	0,50
2000:01-2004:12	– (–)	-0,494 (0,302)	0,17
2005:01-2015:05	– (–)	-0,257*** (0,095)	0,74
2015:06-2019:06	– (–)	-0,694* (0,370)	0,39
Maximální zpoždění 3	– (–)	-0,553** (0,230)	0,52
2000:01-2004:12	– (–)	3,879* (2,183)	0,23
2005:01-2015:05	– (–)	-0,241** (0,097)	0,74
2015:06-2019:06	– (–)	-0,651 (0,400)	0,41

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů modelů Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol "-" u koeficientu determinace označuje, že je statisticky nevýznamný na 10% hladině významnosti. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

Tabulka G.3: Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Maďarsko (měsíční data)

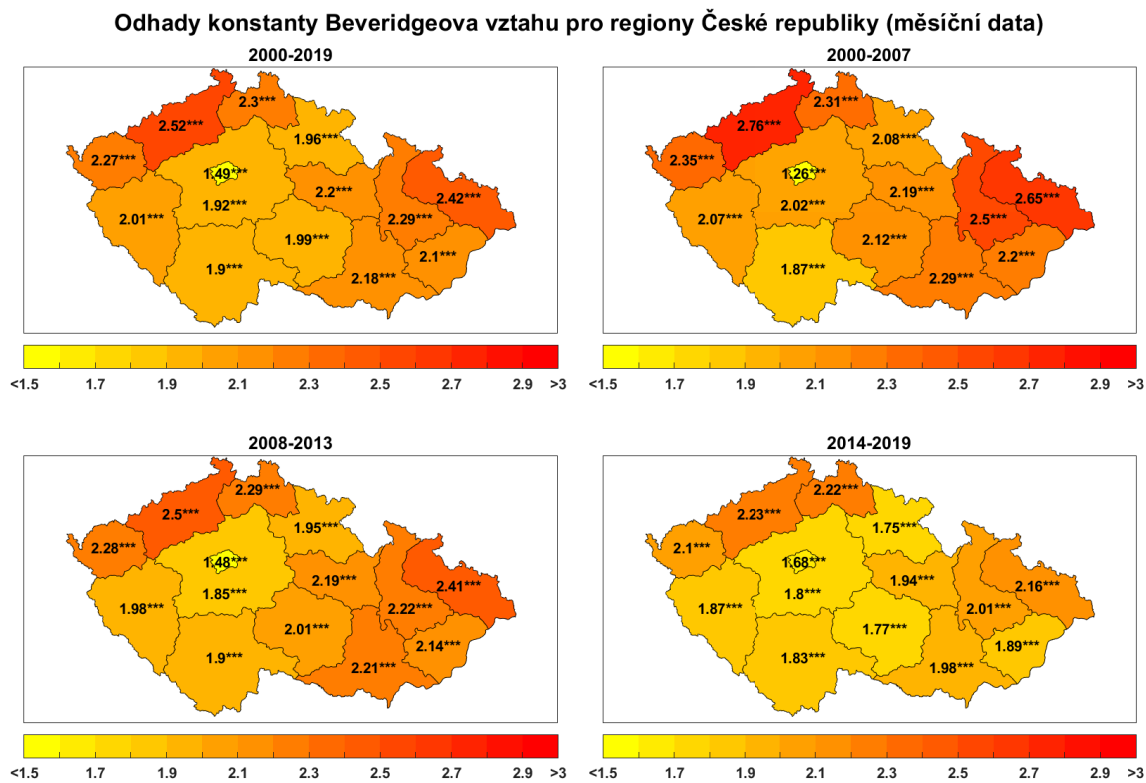
	Úroňová konstanta	Koeficient elasticity	$R^2$
<i>Základní model</i>			
Celé období	2,521*** (0,048)	-0,438*** (0,078)	0,38
2000:01-2003:11	1,812*** (0,086)	0,490*** (0,135)	0,35
2003:12-2009:03	2,399*** (0,020)	-0,312*** (0,035)	0,77
2009:04-2015:07	2,624*** (0,025)	-0,247*** (0,039)	0,49
2015:08-2019:06	1,364*** (0,111)	0,417*** (0,098)	0,21
<i>Model s asymetrií</i>			
Kladná mezeza výstupu	2,518*** (0,060)	-0,428*** (0,084)	0,38
2000:01-2003:11	1,947*** (0,072)	0,328*** (0,107)	0,46
2003:12-2009:03	2,382*** (0,023)	-0,295*** (0,040)	0,81
2009:04-2015:07	2,646*** (0,053)	-0,295*** (0,065)	0,52
2015:08-2019:06	1,397*** (0,164)	0,397*** (0,139)	0,22
Záporná mezeza výstupu	2,522*** (0,057)	-0,449*** (0,095)	
2000:01-2003:11	1,844*** (0,105)	0,415** (0,172)	
2003:12-2009:03	2,438*** (0,012)	-0,356*** (0,024)	
2009:04-2015:07	2,616*** (0,018)	-0,207*** (0,033)	
2015:08-2019:06	1,314*** (0,173)	0,449*** (0,165)	
Rozdíl mezer výstupu	-0,004 (0,066)	0,021 (0,087)	
2000:01-2003:11	0,103 (0,114)	-0,087 (0,173)	
2003:12-2009:03	-0,056** (0,025)	0,062 (0,046)	
2009:04-2015:07	0,030 (0,053)	-0,088 (0,063)	
2015:08-2019:06	0,083 (0,250)	-0,052 (0,227)	
<i>Dynamické modely</i>			
Maximální zpoždění 1	- (-)	-1,195*** (0,247)	0,27
2000:03-2003:11	- (-)	-0,647 (0,669)	0,26
2003:12-2009:03	- (-)	-0,603** (0,278)	0,37
2009:04-2015:07	- (-)	-0,445*** (0,173)	0,37
2015:08-2019:06	- (-)	-7,185*** (2,739)	0,39
Maximální zpoždění 2	- (-)	-1,314*** (0,231)	0,31
2000:04-2003:11	- (-)	0,086 (0,439)	0,30
2003:12-2009:03	- (-)	-0,553* (0,308)	0,40
2009:04-2015:07	- (-)	-0,470** (0,151)	0,40
2015:08-2019:06	- (-)	-9,467** (3,937)	0,40
Maximální zpoždění 3	- (-)	-1,369*** (0,284)	0,32
2000:05-2003:11	- (-)	0,384 (0,404)	0,34
2003:12-2009:03	- (-)	-0,465** (0,218)	0,41
2009:04-2015:07	- (-)	-0,456*** (0,156)	0,40
2015:08-2019:06	- (-)	-6,974** (3,320)	0,40

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů modelů Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol '-' u koeficientu determinace označuje, že je statisticky nevýznamný na 10% hladině významnosti. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).

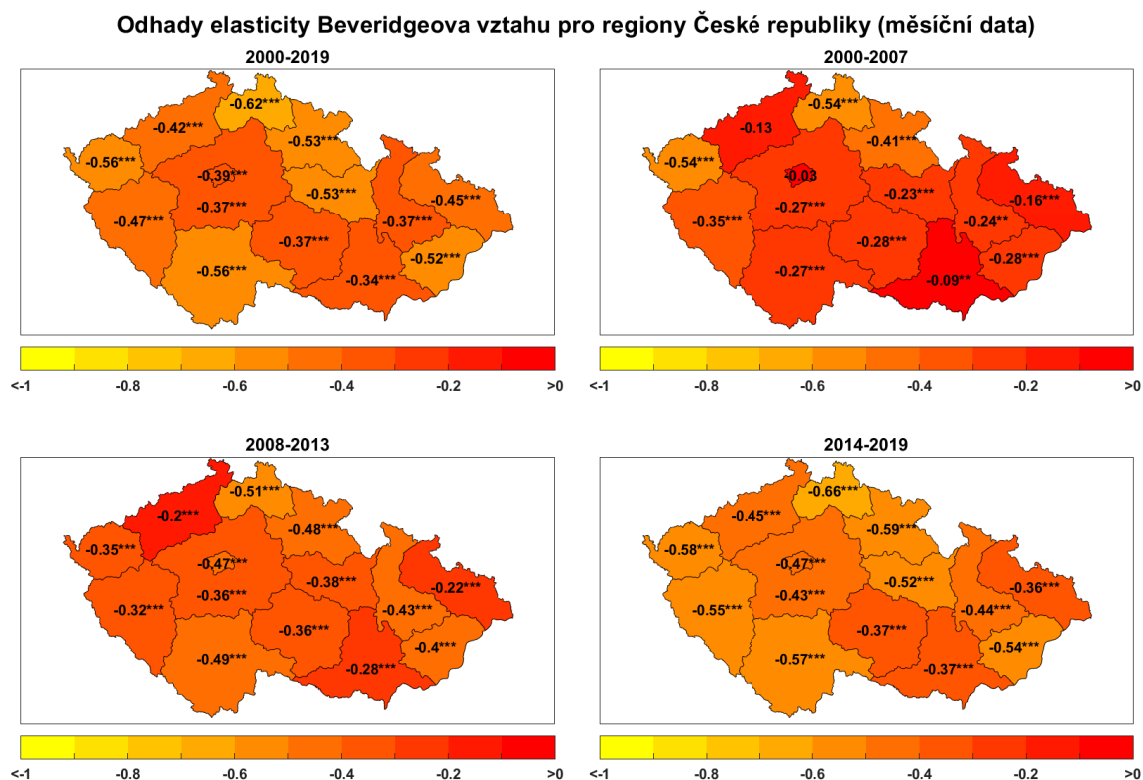
Tabulka G.4: Odhady parametrů Beveridgeovy křivky pro Polsko (měsíční data)

	Úroňová konstanta		Koeficient elasticity		$R^2$
<i>Základní model</i>					
Celé období	2,227***	(0,044)	-0,595***	(0,063)	0,64
2001:01-2005:02	3,084***	(0,024)	0,211***	(0,030)	0,68
2005:03-2015:10	2,386***	(0,044)	-0,317***	(0,085)	0,29
2015:11-2019:06	2,121***	(0,112)	-0,741	(0,450)	0,11-
<i>Model s asymetrií</i>					
Kladná mezeru výstupu	2,248***	(0,058)	-0,618***	(0,108)	0,65
2001:01-2005:02	3,138***	(0,025)	0,293***	(0,035)	0,81
2005:03-2015:10	2,439***	(0,048)	-0,223**	(0,089)	0,33
2015:11-2019:06	2,125***	(0,130)	-0,985*	(0,525)	0,15
Záporná mezeru výstupu	2,189***	(0,043)	-0,601***	(0,053)	
2001:01-2005:02	3,013***	(0,026)	0,132***	(0,026)	
2005:03-2015:10	2,283***	(0,074)	-0,454***	(0,117)	
2015:11-2019:06	2,089***	(0,134)	-0,344	(0,647)	
Rozdíl mezer výstupu	0,059	(0,055)	-0,016	(0,099)	
2001:01-2005:02	0,124***	(0,038)	0,162***	(0,048)	
2005:03-2015:10	0,156*	(0,084)	0,231*	(0,136)	
2015:11-2019:06	0,036	(0,142)	-0,641	(0,641)	
<i>Dynamické modely</i>					
Maximální zpoždění 1	–	(–)	-1,301***	(0,194)	0,46
2001:03-2005:02	–	(–)	0,053	(0,103)	0,17
2005:03-2015:10	–	(–)	-0,727***	(0,078)	0,70
2015:11-2019:06	–	(–)	-2,706**	(1,350)	0,24
Maximální zpoždění 2	–	(–)	-1,259***	(0,194)	0,49
2001:04-2005:02	–	(–)	0,085	(0,100)	0,18
2005:03-2015:10	–	(–)	-0,702***	(0,167)	0,72
2015:11-2019:06	–	(–)	-2,477*	(1,340)	0,25
Maximální zpoždění 3	–	(–)	-1,310***	(0,243)	0,52
2001:05-2005:02	–	(–)	0,124	(0,104)	0,27
2005:03-2015:10	–	(–)	-0,670***	(0,139)	0,73
2015:11-2019:06	–	(–)	-2,591**	(1,280)	0,25

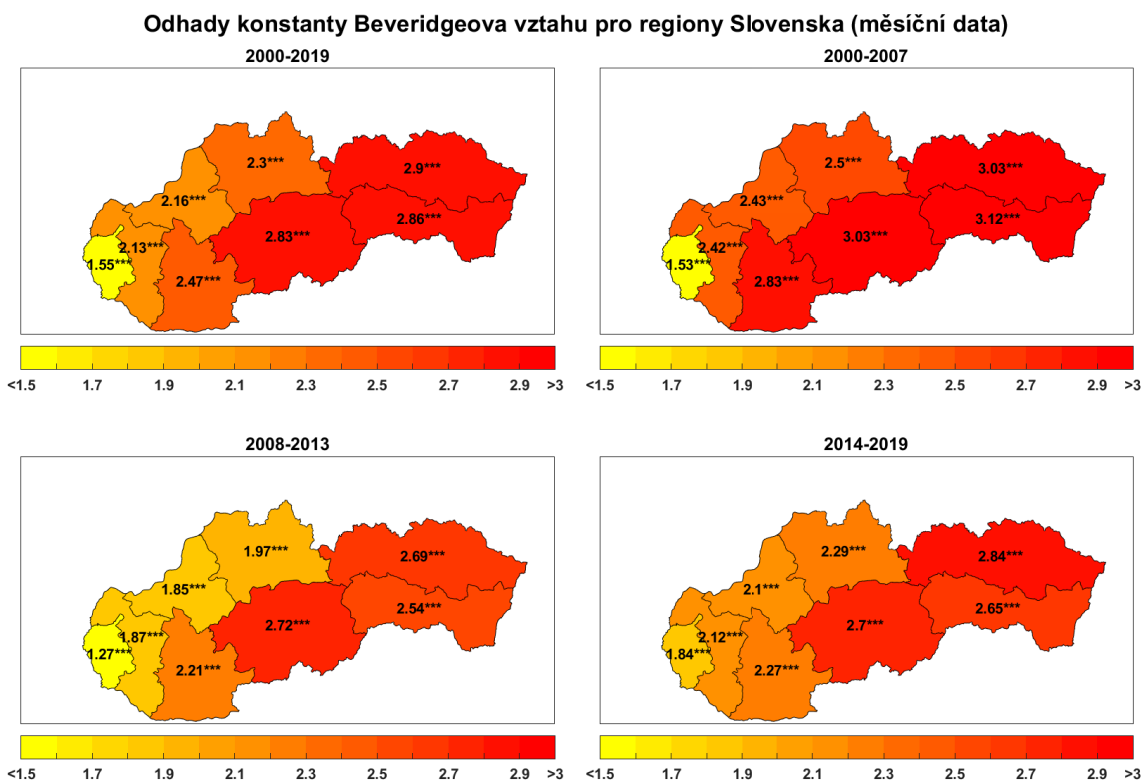
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů modelů Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Symbol '-' u koeficientu determinace označuje, že je statisticky nevýznamný na 10% hladině významnosti. Pro výpočet směrodatných odchylek odhadů parametrů, uvedených v závorce, byly využity robustní standardní chyby založené na Neweyho-Westovu estimátoru (HAC estimátor, tedy vzhledem k heteroskedasticitě a autokorelaci konzistentní estimátor).



**Obrázek G.3:** Odhady úroňové konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Česka na měsíčních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

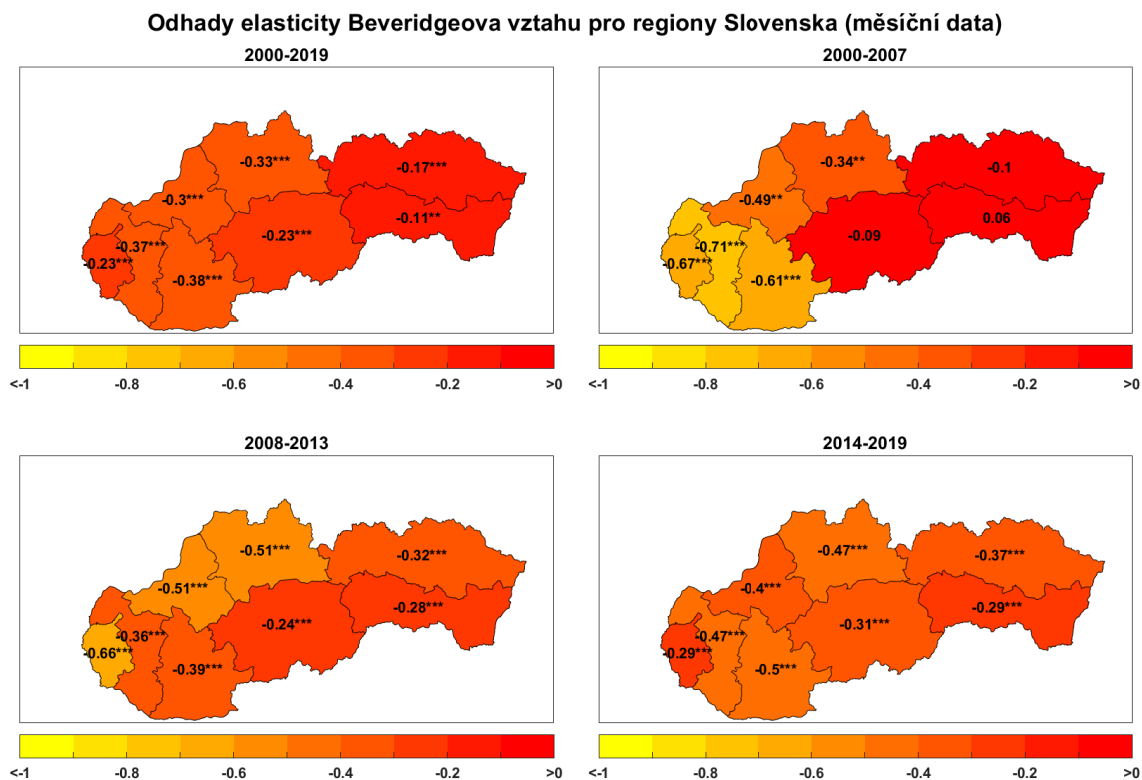


**Obrázek G.4:** Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Česka na měsíčních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

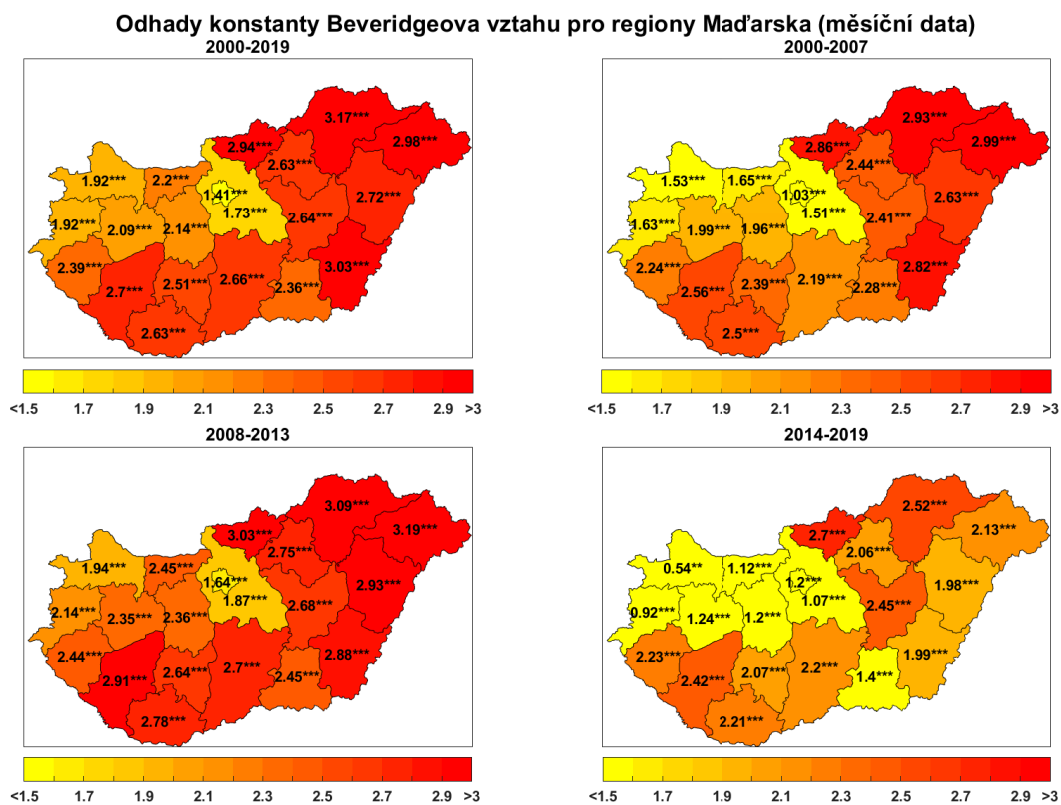


**Obrázek G.5:** Odhady úroňové konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Slovenska na měsíčních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

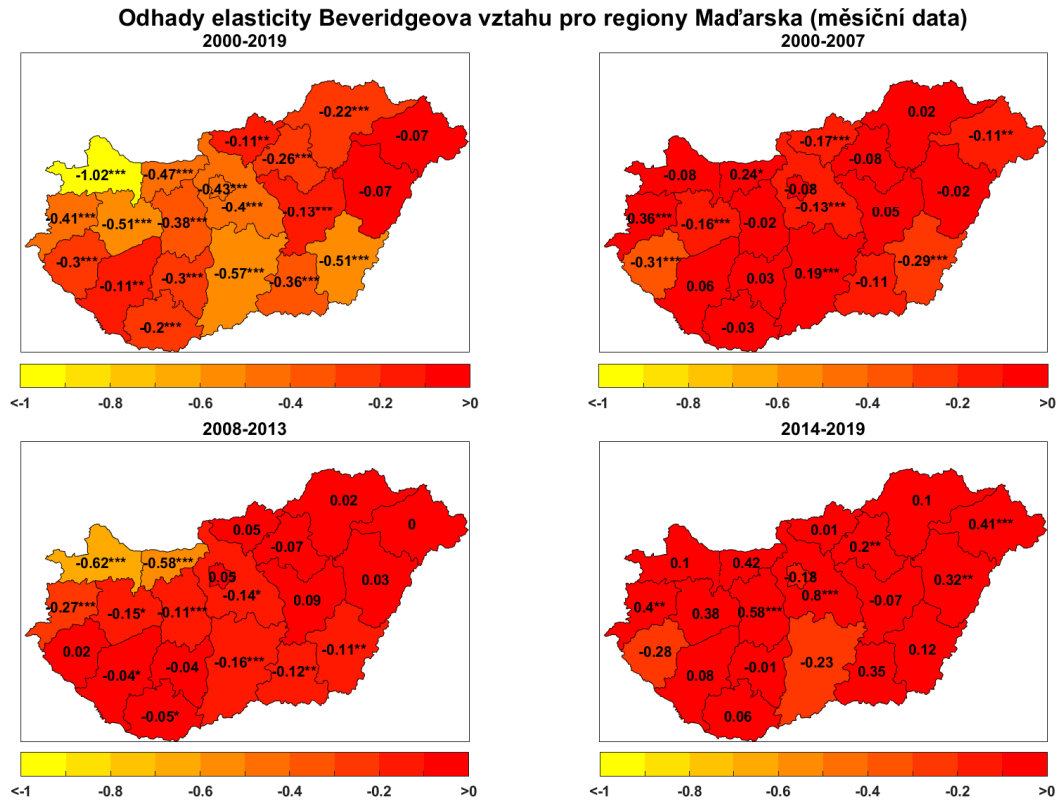




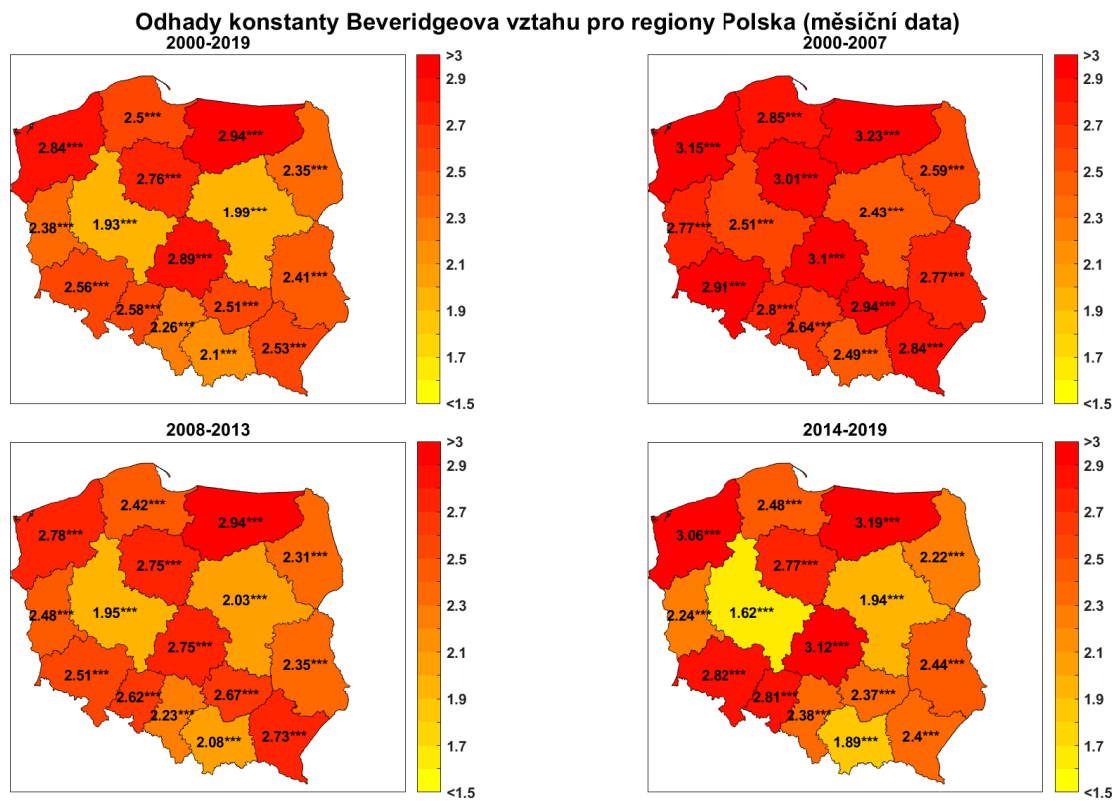
**Obrázek G.6:** Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Slovenska na měsíčních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.



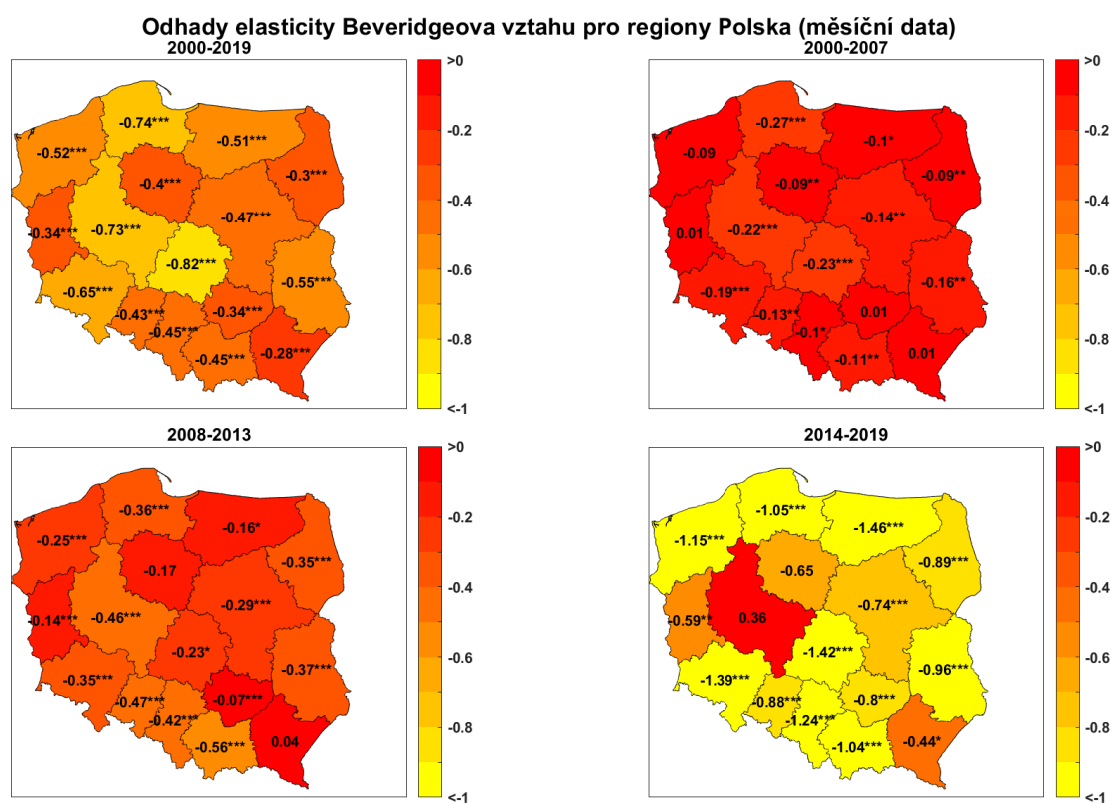
**Obrázek G.7:** Odhady úrovnové konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Maďarska na měsíčních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.



**Obrázek G.8:** Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Maďarska na měsíčních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.



**Obrázek G.9:** Odhady úrovně konstanty Beveridgeovy křivky pro regiony Polska na měsíčních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.



**Obrázek G.10:** Odhady koeficientu elasticity Beveridgeovy křivky pro regiony Polska na měsíčních datech  
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů statického modelu Beveridgeovy křivky. Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty Okunova vztahu statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti.

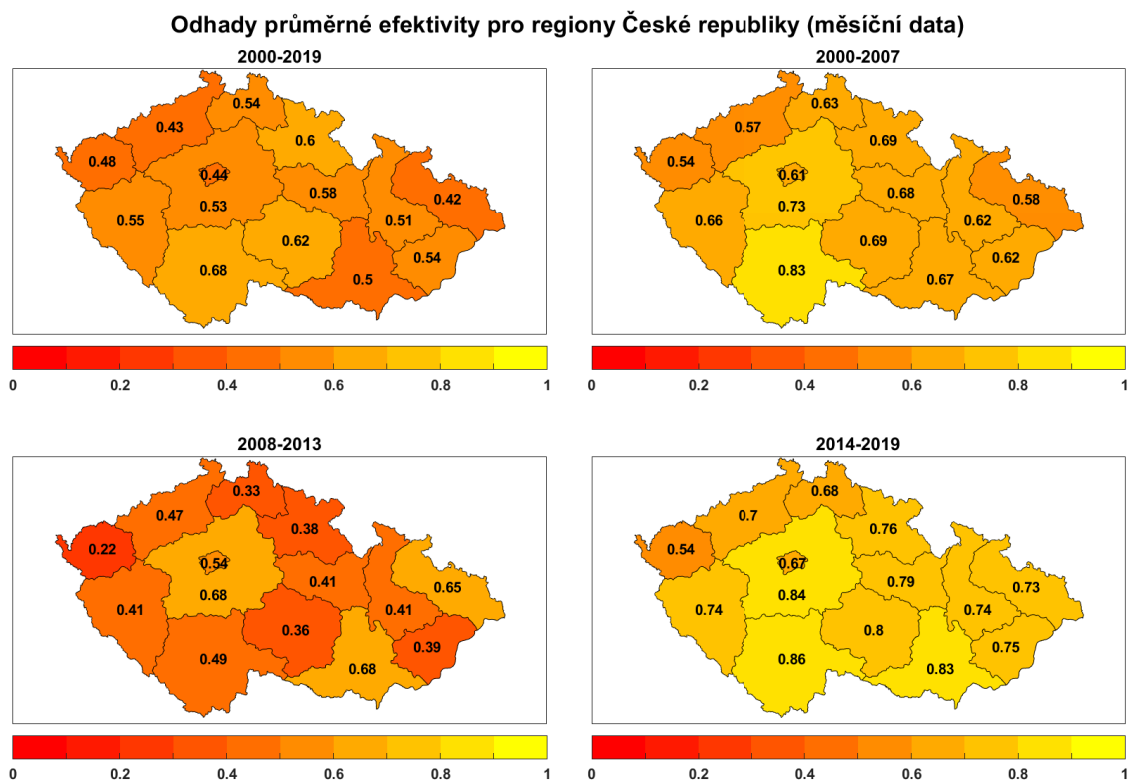


## Příloha H

# Odhady efektivity regionálních trhů práce zemí V4 s využitím měsíčních dat

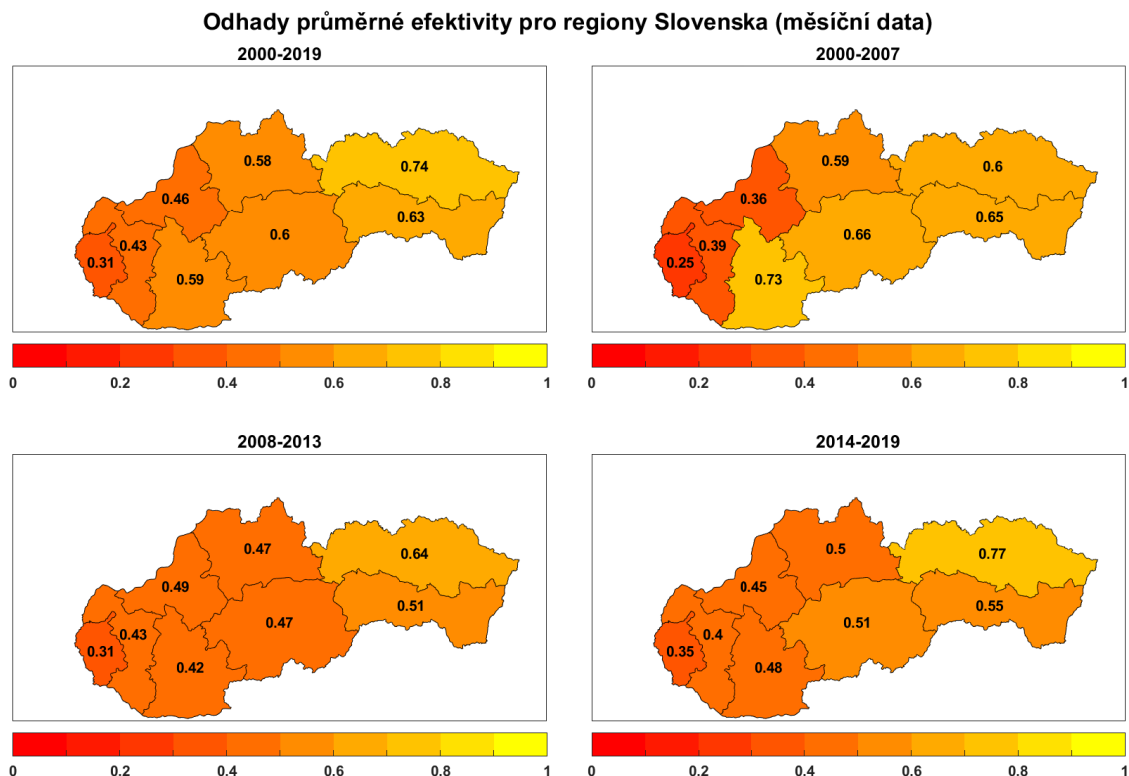
V této příloze jsou prezentovány výsledky odhadů průměrných hodnot efektivity párovací funkce pro regiony zemí Visegrádské skupiny a rozdělení této efektivity napříč regiony v období let 2000 až 2019. Jedná se o odhady založené na výsledcích prezentovaných v kapitolách 6.2.1, 6.2.2 a 6.2.3, které byly zpracovány s využitím měsíčních dat.

### H.1 Model fixních vlivů



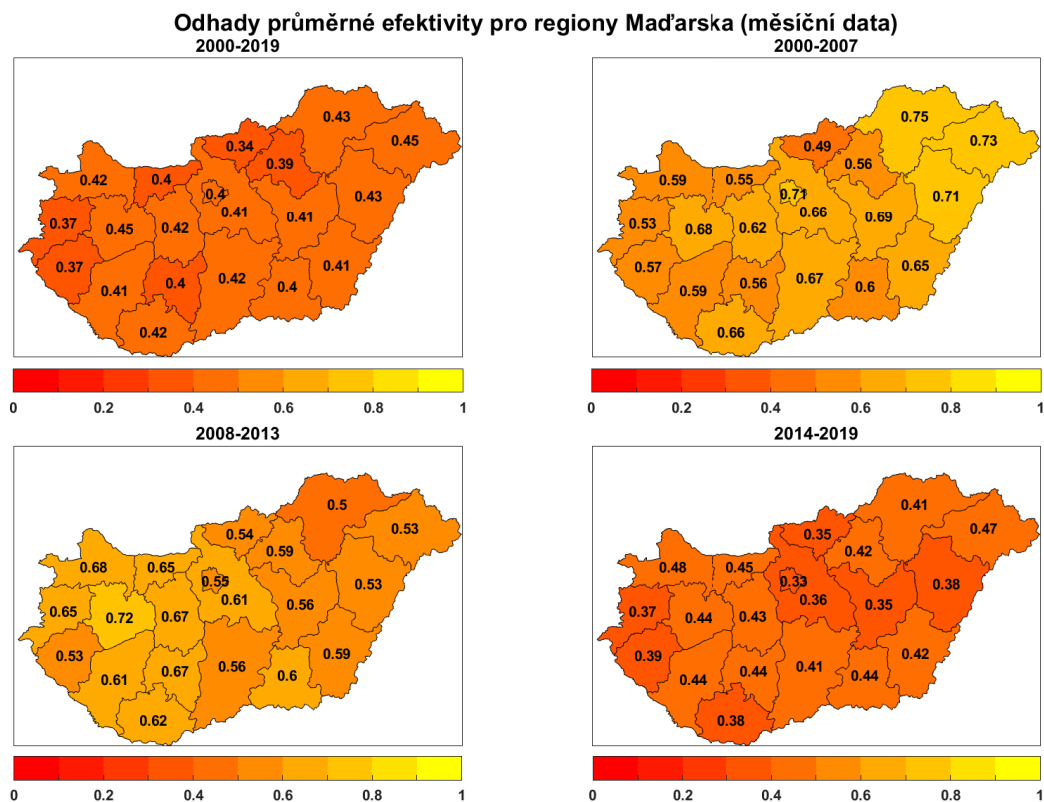
**Obrázek H.1:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (panelový model fixních vlivů, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.



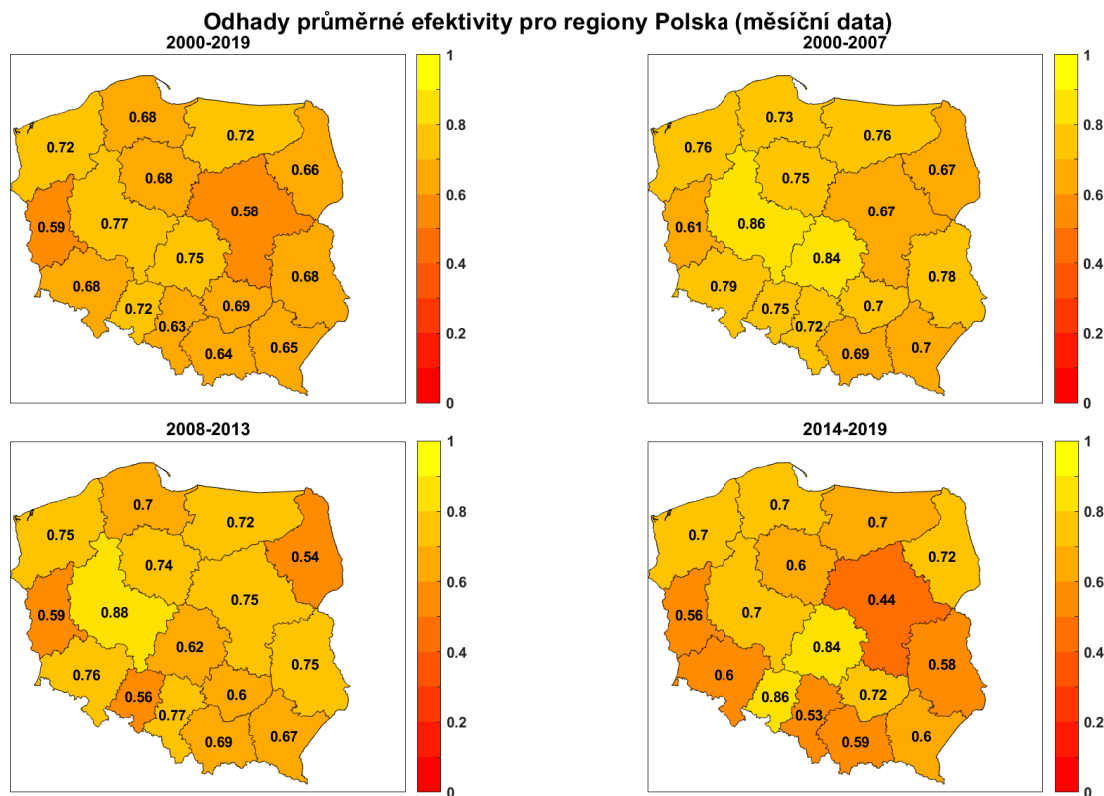
**Obrázek H.2:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (panelový model fixních vlivů, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.



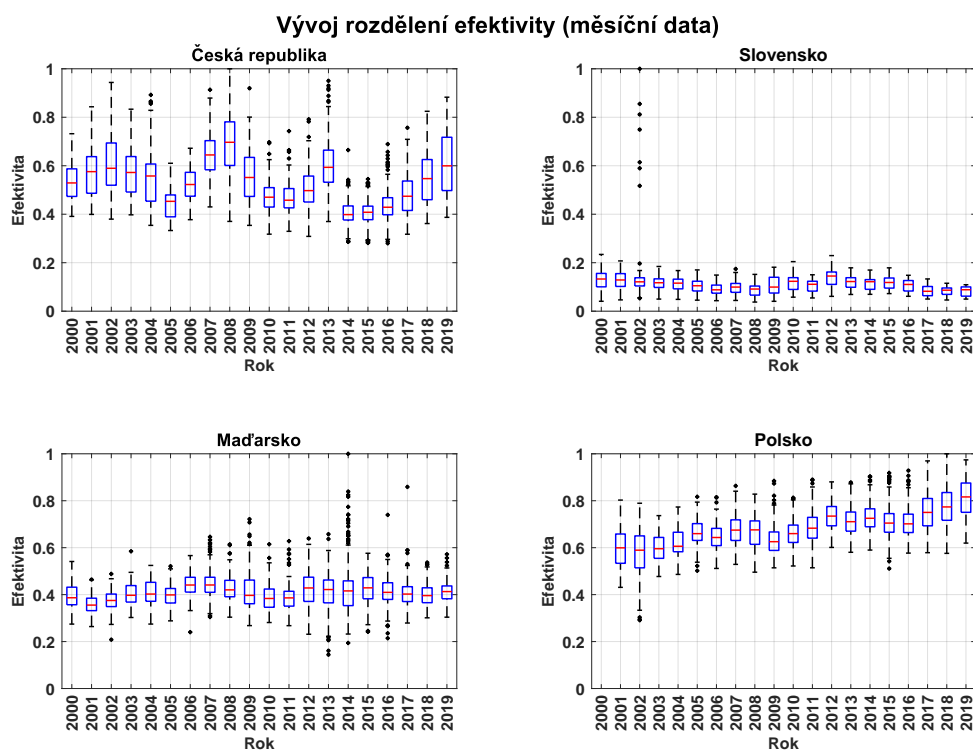
**Obrázek H.3:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (panelový model fixních vlivů, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.



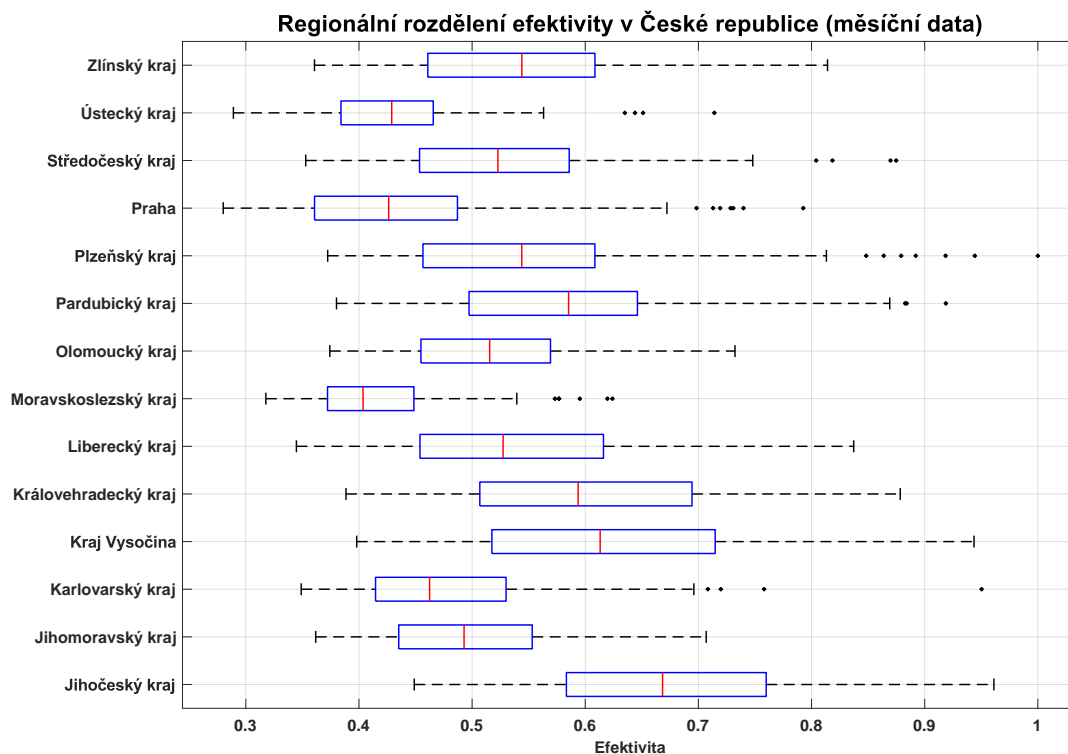
**Obrázek H.4:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (panelový model fixních vlivů, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.



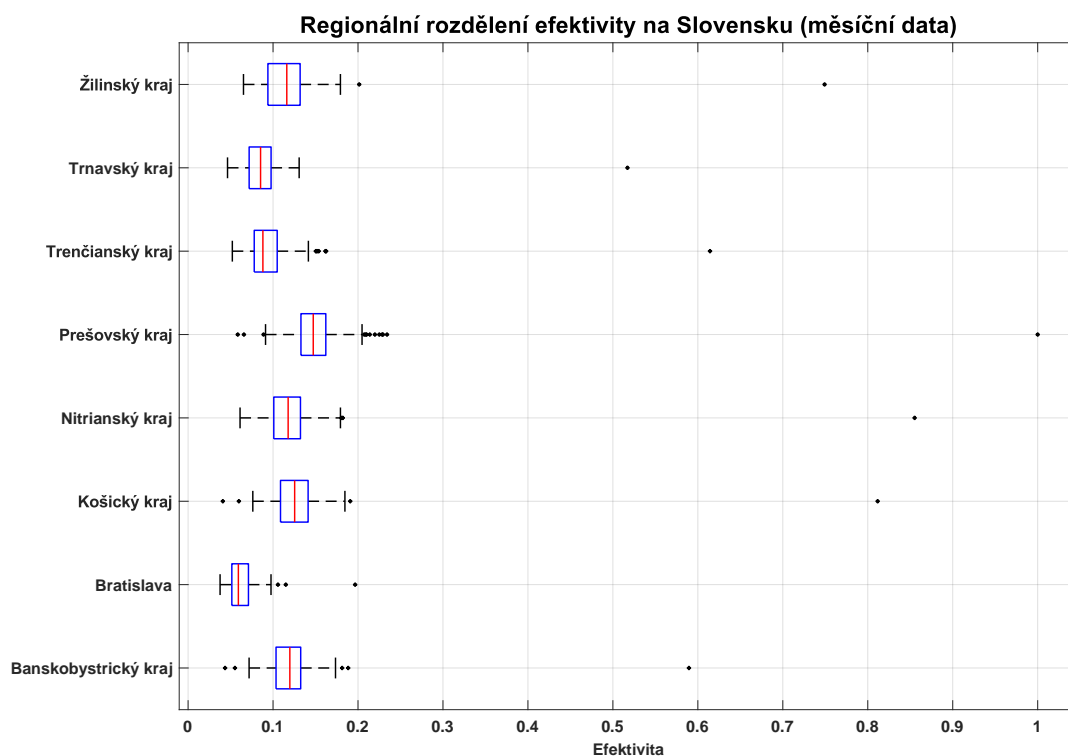
**Obrázek H.5:** Vývoj rozdělení efektivity párovacího procesu v regionech zemí V4 (panelový model fixních vlivů, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.



**Obrázek H.6:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (panelový model fixních vlivů, měsíční data)

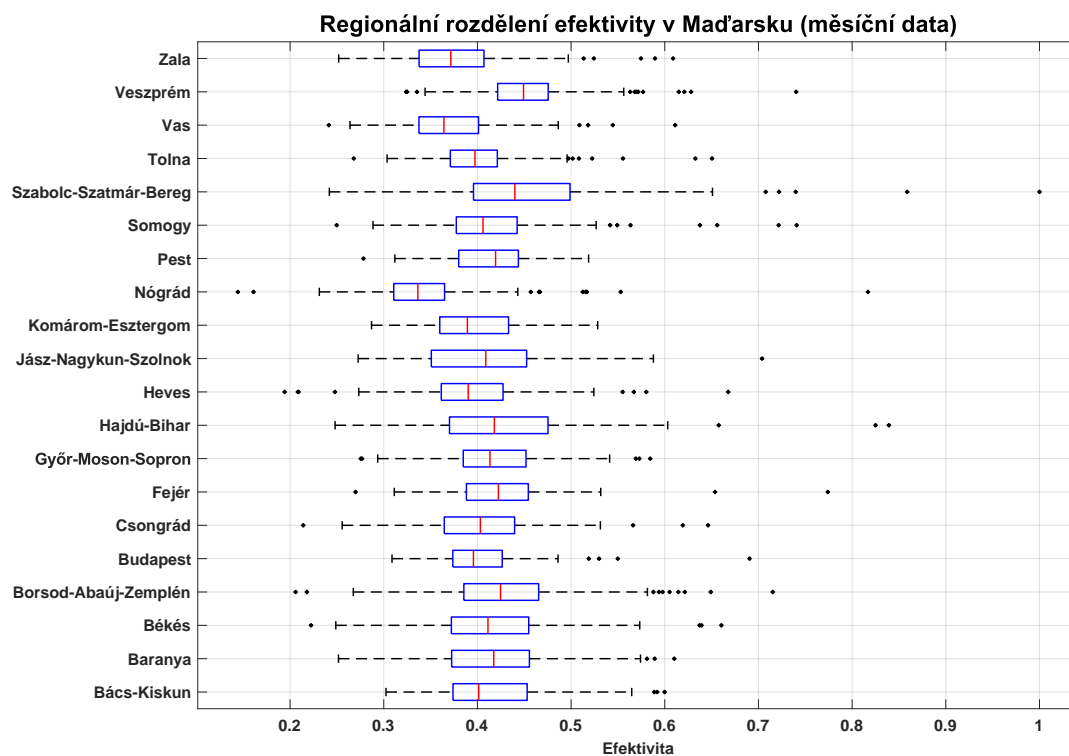
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.



**Obrázek H.7:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (panelový model fixních vlivů, měsíční data)

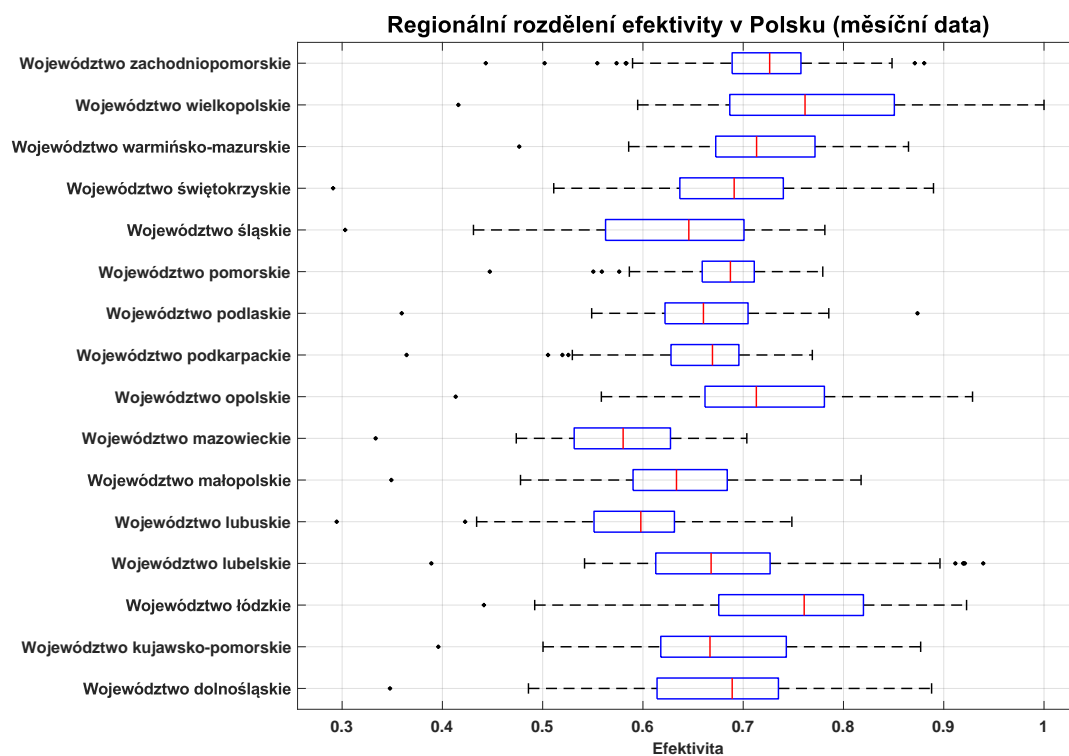
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.





**Obrázek H.8:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (panelový model fixních vlivů, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.



**Obrázek H.9:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (panelový model fixních vlivů, měsíční data)

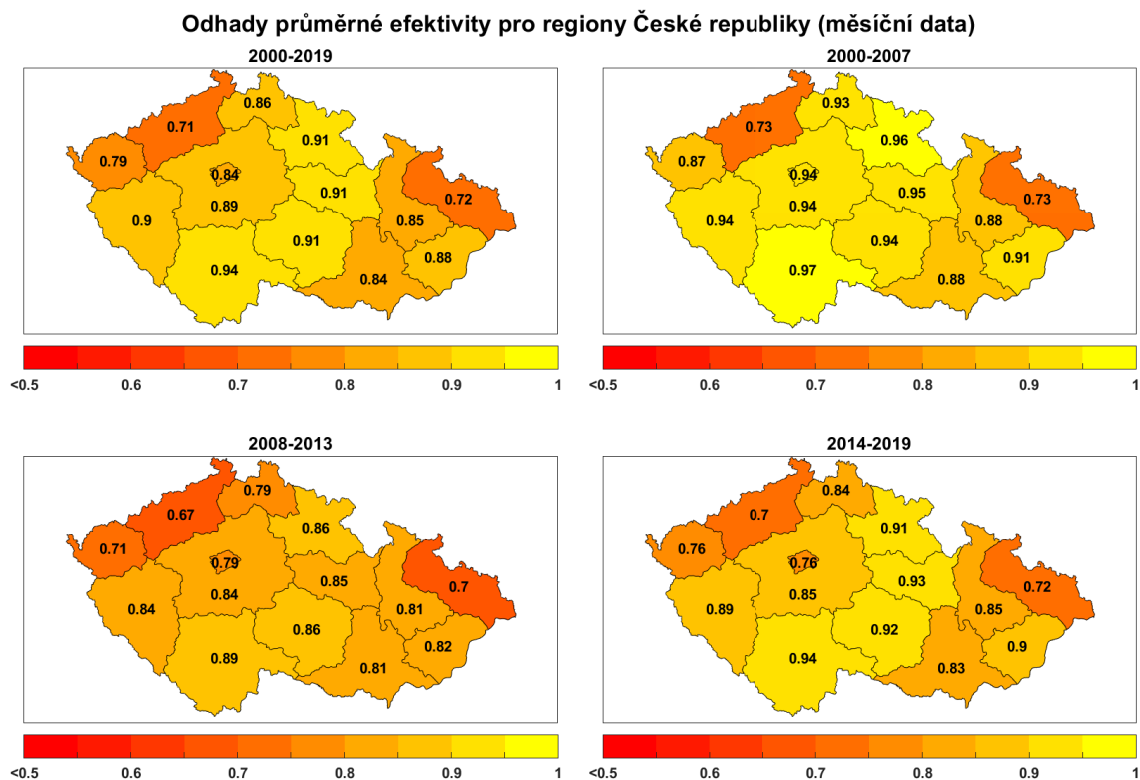
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci panelového modelu fixních vlivů.

## H.2 Model stochastických mezí

Tabulka H.1: Odhady párovací funkce z modelu stochastických mezí (neomezené výnosy z rozsahu, období 2000-2019)

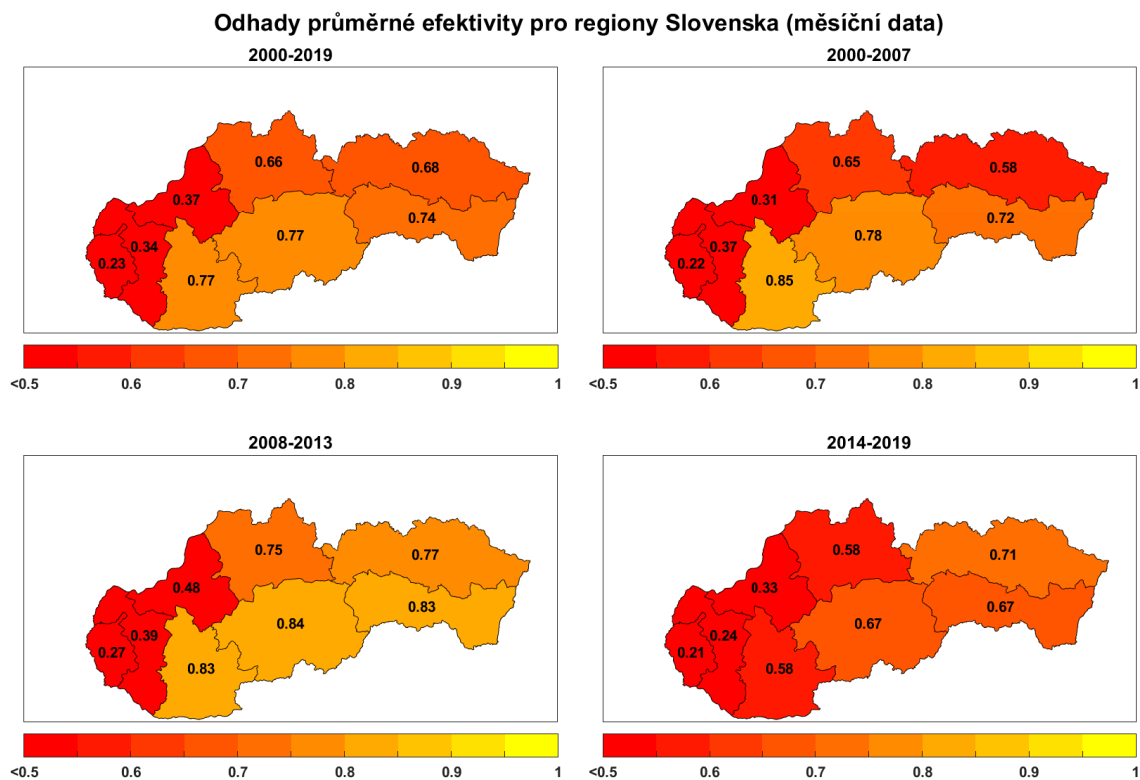
Parametr	Čtvrtletní data				Měsíční data			
	ČR	SR	HU	PL	ČR	SR	HU	PL
<i>konstanta</i>	-0,424*** (0,114)	9,752*** (0,256)	-0,489*** (0,077)	-2,052*** (0,088)	-0,616*** (0,066)	6,810*** (0,141)	-0,584*** (0,042)	-1,448*** (0,040)
<i>log U</i>	0,728*** (0,010)	-0,118*** (0,013)	0,678*** (0,007)	0,759*** (0,011)	0,741*** (0,005)	0,019* (0,011)	0,694*** (0,004)	0,694*** (0,005)
<i>log V</i>	0,093*** (0,006)	0,216*** (0,010)	0,208*** (0,006)	0,192*** (0,009)	0,107*** (0,003)	0,159*** (0,008)	0,199*** (0,004)	0,232*** (0,004)
<i>trend</i>		-0,004*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	0,005*** (0,005)		-0,002*** (0,000)		
<i>y<sub>gap</sub></i>	-0,062*** (0,010)	0,018*** (0,004)	0,030*** (0,005)	0,010** (0,005)	-0,091*** (0,007)	0,009*** (0,001)	-0,046*** (0,009)	-0,009*** (0,001)
<i>U<sub>fem_rate</sub></i>	-0,009* (0,005)	0,033*** (0,003)	X	-0,009** (0,001)	0,030*** (0,002)	0,011*** (0,002)	X	-0,004*** (0,000)
<i>U<sub>abs_rate</sub></i>	0,034*** (0,011)	-0,021*** (0,005)	-0,001*** (0,000)	-0,029** (0,011)				
<i>U<sub>ben_rate</sub></i>	-0,071*** (0,006)	X		0,004** (0,002)	-0,062*** (0,004)	X	-0,031*** (0,007)	-0,008*** (0,001)
<i>Age<sub>24_rate</sub></i>		X	X	0,019*** (0,003)	X	X	X	0,021*** (0,001)
<i>Age<sub>55_rate</sub></i>	-0,018*** (0,005)	X	X	-0,008 (0,003)	X	X	X	X
<i>Edu<sub>1_rate</sub></i>	0,044*** (0,004)	X	X		X	X	X	X
<i>Edu<sub>3_rate</sub></i>	0,091*** (0,009)	X	X	0,023*** (0,004)	X	X	X	X
<i>U<sub>3_rate</sub></i>		0,033*** (0,003)	X		X	0,016*** (0,002)	X	X
<i>U<sub>12_rate</sub></i>	-0,035*** (0,003)	0,003* (0,002)	X	0,002*** (0,001)	X	-0,014*** (0,001)	X	X
$\sigma^2$	0,026*** (0,003)	0,023*** (0,001)	0,023*** (0,000)	0,009*** (0,000)	0,071*** (0,006)	0,051*** (0,002)	0,068*** (0,009)	0,010*** (0,000)
$\gamma$	0,483*** (0,064)	0,406*** (0,030)	0,000 (0,000)	0,138** (0,059)	0,860*** (0,015)	0,272*** (0,076)	0,724*** (0,037)	0,355 (0,047)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce s využitím modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995). Symboly \*, \*\*, \*\*\* označují, že jsou koeficienty statisticky významné na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Koeficienty bez označení statistické významnosti jsou významné na hladině významnosti 15 %, výjimkou je jen konstanta, vyjadřující průměrný fixní vliv, a proměnné párovací funkce,  $\log U$  a  $\log V$ . Symbol 'X' označuje proměnné, které nemohly být do modelu zahrnuty v důsledku chybějících dat v daném období. V případě Polska jsou odhady provedeny na období 2001-2019.



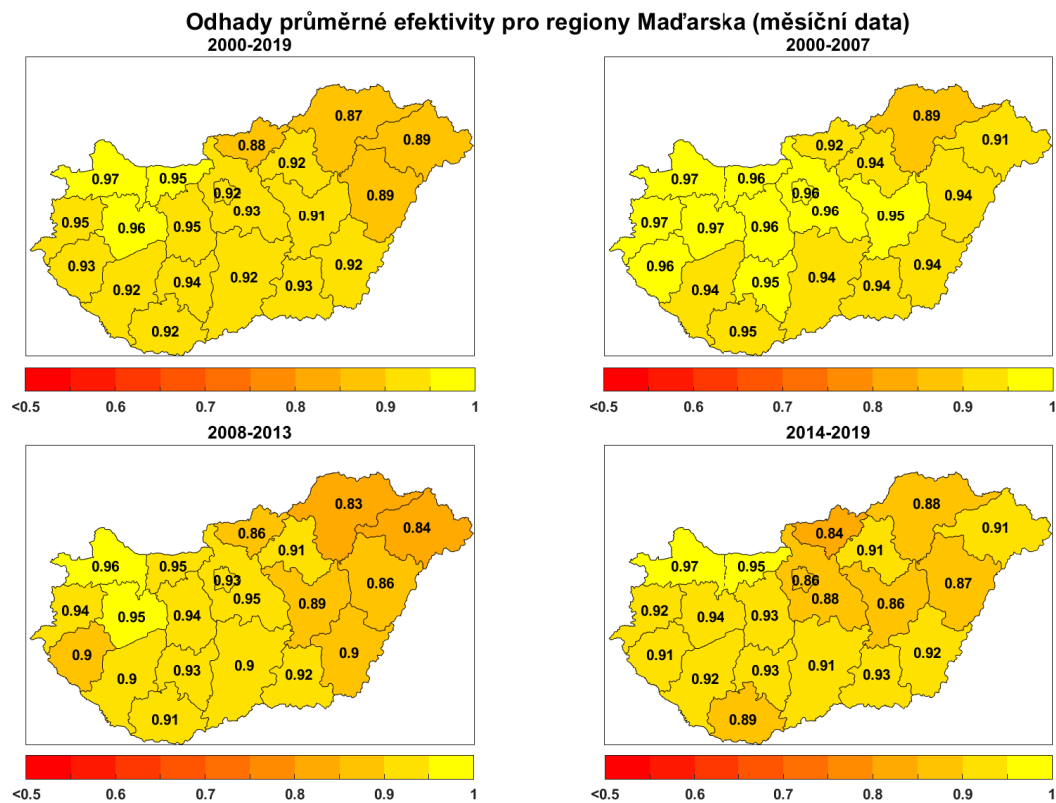
**Obrázek H.10:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



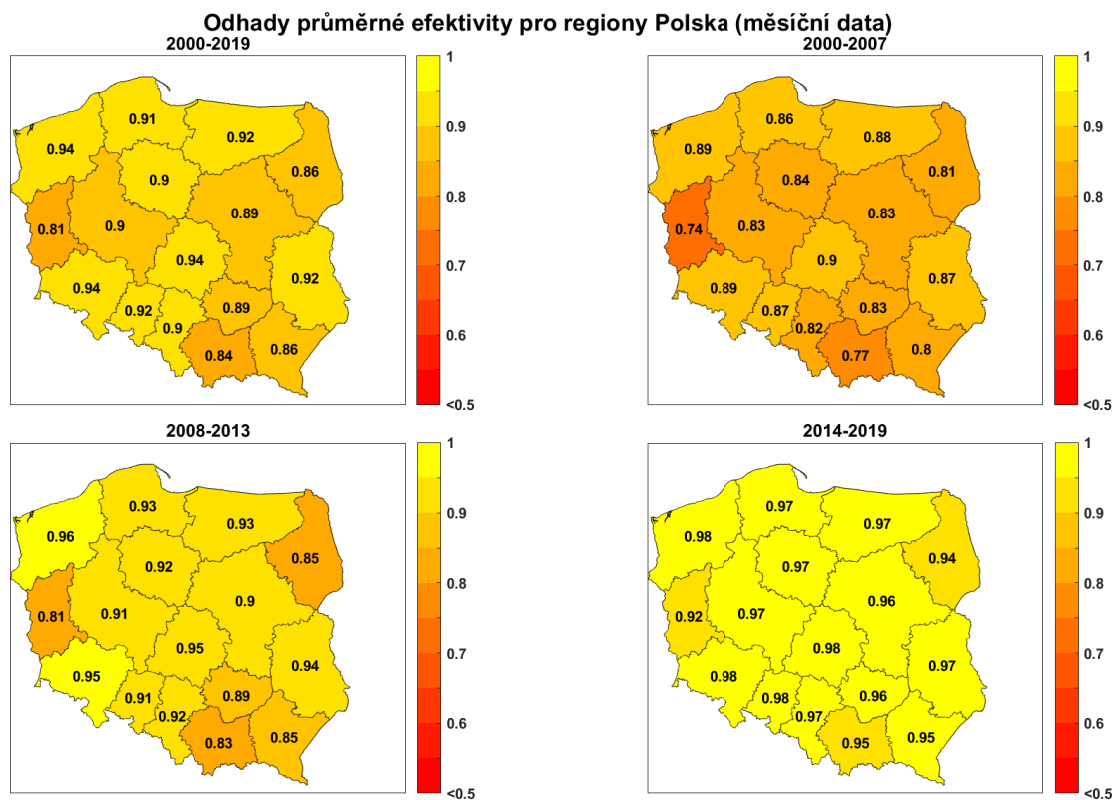
**Obrázek H.11:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



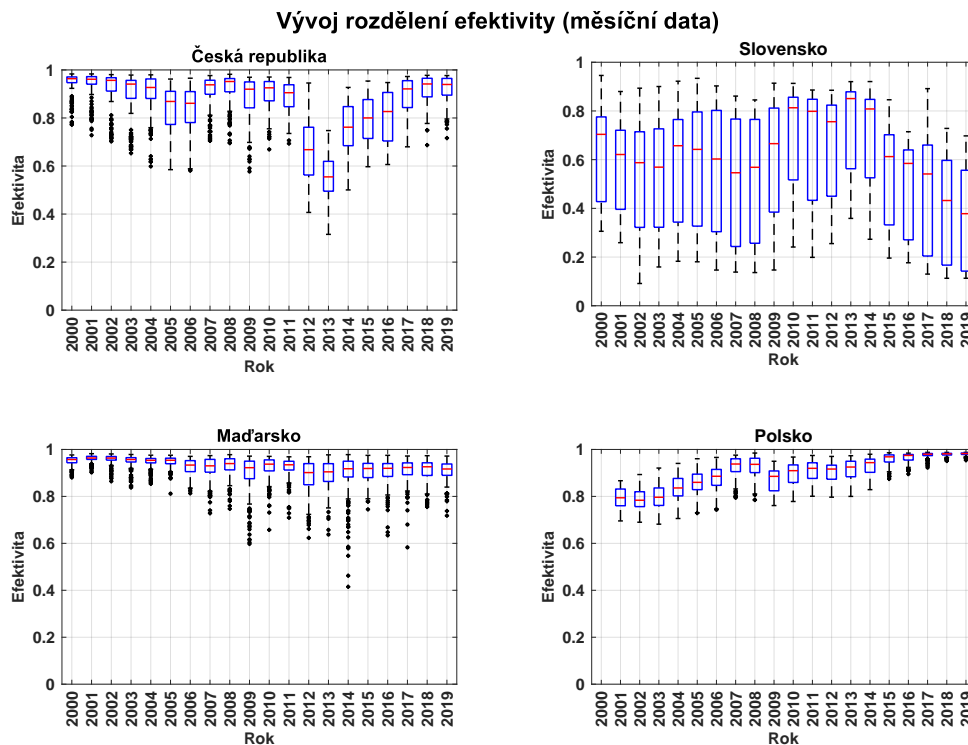
**Obrázek H.12:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



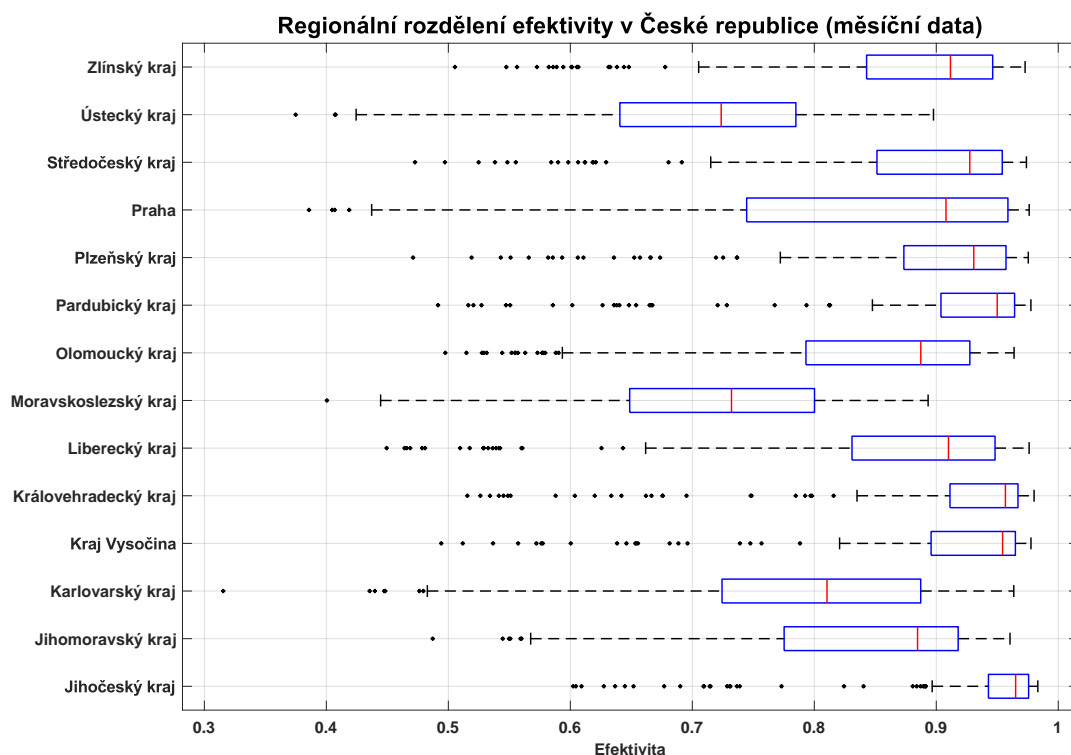
**Obrázek H.13:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



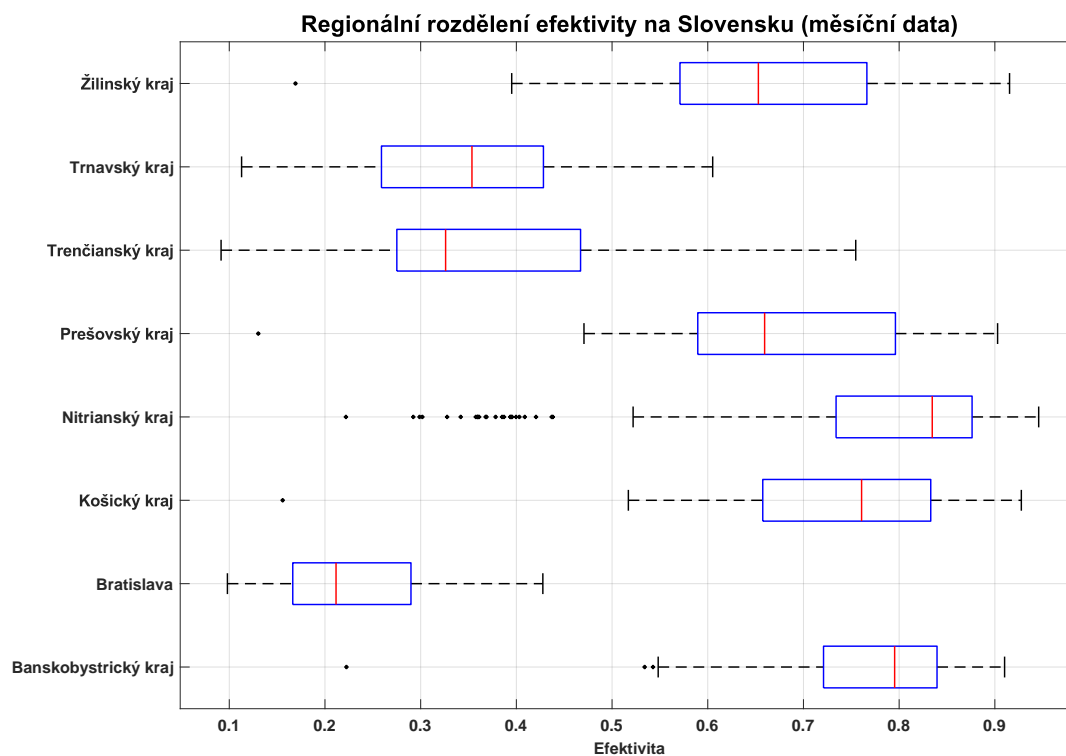
**Obrázek H.14:** Vývoj rozdělení efektivity párovacího procesu v regionech zemí V4 (model stochastických mezí, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



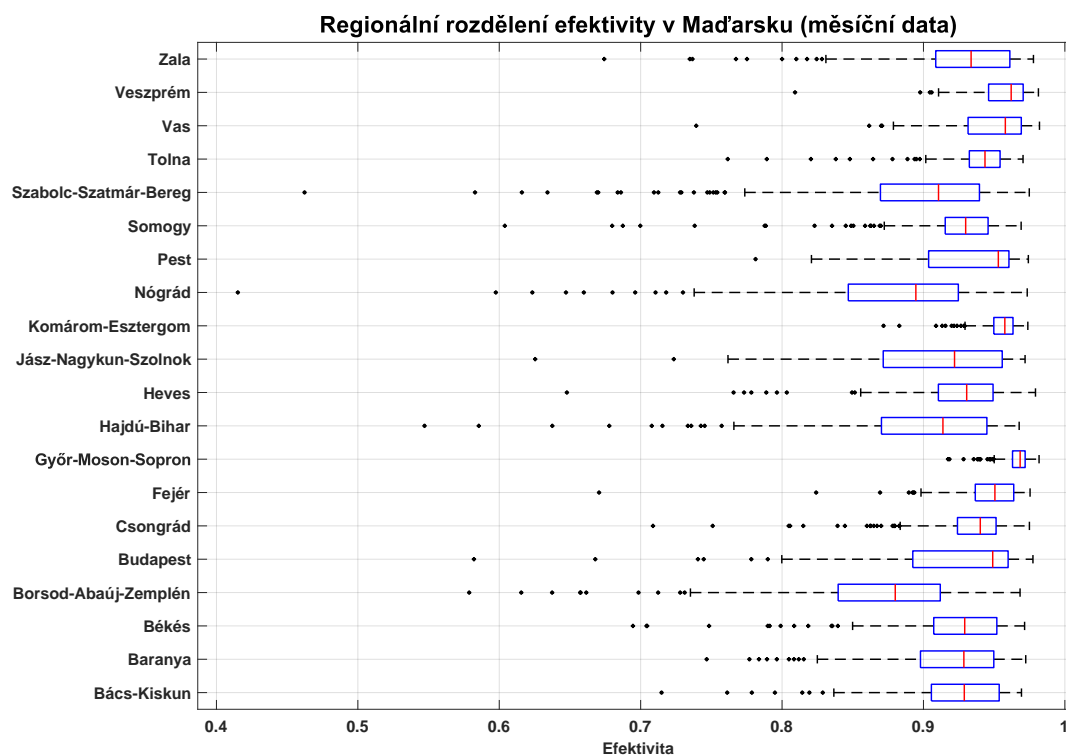
**Obrázek H.15:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



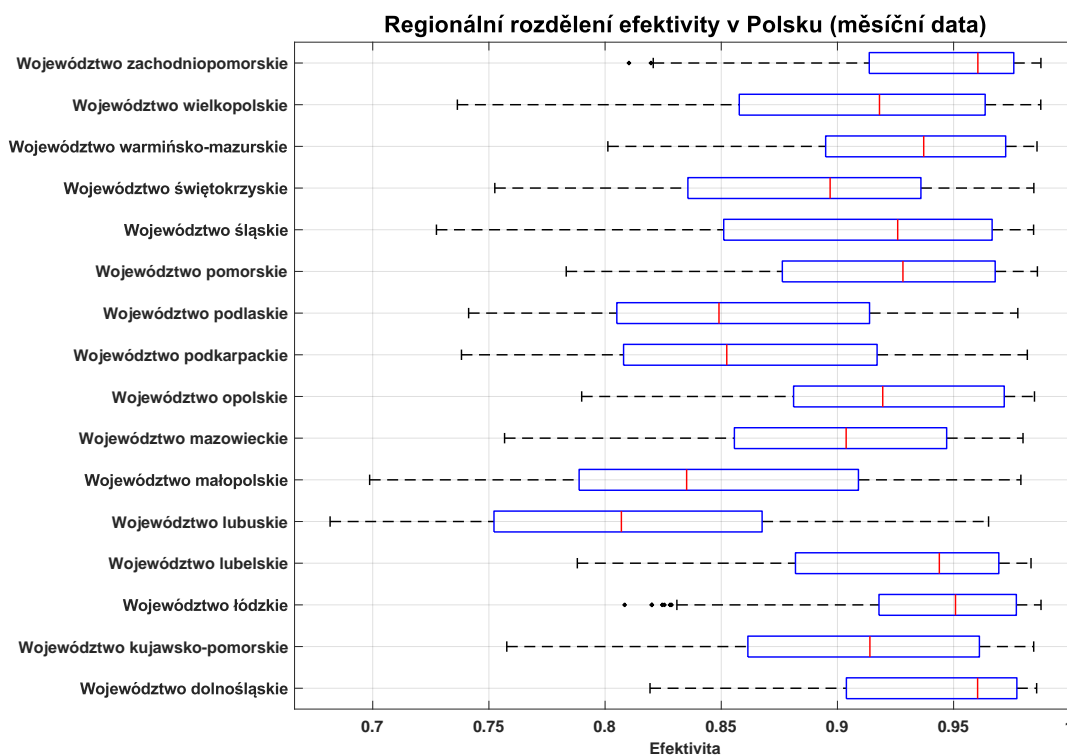
**Obrázek H.16:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



**Obrázek H.17:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí, měsíční data)

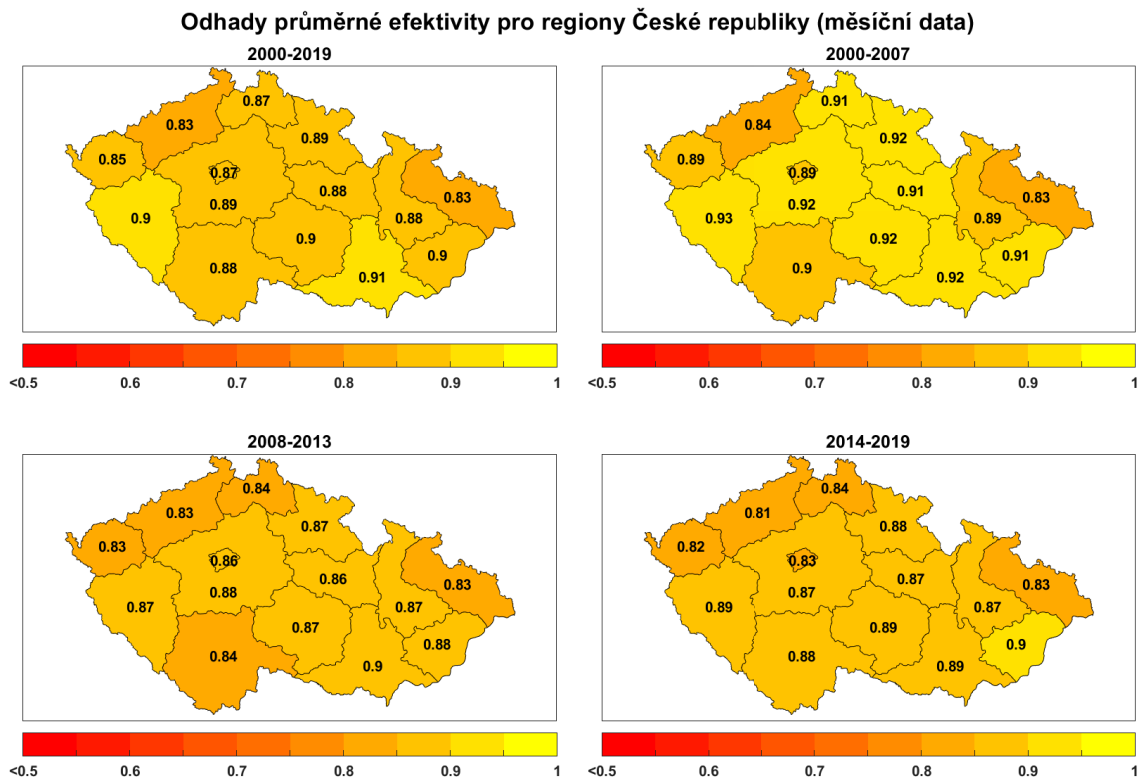
Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).



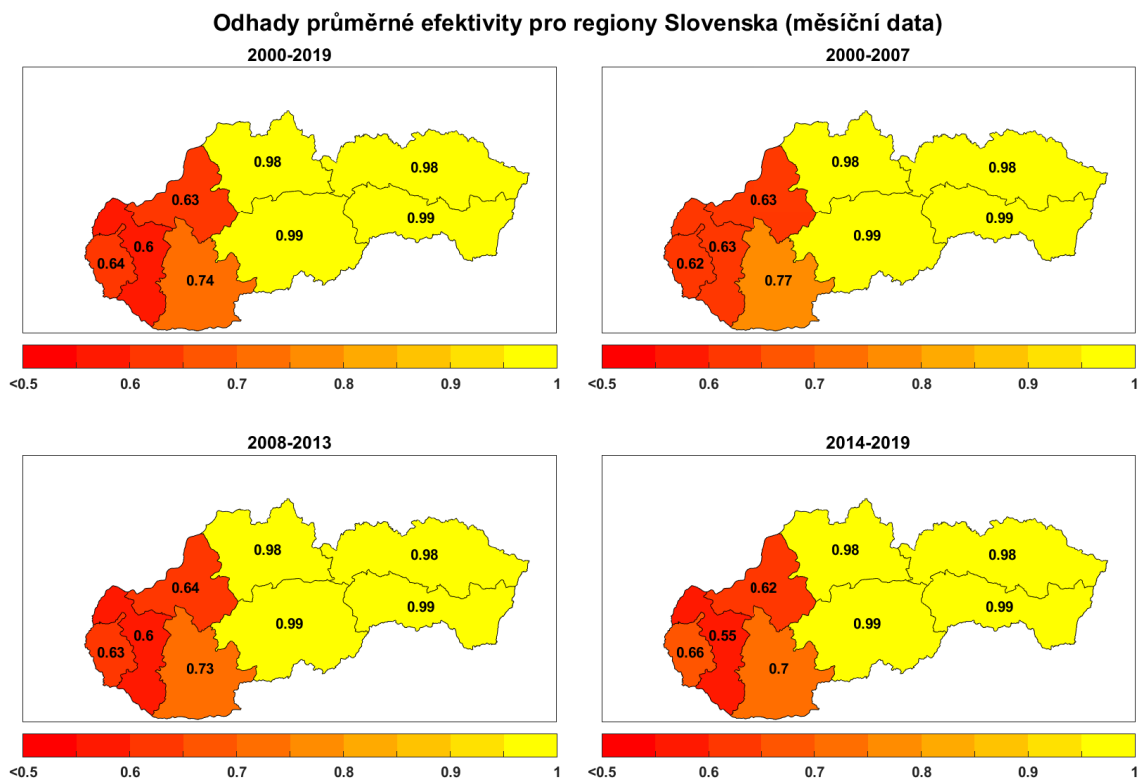
**Obrázek H.18:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).

### H.3 Model stochastických mezí s fixními vlivy

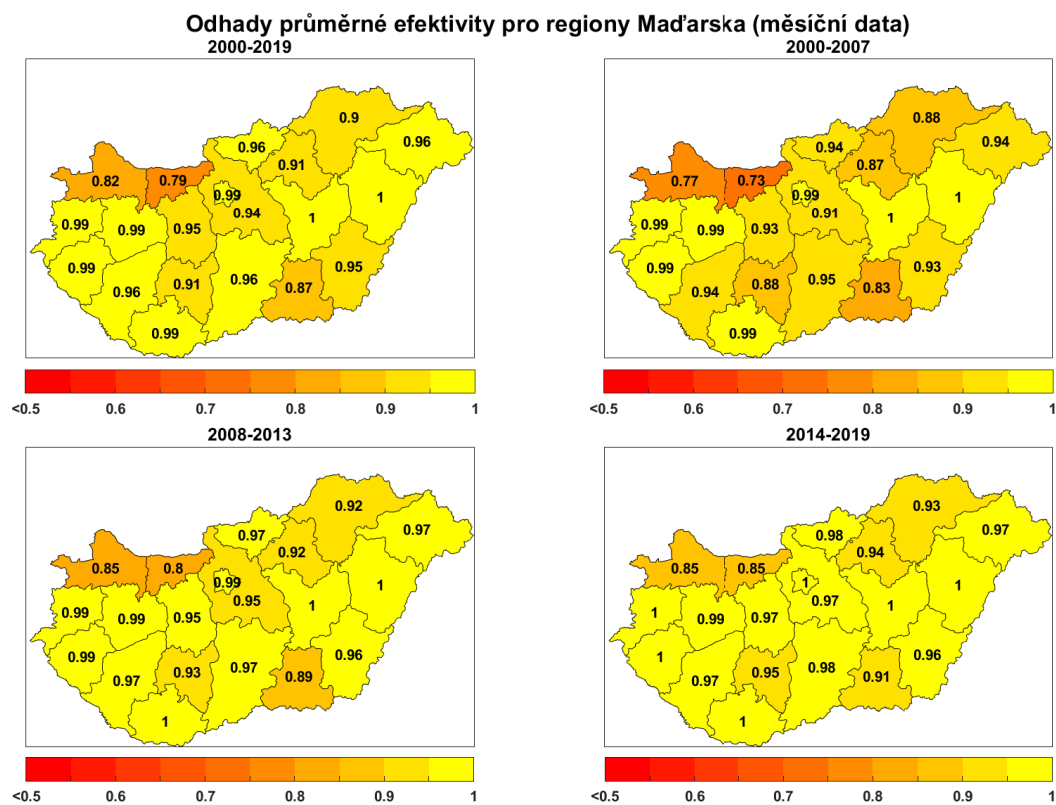


**Obrázek H.19:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data)  
 Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).



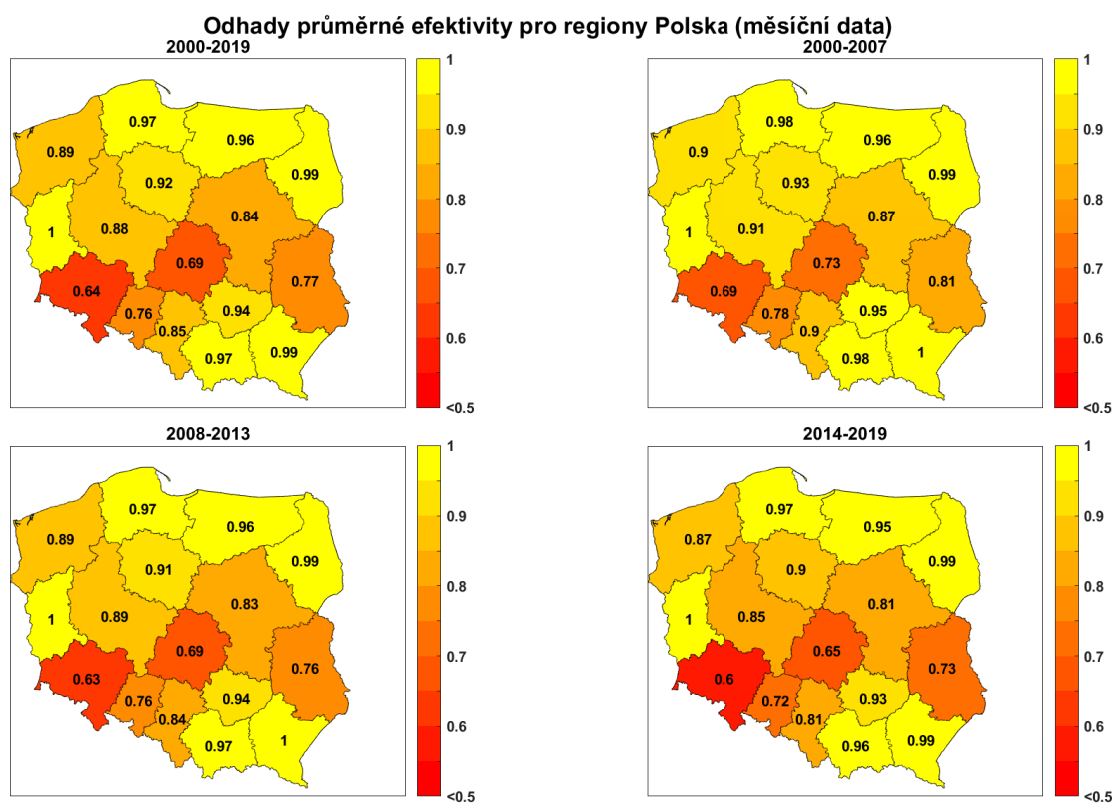
**Obrázek H.20:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data)  
 Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).





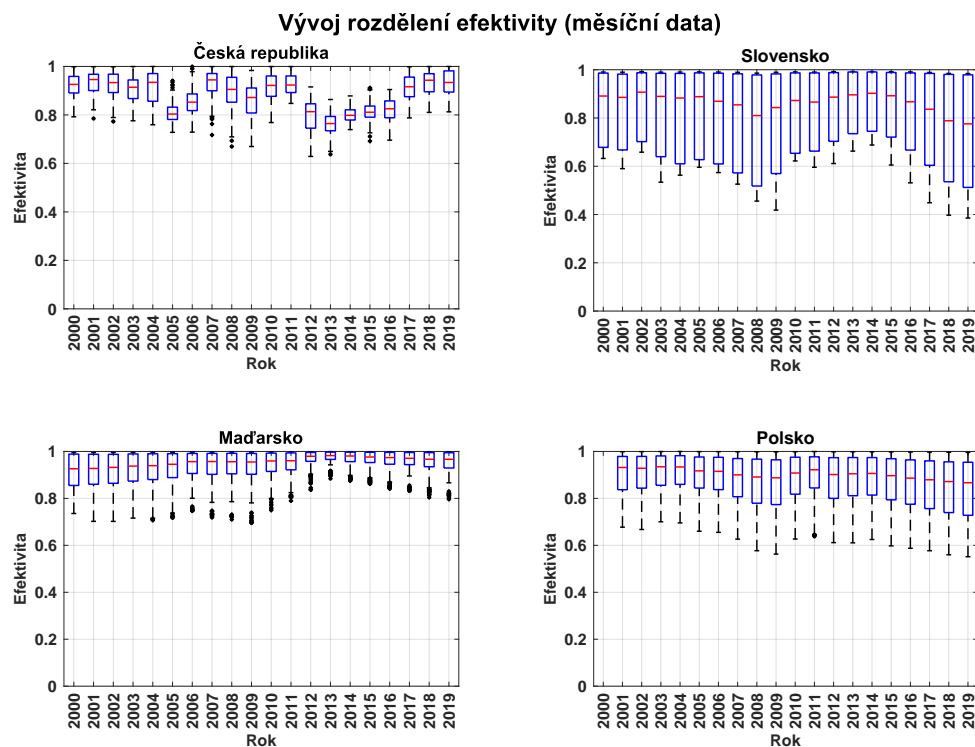
**Obrázek H.21:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).



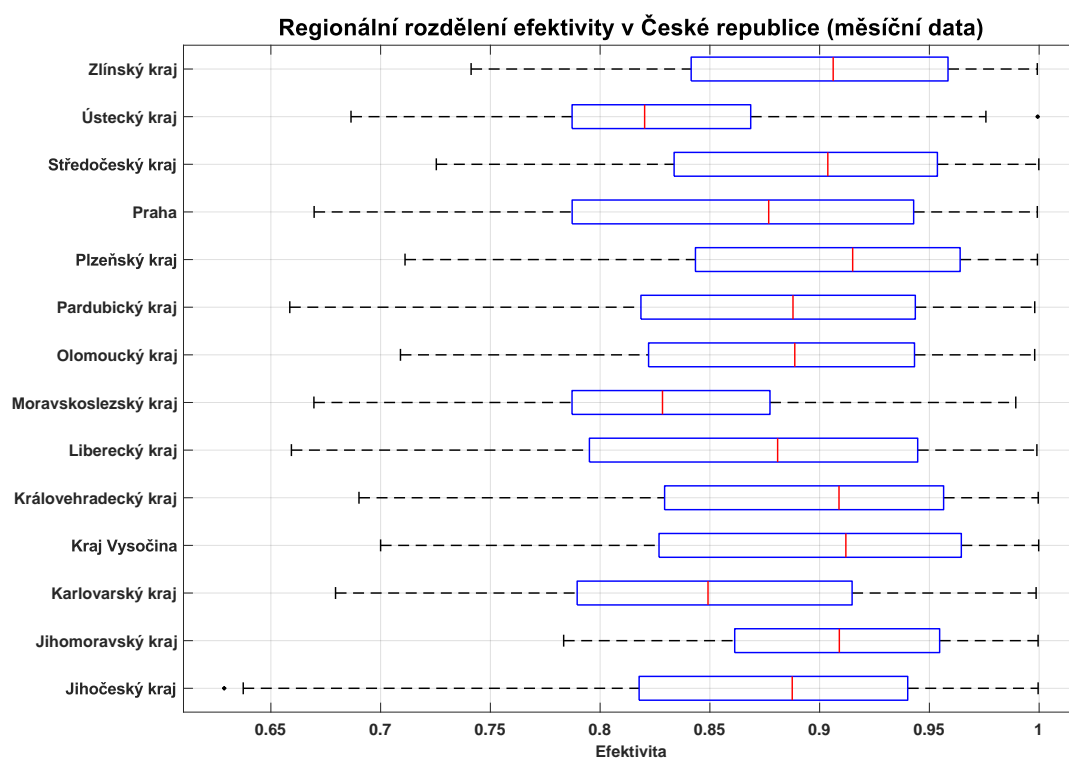
**Obrázek H.22:** Odhady průměrné efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).



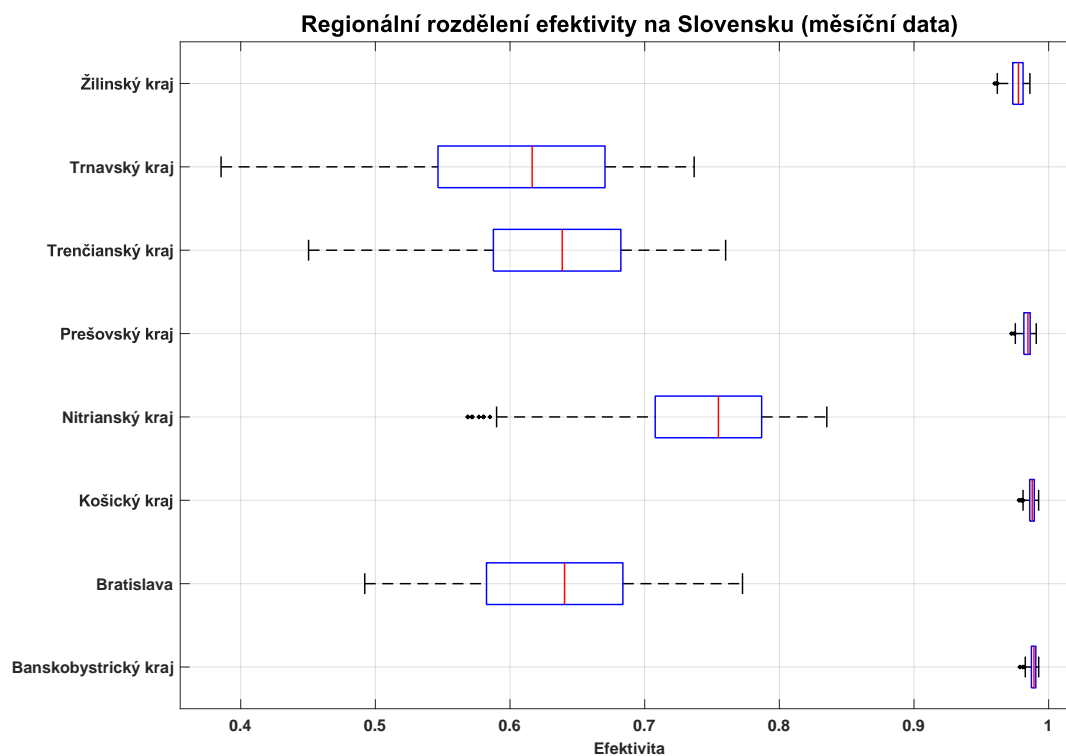
**Obrázek H.23:** Vývoj rozdělení efektivity párovacího procesu v regionech zemí V4 (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).



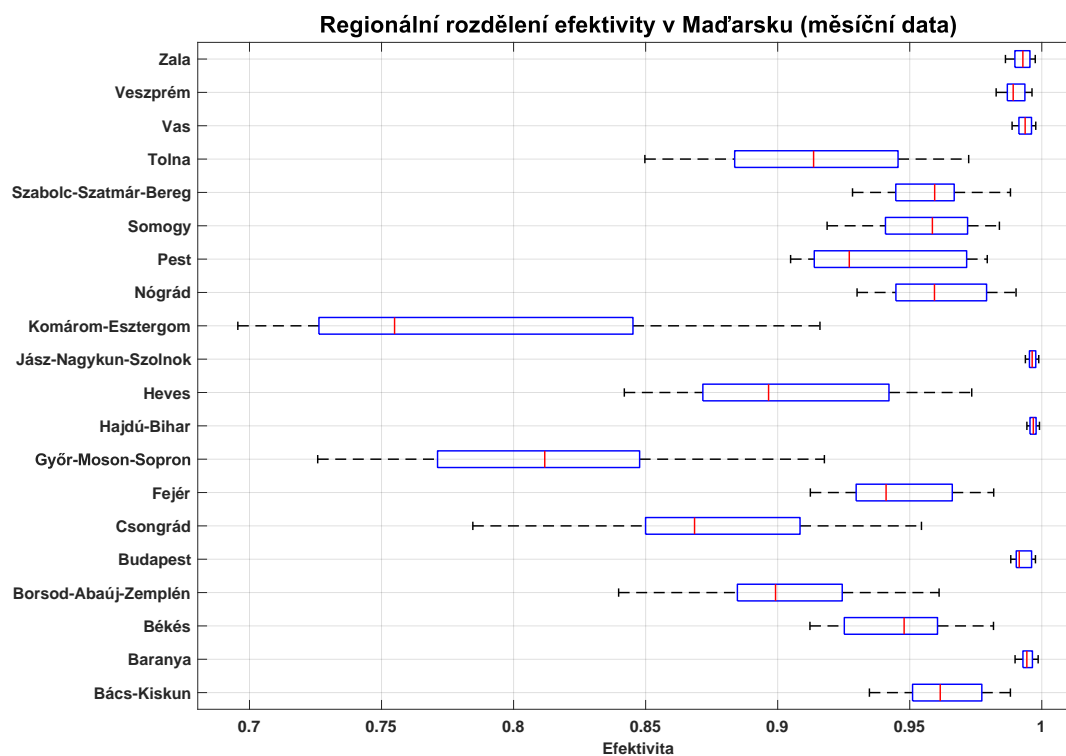
**Obrázek H.24:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony České republiky (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).



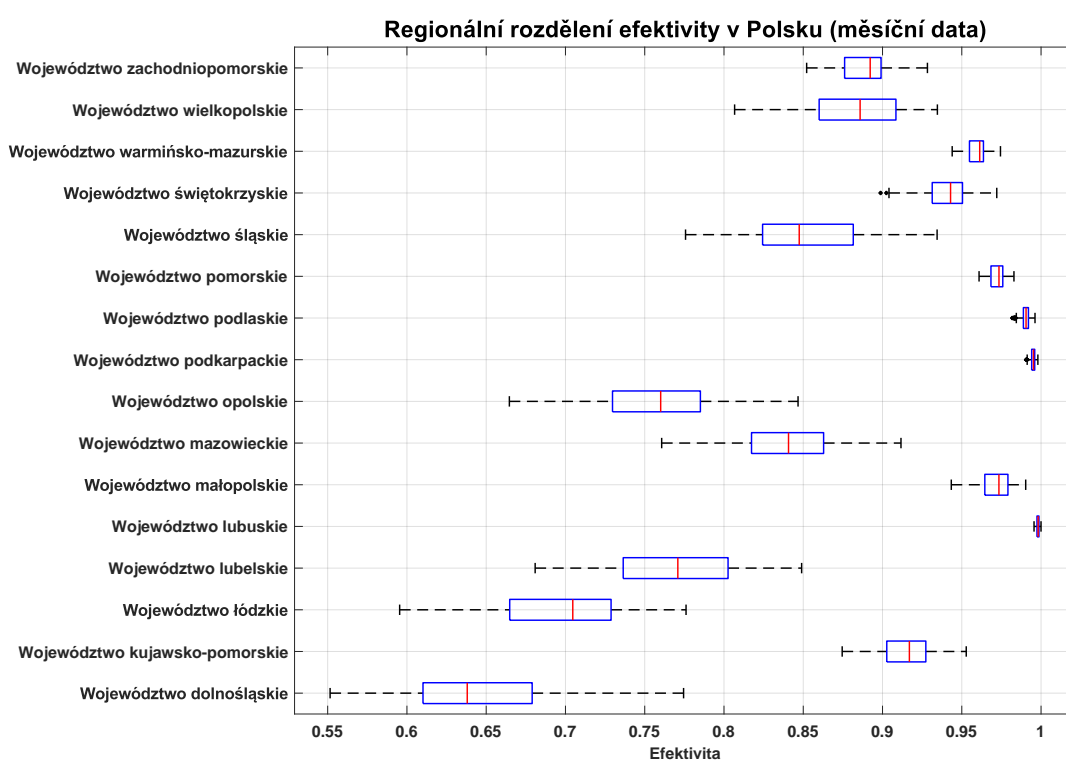
**Obrázek H.25:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Slovenska (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).



**Obrázek H.26:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Maďarska (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí s fixními vlivy dle Wang – Ho (2010).



**Obrázek H.27:** Regionální rozdělení efektivity párovacího procesu pro regiony Polska (model stochastických mezí s fixními vlivy, měsíční data)

Zdroj: Vlastní zpracování na základě odhadů párovací funkce v rámci modelu stochastických mezí dle Battese – Coelli (1995).

## Příloha I

# Log-linearizovaná podoba DSGE modelu se "search and matching" mechanismem

Odvozený DSGE model se „search and matching“ mechanismem představený v kapitole 7.1 byl pro účely odhadu log-linearizován v okolí ustálených stavů. Rovnice pro výpočet ustálených stavů a výsledky log-linearizace založené na Taylorově rozvoji 1. řádu jsou shrnuty v této příloze. Jedná se o modelové rovnice vycházející z rovnic omezení a podmínek prvního řádu. Proměnné v ustáleném stavu jsou označeny horní čárkou, logaritmické odchylky proměnných od (logaritmů) ustálených stavů jsou vyjádřeny vlnovkou.

### Sektor domácností

- Rovnice optimálního rozhodování domácností, (7.3)

$$\begin{aligned}\bar{\lambda} &= (\bar{C})^{-\sigma} & \Rightarrow & \log \bar{\lambda} = -\sigma \log (\bar{C}) \\ \tilde{\lambda}_t &= -\sigma \tilde{C}_t\end{aligned}$$

### Trh práce

- Párovací funkce, (7.4)

$$\begin{aligned}\bar{m} &= \bar{\mu} (\bar{u})^\xi (\bar{v})^{(1-\xi)} & \Rightarrow & \log \bar{m} = \log \bar{\mu} + \xi \log \bar{u} + (1 - \xi) \log \bar{v} \\ \tilde{m}_t &= \tilde{\mu}_t + \xi \tilde{u}_t + (1 - \xi) \tilde{v}_t\end{aligned}$$

- Pravděpodobnost obsazení volného pracovního místa, (7.6)

$$\begin{aligned}\bar{q} &= \frac{\bar{m}}{\bar{v}} & \Rightarrow & \log \bar{q} = \log \bar{m} + \log \bar{v} \\ \tilde{q}_t &= \tilde{m}_t - \tilde{v}_t\end{aligned}$$

- Těsnost trhu práce, (7.5)

$$\begin{aligned}\bar{\theta} &= \frac{\bar{v}}{\bar{u}} & \Rightarrow & \log \bar{\theta} = \log \bar{v} + \log \bar{u} \\ \tilde{\theta}_t &= \tilde{v}_t - \tilde{u}_t\end{aligned}$$

- Definice míry zaměstnanosti, (7.7)

$$\begin{aligned}\bar{n} &= 1 - \bar{u} & \Rightarrow & \log \bar{n} = \log(1 - \log \bar{u}) \\ \tilde{n}_t &= -\frac{\bar{u}}{1 - \bar{u}} \tilde{u}_t\end{aligned}$$

- Dynamika zaměstnanosti, (7.8)

$$\bar{n} = \frac{1 - \bar{\rho}}{\bar{\rho}} \bar{v} \bar{q} \quad \Rightarrow \quad \log \bar{n} = \log \left( \frac{1 - \bar{\rho}}{\bar{\rho}} \right) + \log \bar{v} + \log \bar{q}$$

$$\tilde{n}_t = \frac{1}{\bar{n} + \bar{v} \bar{q}} [\bar{n} \tilde{n}_{t-1} + \bar{v} \bar{q} (\tilde{v}_{t-1} + \tilde{q}_{t-1})] - \frac{\bar{\rho}}{1 - \bar{\rho}} \tilde{\rho}_t$$

## Sektor firem

- Poptávka po produkci firem, (7.12)

$$\bar{y} = \left( \frac{\bar{p}}{\bar{P}} \right)^{-1 - \bar{\varepsilon}} \bar{Y} \quad \Rightarrow \quad \log \bar{y} = (-1 - \bar{\varepsilon}) [\log \bar{p} - \log \bar{P}] - \log \bar{Y}$$

$$\tilde{y}_t = \log \left( \frac{\bar{p}}{\bar{P}} \right) (-\bar{\varepsilon}) \tilde{\varepsilon}_t + (-1 - \bar{\varepsilon}) (\tilde{p}_t - \tilde{P}_t) + \tilde{Y}_t$$

- Produkční funkce, (7.13)

$$\bar{y} = \bar{A}(\bar{n})^\alpha \quad \Rightarrow \quad \log \bar{y} = \log \bar{A} + \alpha \log \bar{n}$$

$$\tilde{y}_t = \tilde{A}_t + \alpha \tilde{n}_t$$

- Rovnice optimálního rozhodování firem I, (7.15)

$$\bar{\tau} = \alpha \frac{\bar{y}}{\bar{n}} \frac{\bar{\varepsilon}}{1 + \bar{\varepsilon}} \bar{p} - \bar{w} + (1 - \bar{\rho}) \bar{\beta} \bar{\tau} = \frac{1}{1 - (1 - \bar{\rho}) \bar{\beta}} \left( \alpha \frac{\bar{y}}{\bar{n}} \frac{\bar{\varepsilon}}{1 + \bar{\varepsilon}} \bar{p} - \bar{w} \right)$$

$$\log \bar{\tau} = \log \left[ \frac{1}{1 - (1 - \bar{\rho}) \bar{\beta}} \left( \alpha \frac{\bar{y}}{\bar{n}} \frac{\bar{\varepsilon}}{1 + \bar{\varepsilon}} \bar{p} - \bar{w} \right) \right]$$

$$\tilde{\tau} = \frac{\alpha \frac{\bar{y}}{\bar{n}} \frac{\bar{\varepsilon}}{1 + \bar{\varepsilon}} \bar{p} (\tilde{y}_t - \tilde{n}_t + \frac{\tilde{\varepsilon}_t}{1 + \bar{\varepsilon}} + \tilde{p}_t) - \bar{w} \tilde{w}_t + \bar{\beta} \bar{\tau} \left( (1 - \bar{\rho}) E_t (\tilde{\beta}_{t+1} + \tilde{\tau}_{t+1}) - \bar{\rho} \tilde{\rho}_t \right)}{\alpha \frac{\bar{y}}{\bar{n}} \frac{\bar{\varepsilon}}{1 + \bar{\varepsilon}} \bar{p} - \bar{w} + (1 - \bar{\rho}) \bar{\beta} \bar{\tau}}$$

- Rovnice optimálního rozhodování firem II, (7.16)

$$\kappa(\bar{v})^{(\psi-1)} = (1 - \bar{\rho}) \bar{q} \bar{\beta} \bar{\tau}$$

$$\log \kappa + (\psi - 1) \log \bar{v} = \log(1 - \bar{\rho}) + \log \bar{q} + \log \bar{\beta} + \log \bar{\tau}$$

$$(\psi - 1) \tilde{v}_t = \tilde{q}_t + E_t(\tilde{\beta}_{t+1} + \tilde{\tau}_{t+1}) - \frac{\bar{\rho}}{1 - \bar{\rho}} \tilde{\rho}_t$$

- Rovnice stochastického diskontního faktoru, (7.17)

$$\bar{\beta} = \beta \frac{\bar{\lambda}}{\lambda}$$

$$\bar{\beta} = \beta \quad \Rightarrow \quad \log \bar{\beta} = \log \beta$$

$$\tilde{\beta}_t = \tilde{\lambda}_t - \tilde{\lambda}_{t-1}$$

## Mzdové vyjednávání

- Mzdová rovnice, (7.27)

$$\bar{w} = \eta \left( \alpha \frac{\bar{y}}{\bar{n}} \frac{\bar{\varepsilon}}{1 + \bar{\varepsilon}} \bar{p} + \kappa \xi(\bar{v})^{(\psi-1)} \bar{\theta} \right) + (1 - \eta) [b + \bar{\chi}(\bar{C})^\sigma]$$

$$\log \bar{w} = \log \left\{ \eta \left( \alpha \frac{\bar{y}}{\bar{n}} \frac{\bar{\varepsilon}}{1 + \bar{\varepsilon}} \bar{p} + \kappa \xi(\bar{v})^{(\psi-1)} \bar{\theta} \right) + (1 - \eta) [b + \bar{\chi}(\bar{C})^\sigma] \right\}$$

$$\tilde{w}_t = \frac{1}{\bar{w}} \left[ \eta \left( \alpha \frac{\bar{y}}{\bar{n}} \frac{\bar{\varepsilon}}{1 + \bar{\varepsilon}} \bar{p} \left( \tilde{y}_t - \tilde{n}_t + \frac{1}{1 + \bar{\varepsilon}} \tilde{\varepsilon}_t + \tilde{p}_t \right) + \kappa \xi(\bar{v})^{(\psi-1)} \bar{\theta} \left( (\psi - 1) \tilde{v}_t + \tilde{\theta}_t \right) \right) + (1 - \eta) \bar{\chi}(\bar{C})^\sigma \left( \tilde{\chi}_t + \sigma \tilde{C}_t \right) \right]$$

## Uzavření modelu

- Agregátní omezení ekonomiky, (7.28)

$$\bar{Y} = \bar{C} + \frac{\kappa}{\psi}(\bar{v})^\psi \quad \Rightarrow \quad \log \bar{Y} = \log \left( \bar{C} + \frac{\kappa}{\psi}(\bar{v})^\psi \right)$$

$$\tilde{Y}_t = \frac{\bar{C}\tilde{C}_t + \kappa(\bar{v})^\psi \tilde{v}_t}{\bar{C} + \frac{\kappa}{\psi}(\bar{v})^\psi}$$

## Stochastické procesy

Log linearizace stochastických procesů je implicitně definovaná rovnicemi (7.30) až (7.34), kdy v ustáleném stavu jsou šoky  $\epsilon_t^i$  pro  $i \in (A, \chi, \varepsilon, \mu, \rho)$  nulové a ustálené stavy stochastických procesů jsou tedy definovány exogenně mimo systém modelových rovnic. Log-linearizované rovnice jsou tedy dány jako

$$\begin{aligned}\tilde{A}_t &= \rho_A \tilde{A}_{t-1} + \epsilon_t^A, \\ \tilde{\chi}_t &= \rho_\chi \tilde{\chi}_{t-1} + \epsilon_t^\chi, \\ \tilde{\varepsilon}_t &= \rho_\varepsilon \tilde{\varepsilon}_{t-1} + \epsilon_t^\varepsilon, \\ \tilde{\mu}_t &= \rho_\mu \tilde{\mu}_{t-1} + \epsilon_t^\mu, \\ \tilde{\rho}_t &= \rho_\rho \tilde{\rho}_{t-1} + \epsilon_t^\rho.\end{aligned}$$