

CHOSEN DETERMINANTS OF DECREASING MORAVIAN-SILESIAN REGION POPULATION BY MIGRATION

[Vybrané determinanty úbytku populace migrací v Moravskoslezském kraji]

Jan Šulák¹

¹ Ekonomická fakulta, Vysoká škola báňská – TU Ostrava, Sokolská 33, 702 00 Ostrava
Email: jan.sulak@vsb.cz

Abstract: This article is investigating the role of natural environment (air) pollution on migration out of the one of the most polluted areas in Czech Republic (even in Europe) – from Moravian-Silesian region, which is very typical for it in the long run. Using unique dataset, containing a plenty of economic and other variables, collected from the outputs of Czech statistical office and Czech hydrometeorological office, together with a particular quantitative econometric approach (panel data modelling with interactions) I reveal, that emigration rate, caused by environment pollution, is in comparison with other regions in the Czech Republic, double. Some recommendations are also discussed.

Keywords: decreasing population, districts, migration, Moravian-Silesian region, natural environment

JEL classification: J61

Received: 21.1.2019; Reviewed: 28.1.2019; 16.2.2019; Accepted: 30.10.2019

Úvod

Moravskoslezský kraj je regionem s bohatou nejen průmyslovou, ale i kulturní historií. Historicky také patřil k oblastem s vysokým ekonomickým růstem, který zde přitahoval příliv obyvatel z různých oblastí, zejména od doby objevení zdrojů černého uhlí v 18. století. To mělo také za příčinu rozvoj na těžbu navázaného těžkého průmyslu a další imigraci do oblasti, která byla nejvyšší po roce 1945. V období socialismu pak byla role těžkého průmyslu a těžby ještě více umocňována a preferována, bohužel na úkor jiných sektorů (MSK 2019; RIS 2016). Po pádu tohoto režimu se zmiňovaná odvětví dostala do problémů – v posledních desetiletích probíhá proces utlumování této staré ekonomické struktury. Změna struktury regionální ekonomiky pak přináší řadu strukturálních problémů, které mimo jiné mohou vést k opačným trendům, nežli v minulosti, a to že část obyvatel se rozhodne přestěhovat se do jiné cílové destinace nebo stěhování alespoň zvažuje. Jednou z příčin vystěhování může být také špatné životní prostředí (typické pro Moravskoslezský kraj) či jiné environmentální determinanty, jak uvádějí např. autoři Fidrmuc a Huber 2007, Hugo 1996; Myers 2002; Warner et al. 2009; Piguet et al., 2011 či Gray a Mueller 2012. Jedná se zejména o degradaci životního prostředí, změnu teploty, neúrodu způsobenou výkyvy počasí, extrémní přírodní úkazy a přírodní katastrofy. Tyto studie jsou však nejčastěji zaměřeny na mimoevropské země a regiony. Problematika vlivu znečištění ovzduší na migraci obyvatel tedy není pro Evropské země a regiony dostatečně prozkoumána a to je také jedním z důvodů vzniku této studie.

Znečištění ovzduší může působit jako negativní externalita, která lidem přináší další dodatečné náklady, za které však neobdrží žádnou protihodnotu. Úbytkem obyvatel, především vzdělanějších lidí a lidí ve věkových kategoriích spadajících do produktivního věku, ztrácí každý region, a tedy i Moravskoslezský kraj, svůj potenciál k dalšímu rozvoji. Přichází tak o velice cenný lidský kapitál, který je pro rozvoj každé moderní ekonomiky klíčový. Má-li se tedy tento region v delším časovém horizontu úspěšně rozvíjet, je potřeba, aby k úbytku obyvatel právě výše zmiňovaných charakteristik nedocházelo.

Proto je cílem tohoto článku určit determinanty emigrace, se zvláštním zřetelem na znehodnocené životní prostředí, které vedou k úbytku obyvatel tohoto kraje stěhováním, zhodnotit je a pokusit se poskytnout návrh řešení této nepříznivé situace.

Pro potřeby této práce byl sestaven obsáhlý datový panel z výstupů ČSÚ (2018) a ČHMÚ (2014). K výpočtům je využita analýza panelových dat (metodou OLS) s robustními směrodatnými odchylkami, což slouží k eliminaci některých ekonometrických problémů. Výsledky provedené analýzy, mimo standardních výsledků analýzy migrace, potvrzují, že znečištění životního prostředí je důležitým faktorem způsobujícím odliv obyvatelstva z Moravskoslezského kraje.

1 Problém úbytku obyvatel v Moravskoslezském kraji stěhováním – dlouhodobý trend

Industriální společnost byla postavena na průmyslových regionech, vyznačujících se silnou koncentrací obyvatelstva. S procesem industrializace a rozvojem měst byl však také spojen nárůst jeho prostorové aktivity. Tento růst dále pokračuje, avšak v industriálním období se obyvatelstvo koncentrovalo do ekonomických (průmyslových) center. V současnosti je však trendem pohyb obousměrný (mezi jádrem i periferií; Hruška et al. 2012). To je také případ Moravskoslezského kraje. V současném období dochází ke značným decentralizačním tendencím v rozmístění obyvatelstva na jedné straně a na straně druhé proti nim stojí koncentrace pracovních míst v aglomeracích (ČSÚ 2012; ČSÚ 2015).

V migračních procesech v Moravskoslezském kraji hraje nejvýznamnější roli vnitrokrajská migrace, přičemž dochází k mírnému nárůstu migračních vzdáleností v rámci kraje (Ivan a Tvrđý 2008). Vnitrokrajská migrace činí 66% podíl na celkovém počtu migrantů. V rámci obcí s rozšířenou působností je tento podíl čtvrtinový, nicméně se projevuje rostoucí tendence migračních toků mezi nimi. Řada lidí se také vystěhovává z oblasti Rýmařovska a Bruntálska, pro něž jsou přitažlivé cílové destinace jako Frenštát pod Radhoštěm, Kopřivnice, Nový Jičín a Odry, které mají přibližně stejnou dojezdovou vzdálenost jak do Ostravy, tak i Olomouce. U Havířova, který byl po dlouhou dobu znám jako město mladých, dochází k výraznému nárůstu podílu seniorů a sociálně slabých osob, a to mimo jiné rovněž z důvodu emigrace osob v produktivním věku (Hruška et al. 2012; ČSÚ 2017).

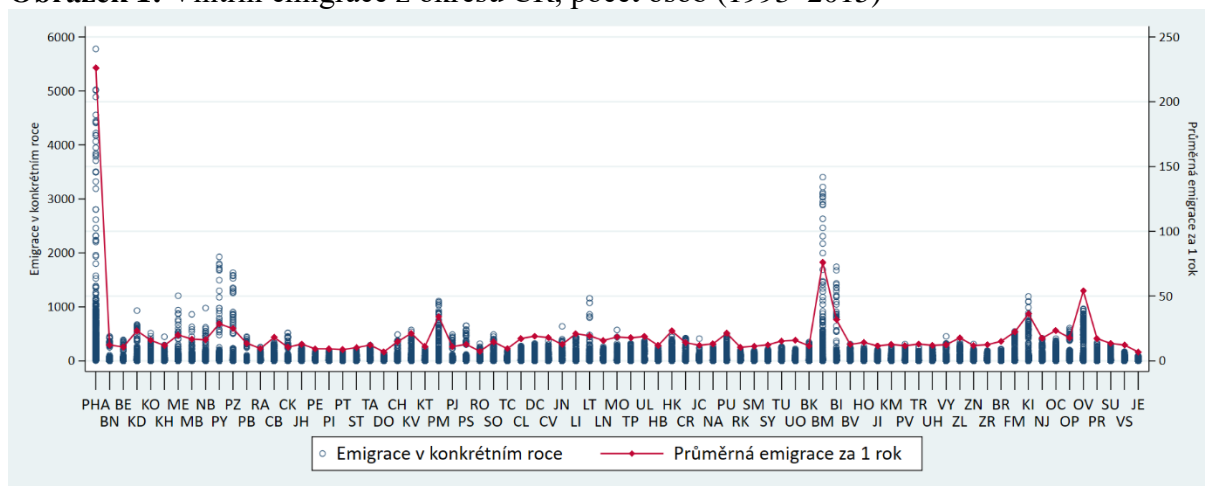
Nejsilnější mimokrajská migrace je uskutečňována ze západní části Moravskoslezského kraje, a to především do Prahy, Brna a Olomouce. Například mezi lety 1992–2012 ztratil Moravskoslezský kraj touto migrací téměř 42 000 obyvatel (Kadlecová et al. 2015). Téměř vždy se jedná o migraci lidí v produktivním věku. Nejvýznamnějším cílem migračních toků obyvatel z kraje je Praha, s výjimkou oblasti Rýmařova, kde je hlavním cílem Olomouc. Druhou nejčastější cílovou destinací migrace mimo Moravskoslezský kraj je Brno. Kromě Hlavního města Prahy se mnoho lidí stěhuje také do okresů Středočeského kraje, který tvoří zázemí pro obyvatele pracující právě v Praze (Hruška et al. 2012; Svobodová et al. 2013).

Dochází také k postupnému růstu migračních vzdáleností a to jak v případě vnitrokrajské, tak také mimokrajské migrace (Ivan a Tvrđý 2008).

V následujícím Obrázku 1 je zachycena emigrace z okresů v České republice do okresů jiných a to v časovém rozmezí let 1993–2015. Je patrné, že nejvíce lidí se vystěhovává z okresů často tvořící velká města či jejich části jako je Hlavní město Praha (PHA) a její okolí – např. Praha–východ (PY), Praha–západ (PZ), Mělník (ME), Nymburk (NB), Plzeň–město (PM), Brno–město (BM) a v neposlední řadě také Ostrava (OV) a Karviná (KI), což je logické, jelikož patří mezi okresy s nejvyšším počtem obyvatelstva. Ostatní okresy vykazují z hlediska emigrace v rámci

celé České republiky vyrovnané hodnoty. Tato proměnná je následně, po přepočtu na míru v promilích (podílu na populaci okresu původu migranta) a logaritmické transformaci, využita v pozdějších analýzách jako vysvětlovaná proměnná a také znázorněna v Obrázku 2. Tato transformace dat je dána 1) formulací konkrétního modelu, odvozeného z teorie lidského kapitálu a 2) nutností získat normální rozdělení pro potřeby ekonometrické analýzy.

Obrázek 1: Vnitřní emigrace z okresů ČR, počet osob (1993–2015)



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČSÚ, 2018

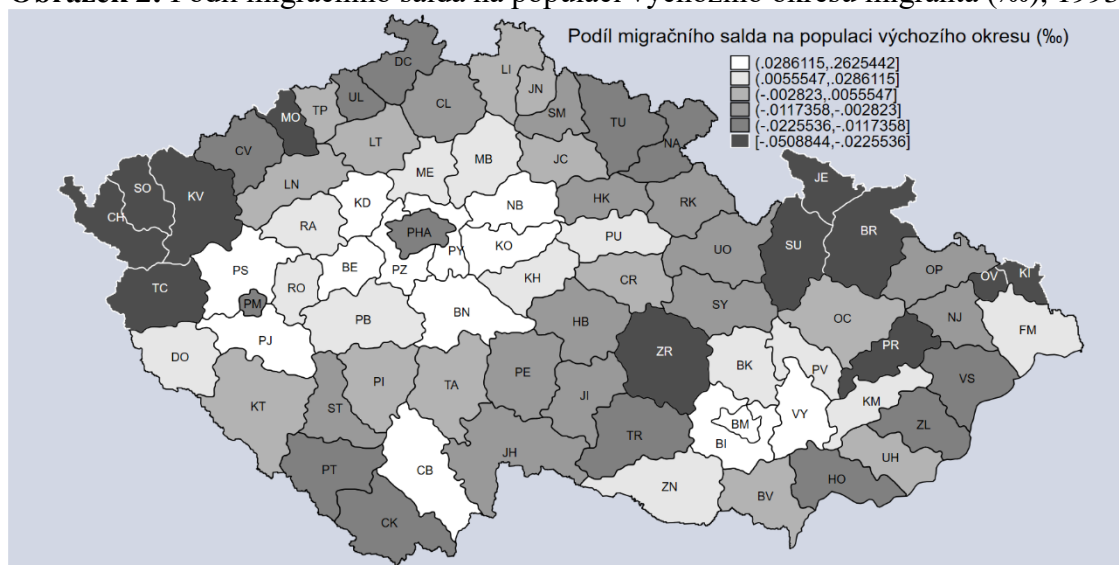
Na základě interpretace Obrázků 1 a 2 lze říci, že vnitřní migrace v rámci České republiky směřuje spíše z okresů, ležících v příhraničních oblastech se sousedními zeměmi, do okresů nacházejících se v přirozených ekonomických centrech (zejména kolem okresů Hlavní město Praha, Brno–město a Plzeň–město. V porovnání s nimi tedy Moravskoslezský kraj není příliš atraktivní destinací pro usídlování obyvatel, přičemž drobnou výjimku tvoří okres Frýdek–Místek – zde se však jedná o imigraci vnitrokrajskou (tzn. především ze sousedních okresů). Lze tak konstatovat, že v novodobé historii samostatné České republiky dochází k dlouhodobému vylidňování tohoto kraje – saldo vnitřní migrace, vyjádřené jako podíl na populaci výchozího okresu migranta v rámci okresů České republiky, je znázorněno v Obrázku 2, ze kterého je patrné, že mimo výše zmiňovaný okres Frýdek–Místek, byly u všech okresů Moravskoslezského kraje zaznamenány negativní hodnoty podílu migračního salda na populaci (čím tmavší barva, tím vyšší čistý úbytek). Přepočtení tohoto salda (rozdílu mezi přistěhovalými a vystěhovalými), jakožto relativního ukazatele na celkové populaci, je vhodné k přesnějšímu zobrazení migrace, které pak není zatíženo zkreslením právě velikostí celkové populace daného okresu.

Za předpokladu, že se jedná především o mladé a vzdělané lidi, kteří jsou pro další dlouhodobý rozvoj regionu nezbytní (ale mají také nejvyšší sklon k migraci, např. viz Ortega a Peri (2009), dochází k přetrvávání a konzervaci závažného problému tohoto kraje. Nejvyšší záporné saldo migrace je u tohoto kraje právě ve věkových kategoriích 25–29 a 30–34 let a to ve všech letech sledovaného období (viz také ČSÚ 2016).

Lze říci, že zmiňované věkové kategorie migrují zejména kvůli determinantám, jako jsou přínosy a náklady z migrace (Hicks 1963 [1932], Sjaastad 1962), respektive migrace do jiných oblastí je pro tyto migrující obyvatele investicí do lidského kapitálu (Becker 1975), kde jej mohou naplno uplatnit a nedochází k jeho snižování dalšími dodatečnými náklady, vzniklými v souvislosti s živobytím v environmentálně poškozeném prostředí. Obdobnou evidenci, týkající se lidského kapitálu, poskytuje také Massey et al. (1993).

Nejzávažnější situace je z tohoto hlediska v okresech Ostrava a Karviná, které v celém sledovaném období trpí záporným saldem vnitřní migrace, stejně jako hlavní město Praha, kde je však na rozdíl od Ostravy a Karviné pohyb obyvatel obousměrný – do přiléhajících okresů, tím není tento problém pro Prahu příliš závažný a nebrání tedy jejímu ekonomickému rozvoji. Obdobný, avšak mnohem mírnější, trend lze pozorovat i u okresu Ostrava, Karviná a sousedního okresu Frýdek–Místek, který se nachází ve velmi příznivé dojezdové vzdálenosti a je relativně méně zatížen emisemi ohrožujícími životní prostředí, nachází se v atraktivním prostředí Moravskoslezských Beskyd a zároveň je s Ostravou vhodně propojen příslušnou infrastrukturou. Tvoří tak vhodné zázemí a potenciál pro usídlování obyvatel. V porovnání s okresy Ostrava a Karviná je však tento okres relativně méně lidnatý. Je potřeba dodat, že analýza a popis problematiky na úrovni okresů je pro účely zkoumání vnitřní migrace výhodnější, jelikož poskytuje podrobnější (méně agregované) informace.

Obrázek 2: Podíl migračního salda na populaci výchozího okresu migranta (‰), 1993–2015



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČSÚ, 2018

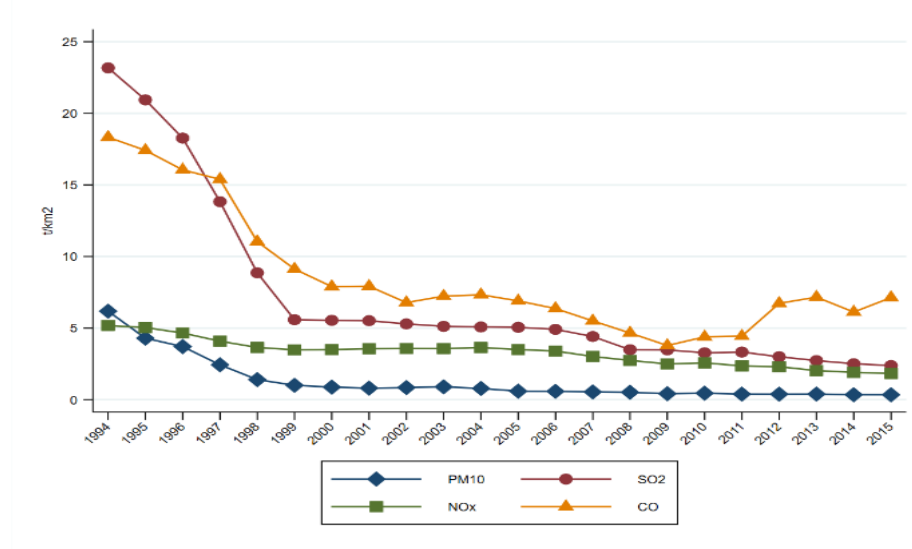
2 Znečištěné životní prostředí jako potenciální determinanta emigrace obyvatel z Moravskoslezského kraje

Velmi silným faktorem, který je všeobecně vnímán, jako specifický rys Moravskoslezského kraje, je znečištění životního prostředí - respektive ovzduší. Zde hrají roli zejména emise látek jako benzoapyren (resp. polyaromatické uhlovodíky), polétavý prach, oxid siřičitý, oxid uhelnatý a oxidy dusíku. Všechny tyto látky mají prokazatelné negativní dopady na lidské zdraví. V České republice však došlo od roku 1993 k výraznému snižování emisí, nicméně problémy na Ostravsku přetrvávají, mimo jiné díky jeho poloze v Ostravské pánvi. Z výše uvedených důvodů bude v následné empirické analýze věnována tomuto faktoru zvýšená pozornost.

Jak je patrné z Obrázku 3, za sledovaných 22 let došlo v České republice k výraznému snížení průměrných emisí v tunách na kilometr čtvereční. K nejvyššímu snížení došlo u oxidu siřičitého a uhelnatého, které bylo způsobeno zejména odsířením výroby elektrické energie. U oxidů dusíku však docházelo pouze k pozvolnému snižování. Emise polétavého prachu PM 10 se sice postupně snižují téměř na nulové hodnoty (je však nutno stále mít na paměti, že se jedná o tony na km²), avšak problematika polétavého prachu tím dosud není zcela vyřešena, jelikož odprašovací technologie, zavedené v průmyslových provozech nejsou schopny do značné míry zachytit nejjemnější částice, např. PM 2,5. Do výpočtů jsou zahrnuty mimo PM 10 i tři různé

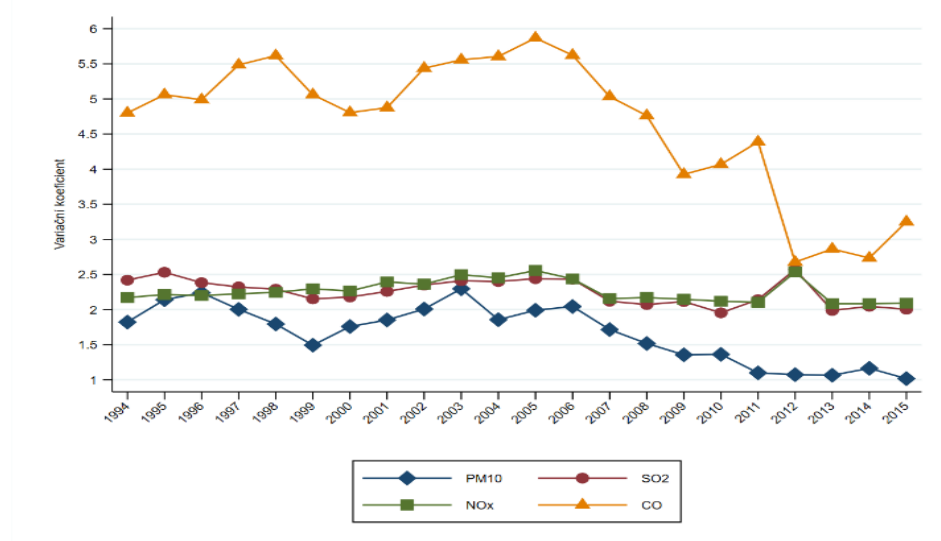
polutanty, jejichž velikost částic je stejná nebo i menší nežli je velikost částic PM 2,5 (jedná se o plynné látky) a slouží proto jako jeho vhodná aproximace, jelikož zpravidla pocházejí z podobných zdrojů a jsou tedy korelovány (data jsou získána na úrovni REZZO3). To je také důvodem, proč jsou později do regresí zaváděny jednotlivě. Navzdory tomu, že ocelářské i jiné průmyslové společnosti v Moravskoslezském kraji garantují zavedení moderních odprašovacích technologií, průmyslové znečištění ovzduší stále přetrvává zejména ve vypouštění emisí polyaromatických uhlovodíků, polévatého prachu (na který se váží ostatní škodliviny) i jiných polutantů (Vossler et al. 2015). Existují však i další zdroje znečištění, například lokální topeniště a doprava, které také zčásti k emisím přispívají (Vossler et al. 2016), to se však týká i ostatních krajů – nikoli pouze kraje Moravskoslezského, kde je průmyslová výroba stále nejvíce koncentrována. Hromadění emisí je rovněž závislé na poloze a zejména struktuře krajiny Moravskoslezského kraje a aktuálních povětrnostních podmínkách. Na tomto místě se nabízí často diskutovaná otázka přílivu látek znečišťujících ovzduší z Polska. Panel dat, na kterém jsou provedeny odhady ekonometrických modelů, je primárně shromažďován z výstupů ČSÚ a bohužel nedisponuje touto informací, kterou by bylo možno zahrnout do ekonometrického modelu. Zobrazované údaje zachycují znečištění vyprodukované na území příslušných okresů. Avšak i přes absenci této skutečnosti dosahuje znečištění v okresech Moravskoslezského kraje, v porovnání s okresy ostatními, extrémních hodnot, což je později odhadovaný model schopen zachytit.

Obrázek 3: Průměrné emise PM 10, SO₂, NO_x a CO v České republice (1993–2015)



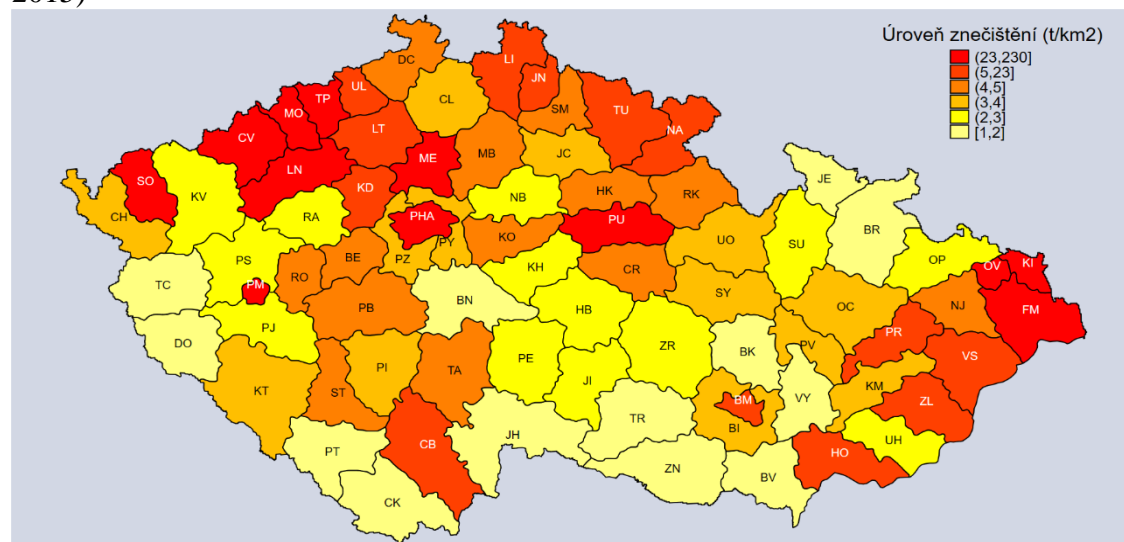
Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČSÚ, 2018

V Obrázku 3 je sice prezentováno dlouhodobé snížení průměrných emisí, ale je vhodné podívat se také na variabilitu znečištění mezi okresy v České republice. Proto je v Obrázku 4 znázorněn vývoj variačních koeficientů znečišťujících látek v čase. Lze říci, že i přes značné snížení průměrných emisí v uvedených letech se variabilita znečištění příliš neměnila. Některé z okresů v České republice jsou tak emisemi škodlivých látek postiženy stále více (zejména okresy Moravskoslezského a Ústeckého kraje), nežli okresy jiné. Zejména aglomerace Ostrava-Karviná-Frydek-Místek je exhaláty postižena nejvíce, přičemž právě těmito dvěma okresům náleží maximální naměřené hodnoty v rámci celé České republiky, jak je také dokumentováno v Obrázku 5, což znamená, že emise sice ve všech regionech klesají, avšak regionální rozdíly v úrovni znečištění nadále přetrvávají.

Obrázek 4: Variační koeficient emisí PM₁₀, SO₂, NO_x a CO v České republice (1993–2015)

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČSÚ, 2018

Variabilita znečištění ovzduší emisemi je patrná z Obrázku 5, nikoli však v čase, ale v prostoru. Opět se potvrzuje, že Moravskoslezský kraj, respektive jeho okresy (především Ostrava a Karviná) jsou jimi nejvíce postiženy. Zasažena je také část ostatních krajů ČR ležících na Moravě v okolí Moravskoslezských Beskyd a jejich podhůří. Intenzita výskytu různých druhů emisí závisí na konkrétním druhu polutantu. K dispozici jsou i mapy emisí ostatních látek, které jsou do ovzduší vypouštěny, jelikož jsou však zdroje znečištění téměř totožné, nemá smysl dále tyto mapy uvádět a pro ilustraci situace může postačit níže uvedený, zachycující průměr emisí hlavních měřených látek na kilometr čtvereční. Konstrukce tohoto alternativního ukazatele, který je zachycen v Obrázku 5, je podrobněji vysvětlena v podkapitole 3.3. V podstatě se však jedná o průměr tun všech čtyř látek dohromady na 1 kilometr čtvereční.

Obrázek 5: Průměr emisí polutantů (PM₁₀, SO₂, NO_x, CO) v okresech ČR na km² (1993–2015)

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČSÚ, 2018

3 Ekonometrická analýza determinant vnitřní migrace s důrazem na znečištění životního prostředí

K podložení výše diskutovaných tvrzení je však nutno využít kvantitativní analýzy. Migrační chování lidí je možno odvodit z teorie lidského kapitálu či gravitační teorie migrace. Lze říci, že oba teoretické přístupy vedou k odvození obdobného empirického modelu – modelu odhadovaného na konkrétních datech. Pro potřeby tohoto článku je odhadovaný model odvozen z teorie lidského kapitálu, často také nazývané neoklasická teorie migrace (Becker 1975; Sjaastad 1962; Ehrenberg a Smith 2009). Jsou zde tedy analyzovány ekonomické faktory migrace v České republice s důrazem na případ odlivu obyvatel z Moravskoslezského kraje z důvodu zhoršeného životního prostředí (ovzduší), jakožto jedné z vybraných determinant. Již v úvodu je vyslovena hypotéza o úbytku lidského kapitálu v kraji, a tento teoretický rámec se proto jeví jako velmi výhodný pro další analýzu a odvození ekonometrického modelu.

3.1 Odvození teoretického modelu

Prvotní modely migrace vycházejí z původního neoklasického principu maximalizace užitku potenciálního migranta, respektive z maximalizace čistých ekonomických přínosů¹ (Hicks 1963 [1932]). Na tuto hypotézu navázal Sjaastad (1962), který v migraci počal spatřovat jednu z forem investice do lidského kapitálu a poskytuje zároveň podrobnější rozbor přínosů a zejména nákladů migrace. Tyto poznatky při empirickém výzkumu využili například Grogger a Hanson (2008), Ortega a Peri (2009) či Adsera a Pytlíkova (2015). Užitek jednotlivce k , žijícího v zemi (regionu) původu $i \in I$, který se rozhoduje o tom, zdali zůstane v domovské destinaci, nebo se přestěhuje do nové cílové destinace $j \in J = \{1, \dots, J\}$ je tedy dán vztahem:

$$U_{kij} = (Y_{kj} - C_{kij})^\lambda \exp(\varepsilon_{kij}), \quad (1)$$

kde: Y_{kj} jsou očekávané příjmy jednotlivce k po uskutečnění migrace do destinace j . Harris a Todaro (1970) uvádějí, že přínosy migrace (Y) jsou dány zejména pravděpodobností nalezení zaměstnání v cílové destinaci (e) násobené očekávanou mzdou (w), což lze zapsat vztahem $Y = w \cdot e$.

C_{kij} jsou náklady na migraci ze země (regionu) původu i do cílové země (regionu) j a ε_{kij} jsou nepozorovatelné faktory, které ovlivňují migraci. Jak uvádí Ortega a Peri (2009), migranti mají zpravidla odlišné charakteristiky nežli populace, která nemigruje. Například je možno očekávat, že migranti mají lepší dovednosti, jsou ochotni více riskovat, mají nižší psychologické náklady, pokud se jedná o pobyt v cizím prostředí než nemigrující obyvatelé pocházející ze stejné destinace, či lepší fyzickou kondici a zdravotní stav, což zachycuje právě člen ε_{kij} .

Pravděpodobnost že migrant k , aktuálně žijící v destinaci i , si vybere konkrétní j -tou destinaci, která náleží J lze definovat následujícím způsobem:

$$P\left(\frac{j}{i_k}\right) = P[U_{kij} = \max(U_{ki1}, U_{ki2}, U_{ki3}, \dots, U_{kiJ})]. \quad (2)$$

Předpoklad, že ε_{kij} , viz Rovnice (1), má nezávislé rovnoměrné rozdělení odlehlých hodnot a $\lambda > 0$, dovoluje provést substituci $\ln(Y_j - C_{ij}) \approx \ln Y_j - \left(\frac{C_{ij}}{Y_j}\right)$ (viz McFadden, 1974) a je tedy možno zapsat logaritmus uskutečnění migrace do cílové destinace j oproti stavu, kdy migrant zůstává v domácí destinaci i a k migraci nedochází:

¹ Hicks (1963 [1932]) konkrétně uvádí že: „... rozdíly v čistých ekonomických přínosech, zejména rozdíly ve mzdách, jsou hlavní příčinou migrace pracovní síly“.

$$\ln \frac{M_{ij}}{P_i} = \ln m_{ij} \approx \lambda(\ln Y_j - \ln Y_i) - \lambda c_{ij} = \lambda(\ln w_{kj} + \ln e_{kj} - \ln w_{ki} - \ln e_{ki}) - \lambda c_{ij}, \quad (3)$$

kde: M_{ij} je počet migrantů z i do j , P_i je populace v destinaci původu i , m_{ij} je míra emigrace z destinace i do j a c_{ij} jsou náklady migrace vyjádřené jako podíl celkových nákladů na výnosech v cílové destinaci (tzn. $c_{ij} = \frac{C_{ij}}{Y_j}$).

3.2 Sběr a popis dat

Data, využívaná při odhadech modelů migrace jsou soustavně získávána z výstupů institucí ČR, kterými jsou ČSÚ a ČHMÚ, následně uspořádána do vybalancovaného panelu. Zdrojem údajů o počtu migrantů je každoročně publikovaný registr ČSÚ, který zachycuje všechny možné kombinace okresů a přesné toky migrantů mezi nimi. Na tomto místě je nutno zdůraznit, že pro potřeby datového výstupu je migrant definován jako osoba, která změnila v daném roce místo trvalého bydliště a přihlásila se k trvalému pobytu v jiném okrese České republiky (ČSÚ 2005). Tato evidence tedy nemůže zachytit migrační toky v rámci jednoho okresu.

Lze také namítnout, že lidé mohou žít v jiném okrese, aniž by trvalé místo pobytu změnili – proto provedené analýzy mohou být nepatrně podhodnoceny právě z tohoto důvodu. Avšak využití rámce okresů pro analýzy je výhodnější, nežli by tomu bylo například při využití vyšších územně správních jednotek – krajů, neboť mezi více menšími územními jednotkami lze lépe a podrobněji migrační toky zachytit, přitom ale také pomocí vhodných technik (dummy proměnných a interakcí) ošetřit příslušnost zkoumaných okresů k Moravskoslezskému kraji.

Pokud se jedná o vývoj interregionálních migračních toků, provedená deskriptivní analýza vypovídá o tom, že dochází k neustálému zvyšování počtu migrantů mezi okresy a zrychlování jeho nárůstu v období hospodářské prosperity. Roste však také jeho variabilita, což značí, že migrace neprobíhá pouze mezi tradičními zdrojovými okresy (např. okresy Moravskoslezského kraje) a standardními cílovými okresy (např. Hlavní město Praha) ale dochází i ke zvyšování migrace mezi jinými páry okresů.

Výše diskutovanému musejí odpovídat i data, charakterizující determinanty migrace, jejichž využití je dáno odvozením konkrétního ekonometrického modelu z teorie migrace. Velmi častou determinantou určující migrační toky jsou příjmy. V analýzách je často využíván HDP příslušné země či regionu. Hicks (1963 [1932]) však uvádí, že klíčovým motivem pro migraci je diferenciál mezd mezi cílovou a zdrojovou destinací z hlediska migrace. Proto jsou v této práci využita data na průměrné hrubé mzdy v okresech. ČSÚ však tyto údaje zveřejňoval pouze do roku 2005 a pro období od roku 2006 včetně je bylo nutno dopočítat. Výpočet byl proveden pomocí tempa růstu průměrných hrubých mezd v krajích, kterým byla řetězově násobena průměrná hrubá mzda v okresech a tím bylo navázáno na původní sledované hodnoty. Dopočtené mzdy mohou mít nepatrně odlišnou vypovídací hodnotu, jelikož nepostihují rozdílný růst mezd v různých okresech v rámci jednoho kraje. Jelikož však vycházejí z odlišných průměrných hrubých mezd v okresech, dochází tím k zachování převážné části potřebných (původních) informací. Lze také předpokládat, že ve většině okresů jednoho kraje je tempo růstu mezd podobné. V ekonometrické analýze je tuto změnu metody získávání dat možno ošetřit pomocí vhodného nastavení časových fixních efektů, jelikož se jedná o změnu, která se neodehrává soustavně a je v čase i průřezu neměnná. Při komparaci výsledků tak nedochází ke znatelným změnám, jsou-li odhadovány modely pro dvě rozdílná období s původními hodnotami (do r. 2005) a s dopočtenými hodnotami (od r. 2005). Průměrné hrubé měsíční mzdy v okresech vykazují soustavné tempo růstu, pouze s nepatrným poklesem v období hospodářské krize a jejich vývoj je téměř lineární s rostoucím trendem v celém

sledovaném období (1993–2015). Variabilita mezd mezi okresy mírně narůstá, což znamená, že dochází ke zvyšování rozdílů ve mzdách mezi okresy napříč ČR. U proměnné zachycující mzdy je dle ekonomické teorie očekáván pozitivní vliv na migraci.

V datovém souboru je také obsažena obecná míra nezaměstnanosti, která vykazuje obdobný vývoj jak v průměrných hodnotách (lze vypořádat reakce na hospodářské krize – výraznější proticyklické chování těchto proměnných), tak i ve variabilitě, kdy je z deskriptivních statistik patrné, že zde přetrvávají disparity mezi okresy (vývoj variačního koeficientu, který je pouze nepatrně rostoucí, téměř konstantní s drobnými výkyvy). U míry nezaměstnanosti v cílovém okrese se očekává negativní znaménko regresního parametru (zvýšená nezaměstnanost v cílovém okrese demotivuje potenciální migranty migraci uskutečnit), u míry nezaměstnanosti ve výchozím okrese pak pozitivní vliv, jelikož čím je míra nezaměstnanost v okrese původu vyšší, tím více mohou lidé hledat pracovní uplatnění v jiných regionech.

Další v analýzách využívanou proměnnou je počet obyvatel v okresech. Ten slouží v modelu, stejně jako ostatní standardní proměnné využívané při analýze migrace, jako kontrolní. Úkolem tohoto regresoru je odfiltrovat vliv velikosti regionu resp. okresu. Její využití v následné regresi je dáno doplněním využívaného přístupu teorie lidského kapitálu k migraci o rys gravitační teorie migrace (či také push–pull teorie), využitý např. autory Karemera et al. (2000). Průměrný počet obyvatel v okresech ve sledovaném období (1993–2015) klesal do roku 2001, od kterého dochází k opětovnému nárůstu. Zajímavé výsledky poskytuje vývoj variačního koeficientu (míry variability), který téměř kopíruje průběh průměrného počtu obyvatel. Lze tak konstatovat, že v okresech s vysokým počtem obyvatel dochází k jeho dalšímu nárůstu a naopak v okresech s malou populací dochází k dalšímu úbytku, což však pravděpodobně není dáno pouze meziregionální migrací, ale také věkovou strukturou, sníženou porodností, mezinárodní migrací apod. Zde je možno očekávat pozitivní vztah u obou proměnných na populaci (v cílovém i výchozím okrese), neboť platí, že čím větší jsou celky (v tomto případě populace cílového a výchozího okresu) tím intenzivnější vazby (v tomto případě migrace) mezi nimi nastávají.

Tento efekt je pak snižován jejich vzájemnou vzdáleností. U proměnné vzdálenost se tedy očekává negativní efekt, jelikož čím větší vzdálenost je mezi cílovou a původní destinací, tím vyšší migrační náklady (přímé i nepřímé) musí potenciální migrant překlenout a snižují tak jeho ochotu migrovat do vzdálenější destinace.

Do analýzy vstupují také proměnné zachycující sousedství okresů. Regresní parametr u sousedství okresů je možno očekávat jako pozitivní, jelikož při migraci do sousedního okresu téměř nedochází k přerušení vazeb s původním prostředím (rodina, přátelé, zázemí) a to naopak migrační náklady snižuje (tzn., působí pozitivně na migraci).

Při analýze determinant migrace v rámci České republiky je brán ohled zejména na znečištění životního prostředí a jeho vliv na vnitřní migraci. Proto je zde také prezentován vývoj emisí škodlivých látek, sledovaný ČSÚ (resp. ČHMÚ 2018a; ČHMÚ 2018b). Podrobněji je vývoj měřených polutantů (PM₁₀, SO₂, NO_x a CO) popsán a diskutován v kapitole 1, stejně jako indikátoru (míry emigrace), pomocí něhož jsou zachyceny migrační toky. Využívaný panel dat na úrovni párů výchozího a cílového okresu migranta je poměrně obsáhlý – obsahuje 117 390 pozorování. Využití výše popisovaných charakteristik k ekonometrické analýze slouží k dosažení cíle, kterým je potvrdit či vyvrátit hypotézu, zdali špatný stav životního prostředí, resp. ovzduší, způsobuje úbytek populace formou vnitřní migrace z okresů tohoto kraje do ostatních okresů České republiky.

3.3 Odhad konkrétního modelu s interakcí pro Moravskoslezský kraj

Na základě teoretického modelu, který je odvozen v podkapitole 3.1 a shromážděných dat je možno formulovat konkrétní odhadovaný model, doplněn ještě o rysy gravitační teorie migrace (viz např. Roy 1951; Borjas 1987). Tento model může nabývat různých modifikací v závislosti na použití různých druhů polutantů resp. jejich průměru na kilometr čtvereční. Model je formulován pro všechny okresy České republiky, avšak důležitým členem rovnice je interakční člen pro jednotlivé polutanty ($\beta_{10} \ln PLT_{it-1} \cdot MSKdummy$), který udává, zdali je vliv znečištění na migraci z Moravskoslezského kraje slabší či silnější než je platné pro ostatní okresy ČR. Hlavní hypotézou je tedy v tomto případě potvrdit či vyvrátit skutečnost, že znečištěné životní prostředí působí pozitivně na emigraci z okresů Moravskoslezského kraje do okresů ostatních. Ekonometrický model lze zapsat následujícím způsobem:

$$\begin{aligned} \ln m_{ijt} = & \alpha_i + \alpha_j + \alpha_t + \beta_0 + \beta_1 \ln w_{jt-1} + \beta_2 \ln w_{it-1} \\ & + \beta_3 \ln u_{jt-1} + \beta_4 \ln u_{it-1} + \beta_5 \ln p_{jt-1} + \beta_6 \ln p_{it-1} + \beta_7 \ln D_{ij} \\ & + \beta_8 N_{ij} + \beta_9 \ln PLT_{it-1} + \beta_{10} \ln PLT_{it-1} \cdot MSKdummy + \varepsilon_{ijt}, \end{aligned} \quad (4)$$

kde: m_{ijt} je míra emigrace z destinace (resp. okresu) i do j , α_i jsou individuální efekty pro výchozí region, α_j jsou individuální efekty pro cílový region, α_t jsou časové efekty, specifické pro dané roky, β_0 je úroňová konstanta, $\beta_1 - \beta_9$ jsou odhadnuté regresní parametry příslušných proměnných. Jako aproximace příjmů v cílové a zdrojové destinaci jsou využity průměrné hrubé měsíční mzdy ($\ln w_{jt-1}$ a $\ln w_{it-1}$), šance na získání zaměstnání v obou destinacích je zde reprezentována mírou nezaměstnanosti² (proměnné $\ln u_{jt-1}$ a $\ln u_{it-1}$), jako kontrolní proměnné pro odfiltrování vlivu velikosti regionu slouží počet obyvatel (proměnné $\ln p_{jt-1}$ a $\ln p_{it-1}$), proměnná $\ln PLT_{it-1}$ zachycuje znečištění v okrese i (tzn. zvýšené znečištění motivuje lidi opustit domovský okres), proměnná $\ln D_{ij}$ je vzdálenost mezi okresy (aproximace nákladů migrace), N_{ij} je dummy proměnná charakterizující sousedství okresů, což může naopak náklady na migraci snižovat z důvodu existence sociálních vazeb, a ε_{ijt} je chybová složka.

Při odhadu modelu byla využita metoda panelové regrese s robustními směrodatnými odchylkami, klastrovanými na úrovni pozorování (tzn. párů okresů), čímž je eliminována heteroskedasticita a autokorelace v modelu. Všechny odhadnuté modely byly testovány pomocí Breusch-Pagan LM testu, jehož výsledky udávají, že pro daný odhad jsou vhodné náhodné a nikoli fixní efekty (na úrovni průřezu, viz Tabulka 1), jelikož při využití průřezových fixních efektů by docházelo k multikolinearitě mezi nimi a proměnnými zachycujícími emise vzdálenost i sousedství (z důvodu jejich konstantní variability v čase), či proměnnými měřícími vzdálenost či sousedství okresů. Byla také testována vhodnost využití časových efektů pomocí F-testu (Testparm), její výsledky rovněž potvrzují vhodnost využití těchto efektů pro kontrolu jednotlivých let, což je možno předpokládat, jelikož se v daném souboru dat mírně změnila metodika vykazování mezd a míry nezaměstnanosti (tato změna byla odfiltrována z modelu právě využitím časových efektů). Výhodnost využití náhodných efektů v analýze může nepřímo potvrdit i R^2 , jelikož je zřejmé, že model vysvětluje spíše rozdíly mezi okresy (R^2 between), nežli jejich vývoj v čase (R^2 within). R^2 overall pak udává celkovou vysvětlivací schopnost panelových regresních modelů (tzn. průměr předchozích). Veškeré vysvětlující proměnné byly zpožděny o jedno období (1 rok) z důvodu, že potenciální migrant činí své

² Ve standardních modelech je využívána míra zaměstnanosti. Je-li využita míra nezaměstnanosti, je nutno očekávat opačné znaménko při formulaci hypotézy o chování regresního parametru. Popřípadě je také možno dopočíst aproximaci míry zaměstnanosti dle vztahu: $ur = 100 - u$, kde ur je přibližná míra zaměstnanosti.

rozhodnutí na základě informací či zkušeností z minulých období a toto zpoždění má také pozitivní vliv na eliminaci reverzní kauzality v modelu.

Tabulka 1: Odhady empirických modelů pro vnitřní migraci v České republice s interakcí pro Moravskoslezský kraj

ZÁVISLE PROMĚNNÁ/ NEZÁVISLE PROMĚNNÉ	(1) $\ln m_{ijt}$	(2) $\ln m_{ijt}$	(3) $\ln m_{ijt}$	(4) $\ln m_{ijt}$	(5) $\ln m_{ijt}$
$\ln(w_j/w_i)_{t-1}$	0.546*** (0.046)	0.553*** (0.046)	0.598*** (0.046)	0.597*** (0.046)	0.597*** (0.046)
$\ln u_{jt-1}$	-0.008 (0.010)	-0.007 (0.010)	-0.007 (0.010)	-0.007 (0.010)	-0.007 (0.010)
$\ln u_{it-1}$	0.076*** (0.010)	0.070*** (0.010)	0.066*** (0.010)	0.068*** (0.010)	0.068*** (0.010)
$\ln p_{jt-1}$	0.677*** (0.017)	0.679*** (0.017)	0.672*** (0.017)	0.673*** (0.017)	0.673*** (0.017)
$\ln p_{it-1}$	-0.207*** (0.017)	-0.241*** (0.018)	-0.255*** (0.018)	-0.267*** (0.018)	-0.255*** (0.018)
$\ln D_{ij}$	-1.027*** (0.016)	-1.033*** (0.016)	-1.028*** (0.016)	-1.028*** (0.016)	-1.029*** (0.016)
N_{ij}	1.087*** (0.048)	1.078*** (0.048)	1.088*** (0.048)	1.087*** (0.048)	1.087*** (0.048)
$\ln PM10_{it-1}$	-0.003 (0.006)				
$\ln PM10_{it-1} \cdot MSKdummy$	-0.006 (0.010)				
$\ln CO_{it-1}$		-0.009 (0.006)			
$\ln CO_{it-1} \cdot MSKdummy$		0.047*** (0.008)			
$\ln SO_{it-1}$			0.026*** (0.004)		
$\ln SO_{it-1} \cdot MSKdummy$			0.031*** (0.009)		
$\ln NOx_{it-1}$				0.024*** (0.004)	
$\ln NOx_{it-1} \cdot MSKdummy$				0.049*** (0.010)	
$\ln averagepl_{it-1}$					0.026*** (0.005)
$\ln averagepl_{it-1} \cdot MSKdummy$					0.029*** (0.009)
Časové FE	✓	✓	✓	✓	✓
Konstanta	-3.056*** (0.298)	-2.643*** (0.302)	-2.490*** (0.304)	-2.328*** (0.303)	-2.495*** (0.304)
R-square within	0.0320	0.0316	0.0310	0.0310	0.0311
R-square between	0.7958	0.7983	0.8019	0.8017	0.8009
R-square overall	0.6078	0.6095	0.6121	0.6120	0.6114
Breusch-Pagan LM (prob>chi2)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Testparm (prob>F)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Počet pozorování	117,390	117,390	117,390	117,390	117,390
Počet jednotek v průřezu	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399

Robustní směrodatné odchylky v závorkách.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Zdroj: vlastní výpočty, 2018

Z Tabulky 1 je zřejmé, že jednotlivé polutanty byly do regresní analýzy zaváděny odděleně. Důvodem k tomu je, že se v ovzduší vyskytují současně a některé z nich jsou také produkovány obdobnými zdroji znečištění (je tedy mezi nimi vysoká korelace). To by opět zapříčiňovalo multikolinearitu v modelu. Odhadnuté parametry u jednotlivých polutantů nabývají většinou pozitivních hodnot, což je v souladu s původní hypotézou, že znečištěné ovzduší působí jako faktor motivující lidi odstěhovat se z environmentálně poškozeného prostředí směrem do prostředí čistšího. Modely 1- 4 jsou odhadnuty pro každý polutant zvlášť, přičemž u polétavého prachu je vliv negativní ale statisticky nevýznamný a tudíž v migračním rozhodování lidí nehraje roli. Vypočtené koeficienty lze interpretovat tak, že zvýší-li se znečištění o 1 %, pak dojde například ke zvýšení míry migrace z okresu o cca 2,5 % v případě emisí oxidu siřičitého, stejným způsobem lze interpretovat i koeficienty ostatní. Synergický efekt všech znečišťujících

látek je prezentován v Modelu 5, přičemž proměnná je konstruována jako průměr počtu tun emisí sledovaných škodlivých látek na 1 kilometr čtvereční: $\ln averagepl_{it-1} = \ln[(PM10_i + CO_i + SO_i + NO_i)/4]_{t-1}$ ³. To lze interpretovat obdobným způsobem a i tento celkový vliv polutantů na emigraci je pozitivní a statisticky významný. To bylo potvrzeno u většiny proměnných zachycujících emise znečišťujících látek. Zahrnování různých polutantů nemělo výraznější vliv na chování regresních koeficientů ostatních nezávislých (kontrolních) proměnných a odhadnuté modely tak poskytují dostatečnou a významnou evidenci pro potvrzení hypotézy, že znečištění ovzduší hraje významnou roli v migračním rozhodování obyvatel České republiky. Tyto regresní parametry však nelze interpretovat odděleně od parametrů zahrnujících interakční komponenty.

Rovněž u interakčních komponent konstruovaných pro Moravskoslezský kraj pomocí kombinace polutantu a dummy proměnné (MSK=1), dochází k potvrzení hypotézy, že oproti ostatním okresům České republiky je emigrace z okresů Moravskoslezského kraje ještě více umocňována působením nepříznivého stavu životního prostředí ve formě vyšších emisí škodlivých látek. Lze konstatovat, že v porovnání s ostatními okresy, je emigrace z Moravskoslezského kraje z environmentálních důvodů dvojnásobná. U emisí oxidu uhelnatého dokonce není tento polutant pro okresy České republiky statisticky významný, avšak u interakční komponenty pro Moravskoslezský kraj je pozitivní a statisticky významný na 1 % hladině významnosti.

Ostatní vysvětlující proměnné jsou v regresní analýze používány především pro odfiltrování dodatečných vlivů a získání nezkreslených odhadů pro polutanty. Poskytují, v migračních analýzách, standardní výsledky. Nicméně jejich interpretace má také ekonomický smysl. Koeficienty veškerých proměnných zahrnutých v modelu odpovídají předpokládaným hypotézám a tedy i ekonomické teorii. Zajímavým zjištěním jsou rysy gravitačního modelu (proměnné $\ln p_{jt-1}$ a $\ln p_{it-1}$) které slouží pro kontrolu velikosti regionu (jedná se o počet obyvatel)⁴. Kladná hodnota u regresního parametru proměnné populace cílového okresu indikuje, že okresy s větší populací přitahují další migranty. Naopak negativní koeficient proměnné populace výchozího okresu znamená, že čím více je výchozí okres lidnatý, tím méně mají jeho obyvatelé potřebu odstěhovat se. Pro účely analýzy je tato proměnná využívána pouze jako kontrolní, avšak i přesto potvrzuje fungování gravitačního principu chování migrantů. S tím souvisí i vzdálenost (proměnná $\ln D_{ij}$) a sousedství okresů (proměnná N_{ij}). Ty v analýze aproximují náklady (přímé a nepřímé), znaménka jejich regresních parametrů vychází v souladu s hypotézami a také jejich vliv na migraci je poměrně silný. Vzdálenost aproximuje samotnou roli nákladů na migraci, což znamená, že čím dále se migrant stěhuje, tím vyšší má oba typy nákladů (přímé – například jízdné, náklady na vyhledávání zaměstnávání v cílové destinaci apod.) a nepřímé (náklady obětované příležitosti, či například psychologické náklady – ztrátu vazeb s rodinou a přáteli, ztráta zázemí apod.). Vyšší náklady tedy znamenají nižší míru emigrace z okresu i do okresu j a proto je zaznamenáno negativní znaménko příslušného parametru. Proměnná sousedství naopak v analýze slouží k zachycení snižování nákladů, neboť pokud se migrant přestěhuje pouze do sousedního okresu, například neztrácí do takové míry kontakty s rodinou, nachází se v dojezdové vzdálenosti apod. Z odhadnutého parametru tedy vyplývá, že proto, aby migrant snížil své náklady na migraci, se přestěhuje spíše do okresu sousedního než nesousedního (proto má sousedství okresu pozitivní vliv na migraci z i do j).

³ Nelogaritmovaná forma tohoto indikátoru je graficky znázorněna v Obrázku 5.

⁴ Oproti studii Šuláka (2015), kdy se tyto efekty jevíly slabšími. Tyto odhady jsou provedeny na aktualizovaném panelu dat.

Proměnná míry nezaměstnanosti v cílovém okrese nabývá negativních hodnot, indikuje tak demotivaci obyvatel, stěhovat se tam, kde je vysoká míra nezaměstnanosti, ale je statisticky nevýznamná. Míra nezaměstnanosti v okrese původu má pozitivní znaménko a udává tak, že je další důležitou determinantou, která motivuje obyvatele opustit region, resp. okres, kde je míra nezaměstnanosti vyšší.

Dle ekonomické teorie je důležitou determinantou také úroveň, resp. diferenciál příjmů, v této práci aproximovaná poměrem průměrných hrubých měsíčních mezd v okrese j a i . Parametr této proměnné také vychází v souladu s původní hypotézou. Pokud je vyšší mzda v cílovém okrese než v okrese původním, pak působí pozitivně na emigraci z i do j . Jak bylo uvedeno výše, proměnné s výjimkou regresorů, zachycujících emise, jsou v analýzách migrace využívány téměř vždy a bez jejich zahrnutí do ekonometrického modelu by došlo k opomenutí důležitých determinant migrace a tím i zkreslení parametru, pro účely tohoto článku klíčových proměnných, udávajících znečištění.

Je nutno dodat, že z regresní analýzy byly vyloučeny následující okresy: Hlavní město Praha, kde jsou zaznamenávány vysoké počty přistěhovalých a vystěhovalých – což by mohlo analýzu zkreslit, a okresy Jeseník, Šumperk a Bruntál (okres Jeseník vznikl v roce 1996 oddělením od původních okresů Šumperk a Bruntál). Došlo tedy ke změně průřezových jednotek v panelu, a proto bylo nutno jmenované okresy vyloučit. Uvedené však nemělo (jak v případě okresu Hlavní město Praha, tak i okresů Jeseník a Šumperk), téměř žádný vliv na odhadnuté modely⁵.

Závěr

Dlouhodobý negativní přírůstek obyvatel Moravskoslezského kraje stěhováním je bezesporu závažným a stále přetrvávajícím problémem, umocňovaným navíc také stárnutím populace a nízkou mírou porodnosti. Nicméně tento kraj je i přesto jedním z nejlidnatějších v České republice. Pokud by docházelo k úbytku populace ve vyšších věkových kategoriích, nebyl by to tak závažný problém jako u úbytku obyvatel v produktivním věku, zpravidla lépe vzdělaných, kteří jsou pro příznivý rozvoj kraje klíčoví. Ukazuje se, že i přes poměrně příznivý vývoj regionální ekonomiky dochází k jejich úbytku, respektive emigraci do Prahy, Středočeského, Jihomoravského a také Olomouckého kraje, které jsou pro tyto obyvatele stále atraktivnější či procházejí ještě příznivějším ekonomickým vývojem nežli kraj Moravskoslezský. Jejich rozhodování je tedy ovlivněno i jinými než čistě ekonomickými faktory.

Jedním z nich, který není primárně faktorem ekonomickým, avšak může ovlivňovat migraci obyvatel, je životní prostředí. V tomto článku byl k výzkumu použit model odvozený z teorie lidského kapitálu, doplněný o některé rysy gravitační teorie migrace, obsahující tradiční proměnné, které jsou při výzkumu migrace využívány. Jeho hlavním přínosem je však doplnění o proměnné, charakterizující znečištění ovzduší. Jsou využity také dummy proměnné k identifikaci velikosti tohoto faktoru v okresech Moravskoslezského kraje, resp. k prokázání hypotézy, má-li znečištění ovzduší dopad na emigraci a jaká je velikost této emigrace z okresů Moravskoslezského kraje v porovnání s ostatními okresy České republiky.

Jako primární zdroje dat byly využity výstupy a registry ČSÚ a ČHMÚ a z dat, získaných z těchto zdrojů, byl konstruován panel obsahující řadu ekonomických, demografických i environmentálních proměnných. Metodou panelové regrese pak bylo prokázáno, že znečištění ovzduší má vliv na emigraci z okresů, přičemž emigrace z okresů, nacházející se

⁵ Odhady modelů zahrnující všechny okresy České republiky jsou k dispozici na vyžádání.

v Moravskoslezském kraji je v porovnání s ostatními dvojnásobná. Dílčím přínosem je i samotná konstrukce panelu dat, který může v budoucnu sloužit pro další analýzy na úrovni okresů v České republice.

Velmi často je v médiích prezentována nepříznivá smogová situace v Moravskoslezském kraji a její negativní implikace. Jedná se však o hypotézy, které často nebývají ověřeny exaktním výzkumem na reálných datech. Tento článek poskytuje pomocí kvantitativní ekonometrické analýzy jednoznačný důkaz toho, že mimo jiné faktory, je často diskutované znečištění v tomto průmyslovém regionu, jedním z významných důvodů pro odliv lidí. Z toho vyplývají i hospodářskopolitická doporučení.

Proto je nutno podporovat veškeré úsilí o zlepšení životního prostředí. V úvahu připadá šokové snížení těžby uhlí a utlumení těžkého průmyslu (což by však přineslo krátkodobé negativní dopady na trh práce – dramatický nárůst strukturální nezaměstnanosti a tím další možnou podporu odlivu obyvatel, i když pravděpodobně nikoli těch nejkvalifikovanějších), či zvýšení nátlaku na velké znečišťovatele, aby zaváděli ve svých provozech moderní technologie, které vedou k omezování znečištění, což však může být z jejich strany na úkor investic do dalšího rozvoje podniků. Zde se také nabízí příležitost přechodu k podpoře rozvoje ekologicky nenáročné moderní ekonomiky, založené na znalostech, technickém pokroku a podporované zdejšími vyspělými technickým školstvím. Mimo to je také třeba snižovat nejen průmyslové znečištění, ale i znečištění způsobované silniční dopravou (například lepší koordinací veřejné dopravy, vytvoření sítě cyklostezek). Realizace navrhovaných opatření by poté neměla vliv pouze na zamezení emigrace obyvatel z regionu (většinou mladých lidí v produktivním věku s vyšším vzděláním), ale také na zlepšení kvality životy populace Moravskoslezského kraje, která nemigruje.

Poděkování

Tento článek vznikl za podpory SGS EkF VŠB-TUO v rámci projektu SP2018/151 „Význam migrace a znalostní ekonomiky pro rozvojové a rozvíjející se země“ a projektu GAČR 18–16111S „Rezidenční mobilita, sociální kapitál a důvěra: doklady z přirozeného experimentu“. Poděkování autora patří Mariole Pytlikové a Janu Sucháčkově za cenné připomínky, diskusi a podněty, které přispěly k vytvoření tohoto článku.

Literatura

- [1] ADSERA, A. and M. PYTLIKOVA, 2015. The Role of Language in Shaping International Migration. *The Economic Journal*, 125, F49-F81. ISSN 1468-0297.
- [2] BECKER, G. S., 1975. Investment in Human Capital: Effects on Earnings. In: Becker, G. S., NBER (ed.): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Second Edition. [online] 2018 [vid. 10. prosince 2018]. Dostupné z: <https://econpapers.repec.org/bookchap/nbrnberbk/beck75-1.htm>
- [1] BORJAS, G. J., 1987. Self-Selection and the Earnings of Immigrants. *American Economic Review* 77(4), 531-553. ISSN 944-7981.
- [2] ČHMÚ, 2014. *Ročenka 2014* [online] 2014 [vid. 25. května 2018]. Dostupné z: http://portal.chmi.cz/files/portal/docs/uoco/isko/grafroc/grafroc_CZ.html (25. 5. 2018)
- [3] ČHMÚ, 2018a. *Emisní bilance zdrojů*. [online] 2018 [vid. 26. května 2018]. Dostupné z: <http://portal.chmi.cz/historicka-data/ovzdusi>
- [4] ČHMÚ, 2018b. *Grafická ročenka 2013*. [online] 2018 [vid. 14. května 2018]. Dostupné z: http://portal.chmi.cz/files/portal/docs/uoco/isko/grafroc/grafroc_CZ.html

- [5] ČSÚ, 2005. *Vnitřní stěhování v České republice 1991-2004*. [online] 2005 [vid. 11. května 2018]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/vnitri-stehovani-v-cr-1991-az-2004-n-q5h7q09guk>
- [6] ČSÚ, 2012. *Migrace v České republice*. [online] 2012 [vid. 1. července 2018]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20567025/104035-12k01.pdf/91f72d10-2f63-484b-991d-89a1d8135758?version=1.0>
- [7] ČSÚ, 2015. *Vývoj obyvatelstva České republiky, Migrace*. [online] 2015 [vid. 12. června 2018]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/vyvoj-obyvatelstva-ceske-republiky-2014>
- [8] ČSÚ, 2016. *Časové řady za Moravskoslezský kraj*. [online] 2016 [vid. 1. listopadu 2018]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/xt/casove-rady-za-moravskoslezsky-kraj>
- [9] ČSÚ, 2017. *Statistický bulletin – Moravskoslezský kraj*. [online] 2017 [vid. 12. června 2018]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/statisticky-bulletin-moravskoslezsky-kraj-1-az-4-ctvrtleti-2017>
- [10] ČSÚ, 2018. *Organizační statistika: Časové řady*. [online] 2018 [vid. 2. listopadu 2018]. https://www.czso.cz/csu/czso/res_cr
- [11] EHRENBERG, R. G. and R. S. SMITH. *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. 11. vyd. Boston: Pearson Education, Inc., 2012. 650 p. ISBN 13: 978-0-13-254064-3.
- [12] FIDRMUC, J. and P. HUBER, 2007. The Willingness to Migrate in the CEECs: Evidence from the Czech Republic. *Empirica*. 34(4) 351-369. ISSN 03408744.
- [13] GRAY, C. and V. MUELLER, 2012. Natural disasters and population mobility in Bangladesh. *PNAS*. 2012, 109(16) 6000–6005.
- [14] GROGGER, J. and G. HANSON, 2008. Income maximization and the selection and sorting of international migrants. *Journal of Development Economics*, 95(1), 42–57. ISSN 0304-3878.
- [15] HARRIS, J. R. and M. TODARO, 1970. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. *American Economic Review*. 60(5). 126–142. ISSN 944-7981.
- [16] HICKS, J. R., 1963. *Theory of wages*. 2. vyd. Macmillan. ISBN 978-0333-027664-6.
- [17] HRUŠKA, L. et al., 2012. *Socioekonomický atlas Moravskoslezského kraje*. [online] 2012 [vid. červenec 2018]. Dostupné z: <https://www.ostrava.cz/cs/podnikatel-investor/ke-stazeni/development-newsletter/2012/rijen/c-documents-and-settings-novotnaan-plocha-oer34-dokumenty-newsletter-2012-aajen-kratka-socioekonomicka1-2-atlas-msk-socioekonomicka1-2-atlas-msk-2012.pdf>.
- [18] HUGO, G., 1996. Environmental Concerns and International Migration. *The International Migration Review*. 1996, vol. 30, no. 1, pp. 105-131. New York: Center for Migration Studies of New York, Inc. ISSN 1747-7379.
- [19] IVAN, I. a L. TVRDÝ, 2008. Sociodemografické faktory ovlivňující vzdálenost migrace a její vývoj. *Regionální studia, Národohospodářská fakulta VŠE*.
- [20] KADLECOVÁ, M. et al., 2015. *Studie sídelní struktury Moravskoslezského kraje*. [online] 2015 [vid. srpen 2018]. Dostupné z: http://www.msk.cz/cz/uzemni_planovani/studie-sidelni-struktury-moravskoslezskeho-kraje-2012-60381/

- [21] KAREMERA, D. et al., 2000. A Gravity Model Analysis of International Migration to North America. *Applied Economics*. 32. 1745-55. ISSN: 0003-6846.
- [22] MASSEY, D. S. et al., 1993. Theories of International Migration: A Review and Appraisal. *Population and Development Review*. 23(19) 431-466. ISSN 1728-4457.
- [23] McFADDEN, D., 1974. The measurement of urban travel demand. *Journal of Public Economics*, 3(4), 303–328. ISSN 0047-2727.
- [24] MSK, 2019. Obyvatelstvo a sídla. *Interaktivní aplikace*. [online] 2019 [vid. únor 2019]. Dostupné z: <https://theses.cz/id/fxn3qs/GMSK/ucebnice/sidla.html>
- [25] MYERS, N., 2002. Environmental refugees: a growing phenomenon in 21st century. *The Royal Society*. 2002. 357(1420) 609-613. ISSN 1471-2954.
- [26] ORTEGA, F. and G. PERI, 2009. The causes and effects of international migrations: evidence from OECD countries 1980–2005. *Working Paper 14833, NBER*.
- [27] PIGUET, E. et al. 2011. Migration and Climate Change: An Overview. *Refugee Survey Quarterly*. 2011, 3(30) 1-23. ISSN 1020-4067.
- [28] RIS, 2016. *Okresy Moravskoslezského kraje*. [online] 2016 [vid. srpen 2018] Dostupné z: <http://www.risy.cz/cs/krajske-ris/moravskoslezsky-kraj/okresy/>
- [29] ROY, A., 1951. Some Thoughts on the Distribution of Earnings. *Oxford Economic Papers*. 3(2), 135-146. ISSN 0030-7653.
- [30] SJAASTAD, L., 1962. A. The Costs and Returns of Human Migration. *Journal of Political Economy*. 70 (5), 80-93. ISSN 1537-534X.
- [31] ŠULÁK, J., 2015. The Impact of Air Pollution on Internal Migration in the Czech republic. In: KAŠTAN, M. (ed.). *MEKON 2015: the CD of participants' reviewed papers from 17th international conference : February 4-5, 2015, Ostrava* [CD-ROM]. Ostrava: VŠB-TUO, Faculty of Economics.
- [32] SVOBODOVÁ, H. et al., 2013. Sídelní struktura a obyvatelstvo ČR. *Vybrané kapitoly ze socioekonomické geografie ČR*. [online] 2013 [vid. srpen 2018] Dostupné z: <https://is.muni.cz/do/rect/el/estud/pdf/js13/geograf/web/pages/02-sidelni-struktura.html>
- [33] VOSSLER, T. et al., 2015. An investigation of local and regional sources of fine particulate matter in Ostrava, the Czech Republic. *Atmospheric Pollution Research*, 6(3) 454-463. ISSN 1309-1042.
- [34] VOSSLER, T. et al., 2016. Source apportionment with uncertainty estimates of fine particulate matter in Ostrava, Czech Republic using Positive Matrix Factorization. *Atmospheric Pollution Research*. 7(3) 503-512. ISSN 1309-1042.
- [35] WARNER, K., 2009. Global environmental change and migration: Governance challenges. *Global Environmental Change*. [online] 2009 [vid. srpen 2018]. Dostupné z: <http://www.stockholmresilience.org/download/18.3eea013f128a65019c2800010454/1459560566462/Warner+2010.pdf>