

Vnitřní model migrace: Empirická studie panelových dat ČR

Interregional model of migration: An empirical analysis based on panel data for the Czech republic

Lucie Kureková

Abstrakt: Cílem této studie bylo zjistit vliv vybraných společensko-ekonomických determinantů na míru migrace v České republice. Byla definována rovnice modelu vnitřní migrace České republiky a do ní zahrnuty klíčové a tzv. kontrolní vysvětlující proměnné. Získaná pozorování se vztahují k jednotlivým krajům České republiky mezi lety 2001 až 2013 a celkový data set obsahuje 1 092 pozorování. Ukázalo se, že míra migrace byla nejvíce ovlivněna proměnnými reprezentující mzdový diferenciól a průmyslový typ kraje. Další proměnné v modelu měly v porovnání s těmito proměnnými relativně slabý vliv.

Klíčová slova: migrace, neoklasická ekonomie, panelová data, regresní analýza

Abstract: In this paper is tested the influence of some socio-economics dereterminats on migration flows. For this purpose, were used data contain period of years 2001 to 2013 from 14 regions of the Czech Republic and dataset contains 1092 observations. Empirical results of models show that wage differences and indicator of industry region had significant positive influence on regional rate of migration in the Czech Republic. The strength of influence of other explanatory variables was relatively weak.

Keywords: migration, neoclassical economy, panel data, regression analysis

JEL Classification: R23, J61, J24, C12, C23, C22

Úvod

Migrace zůstává stále aktuálním tématem a to nejen v národním ale i v nadnárodním kontextu. Migrace obyvatelstva je proces, který je ovlivněný širokým spektrem různých vnějších i vnitřních faktorů. Jeden z pohledů na migraci zdůrazňuje fundamentální a historickou podstatu stěhování se jako součást lidské zkušenosti. Podle McNeill a Adams (1978) tato zkušenost byla, je a bude nedílnou součástí lidské civilizace.

V tomto příspěvku je analyzována vnitřní migrace v České republice v letech 2001 až 2013 se zaměřením na pracovní migraci.¹ Jako pracovní migrace se označuje stěhování osob za pracovními příležitostmi a pracovní migraci a lze ji členit z mnoha různých hledisek.² Migrace by se měla stát jedním z efektivních nástrojů řešení dalšího ekonomického rozvoje naší země a součástí společenského vývoje.

¹ Podle Pavlíka (2005) je migrace změna obvyklého místa pobytu přes hranice určité územní jednotky. Pokud se jedná o pohyb přes hranice nižší územní jednotky než je stát, nazývá se tato migrace vnitřní (státní). V případě, že se za danou územní jednotku považuje stát, potom se jedná o migraci vnější (mezinárodní).

² Například Ivo Baštýř (2005) definuje čtyři typy pracovní migrace a to: nabídkovou, poptávkovou, pobytovou a dojížděkovou migraci.

Na otázku jaké jsou příčiny vzniku migrace, proč migrační toky přetrvávají a jaké jsou důsledky migrace, se snaží odpovědět nejen ekonomie, ale i další vědní disciplíny. Jednotlivé ekonomické teorie migrace se odlišují ve svých předpokladech a mnohdy i v závěrech. Jednou z možností, jak empiricky testovat platnost závěrů teorií, je zkoumání relací mezi jednotlivými proměnnými. Pohyby obyvatelstva se staly a dodnes jsou přenašeči inovací z jednoho regionu do druhého.

Z výsledků odhadnutého ekonometrického modelu vychází, že mzdový diferenciál ve všech relevantních odhadovaných modelech byl statisticky významný a nabývá kladných a relativně vysokých hodnot. Druhý odhadnutý parametr proměnné reprezentující rozdíly v míře nezaměstnanosti vyšel pouze u jednoho z odhadnutých modelů statisticky významný, jeho hodnota byla záporná, nicméně hodnota tohoto parametru se blíží k nule. Můžeme se tedy domnívat, že míru migrace v ČR spíše určoval mzdový diferenciál než rozdíly v míře nezaměstnanosti. Další vybrané společensko-ekonomické faktory měly na regionální míru migrace podle odhadnutých výsledků kladný vliv. Podle výše hodnoty parametrů tzv. kontrolních proměnných byl nejsilněji určující míru migrace podíl zaměstnanců pracujících v průmyslu na celkovém počtu zaměstnanců.

Neoklasický model migrace

Lze říci, že neexistuje pouze jedna všeobecně platná teorie migrace, která by komplexně vysvětlovala příčiny a společensko-ekonomické důsledky migrace. V neoklasické ekonomické teorii migrace můžeme sledovat dva přístupy k vysvětlení migrace: (i) mikroekonomický³ a (ii) makroekonomický.

Na mikroekonomické úrovni vychází neoklasický model migrace z předpokladu, že každý migrant poměřuje své náklady a výnosy z migrace, náklady a výnosy se liší v rámci zamýšlených destinací migranta (viz Borjas 1989, 1990). Naproti tomu tzv. nová teorie migrace, jejíž představiteli jsou Stark a Bloom (1985), předpokládá, že o migraci nerozhodují samotní jedinci, nýbrž domácnosti a ty nezohledňují ve svém rozhodování pouze podmínky na trhu práce, ale berou do úvahy i podmínky na dalších trzích. Sjaadstad (1962) tvrdí, že teorie lidského kapitálu obohatila neoklasický model migrace o tzv. socio-demografické charakteristiky.⁴ Bauer a Zimmermann (1999) předpokládají, že právě tyto charakteristiky jsou významnými determinanty migrace, dále tvrdí, že pravděpodobnost migrace se snižuje s věkem a obvykle se zvyšuje s úrovní dosaženého vzdělání.

Makroekonomický model migrace vysvětluje migraci především pomocí geografických diferencí v nabídce a poptávce práce. Území s vysokým podílem práce na kapitálu bude mít relativně nízké rovnovážné mzdy a vice versa. Migrační toky směřují z oblastí méně vyspělých, kde je přebytek pracovních sil a relativně nízké mzdy, do oblastí více vyspělých, kde je nedostatek pracovních sil a relativně vysoké mzdy. Nejzákladnější model se objevuje v práci Hickse (1932), dále také Lewise (1954). V 70. letech minulého století Harrise a Todaro (1970) model doplnili o dva důležité faktory, jimiž jsou nezaměstnanost a čas. Jejich rozšíření umožnilo vysvětlit značnou část migračních toků z venkovských částí do městských aglomerací. V modelu Harrise a Todara je migrace

³ Mikroekonomický model migrace se mimo jiné označuje jako model lidského kapitálu a je v něm zohledněna dynamika lidského rozhodování.

⁴ Vybavenost lidským kapitálem, dovednosti a zkušenosti, věk, rodinný stav, pohlaví, povolání a postavení na trhu práce, preference a očekávání výrazně ovlivňují migraci.

determinována očekávanými rozdíly ve mzdách diskontovaných v čase. Původní neoklasická teorie uvažovala při rozhodování o migraci pouze aktuální rozdíly ve mzdách. Podle neoklasické teorie, by měla migrace přispívat k vyrovnávání disparit mezi jednotlivými územími. Nikoliv všechny teorie s tímto předpokladem souhlasí a naopak tvrdí, že díky vnitřní migraci potažmo mezinárodní migraci může docházet k většímu prohlubování nerovností. Myrdal (1959)⁵ popisuje vedle pozitivních efektů migrace také působení negativních tzv. polarizačních (back-wash) efektů. Jedna forma negativního efektu může být právě migrace z méně vyspělých regionů do více vyspělých. Výsledkem migrace není stav všeobecné rovnováhy, ale další prohlubování disparit.

Migrace a empirické studie

Empirických výzkumů migrace je mnoho a jejich členění je možné provést na základě různých hledisek, např. podle toho zda, výzkumy sledují vnitřní nebo vnější migraci, podle toho zda zkoumají příčiny nebo důsledky migrace nebo dále podle toho jaká data nebo statistické metody jsou v jejich výzkumu použity. Pro účely této studie byly selektivně vybrány studie, které a priori zkoumají determinanty migrace.

Výsledky empirické studie autora Decressin (1994) ukazují, že zvýšení mezd v referenčním regionu způsobuje disproportční nárůst hrubé migrace v témže regionu. Dále nárůst míry nezaměstnanosti v regionu vzhledem k ostatním neúměrně snižuje hrubou migraci směrem do zmiňovaného regionu. Daveri a Faini (1999) našli taktéž statisticky významný vztah mezi mzdou a migrací, regionální úroveň mezd odpovídá očekávané hrubé migraci. Burda a Hunt (2001) zohlednili ve svém odhadu mimo jiné proměnnou, jež byla rychlost konvergence jednotlivých regionů. Ukázalo se, že společně s proměnou vyjadřující rozdíly mezi mzdami, byla statisticky významným determinantem migrace. Zatímco míra nezaměstnanosti podle jejich výsledků nehrála důležitou roli při determinaci migračních proudů. Parikh a Van Leuvensteijn (2003) evidují statisticky významný, ale relativně slabý vztah mezi regionálními diferencemi mzdových sazeb a migrací. Vliv difference mezi mírami nezaměstnanosti byl shledán jako statisticky nevýznamný. Fachin (2007), Napolitano a Bonasia (2010) přidali do svého modelu tzv. aglomerační síly, které byly vyjádřeny jako hustota obyvatelstva⁶ a zásobou lidského kapitálu. Hunt (2006) a Mitze a Reinkowski (2011) zohlednili ve svém modelu věkovou strukturu migrantů, na základě svých výsledků se domnívají, že s rostoucím věkem jsou potenciální migranti méně citliví na rozdíly ve mzdách. Dále se ukázalo, že migranti spadající do mladší věkové skupiny byli méně citliví na změnu v úrovni míry nezaměstnanosti. Faggian a McCann (2009) se zaměřili na vztah mezi pracovní migrací a dynamikou inovací v jednotlivých regionech. Došli k závěru, že míra inovací je klíčovým faktorem pro migraci vysokoškolských absolventů a zároveň příliv takovýchto pracovníků podporuje inovace v daném regionu. Caragliu et. al (2012) poukazují na fakt, že kulturní a institucionální bariéry jsou důležitými determinanty, které ovlivňují migrační toky. Podle nich nejen geografická vzdálenost, ale také důvěra, finanční a institucionální vzdálenost může snížit migrační toky mezi regiony. Výzkum migračních toků autorů Guayo-Téllez a Martínez-Navarro (2013) naznačuje, že muži s nízkým

⁵ Myrdal je hlavním představitelem tzv. teorie kumulativních příčin. Migrace je evolučním procesem, který přispívá k institucionálním a socioekonomickým změnám mezi územími. Děje se tomu tak díky mechanismům různorodých zpětných vazeb.

⁶ Tzv. aglomerační síly bývají spíše typické pro gravitační modely.

stupněm dosaženého vzdělání mají tendenci stěhovat se do USA, zatímco vdané ženy a muži s vyšší úrovní vzdělání mají tendenci migrovat do Mexika. Sanderson a kol. (2014) zkoumali migraci v České republice pomocí logistické regrese, konkrétně migraci ukrajinských pracovníků, jejich výsledky podporují hypotézu, že ukrajinská migrace do českého stavebnictví je směřována po migračních linkách. Čili došli k závěru, že ukrajínští imigranti se zkušenostmi v ukrajinském stavebnictví budou pracovat v českém stavebnictví s mnohem větší pravděpodobností než pracovníci z jiných oborů ukrajinské ekonomiky. Kowalska a Strielkowski (2013) také zkoumali migraci v ČR a tvrdí, že regionální míra nezaměstnanosti podle jejich modelu nebyla významným determinanem migračních toků. Dále se ukázalo, že čím vyšší byla míra nezaměstnanosti, tím nižší byla míra emigrace. Koeficient u proměnné vyjadřující výši příjmů vyšel statisticky významný, ale odhadnutá závislost byla opačná, než by se dalo očekávat z ekonomické teorie. Čili se zvýšením průměrných platů by se zvyšovala emigrace.

Empirický model vnitřní migrace ČR

Základní rovnice odhadovaného ekonometrického modelu je definována ve tvaru:

Rovnice 1

$$MIG_{it} = \alpha + \beta_1 INC_{it} + \beta_2 UNEMP_{it} + \beta_3 INDUS_{it} + \beta_4 FLAT_{it} + \beta_5 HC_{it} + \mu_{it}$$

Míra migrace (*MIG*): V modelu vystupuje jako vysvětlovaná proměnná. Z data setu byla vybrána migrace týkající se pouze obyvatel ve věku 15 až 64 let, lze předpokládat, že v případě migrantů mladších 15 či starších 64 let se jednalo pouze s malou pravděpodobností o pracovní migraci.

Příjem (*INC*) a míra nezaměstnanosti (*UNEMP*): Tyto proměnné představují v modelu tzv. klíčové vysvětlující proměnné. Proměnná *INC* byla vypočtena jako procentuální rozdíl mezi čistým disponibilním důchodem na 1 obyvatele v kraji a průměrnou hodnotou v České republice za daný rok. Analogicky byla vypočtena proměnná *UNEMP*, zastupující diferenci míry nezaměstnanosti. Podle neoklasické ekonomické teorie lze očekávat, že s rostoucí diferencí čistého disponibilního důchodu na 1 obyvatele od referenční hodnoty vzroste míra migrace a vice versa. U druhé klíčové proměnné *UNEMP* lze předpokládat, že bude mít záporný vliv na míru migrace.⁷

Průmysl (*INDUS*): Tato proměnná je vypočtená jako poměr počtu zaměstnaných v průmyslu a ve stavebnictví na celkovém počtu zaměstnaných v národním hospodářství, čili představuje procento zaměstnanců pracujících v odvětví průmyslu a stavebnictví. Ukazatel *INDUS*, by měl reflektovat, zda se jedná o průmyslový region. České republiky se řadí mezi země s významnou průmyslovou tradicí, i když poslední léta lze sledovat trend rostoucího podílu služeb v ekonomice, jež je charakteristický pro vyspělé ekonomiky. Dle čísel z EUROSTATU zhruba 25% celkové zaměstnanosti v ČR je ve zpracovatelském průmyslu. Během ekonomické krize mezi lety 2008 až 2012 počet zaměstnaných ve zpracovatelském průmyslu podobně jako ve všech evropských zemích

⁷ Zvolený data set postrádá informaci o přímé destinaci mezi kraji, sleduje počet odstěhovaných a přistěhovaných a neumožňuje sledovat destinaci (kraj), proto jako referenční hodnota byla stanovena průměrná hodnota v ČR.

poklesl. Pokles v ČR byl ovšem nižší než ve většině evropských zemí. Lze očekávat, že by ukazatel *INDUS* měl mít spíše pozitivní vliv na nezávisle proměnnou.

Bydlení (*FLAT*): K společensko-ekonomickým faktorům, které mohou ovlivňovat míru migrace, patří dostupnost bydlení. Proto byla zahrnuta do modelu proměnná *FLAT*, která je vyjádřena jako přirozený logaritmus⁸ průměrné ceny bytů v Kč za m². Tato proměnná by měla reflektovat možnosti a náklady spojené s bydlením a předpokládá se, že by mělo s růstem cen nemovitostí docházet spíše k snižování míry migrace.

Lidský kapitál (*HC*): Poslední vysvětlující proměnnou je *HC* a vyjadřuje míru ekonomické aktivity obyvatel s vysokoškolským vzděláním, tato proměnná by měla vyjadřovat úroveň lidského kapitálu v kraji. Mitze a Reinkowski (2011) sledovali záporný vliv na závislou proměnnou.

Tabulka 1

Název	Popis	Zdroj
MIG	poměr počtu vystěhovaných k počtu přistěhovaných ve věku 15 až 64 let	ČSÚ, Stěhování obyvatel ve vybraném území
INC	procentuální rozdíl mezi čistým disponibilním důchodem na 1 obyvatele a referenční hodnotou	ČSÚ, Databáze regionálních účtů
UNEMP	procentuální rozdíl mezi mírou nezaměstnanosti a referenční hodnotou	ČSÚ, Trh práce v ČR
INDUS	podíl počtu zaměstnanců na celkovém počtu zaměstnanců	ČSÚ, Trh práce v ČR
FLAT	přirozený logaritmus ceny bytů za 1 m ²	ČSÚ, Ceny nemovitostí
HC	míra ekonomické aktivity obyvatel s vysokoškolským vzděláním	ČSÚ, Trh práce v ČR

referenční hodnota je průměrná hodnota proměnné v daném roce

Zdroj: vlastní zpracování

Data

Pro odhadovaný model byla použita data poskytovaná Českým statistickým úřadem. Panelový data set obsahuje pozorování 6 proměnných z 14 krajů České republiky v letech 2001 až 2013, čili obsahuje $N \times T$ (1 092) pozorování. Vzhledem k fixnímu počtu pozorovaných jednotek (krajů) v čase, vzniklý panelový data set je vybalancovaný a je možné využít klasické nástroje pro odhady modelů s panelovými daty. Před samotným odhadováním bylo vhodné časovou řadu proměnné *FLAT* pro potřeby odhadu modelu upravit, byla provedena dodatečná logaritmická transformace této proměnné. Po této transformaci došlo k zúžení rozpětí jejích hodnot. Dále byla provedena grafická analýza skutečných a středních hodnot jednotlivých proměnných. U většiny proměnných se ukázalo, že hodnoty týkající se kraje Hl. město Praha nabývaly extrémních hodnot, proto

⁸ Je přijat předpoklad, že zvolená transformace statisticky významně neovlivní vypovídající hodnotu výsledků analýzy.

nebyl dále tento kraj zahrnut do následné analýzy.⁹ Přehled základních statistik finálního data setu je prezentován v Tabulce 2.

Tabulka 2

	Mean	Std. Dev.	Min	Max
MIG	1.1442	0.4356	0.4910	3.7099
INC	-0.0503	0.0528	-0.1325	0.1018
UNEMP	0.0497	0.3466	-0.4266	0.9203
INDUS	0.4286	0.0368	0.3397	0.5364
FLAT	9.3931	0.4953	8.0922	10.2330
HC	76.6112	2.9139	67.6881	85.1822

Zdroj: vlastní výpočet ze STATA 11.2

Další pohled na data umožňuje jednoduchá korelační matice, která ukazuje lineární závislost mezi vysvětlujícími proměnnými. Absolutní hodnoty korelačních koeficientů vycházejí nižší než 0.75, lze se tedy domnívat, že mezi vysvětlujícími proměnnými existuje spíše slabá lineární závislost. Pouze mezi proměnnými *INC* a *UNEMP* dosahoval korelační koeficient hodnoty -0.7402. Mezi těmito proměnnými existuje záporná lineární závislost a výše korelačního koeficientu se blíží k hodnotě, kterou lze považovat jako indikátor přítomnosti silné záporné lineární závislosti.

Tabulka 3

	INC	UNEMP	INDUS	FLAT	HC
INC	1				
UNEMP	-0.7402	1			
INDUS	-0.3327	0.0089	1		
FLAT	0.2557	-0.2118	-0.1493	1	
HC	0.2059	-0.1377	-0.2019	-0.4758	1

Zdroj: vlastní výpočet ze STATA 11.2

Vzhledem k hraniční hodnotě korelačního koeficientu mezi proměnnými *INC* a *UNEMP* bylo provedeno šetření, zda by síla této lineární závislosti mohla nepříznivě ovlivnit kvalitu odhadů lineární regrese. Čili byla měřena intenzita přítomné multikolinearity mezi vysvětlujícími proměnnými. Za efektivní nástroje detekce multikolinearity a zkoumání její intenzity lze považovat tzv. faktory a indexy podmíněnosti korelační matice vysvětlujících proměnných (VIF). Jako kritickou hodnotu VIF lze určit hodnotu vyšší než

⁹ Pro zjišťování příčiny možné přítomnosti heteroskedasticity a zjišťování, zda jsou časové řady stacionární, data set pro testy jednotkových kořenů a odhady modelů obsahuje 13 panelů v letech 2001 až 2013.

10. Hodnoty VIF je prezentovány v následující Tabulce 4 a je vidět, že naměřená síla případné multikolinearity nedosáhla vysoké hodnoty.

Tabulka 4

	VIF	1/VIF
INC	2.980	0.336
UNEMP	2.600	0.384
INDUS	1.630	0.614
FLAT	1.610	0.621
HC	1.400	0.715
Mean VIF	2.040	

Zdroj: vlastní výpočet ze STATA 11.2

K testování stacionarity panelových časových řad byl použit Levin, Lin a Chu test (LLC test).¹⁰ Výsledky LLC testu jsou prezentovány v Tabulce 5, pouze u proměnné *UNEMPL*, bylo možné zamítnout hypotézu o existenci jednotkového kořene až na 10 % hladině významnosti. Vzhledem k této skutečnosti byl proveden Breitungův test jednotkového kořene pro panelová data, který STATA nabízí. Podle výsledku tohoto testu ($P=0.0119$) bylo možné na 5 % hladině významnosti zamítnout nulovou hypotézu o existenci jednotkového kořene. Na základě výsledků výše zmíněných testů byly všechny časové řady považovány za stacionární.

Tabulka 5

LLC test	p-value
MIG	0.0199**
INC	0.0000***
UNEMP	0.0826*
INDUS	0.0067***
FLAT	0.0000***
HC	0.0424**

note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Zdroj: vlastní výpočet ze STATA 11.2

Odhady

Na začátek byly odhadnuty tři základní modely, Model 1 – OLS, Model 2 – RE, Model 3 – FE. Výsledky odhadnutých koeficientů jsou prezentovány v následující Tabulce 6. Dále bylo provedeno několik kroků k výběru vhodného modelu. Jako první krok byl proveden

¹⁰ Při ověřování stacionarity panelových časových řad by měli mít testy vyvinuté speciálně pro panelová data větší sílu než testy používané k ověřování přítomnosti jednotkového kořene u jednorozměrných časových řad. Mezi autory, kteří se věnovali vývoji testů k zjišťování přítomnosti jednotkového kořene u panelových dat, patří například Levin, Lin a Chu (2002), Breitung, Im, Pesaran a Shin (2003).

test, zda je vhodnější využít klasický OLS model (Model 1) nebo model s náhodnými efekty (Model 2). K tomuto účelu byl využit Breusch-Pagan LM test. Na 5% hladině významnosti byla zamítnuta nulová hypotéza o nevhodnosti Modelu 2, čili byl upřednostněn model s náhodnými efekty před klasickým modelem OLS. Jako další krok následovalo porovnání vhodnosti Modelu 2 a Modelu 3. Před porovnáním vhodnosti použití Modelu 2 a 3. Test pro srovnání vhodnosti využití Modelů 2 a 3 se používá tzv. Hausmanův test. Výsledky Hausmanova testu ($P=0.0005$) napovídají, že je vhodné na 5 % hladině významnosti dát přednost Modelu 3 před Modelem 2.

Podle předchozího srovnání Modelů 1 až 3 se jeví jako nejvhodnější model s fixními efekty. Nicméně diagnostické testy bohužel nedopadly velmi uspokojivě. Na základě výsledku testu přítomnosti tzv. Wooldridge testu ($P = 0.0011$) bylo zjištěna na 5 % hladině významnosti přítomnost autokorelace prvního stupně, stejně tak byla zjištěna přítomnost heteroskedasticity za pomoci modifikovaného Waldova test ($\text{Prob}= 0.0000$). Dalším problémem je fakt, že oproti Modelům 1 a 2, Model 3 odhaduje záporný a relativně vysoký koeficient u proměné *INC*.

Vzhledem k výše zmíněným problémům nebude dále model fixních efektů považován za vhodný pro následnou analýzu a interpretaci možných vlivů vysvětlujících proměnných na regionální míru migrace. Navíc při výskytu autokorelace a heteroskedasticity literatura navrhuje využít alternativní metodu odhadu. Parks (1967) navrhuje využít odhad metodou tzv. feasible generalized least squares (FGLS), tuto metodu dále rozpracovává Kmenta (1986) a není doporučováno ji používat pro mikroekonomické panely (data set obsahující velký počet N a relativně malý počet T). Beck a Katz (1995) ukazují, že metoda Parks-Kmenta má tendenci produkovat nepřijatelně malé standardní odhady chyb. Příklady řešení problémů s přítomností heteroskedasticity a autokorelace, které STATA nabízí, jsou shrnuty v následující Tabulce 8.

Tabulka 6

	Model 1		Model 2		Model 3	
	Coef	Se	Coef	Se	Coef	se
INC	4.858***	0.904	4.345***	1.007	-1.165	1.544
UNEMP	0.190	0.129	0.162	0.140	0.016	0.169
INDUS	1.401	0.888	2.299**	0.992	8.639***	1.453
FLAT	0.243***	0.071	0.315***	0.070	0.398***	0.065
HC	0.022*	0.012	0.033***	0.012	0.045***	0.011
CONS	-3.205**	1.564	-5.105***	1.544	-9.784***	1.426

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Zdroj: vlastní výpočet ze STATA 11.2

Tabulka 7

	Model 4		Model 5		Model 6	
	Coef	Se	Coef	Se	Coef	se
INC	4.345***	0.829	2.661***	0.045	2.892***	0.172
UNEMP	0.162	0.182	-0.080***	0.005	-0.032	0.023
INDUS	2.299*	1.396	2.250***	0.035	2.458***	0.218
FLAT	0.315***	0.114	0.320***	0.004	0.413***	0.018
HC	0.033**	0.015	0.015***	0.000	0.016***	0.002
CONS	-5.105**	2.527	-3.817***	0.051	-4.848***	0.263

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Zdroj: vlastní výpočet ze STATA 11.2

Tabulka 8

Příkaz	Option	SE odhady jsou robustní v případě přítomnosti	Poznámka
reg, xtreg	Robust	Heteroskedasticita	
reg, xtreg	cluster()	heteroskedasticita a autokorelace	
Xtglm	panels() corr	heteroskedasticita, současně průřezová korelace a autokorelace typu AR (1)	$N < T$ potřebný k proveditelnosti; inklinuje k produkci optimistických odhadů SE

AR (1) se týká prvního řádu autokorelace

Zdroj: *Hoechle (2010)*

Čili pro další odhady byl model fixních efektů nahrazen tzv. FGLS. Opět byl odhadován model náhodných efektů, ale byly použity podmínky `vce` a `cluster` nabízené programem STATA. Zahrnutí těchto podmínek do odhadu dle Hoechle (2010) dojde k tomu, že standardní chyby odhadů jsou robustní k výkyvům způsobeným heteroskedasticitou a autokorelací. Využitím těchto podmínek nedojde k vyloučení přítomnosti heteroskedasticity i autokorelace z modelu, nicméně jejich přítomnost nemá nyní dopad na vydatnost odhadů. Další dva modely FGLS jsou odhadnuty s podmínkou `panels (correlated)`, tato podmínka řeší heteroskedasticitu a zároveň cross-sectional korelaci, která bývá typická spíše pro makroekonomické panelové data sety. Modely se liší mezi sebou podmínkami, které předpokládají jinou strukturu autokorelace v modelu, tyto podmínky jsou `corr(ar1)` a `corr(psar1)`. Podmínky se liší v předpokladu, jakou strukturu má přítomná autokorelace v odhadovaném modelu. Pokud je zadána podmínka `ar1`, předpokládá se, že struktura autokorelace je stejná ve všech panelech. Pokud je zadána podmínka `psar1`, předpokládá se, že každý panel má unikátní strukturu autokorelace (viz více STATA modul `xtglm` „Fit panel-data models by using GLS“). Odhadnuté koeficienty, jejich standardní chyby jsou prezentovány a statistické významnosti jsou prezentovány v Tabulce 7. Rekapitulace využitých modelů a jejich varianty jsou shrnuty v následující Tabulce 9.

Tabulka 9

Model	Metoda	Modul STATA	Syntaxe „option“
1	OLS	Reg	
2	Random effects	Xtreg	
3	Fixed effects	Xtreg	
4	Random effects	Xtreg	<code>vce, cluster()</code>
5	FGLS	Xtglm	<code>panels(correlated), corr(ar1)</code>
6	FGLS	Xtglm	<code>panels(correlated), corr(psar1)</code>

Zdroj: *vlastní zpracování*

Data

Vzhledem k tomu, že dle testů bylo zjištěno, že Model 2 je více vhodný než Model 1 a hodnoty parametrů v Modelu 2 jsou totožné s hodnotami Modelu 4, pouze se liší vypočtenými standardními chybami a Model 3 byl z výše popsaných důvodů z následné analýzy vyloučen a jsou komentovány odhadnuté výsledky Modelů 4 až 6.

Parametr pro první klíčovou nezávislou proměnnou *INC* vyšel ve všech třech modelech statisticky významný. Nulová hypotéza o neexistenci závislosti regionální migrace na mzdovém diferenciálu byla na 5 % procentní hladině významnosti zamítnuta. Odhadnutý parametr pro tuto proměnnou vychází kladný, čili mezi mzdovým diferenciálem a mírou migrace existuje kladná závislost. Výsledek lze interpretovat tak, že s rostoucím rozdílem čistého disponibilního důchodu od průměrné hodnoty v ČR roste míra migrace v kraji. Tento výsledek koresponduje s teoretickými závěry neoklasického modelu migrace. Druhý odhadnutý parametr proměnné *UNEMP* vyšel pouze u Modelu 5 statisticky významný, jeho hodnota je záporná, jak předpokládá teorie. Avšak hodnota tohoto parametru (-0.080) v porovnání s hodnotou parametru *INC* (2.661) v témže modelu je relativně malá a blíží se k nule. Můžeme se tedy domnívat, že míru migrace v ČR spíše určoval mzdový diferenciál než rozdíly v míře nezaměstnanosti.

Hodnoty parametrů tzv. kontrolních proměnných vycházejí u všech modelů s kladným znaménkem, u většiny z nich jednotlivé t-testy ukazují, že jsou statisticky významné minimálně při hodnotě $\alpha=0.05$ (pouze u *INDUS* v Modelu 4 při $\alpha=0.1$) Z pozitivních hodnot odhadnutých parametrů proměnných *INDUS*, *FLAT* a *HC* lze usuzovat, že s růstem hodnot těchto determinantů roste míra migrace v kraji. Hodnota odhadnutého koeficientu u proměnné *INDUS* je relativně vysoká (2.299; 2.25; 2.458). Lze usuzovat, že stupeň průmyslové aktivity má silný pozitivní vliv na míru migrace a je druhý nejvyšší po mzdovém diferenciálu. Pakliže tedy bude klesat procento zaměstnanců v průmyslu a ve stavebnictví bude to mít za následek ceteris paribus snižování míry migrace daného regionu. Lze se domnívat, pokud klesá procento zaměstnaných v průmyslu, dochází ke zvyšování počtu zaměstnaných ve službách. Do budoucna by mohlo být zajímavé sledovat poměr hodnot počtu zaměstnaných v průmyslu a ve službách a při jaké hodnotě *INDUS* bude ještě docházet ke snižování míry migrace. Překvapivě kladný koeficient vyšel i u proměnné *FLAT*.¹¹ Odhadnutá hodnota parametru je relativně malá, čili lze považovat vliv *FLAT* v porovnání s proměnnou *INDUS* za slabý. Kladná hodnota koeficientu u proměnné *HC*, která by měla vyjadřovat úroveň lidského kapitálu v kraji, nabývá velmi nízkých hodnot blíží se k nule a její vliv na míru migrace lze tedy také považovat za velmi slabý. Jedním ze způsobů, jak vysvětlit kladnou hodnotu koeficientů u proměnné *FLAT* a *HC* je, že je možné domnívat, že kupní ceny bytů a úroveň lidského kapitálu mohou nepřímo signalizovat ekonomickou úroveň kraje a v našem případě pozitivně ovlivnit míru migrace v daném kraji.

¹¹ Kladný koeficient vyšel i u modelu odhadovaný v diplomové práci, kladné znaménko bylo vysvětleno, že vzhledem k tomu, že mezi cenou bytů a čistým disponibilním důchodem existuje silná lineární závislost. Kladnou hodnotu odhadnutého parametru lze vysvětlit tak, že je možné předpokládat, že výše ceny bytu nepřímo signalizuje vyšší disponibilního důchodu v kraji a proto vyšší cena bytů může v našem případě pozitivně ovlivnit míru migrace.

Závěr

Cílem tohoto článku bylo zjistit vliv vybraných společensko-ekonomických determinantů na míru migrace v České republice. Byla definována rovnice modelu vnitřní migrace České republiky a do ní zahrnuty klíčové a tzv. kontrolní vysvětlující proměnné. Získaná pozorování se vztahují k jednotlivým krajům České republiky mezi lety 2001 až 2013.

Na začátku byly odhadnuty tři základní modely, které standardně využívají k odhadu vybalancovaná panelová data. Tyto tři modely byly porovnány mezi sebou a bylo zjištěno, že pro následnou analýzu je vhodný model s náhodnými efekty a model s fixními efekty byl nahrazen modelem feasible general least square (FGLS). Ukázalo se, že míra migrace byla nejvíce ovlivněna proměnnými *INC* a *INDUS*. Další proměnné v modelu měly v porovnání s těmito proměnnými relativně slabší vliv než výše zmíněné proměnné (vztaženo k odhadnuté hodnotě koeficientů). Překvapivým zjištěním bylo, že proměnná reprezentující ceny bytů měla pozitivní vliv na míru migrace.

Byla provedena opatření k eliminaci vlivu heteroskedasticity (vyloučení panelu Hl. města Prahy), na kvalitu odhadnutých výsledků. Vliv heteroskedasticity a autokorelace jsme se pokusili částečně odstranit podmínkami, které umožňuje zahrnout do kalkulace software STATA. Byl přijat předpoklad, že po zahrnutí nabízených podmínek u Modelů 4 až 6 pak nedochází ke statisticky významnému snížení vypovídající hodnoty odhadnutých koeficientů. Postup výběru vhodného modelu využitý v této analýze by bylo možné použít i v případě modelace například vlivu míry migrace na vybrané ekonomické proměnné. Současná skladba panelového data setu neumožňuje sledovat směr migrace mezi jednotlivými kraji. Případnou změnou data setu by bylo možné tuto práci rozšířit o aplikaci tzv. gravitačního modelu migrace.

Reference

- BAŠTÝŘ, I, et al. *Sociální důsledky vstupu České republiky do Evropské Unie*. Brno, 2005, s. 334. ISBN 80-120-37722-9.
- BAUER, T.; ZIMMERMANN, K. F. Assessment of possible migration pressure and its labor market impact following EU enlargement to Central and Eastern Europe. *A study for the Department of Education and Employment, UK*. IZA Research Report. July 1999, No.3.
- BECK, N.; KATZ, J. N.: *What to do (and not to do) with time-series cross-section data*. American Political Science Review. 1995, Vol. 89: 634–647.
- BORJAS, G. J. Economic Theory and International Migration. *International Migration Review*. 1989, Vol. 23, No. 3, pp. 457-485.
- BORJAS, G. Friends or Strangers: The Impact of Immigrants on the U.S. Economy. New York: Basic Books, 1990.

- BREITUNG, J., PESARAN, M. H., 2005: Unit Roots and Cointegration in Panels. *IEPR working paper*, 2005.
- BURDA, M. C.; HUNT, J. From Reunification to Economic Integration: Productivity and the Labour Market in East Germany, *Brookings Papers on Economic Activity*. 2001, Vol. 2, pp.1-92.
- CARAGLIU, Andrea, Chiara Del BO, Henri L. F. de GROOT a Gert-Jan M. LINDERS. Cultural determinants of migration. *The Annals of Regional Science*. 2012, vol. 51, issue 1, s. 7-32. DOI: 10.1007/s00168-012-0531-3.
- DAVERI, F.; FAINI, R. Where Do Migrants Go?, *Oxford Economic Papers*. 1998, Vol. 51, pp. 595-622.
- DECRESSIN, J. Internal Migration in West Germany and Implications for East-West Salary Convergence, *Weltwirtschaftliches Archiv*. 1994, Vol. 130, pp. 231-257.
- FACHIN, S. Long-run Trends in Internal Migrations in Italy: A Study on Panel Cointegration with Dependent Units, *Journal of Applied Econometrics*. 2007, Vol. 51, No. 4, pp. 401-428.
- FAGGIAN, A.; MCCANN., P. Human Capital, Graduate Migration and Innovation in British Regions. *Cambridge Journal of Economics*. 2009, Vol. 33, pp. 317-333.
- GUAYO-TÉLLEZ, Ernesto a José MARTÍNEZ-NAVARRO. Internal and international migration in Mexico: 1995–2000. *Applied Economics*. 2013, vol. 45, issue 13, s. 1647-1661.
- HARRIS, J.; Todaro, M. P.: Migration, unemployment and development: A two-sector analysis, *American Economic Review*. 1970, Vol. 60, pp. 126-142.
- HICKS, J.R. *The Theory of Wages*. London: Macmillan, 1932.
- HOECHLE D.: Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal*. 2010, Vol. 7 No. 3, pp. 281-312
- HUNT, J. Staunching Emigration from East Germany: Age and the Determinants of Migration, *Journal of the European Economic Association*. 2006, Vol. 4, pp. 1014-1037.
- MCNEILL, W.; ADAMS, R.S.: *Human Migration: Patterns and Policies*. Bloomington: Indiana University Press, 1978.
- MITZE, T.; REINKOWSKI, J.: Testing the Neoclassical Migration Model: Overall and Age-Group Specific Results for German Regions. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung/Journal for Labour Market Research*. 2011, Vol. 43, No. 4, pp. 277-297. ISSN 16143485.
- KMENTA, J.: *Elements of Econometrics*. New York: Macmillan, 1986.
- KOWALSKA, Karolina a Wadim STRIELKOWSKI. Propensity to Migration in the CEECs: Comparison of Migration Potential in the Czech Republic and Poland. *Prague Economic Papers*. 2013, č. 3, s. 343-357.
- LEVIN, A., LIN, C. F., CHU, C.: Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, *Journal of Econometrics*. 2002, 108, 1–24.
- LEWIS, W. A. Economic development with unlimited supplies of labor, *The Manchester School of Economic and Social Studies*. 1954, Vol. 22: pp. 139-191.

- MYRDAL, G. *Economic Theory and Under-developed Regions*, Gerald Duckwords, London, 1957.
- NAPOLITANO, O.; BONASIA, M.: Determinants of different internal migration trends: the Italian experience, *MPRA*. 2010, Paper No. 21734.
- PARIKH, A.; VAN LEUVENSTEIJN, M. Interregional labour mobility, inequality and wage convergence, *Applied Economics*. 2003, Vol. 35, pp. 931-941.
- PARKS, R.: Efficient Estimation of a System of Regression Equations When Disturbances Are Both Serially and Contemporaneously Correlated. *Journal of the American Statistical Association*. 1967, Vol. 62: 500–509.
- PAVLÍK, Z. *Mnohojazyčný demografický slovník*. Praha: Česká demografická společnost, 2005. 182 s. ISBN 80-239-4864-4.
- SANDERSON, Matthew, Wadim STRIELKOWSKI a HLUŠTÍKOVÁ. Ukrajinská pracovní migrace v české republice: odliv mozků a existence strukturálních kanálů. *Politická ekonomie*. Praha: VŠE, 2014, č. 4, s. 542-559.
- SJAADSTAD, L. The costs and returns of human migration, *Journal of Political Economy*. 1962, Vol. 70, pp. 80-93.
- STARK, O.; BLOOM D. E.: The New Economics of Labor Migration. *American Economic Review*. May 1985, Vol. 75, No. 2, pp. 173-78
- ČSÚ (2014): Stěhování obyvatel ve vybraném území, dostupné z <http://www.czso.cz/>
- ČSÚ (2014): Trh práce v ČR, Databáze regionálních účtů mí, dostupné z <http://www.czso.cz/>
- ČSÚ (2014): Ceny nemovitostí, Databáze regionálních účtů mí, dostupné z <http://www.czso.cz/>
- EUROSTAT (2014): National Accounts, SBS database. Dostupné z <http://europa.eu/>
- STATA USER'S GUIDE RELEASE 13, Dostupné z: www.stata.com

Ing. Lucie Kureková, Národohospodářská fakulta VŠE v Praze, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, e-mail: lucie.kurekova@seznam.cz