

## Meziregionální migrace obyvatelstva v České republice: role likviditních omezení<sup>1</sup>

Roman HORVÁTH\*

---

### Inter-regional Migration of Czech Population: The Role of Liquidity Constraints

#### Abstract

*In this paper we estimate the determinants of inter-regional migration of Czech population in the years 1992 – 2001. Despite the increasing disparities among the regions, we find that the migration rate remains at relatively low levels and economic variables such as unemployment or wages matter only to a certain extent. The results indicate that liquidity constraints play a role and therefore, migration rates are higher only among richer regions.*

**Keywords:** migration, unemployment, wages

**JEL Classifications:** J61, J64

---

#### Úvod

Pružnost trhu práce je jedním z významných faktorů vyrovnávacích procesů ekonomiky vůči šokům, a proto i determinantem dlouhodobé ekonomické výkonnosti. V případě participace dané země v měnové unii odpadá možnost přizpůsobovat se šokům měnovým kurzem a tím pádem význam pružnosti trhu práce může dále vzrůst.

---

\* Roman HORVÁTH, Česká Národní Banka, Na Příkopě 28, 115 03 Praha 1, Institut ekonomických studií, Universita Karlova, Opletalova 26, 110 00 Praha 1, Česká republika; e-mail: roman.horvath@cnb.cz; roman.horvath@gmail.com

<sup>1</sup> Článek vznikl v rámci výzkumného projektu *Ekonomické teorie politických trhů* podpořeného GAČR č. 402/05/H510.

Autor děkuje za cenné komentáře dvěma anonymním recenzentům, Johnu Earlovi, Janu Frantovi, Martinu Gregorovi, Luboši Komárkovi, Martinu Mandelovi, Františku Turnovcovi a účastníkům semináře na IES FSV UK. Českému statistickému úřadu a Janu Fidrmucovi děkuji za poskytnutí dat. Veškerou odpovědnost za případné chyby nese pouze autor. Názory obsažené v této práci nevyjadřují názor České národní banky.

Samotnou pružnost trhu práce lze těžko měřit, nicméně existují indikátory, na jejichž základě lze uvažovat, do jaké míry lze považovat daný trh práce za flexibilní. Mezi tyto indikátory se tradičně řadí například míra dlouhodobé nezaměstnanosti, změny v strukturální nezaměstnanosti, regionální disperse míry nezaměstnanosti a institucionální prostředí (např. role odborů, existence a výše minimální mzdy apod.).

V této práci se zabýváme analýzou jednoho z těchto zmíněných indikátorů pružnosti trhu práce, a to geografickou mobilitou pracovní síly na základě dat z českých okresů. Konkrétně budeme zkoumat, do jaké míry ekonomické faktory, jako nezaměstnanost či výše mzdy, ovlivňují migraci obyvatelstva. Teoretický rámec této studie je tak založen zejména na studii Todara [32], který analyzuje ekonomické aspekty migračního chování a ukazuje, že míra migrace mezi regiony závisí na očekávaném příjmu a pravděpodobnosti nalezení práce. V naší empirické práci pak očekávaný příjem je standardně (podobně jako u dalších studií využívajících data na úrovni jednotlivých regionů, např. [2; 14] nebo [13]) zachycen průměrnou mzdou a pravděpodobnost nalezení práce průměrnou nezaměstnaností v daném regionu.

Naše empirická studie navazuje na práce Erbenové [10] a Firdmuce [13], které analyzují faktory stojící za meziregionální migrací obyvatelstva v České republice, s využitím dat z konce 80. a počátku 90. let, resp. 1992 – 1998. Oproti Erbenové a Firdmucovi budeme, za prvé, analyzovat současnější data a, za druhé, pokusíme se rozšířit množinu ekonomických proměnných, které ovlivňují míru meziregionální migrace, o další faktory, zejména o vliv tzv. likviditních omezení (*liquidity constraints*).

Dle Fainiho a Venturiniho [12] likviditní omezení vzniká v případě méně rozvinutých finančních trhů, kdy jednotlivci s nižšími příjmy nejsou schopni financovat svoji meziregionální migraci skrze finanční trhy a bez půjčky je pro ně migrace příliš nákladná. Faini a Venturini poukazují, že existence likviditních omezení implikuje konkávní vztah mezi mzdou a migrací (více viz část 4 této práce).

V naší práci se pokusíme ověřit existenci likviditních omezení stejným empirickým přístupem jako Faini a Venturini.<sup>2</sup>

Práce je strukturována následovně. Poté, co podáme krátký přehled studií o českém trhu práce (část 1), se zaměříme na jeho deskripci. Dále se věnujeme popisu ekonomických teorií migrace (část 2), následovaném diskusí dat a použitou metodologií (část 3). Část 4 poskytuje výsledky a diskuzi odhadů determinantů meziregionální mobility trhu práce v České republice. Poslední část shrnuje závěry této práce.

---

<sup>2</sup> Tato metoda byla dále aplikována například v práci [2].

## 1. Trh práce v České republice – stručný přehled

Český trh práce<sup>3</sup> prošel masivními změnami během 90. let minulého století. Na počátku transformace k tržně orientované ekonomice byl trh práce ovlivněn zejména systémovými ekonomickými změnami (změna a budování nových institucí), prudkým poklesem HDP a pomalým nárůstem míry nezaměstnanosti [29]. V prvních letech transformace došlo k regulaci mzdového vývoje se snahou zabránit akceleraci inflace a jejího zanesení do očekávání ekonomických subjektů. Vyjednávací síla odborů z počátku transformace byla rovněž omezená a zaměstnavatelé postupně zvyšovali nároky na kvalitu svých zaměstnanců. Celkově český trh práce se pomalu přibližoval standardům známých z vyspělejších tržních ekonomik. Rovněž proběhla rozsáhlá sektorová a podniková restrukturalizace. Pracovní síla se přesouvala z průmyslu a zemědělství do sektorů jako cestovní ruch nebo finanční služby (viz empirická studie [31]). Flek a Večerník [15] argumentují, že jedním z faktorů, které zapříčinily nízkou míru nezaměstnanosti, byla hospodářská politika, která ve svém důsledku vedla k zpomalení podnikové restrukturalizace tím, že polostátní (neprivatizované) banky „udržovaly při životě“ neperspektivní podniky rozsáhlými půjčkami. Toto měkké rozpočtové omezení vedlo české podniky k „plýtvání“ prací (*labor hoarding*), a proto zmiňovaná míra nezaměstnanosti zůstala tak dlouho nízká (do první poloviny 90. let míra nezaměstnanosti nepřekročila 4 %).

V druhé polovině 90. let se vývoj na českém trhu práce výrazně mění. Míra nezaměstnanosti dramaticky vzrostla a usadila se na výši okolo 9 – 10 %. Rovněž dlouhodobá nezaměstnanost se výrazně zvýšila stejně jako její hystereze (viz empirická studie [24]), což implikuje nemalé náklady na veřejné rozpočty v budoucnu.

Zajímavý pohled na pružnost českého trhu práce přináší rovněž porovnání mezd a nezaměstnanosti na regionální úrovni. Na počátku transformace bylo rozložení mezd velice rovnostářské a nezaměstnanost byla téměř neznámým fenoménem. Během transformace disparity mezi regiony výrazně vzrostly. Fidrmuc a Huber [14] uvádějí, že průměrná mzda v nejbohatším okrese přesáhla mzdu v nejchudším okrese pouze o 28 % v roce 1990, zatímco tento rozdíl vzrostl na úroveň 78 % v roce 1998 (z našich dat, které využíváme v empirické části tohoto textu, lze zjistit, že dále se již tento podíl nezvyšoval a v roce 2001 klesl na 63 %). Pro empirickou část této práce to značí, že přínosy pro meziregionální migraci během 90. let významně vzrostly.

---

<sup>3</sup> Pro rozsáhlou analýzu českého trhu práce lze odkázat na práci [16], která obsahuje sbírku osmi studií zabývajících se různými aspekty českého trhu práce. Vzhledem k tomu, že jde o relativně současnou práci, omezíme popis trhu práce v ČR v této práci na minimum.

## 2. Teorie migrace a empirické aplikace na transitivity ekonomiky

V této části krátce diskutujeme ekonomické teorie migrace, které přímo souvisí s empirickou částí této práce, tedy teorie, které modelují rozhodování jednotlivce či domácnosti opustit domácí region a přestěhovat se z ekonomických důvodů do jiného regionu. Lze taktéž odkázat na studii Ghatak a Levine [18], která poskytuje rozsáhlý přehled teoretické i empirické literatury zabývající se migrací. Rovněž v této kapitole krátce zmíníme i studie determinantů meziregionální migrace v transitivity ekonomikách.

Rané modely teorie migrace se zaměřily na to, že rozhodnutí k migraci závisí na porovnání důchodu doma a v regionu, kam by se jednotlivec případně přestěhoval. První modely migrace byly presentovány ve dvou člancích: Todaro [32] a Harris a Todaro [20]. Rozhodnutí k migraci z jednoho regionu do druhého (zejména z chudšího do bohatšího) v těchto modelech závisí na výši mzdy v obou regionech, a zároveň i na pravděpodobnosti, že této mzdy jednotlivec dosáhne. Rovněž je předpokládáno, že jednotlivec je neutrální k riziku. Tímto mají tyto modely dvě základní predikce. Za prvé, jestliže se bude zmenšovat nerovnost mezi bohatým a chudým regionem, míra migrace se sníží. Za druhé, vyšší pravděpodobnost nalezení práce v bohatším regionu zvyšuje míru migrace. Tyto predikce jsou velice intuitivní a velmi snadno testovatelné (tyto závěry modelu rovněž testujeme s využitím českých regionálních dat v empirické části této práce). V případě aplikace těchto modelů je standardní použít relativně dostupná data o regionální míře nezaměstnanosti nebo míře neobsazených míst (*vacancy rate*), jakožto *proxy* pro pravděpodobnost nalezení práce v daném regionu [22].

Tyto relativně jednoduché modely presentované na přelomu 60. a 70. let minulého století byly zevšeobecněny například v pracích [3] a [21]. Banerjee a Kanbur i Hatton uvolňují předpoklad neutrality k riziku a explicitně modelují averzi k riziku. Obecně, vysoká averze k riziku snižuje míru migrace. Dalším zevšeobecněním těchto modelů je model presentovaný v [30], kde Stark předpokládá, že jednotlivec nemá perfektní informace o vývoji v cizím regionu. Tento nedostatek informací může dále snížit ochotu k migraci.

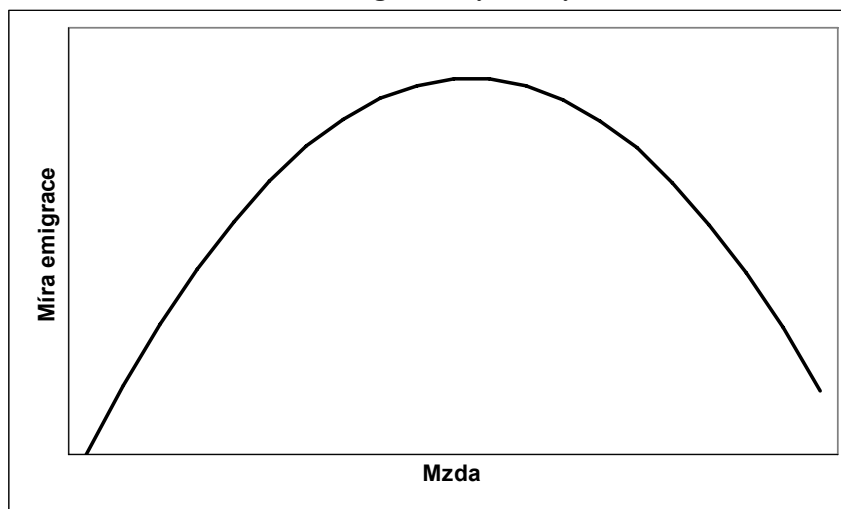
Wyplosz [33] mimo jiné zdůrazňuje roli očekávání a rozdílů v nákladech na živobytí. Burda [7] a Faini [11] vidí jako jeden z dalších faktorů odrazujících migraci nejistotu ohledně vývoje daného regionu či země. Tato nejistota je velmi důležitá v tom smyslu, že existují velké náklady v případě, že jedinec by „chyboval“ a po krátkém čase by chtěl migrovat zase do jiné oblasti (či zpět do výchozího regionu). Tedy migrace je do jisté míry nezvratitelnou či těžce zvratitelnou investicí (*irreversible investment*).

Faini a Venturini [12] poznamenávají, že dopad regionálních mzdových rozdílů na emigraci není lineární, protože emigrace z nejchudších regionů může být

výrazně redukována likviditním omezením (*liquidity constraint*). Likviditní omezení lze považovat za speciální případ transakčních nákladů. Nejchudší obyvatelé regionu nemohou emigrovat, protože je pro ně příliš nákladné provést tuto činnost (např. náklady na přestěhování, vyhledání nového bydlení, které je většinou mnohem dražší, jelikož se nachází v bohatším regionu) a nemohou si vypůjčit finanční prostředky, anebo si je mohou půjčit pouze za nevýhodných podmínek. To znamená, že vztah mezi mírou emigrace a mzdou v regionu může mít konkávní tvar, jak je presentováno v grafu 1. Standardně by byl vztah mezi emigrací a mzdou záporný [32]. Tedy čím vyšší je v regionu mzda, tím menší bude míra emigrace z daného regionu. Nicméně, pokud je mzda příliš nízká, nepatrné zvýšení příjmu může mít za důsledek, že jednotlivec překoná zmíněné transakční náklady a bude schopen emigrovat. V tomto případě s nízkou mzdou je vztah mezi mírou emigrace a výší mzdy pozitivní. Výsledkem je tedy nelineární závislost mezi výší mzdy a mírou emigrace z daného regionu, jak je také patrné z grafu 1.

G r a f 1

**Nelineární vztah mezi mírou emigrace a výší mzdy**



*Pramen:* Faini a Venturini [12].

Faini a Venturini [12], Adams [1] i Andrienko a Guriev [2] ve svých empirických studiích našli, že toto likviditní omezení významně snižuje míru emigrace z chudých regionů. V empirické části této práce budeme rovněž testovat tuto hypotézu s daty z českých regionů. Borjas [5] argumentuje, že pro rozhodnutí migrovat je důležitá nejenom průměrná výše mzdy v regionu, ale rovněž disperze mzdy jako jeden z faktorů ovlivňujících nejistotu.

Jistou námitkou může být, že výše mzdy je pouze hrubá aproximace užítku jednotlivce. Proto se empirické studie snaží rovněž zohlednit kvalitu života tím, že zohledňují například počet nemocnic v regionu, počet parků, rozsah zeleně, dostupnost dopravy a kvalitu škol [2]. Další komplikací v empirických aplikacích může být to, že jednotlivec maximalizuje celkový užitek domácnosti a nikoliv pouze svůj [28; 30].

Burda [8] spojuje rozhodování o migraci s teorií investic a ukazuje, jak zvýšená nejistota může vést k odložení migrace. Milne [26] prezentuje další zajímavý aspekt spojený s teorií migrace, a to, že míra migrace by měla být procyklická. Procykličnost vzniká, protože s hospodářským cyklem se mění i subjektivní chápání nejistoty ohledně nalezení zaměstnání.

Míra meziregionální migrace je rovněž významně ovlivněna i institucionálními podmínkami na trhu práce a trhu nemovitostí. Pokud existují významné náklady na najímání a propouštění zaměstnanců, tak přirozená míra nezaměstnanosti může vzrůst a tím ovlivnit i míru migrace. Rovněž regulace trhu nemovitostí může být velmi významným faktorem znemožňujícím mobilitu pracovní síly. Ve svém důsledku tato regulace přispívá k již popsaným likviditním omezením. Lux a Sunega [25] diskutují rozsah regulace tohoto trhu v ČR a argumentují, že regulace není cílená a korelace mezi příjmem jednotlivce a pravděpodobností, že bude bydlet v bytě regulovaným nájmem, je víceméně nulová.

Empirické studie zabývající se meziregionální mobilitou v transitivních ekonomikách většinou pozorují velmi nízkou míru migrace a snaží se nalézt determinanty, které tuto míru migrace ovlivňují. V souladu s modelem Harrise a Todara [20], autoři (např. Fidrmuc [13]) odhadují vliv regionální míry nezaměstnanosti a regionální mzdy na míru migrace. V některých případech jsou dostupná i další data ovlivňující užitek jednotlivců, jako je míra kriminality v daném regionu, počet škol ap. [2]. V daném případě lze testovat i význam těchto faktorů na míru migrace.

V rámci studií o geografické mobilitě pracovní síly v „transitivních ekonomikách“ se asi nejvíce studií zaměřilo na migraci mezi bývalým východním a západním Německem. Burda [7] uvádí, že vývoj mezd a nezaměstnanosti sice ovlivňuje částečně míru migrace, nicméně míra migrace přesto zůstává relativně nízká vůči disparitám mezi jednotlivými německými regiony. Podobně Parikh a Leuvenstein [27] studují vzorce meziregionální mobility v Německu s použitím rozsáhlé mikroekonomické databáze s údaji na úrovni jednotlivce. Jejich empirická analýza ukazuje, že vztah mezi regionálními rozdíly ve mzdách a migrací je nelineární díky mzdové konvergenci mezi východní a západní částí Německa. Tato nelinearita se navíc liší mezi „dělníky“ (*blue-collar workers*) a „úředníky“ (*white-collar workers*).

Studie o tom, zda existuje vztah mezi mírou migrace, mezd a nezaměstnaností, byla spacována i s daty z ČR. Erbenová [10] dokládá, že toky pracovní síly byly do jisté míry ovlivněny vývojem regionální nezaměstnanosti a mezd. Navíc ukazuje, že míra migrace v první polovině 90. let byla nižší než v 80. letech minulého století. To může být do jisté míry zapříčiněno zvýšenou nejistotou spojenou s postupnou transformací na tržní ekonomiku. Fidrmuc [13] studuje determinanty migrace s daty ze čtyř středoevropských ekonomik (ČR, Maďarsko, Polsko a Slovensko) a tří jihoevropských zemí (Itálie, Portugalsko a Španělsko) a tyto výsledky navzájem porovnává. Všechny tyto země se vyznačují tím, že míra migrace je velmi nízká a regionální rozdíly jsou vyrovnávány pouze omezeně vývojem mezd a nezaměstnaností. Fidrmuc soudí, že tato nízká mobilita omezuje přínosy ze zavedení jednotné měny.

### 3. Data a metodologie

V této studii pracujeme s ročními daty ze 77 okresů<sup>4</sup> ČR z let 1992 – 2001. Pro každý okres (region) máme k dispozici data o počtu vystěhovalých z regionu (emigraci), počtu přistěhovaných do regionu (imigraci), průměrné mzdy, míře nezaměstnanosti, velikosti populace a velikost regionu v km<sup>2</sup>. Ohledně míry migrace, data obsahují také rozdělení na migraci pouze do jiného regionu v ČR a pouze do zahraničí. V této práci využíváme pouze data o migraci do jiného regionu v ČR. Rovněž jsme vytvořili několik tzv. *dummy* proměnných, které by teoreticky mohly ovlivňovat míru migrace. Tyto proměnné zachycují případné regionální odlišnosti (např. zda jde o český, nebo moravský region) a urbanizaci (zda je region městem, či sousedí s městem, vzdálenost regionu od hlavního města Prahy). Rovněž máme i data za roky 2002 – 2003, nicméně tyto údaje jsou bohužel neporovnatelné s daty z let 1992 – 2001, kvůli výrazné změně v metodologii sbírání dat. Po roce 2001 se do míry migrace započítává i stěhování cizinců s dlouhodobým pobytem nad jeden rok, zatímco předtím bylo započítáváno stěhování cizinců pouze s trvalým pobytem. Data o meziregionálním stěhování získává Český statistický úřad na základě záznamů z matrik jednotlivých obcí.

Okresy v ČR jsou z mezinárodního měřítka relativně malé. Z hlediska klasifikace EU tvoří okresy tzv. NUTS. Na jednu stranu je to výhodou pro empirickou analýzu, protože malá velikost regionu snižuje možnost vychýlení výsledků tím, že je menší pravděpodobnost, že by existovaly významné toky migrace uvnitř regionu (čím větší region, tím větší šance mobility uvnitř daného regionu). Na druhou stranu, jistá část meziregionální migrace je způsobena faktory nesouvisející

<sup>4</sup> Tři okresy – Jeseník, Bruntál a Šumperk – změnili hranice svého okresu během 90. let. Výsledky se ale mění pouze minimálně, pokud data za tyto okresy (ne)použijeme v empirických odhadech.

přímo s vývojem na trhu práce (např. sňatek).<sup>5</sup> Pokud tyto ekonomické a „ne-ekonomické“ faktory migrace nejsou zkorelovány, tak by to nemělo významně ovlivnit empirické výsledky. Například Parikh a van Leuvensteijn [27] zjistili, že výsledky obdržené na základě dat pro jednotlivce a na základě regionálních dat jsou kvalitativně podobné.

Vysvětlovanou proměnnou v odhadovaných rovnicích je tedy míra migrace. Ta je počítána jako počet odstěhovaných (anebo přistěhovaných) jednotlivců v rámci jednoho regionu a normalizována celkovou populací v daném regionu. Vysvětlující proměnné jsou následující: regionální míra nezaměstnanosti, mzdový podíl (počítán jako podíl průměrné regionální mzdy vůči průměrné mzdě v ČR, vždy pro daný rok), vzdálenost od Prahy (v km) a dvě *dummy* proměnné – příměstský okres (okres, který sousedí s okresy, kde se nachází jedno z následujících měst: Brno, Ostrava, Praha a Plzeň)<sup>6</sup> a Morava (zminěná *dummy* proměnná zachycující případné regionální rozdílnosti mezi Čechy a Moravou).

Odhadovaná rovnice tedy bude následující:

$$MIGR_{it} = \alpha + \beta W_{it} + \chi WW_{it} + \delta U_{it} + \phi X_{it} + \varphi_{it} + u_i + \varpi_t + e_{it} \quad (1)$$

kde

- $MIGR_{it}$  – míra migrace (emigrace, imigrace anebo čistá migrace pouze mezi českými okresy) pro  $i$ -tý region v čase  $t$ ,
- $W_{it}$  – podíl mzdy,
- $WW_{it}$  – podíl mzdy umocněný na druhou určený k testování existence likviditního omezení (viz graf 1),
- $U_{it}$  – míra regionální nezaměstnanosti v čase  $t$ ,
- $X_{it}$  – vektor zbývajících vysvětlujících proměnných (*dummy* proměnné a proměnná vzdálenost od Prahy), vše pro  $i$ -tý region v čase  $t$ .

V regresích používáme data nominálních mezd, což je možné pouze vzhledem k specifikaci našeho modelu (viz rovnice 1), jinak bychom museli použít reálnou mzdu.

Vzhledem k tomu, že jde o panelová data, je zde využít odhad tzv. náhodných efektů (*random effects*), tj. že residuum v rovnici se skládá ze tří složek, z nichž dvě zachycují specifičnost regionu a času. V případě, že by tyto dvě složky byly signifikantně korelované s vysvětlujícími proměnnými (což je testováno Hausmanovým testem), odhadnuté parametry by byly nekonsistentní, a proto použijeme

<sup>5</sup> Zde předpokládáme, že míra sňatků je ovlivněna regionální nezaměstnaností a mzdami jen minimálně, a proto vychýlení z důvodu opomenutí této proměnné nebude patrně významné.

<sup>6</sup> Jde o čtyři města s největší populací v ČR. Důvodem zahrnutí této proměnné je zachycení socioekonomických faktorů, které přímo nesouvisí s trhem práce.



odhad tzv. fixních efektů, který je vůči tomuto problému imunní, nicméně má nižší počet stupňů volnosti. Nevýhodou odhadu metodou fixních efektů pak, pochopitelně, je nemožnost odhadu koeficientů proměnných, které se nemění v čase.

#### 4. Výsledky

V této části práce nejdříve prezentujeme deskriptivní statistiky pro migraci, mzdy a nezaměstnanost a poté výsledky regresí determinantů míry migrace.

**T a b u l k a 1**  
**Deskriptivní statistiky**

Rok	Populace	Nezaměstnanost	Mzda	Míra imigrace	Míra emigrace
1992	135 691	2.90	4 571	0.012	0.011
1993	135 864	3.89	5 551	0.010	0.010
1994	135 928	3.38	6 411	0.009	0.009
1995	135 928	3.08	7 661	0.009	0.009
1996	135 243	3.75	9 056	0.008	0.008
1997	135 083	5.58	9 768	0.009	0.009
1998	134 952	7.77	11 261	0.009	0.009
1999	133 482	9.67	11 604	0.010	0.009
2000	133 690	8.82	12 356	0.010	0.009
2001	133 141	9.05	13 294	0.010	0.009

*Poznámka:* Veškeré výsledky v tabulce jsou průměrem jednotlivých okresů ČR.

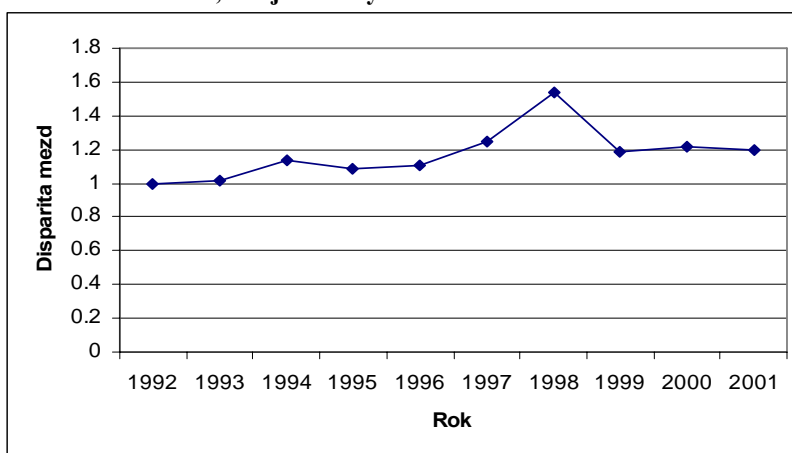
*Pramen:* Vlastní zpracování.

V tabulce 1 uvádíme regionální míru populace, nezaměstnanosti, mezd a migrace. Z tabulky je patrné, že průměrná populace se během sledovaného období příliš neměnila. Na druhou stranu jak míra nezaměstnanosti, tak i výše (nominální) mzdy během sledovaného období výrazně rostly. Za těmito průměry se ovšem skrývá relativně velká variabilita. Například zatímco nejnižší sledovaná míra nezaměstnanosti dosáhla méně než 1 % (0,28 % v okrese Praha v roce 1994), nejvyšší přesáhla 20 % (okres Most v roce 2000).

Dále v tabulce 1 prezentujeme vývoj míry imigrace a emigrace v letech 1992 – 2001. Ačkoliv existují rozdíly v regionálních migracích, průměrná migrace se v čase příliš nemění. Při průměrné populaci daného regionu okolo 135 000 obyvatel, míra migrace na úrovni 0,01 znamená, že z daného regionu se odstěhovalo, nebo přistěhovalo 1 350 obyvatel. Je vidět, že míry migrace se v čase příliš nemění, do roku 1996 mírně klesají a od roku 1997 začínají mírně stoupat. Imigrace do některých regionů převyšovala až čtyřikrát průměr. Typicky byla vysoká imigrace do okresů Praha-východ a Praha-západ, nejnižší do okresů Karviná, Hodonín, Šumperk nebo Žďár nad Sázavou. Nejnižší emigrace byla z okresů Uherské Hradiště, Trutnov či Vsetín, zatímco největší emigrace byla z okresů Praha-východ, Praha-západ anebo Plzeň-sever.

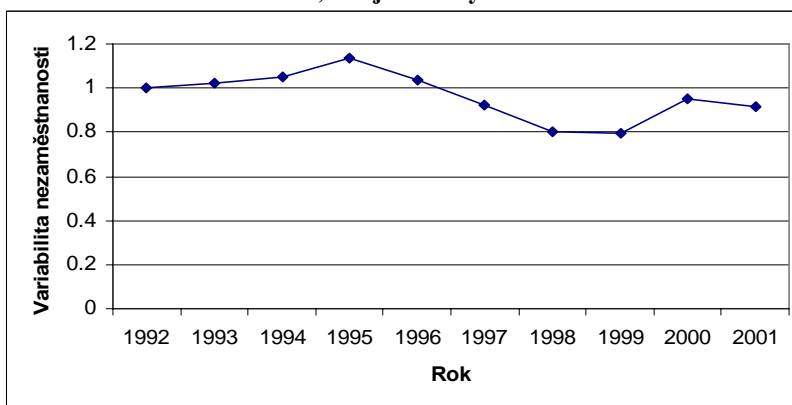
Graf 2 prezentuje časovou řadu mzdových nerovností. Nerovnost ve mzdách jsme spočítali jako koeficient variace v regionálních mzdách vždy pro daný rok a jeho hodnoty jsme normalizovali (pro rok 1992 je normalizovaná hodnota rovna jedné). Je vidět, že rozdíly v průměrných regionálních mzdách vznikají zejména během první poloviny 90. let, prohlubují se během recese okolo roku 1998 a poté se spíše udržují na stabilní úrovni.

Graf 2

**Mzdové nerovnosti, údaje z českých okresů**

*Pramen:* Vlastní zpracování.

Graf 3

**Variabilita nezaměstnanosti, údaje z českých okresů**

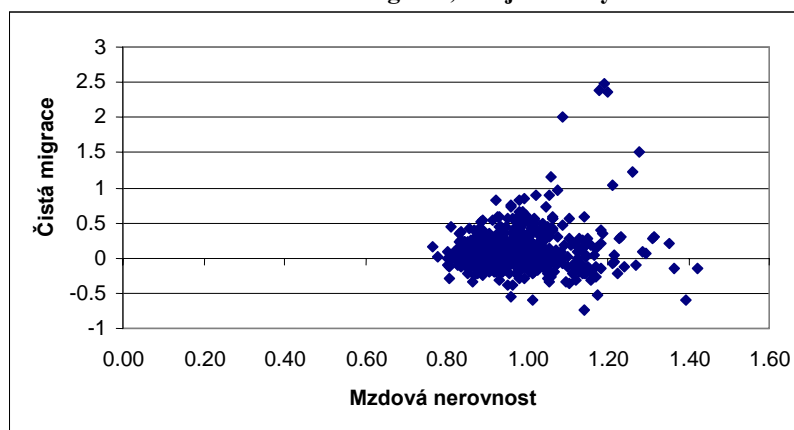
*Pramen:* Vlastní zpracování.

Graf 3 zachycuje vývoj variability v mírách nezaměstnanosti. Variabilita nezaměstnanosti se během 90. let nezvyšovala a lze říci, že nárůst nezaměstnanosti byl tedy spíše agregátním (národním) jevem.

Graf 4 prezentuje vztah mezi mzdovou disparitou a mírou čisté migrace. Čistá migrace je počítána jako rozdíl mezi imigrací a emigrací na regionální úrovni. Teoreticky by měl být vztah mezi čistou migrací a mzdovou nerovností pozitivní. Pokud je mzda v daném regionu nadprůměrná, měla by zde být tendence k větší imigraci a menší emigraci v daném regionu. Z grafu je patrné, že ekonomické faktory, jako zde uvažovaná disparita regionálních mezd, mají jistý vliv na migraci obyvatelstva. To potvrzuje i jednoduchý korelační koeficient mezi mzdovou nerovností a čistou migrací, který je signifikantní na 1% hladině významnosti s hodnotou 0,14.

G r a f 4

**Mzdová nerovnost a míra čisté migrace, údaje z českých okresů**



*Poznámka:* Mzdová nerovnost v tomto grafu je počítána jako podíl průměrné národní mzdy a průměrné mzdy v daném okrese, vždy v daném roce.

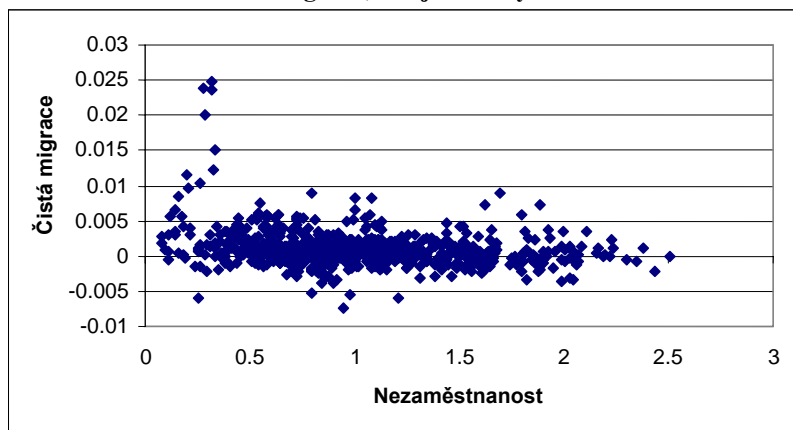
*Pramen:* Vlastní zpracování.

Graf 5 je analogický ke grafu 4 a snaží se zachytit, zda výše nezaměstnanosti odráží míru čisté migrace. Teoreticky by měl být vztah mezi čistou migrací a nezaměstnaností (přesněji, podíl regionální vůči národní nezaměstnanosti) negativní. Pokud je nezaměstnanost v daném regionu nadprůměrná, měla by zde existovat tendence k vyšší emigraci a menší imigraci v daném regionu. Opět je vidět, že ekonomické faktory, jako nezaměstnanost, mají do jisté míry vliv i na mobilitu obyvatelstva. Pracovní síla má tendenci se přesouvat do regionů, kde nezaměstnanost je výrazně vyšší, než je národní průměr. Na druhou stranu, pracovní síla se nepřesouvá z nejvíce postižených regionů kvůli vysokým nákladům na přestěhování. Tyto regiony tak zůstávají v tzv. pasti chudoby (*poverty trap*).

Graf 5 potvrzuje tuto domněnku o regionech v pasti chudoby, jelikož regiony s vysokou mírou nezaměstnanosti nevykazují výrazně vyšší míru odlivu pracovní síly.

Graf 5

## Nezaměstnanost a míra migrace, údaje z českých okresů



*Poznámka:* Nezaměstnanost v tomto grafu je počítána jako podíl průměrná národní nezaměstnanost a průměrná nezaměstnanost v daném okrese, vždy v daném roce. Čistá migrace je počítána jako rozdíl mezi imigrací a emigrací na regionální úrovni.

*Pramen:* Vlastní zpracování.

T a b u l k a 2

## Determinanty migrace v České republice

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Imigrace	Imigrace	Emigrace	Emigrace	Čistá migrace	Čistá migrace
Mzdový podíl	0.009***	0.012***	0.005***	0.006***	0.005***	0.006***
Nezaměstnanost	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.001	-0.001
Vzdálenost od Prahy	-0.002***	---	-0.002	---	-0.001***	---
Příměstský okres	0.488***	---	0.215***	---	0.278***	---
Morava	-0.004	---	-0.001**	---	0.137**	---
R2 – uvnitř	0.18	0.18	0.16	0.16	0.04	0.04
R2 – mezi	0.51	0.12	0.35	0.10	0.39	0.02
R2 – celkové	0.44	0.14	0.29	0.12	0.25	0.02
Efekt	RE	FE	RE	FE	RE	FE
Hausmanův test	0.01	---	0.00	---	0.00	---
Počet pozorování	766	766	766	766	766	766

*Poznámka:* U Hausmanova testu je uvedena pouze jeho p-hodnota. Zkratky RE a FE značí náhodný, resp. fixní efekt. Mzdový podíl je podíl regionální mzdy vůči národní mzdě, vždy pro daný rok.

\*, \*\*, \*\*\* označují signifikanci na 10 %, 5 %, resp. 1 % hladině významnosti. Koefficient u nezaměstnanosti, vzdálenosti od Prahy, příměstského okresu a proměnné Moravy je přenásoben 100.

*Pramen:* Vlastní zpracování.

V tabulce 2 prezentujeme výsledky pro determinanty míry emigrace, imigrace a čisté migrace. Výsledky naznačují, že míra migrace obyvatelstva mezi českými okresy je ovlivněna ekonomickými faktory, jako je nezaměstnanost a výše mzdy. Čím je vyšší nezaměstnanost v daném regionu, tím nižší je imigrace do takového regionu. Naopak, pokud je mzda z hlediska národního průměru vysoká,

existuje tendence se do takového regionu stěhovat, jak je vidět z prvního a druhého sloupce v tabulce 2. Rovněž proměnné vzdálenost od Prahy a příměstský region mají vliv na toky obyvatelstva. Obyvatelstvo se stěhuje méně do regionů vzdálenějších hlavnímu městu, a naopak, vyhledává příměstské okresy. Vzhledem k tomu, že Hausmanův test naznačuje, že individuální a časové efekty jsou korelované s vysvětlujícími proměnnými, používáme odhad s fixními efekty na místo efektů náhodných (vzhledem k tomu, že výsledky Hausmanova testu vždy naznačují použití odhadu s fixními efekty, odhadujeme tedy všechny rovnice i metodou fixních efektů). Výsledná signifikantnost a znaménko odhadnutých koeficientů zůstávají ovšem nezměněny.

Vyšší nezaměstnanost vede k větší emigraci z daného regionu v souladu se základním modelem Todara [32]. Na druhou stranu, výsledky rovněž naznačují, že i mzda je pozitivně asociována s emigrací, což je již v rozporu s Todorovým modelem. Pozitivní znaménko mezi mzdou a emigrací taktéž nalézají Andrienko a Guriev [2], resp. Fidrmuc [13] na regionálních datech z Ruska, resp. s českými regionálními daty). Vysvětlení tohoto pozitivního vztahu zřejmě leží v omezení likvidity. Tuto hypotézu podporují i odhady v tabulce 3. Likviditní omezení má signifikantní vliv na mobilitu obyvatelstva (připomínáme, že v souladu s literaturou testujeme existenci likviditního omezení zahrnutím druhé mocniny mzdového podílu do regresní rovnice). Čím vyšší jsou tedy náklady spojené s emigrací z daného regionu, tím je míra emigrace nižší.

T a b u l k a 3

**Determinanty migrace v České republice, vliv likvidity**

	Imigrace	Imigrace	Emigrace	Emigrace	Čistá migrace	Čistá migrace
Mzdový podíl	-0.002	-0.007	0.026***	0.027***	-0.022**	-0.023**
Likviditní omezení	0.005	0.008	-0.009***	-0.010***	0.009**	0.010**
Nezaměstnanost	-0.001	-0.002	-0.002***	-0.002***	-0.001	-0.003
Vzdálenost od Prahy	-0.002***	---	-0.000	---	-0.012***	---
Příměstský okres	0.489***	---	0.213***	---	0.313***	---
Morava	-0.009	---	-0.136*	---	0.136**	---
R2 – uvnitř	0.07	0.07	0.17	0.17	0.05	0.05
R2 – mezi	0.51	0.05	0.36	0.11	0.37	0.01
R2 – celkové	0.42	0.06	0.30	0.14	0.24	0.01
Efekt	RE	FE	RE	FE	RE	FE
Hausmanův test	0.02	---	0.00	---	0.00	---
Počet pozorování	766	766	766	766	766	766

*Poznámka:* U Hausmanova testu je uvedena pouze jeho p-hodnota. Zkratky RE a FE značí náhodný resp. fixní efekt. Likviditní omezení je mzdový podíl umocněný na druhou. Mzdový podíl je podíl regionální mzdy vůči národní mzdě, vždy pro daný rok.

\*, \*\*, \*\*\* označují signifikanci na 10%, 5% resp. 1% hladině významnosti. Koeficient u nezaměstnanosti, vzdálenosti od Prahy, příměstského okresu a proměnné Moravy je přenásoben 100.

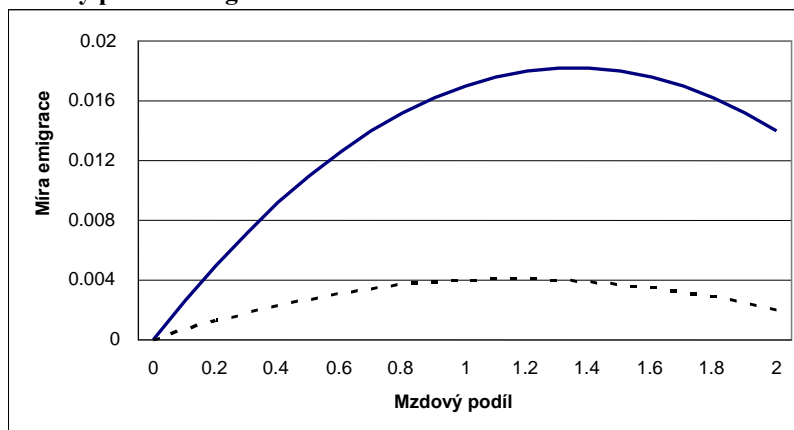
*Pramen:* Vlastní zpracování.

V případě rovnice s čistou migrací, jakožto vysvětlovanou proměnnou, je nutné poznamenat, že odhadnuté parametry mohou být vychýlené, což je způsobeno tím, že vysvětlovaná proměnná je rozdílem dvou proměnných, které mohou být v různém vztahu s vysvětlujícími proměnnými [4]. Proto je třeba brát výsledky s čistou migrací s jistou rezervou.

Zajímavá je rovněž velikost koeficientů v případě rovnice odhadující determinanty emigrace.<sup>7</sup> Ukazuje se, že celkový vliv mezd na emigraci má nestandardní pozitivní vliv pro téměř všechny hodnoty mzdového podílu (mzdový podíl v našem vzorku dat dosahuje hodnot mezi 0,7 a 1,5). Z odhadnuté rovnice vyplývá, že  $Emigrace = 0.027 * Mzdový\ podíl - 0.010 * Likviditní\ omezení$ . Tuto funkční závislost je znázorněna v grafu 6 (hladká čára). Je patrné, že standardní negativní vztah mezi emigrací a mzdou nelze nalézt ani u nejbohatších regionů, s výjimkou okresu Praha (maximum funkce v grafu 6 se nalézá okolo maximální hodnoty 1,4).

Nicméně je nutno zdůraznit, že výsledná funkční závislost je do jisté míry sensitivní vůči zkoumanému časovému období. Pokud použijeme data pouze z let 1998 – 2001, tak průběh funkce vlivu mzdového podílu na emigraci (nyní ve tvaru  $Emigrace = 0.007 * Mzdový\ podíl - 0.003 * Likviditní\ omezení$ ) bude mít maximum okolo hodnoty 1,1 a tím pádem lze standardní negativní vztah mezi emigrací a mzdou pozorovat u mnohých bohatších regionů. To by implikovalo pokles významu likviditního omezení, což je v souladu se zvyšující se finanční vyspělostí české ekonomiky.

Graf 6  
Mzdový podíl a emigrace



Poznámka: Hladká a přerušovaná čára označují odhadnutou křivku vlivu mzdového podílu na emigraci na základě dat z let 1992 – 2001, resp. 1998 – 2001.

Pramen: Vlastní zpracování.

<sup>7</sup> Za tuto myšlenku děkuji jednomu z anonymních recenzentů.

## Závěr

V této práci jsme analyzovali jedno z měřítek flexibility trhu práce – geografickou mobilitu pracovní síly a její ekonomické determinanty na základě dat z českých regionů. Snažili jsme se odhadnout, zda regionální míra nezaměstnanosti a výše mezd mají vliv na ochotu obyvatelstva stěhovat se za prací. V České republice jako i v jiných transitivních ekonomikách míra geografické mobility pracovní síly klesala, nebo stagnovala během 90. let minulého století, zatímco regionální rozdíly výrazně vzrostly. Vysvětlení tohoto zdánlivého rozporu lze nalézt v tzv. omezené likviditě. Tato teorie klade důraz na to, že s přestěhováním z jednoho regionu do druhého jsou spojeny značné transakční náklady a v důsledku toho chudší regiony zůstávají po dlouhou dobu v tzv. pasti chudoby, jelikož pro tamní obyvatelstvo je příliš nákladné se odstěhovat do prosperujících regionů.

V empirické části této práce jsme došli k závěru, že mzda a výše nezaměstnanosti mají vliv na mobilitu obyvatelstva v souladu s Todarovým modelem migrace [32]. Provedená analýza rovněž poukazuje na význam likviditních omezení v ovlivňování mobility obyvatelstva (existenci likviditních omezení jsme testovali v souladu s ostatní relevantní literaturou, a to, zda lze nalézt konkrétní vztah mezi mzdou a migrací). Čím větší je význam těchto omezení, tím menší bude tendence k reálné konvergenci mezi jednotlivými regiony. Jinými slovy, některé regiony jsou tak chyceny v tzv. pasti chudoby. Provedená analýza citlivosti ovšem naznačila, že význam likviditních omezení v čase klesá. Nicméně i tak lze stěží očekávat, že geografická mobilita pracovní síly (a patrně i český trh práce obecně) by plnila roli nějakého významného absorbéra šoků v případě přijetí společné měny.

## Literatura

- [1] ADAMS, R. H. Jr.: The Economic and Demographic Determinants of International Migration in Rural Egypt. *Journal of Development Studies*, 30, 1993, s. 14 – 167.
- [2] ANDRIENKO, Y. – GURIEV, S.: Determinants of Interregional Mobility in Russia: Evidence from Panel Data. *Economics of Transition*, 12, 2004, s. 1 – 27.
- [3] BANERJEE, B. – KANBUR, S. M.: On the Specification and Estimation of Macro Rural-Urban Migration Functions: with an Application to Indian Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1981, s. 7 – 29.
- [4] BAUER, T. – ZIMMERMANN, K. F.: Modeling International Migration: Economic and Econometric Issues. In: van der ERF, R. and HEERING, L. (eds.): *Causes of International Migration*. [Proceedings of a workshop. Luxembourg, 14 – 16 December.] Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, 1994, s. 95 – 115.
- [5] BORJAS, G.: Self-selection and the Earnings of Immigrants. *American Economic Review*, 77, 1987, s. 531 – 533.
- [6] BROWN, A.: Economic Determinants of Internal Migration Flows in Russia During Transition. [WP, No. 98.] Ann Arbor, MI: The William Davidson Institute 1997.
- [7] BURDA, M.: The Determinants of East-West German Migration: Some First Results. *European Economic Review*, 37, 1993, s. 452 – 461.

- [8] BURDA, M.: Migration and Option Value of Waiting. *Economic and Social Review*, 27, 1995, s. 1 – 29.
- [9] DECRESSIN, J.: Internal Migration in West Germany and Implications for East-West Salary convergence. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130, 1994, s. 231 – 257.
- [10] ERBENOVA, M.: Regional Labour Mobility, Wages and Unemployment in the Czech Republic. *Prague Economic Papers*, 1997, s. 53 – 74.
- [11] FAINI, R.: Regional Development and Economic Integration. In: da SILVA LOPES, J. and BELLEZA, L. (eds.): *Portugal and the Internal Market of the EEC*. Lisbon: Banco de Portugal 1993.
- [12] FAINI, R. – VENTURINI, A.: Migration and Growth: The Experience of Southern Europe. [CEPR Discussion Paper, No. 964.] London: CEPR 1994.
- [13] FIDRMUC, J.: Migration and Regional Adjustment to Asymmetric Shocks in Transition Economies. *Journal of Comparative Economics*, 32, 2004, č. 2, s. 230 – 247.
- [14] FIDRMUC, J. – HUBER, P.: On the Puzzle of Rising Regional Disparities and Falling Migration Rates during Transition. 2002. [Nepublikováno.] Citováno 27. května 2003 <<http://home.hetnet.nl/~fidrmuc/papers.htm>>.
- [15] FLEK, V. – VEČERNÍK, J.: Labor Market in the Czech Republic: Trends, Policies and Attitudes. *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*, 55, 2005, č. 1 – 2, s. 5 – 24.
- [16] FLEK, V. a kol.: Anatomy of the Czech Labor Market: From Over-employment to Under-employment in Ten Years? [Czech National Bank Working Paper Series, No. 7.] Praha: ČNB 2004.
- [17] GABRIEL, S. A. – SHACK-MARQUEZ, J. – WASCGER, W. L.: Regional House-Price Dispersion and Interregional Migration, *Journal of Housing Economics*, 2, 1992, s. 235 – 256.
- [18] GHATAK, S. – LEVINE, P.: Migration Theories and Evidence: An Assessment. *Journal of Economic Surveys*, 10, 1996, s. 159 – 198.
- [19] HAHN, J. – HAUSMAN, J.: A New Specification Test for the Validity of Instrumental Variables. *Econometrica*, 70, 2002, s. 163 – 189.
- [20] HARRIS, J. R. – TODARO, M. P.: Migration, Unemployment and Development: A Two Sectoral Analysis. *American Economic Review*, 60, 1970, s. 120 – 142.
- [21] HATTON, T.: A Model of U.K. Emigration, 1870 – 1913. [CEPR Discussion Paper, No. 771.] London: CEPR 1993.
- [22] JEŽEK, M.: A Microanalysis of Pension Reform: To Switch or Not to Switch, *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*, 53, 2003, č. 11 – 12, s. 510 – 538.
- [23] JACKMAN, R. – SAVOURI, S.: Regional Migration in Britain: An Analysis of Gross Flows Using NHS Central Register Data. *Economic Journal*, 102, 1992, s. 1433 – 1450.
- [24] JURAJDA, Š. – MUNICH, D.: Understanding Czech Long-Term Unemployment. *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*, 53, 2003, č. 1, s. 11 – 30.
- [25] LUX, M. – SUNEGA, P.: Modelování rovnovážné úrovně nájemného a důsledků aplikace vybraných nástrojů bytové politiky. *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*, 53, 2003, č. 1, s. 31 – 58.
- [26] MILNE, W. J.: Macroeconomic Influences on Migration. *Regional Studies*, 27, 1993, s. 365 – 373.
- [27] PARIKH, A. – van LEUVENSTEIJN, M.: Internal Migration in Regions of Germany: A Panel Data Analysis. [WP, No. 12.] Brussels: European Network of Economic Policy Research Institutes 2002.
- [28] SHIELDS, G. M. – SHIELDS, M. P.: A Theoretical and Empirical Analysis of Family Migration and Household Production: U.S. 1980 – 1985. *Southern Economic Journal*, 59, 1993, s. 768 – 782.
- [29] SIROVÁTKA, T. – ŽIŽLAVSKÝ, M.: Český trh práce v druhé polovině 90. let. *Politická ekonomie*, 50, 2002, č. 3, s. 419 – 435.
- [30] STARK, O.: *Migration of Labor*. Oxford: Blackwell 1991.
- [31] ŠORM, V. – TERELL, K.: Sectoral Restructuring and Labor Mobility: A Comparative Look at the Czech Republic. *Journal of Comparative Economics*, 28, 2000, s. 431 – 455.
- [32] TODARO, M.: Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries. *American Economic Review*, 59, 1969, s. 138 – 148.
- [33] WYPLOSZ, C.: *Migration from the East: The Role of Reform and Capital Mobilit.* [Mimeo.] Paris: INSEAD 1993.