

Vladislav Flek, Martin Hála, Martina Mysíková*

Abstract

Unemployment and Age-based Labor Market Segmentation

We analyze age-specific labor market dynamics in the Czech Republic, Poland and Slovakia over the period 2009–2012. We document a marginalized status of young workers aged 16–24, whose risk of job loss followed by unemployment is two to three times higher than that of prime-age workers (35–49). Further more, unemployed workers aged 50–61 face relatively the lowest probability of finding a job, at rates 30–50% lower than prime-age unemployed workers. These results are qualitatively in line with those established for the reference economy of the UK. Finally, we find that fluctuations in age-specific unemployment rates in all three countries are mainly driven by variations in outflow rates from unemployment rather than by variations in inflow rates into unemployment. In contrast, in the UK, the fluctuations in all age-specific unemployment rates, are decisively affected by variations in inflow rates into unemployment.

Keywords: labor market segmentation, steady-state unemployment rate, transition probabilities, variance decomposition

JEL Classification: C81, E24, J21, J63

Úvod

Vysoká nezaměstnanost mladých v Evropě dala po roce 2008 vzniknout studiím, kde se hovoří o závažném ohrožení celé generace (ILO, 2013). Potíže, jimž na trhu práce čelí nejstarší pracovníci, zdaleka nedosáhly srovnatelného rozměru. Přesto je tato skupina rovněž vystavena nezanedbatelným věkově specifickým rizikům, zejména v podobě předčasných odchodů zaměstnaných mimo ekonomickou aktivitu či neradostných vyhlídek nezaměstnaných na znovunalezení zaměstnání (Eurofound, 2012).

Podrobnější výzkum věkové specifiky trhů práce v období Velké recese prozatím spíše opomíjel ekonomiky střední Evropy, zejména pak v mezinárodním srovnání. Naším hlavním cílem je proto představit nové poznatky o zvlátnostech přizpůsobovacích reakcí jednotlivých věkových skupin v České republice, Polsku a na Slovensku. Jako zdroje dat využíváme longitudinální databázi EU-SILC (Statistics on Income and Living Conditions)

* Vladislav Flek (vladislav.flek@savs.cz); Martin Hála (martin.hala@savs.cz); Martina Mysíková (martina.mysikova@savs.cz), ŠKODA AUTO Vysoká škola.

Autoři děkují třem anonymním recenzentům za cenné připomínky ke konečné verzi této stati. Poděkování náleží rovněž Miloši Machovi a Stanislavu Šárochovi za diskusi předběžných verzí. Děkujeme také Jaromíru Gottvaldovi, Janu Libichovi, Mariole Pytlikové a dalším účastníkům semináře na katedře ekonomie Ekonomické fakulty VŠB-TU Ostrava. Longitudinální databáze EU-SILC (LONGITUDINAL UDB 2013, verze 3 ze srpna 2016) použitá pro tuto analýzu byla poskytnuta Eurostatem (Research project proposal for microdata access No. 242/2016-EU-SILC, ŠKODA AUTO Vysoké škole. Odpovědnost za případné zbývající chyby a omyly nesou výhradně autoři.

a zabýváme se na základě dostupných dat obdobím 2009–2012. Jako referenční zemi volíme Spojené království, se záměrem porovnat výsledky pro postkomunistické ekonomiky s liberálním modelem fungování trhu práce (Elsby *et al.*, 2011).

Pracujeme obdobně jako Elsby *et al.* (2011) se čtyřmi věkovými intervaly zohledňujícími prvotní pracovní zkušenosti (16–24 let), mladé lidi s ještě relativně krátkým pobytem na trhu práce (25–34 let), střední věkovou skupinu (35–49 let) a starší pracovníky (50–61 let). Analyticky používáme dva vzájemně propojené, přesto však svébytné postupy. První vychází z tzv. hrubých toků na trhu práce (Blanchard *et al.*, 1990). Umožňuje pro každou věkovou skupinu stanovit průměrné hodnoty pravděpodobnosti přechodu jedince mezi zaměstnaností, nezaměstnaností a ekonomickou neaktivitou. Budeme hledat odpovědi na následující typy otázek, které sledují naplnění výše uvedeného cíle stati:

- Do jaké míry je mladý člověk vystaven riziku ztráty zaměstnání s navazující nezaměstnaností? Jak se toto ohrožení liší ve srovnání s ostatními věkovými kategoriemi?
- Jaká je „propustnost“ trhu práce pro mladé, tj. jaká je proporce mezi pravděpodobností na nalezení zaměstnání při vstupu na trh práce ve srovnání s vyhlídkou na nezaměstnanost?

Pokud jde o nejstarší zkoumanou věkovou skupinu, zaměříme se na následující problémy:

- Jakou šanci mají starší nezaměstnaní na nalezení zaměstnání ve srovnání s ostatními nezaměstnanými?
- Jaký je hlavní „únikový kanál“ starších pracovníků ze zaměstnanosti? Jde o přechody mimo ekonomickou aktivitu, nebo do nezaměstnanosti?

V následující kapitole argumentujeme, že nerovné postavení podle věku nejenže komplikuje přizpůsobovací procesy na agregátním trhu práce, nýbrž může vést k negativním důsledkům i pro makroekonomickou stabilitu. Navazující analytický přístup (Petrongolo a Pissarides, 2008) je založen na dekompozici změn míry nezaměstnanosti v tzv. ustáleném stavu (anglicky: *steady-state unemployment rate*). Zamýšlíme zodpovědět otázky, které by objasnily souvislost mezi dynamikou trhu práce v každém ze zkoumaných věkových segmentů a vývojem specifických měr nezaměstnanosti:

- Jak se změny v jednotlivých pravděpodobnostech přechodu mezi stavy na trhu práce podílejí na změnách míry nezaměstnanosti v každé věkové skupině?
- Která ze změn pravděpodobností přechodu je hlavním generátorem změn míry nezaměstnanosti?

Ekonomiky střední Evropy se ve zkoumaném období lišily v úrovních i dynamice míry nezaměstnanosti (ILO, 2013). Pro všechny země ale platilo (v jakkoli detailním věkovém členění), že míry nezaměstnanosti buď dosáhly svých cyklických maxim, nebo si dokonce zachovaly trendový růst. Česká ekonomika si v tomto srovnání dokázala zachovat nejpříznivější pozici. To ale rozhodně neznamená, že by byla díky tomu automaticky zbavena vnitřních problémů spojených s věkovou segmentací trhu práce. Namísto rozboru národních odlišností v ukazatelích trhu práce (včetně institucionálního uspořádání,

politik zaměstnanosti atd.) se proto zaměřujeme spíše na *společné* tendence v nerovném postavení věkových skupin, které se prosazují bez ohledu na národní specifika.

Stať je členěna takto: Kapitola 1 se zabývá příslušnou literaturou s hlubším odůvodněním teoretické i hospodářskopolitické relevance našich výzkumných otázek. Následuje kapitola 2 s popisem použitých dat a modelů, které podle nám dostupných zdrojů ještě nebyly v domácí literatuře zcela srovnatelným způsobem aplikovány. Kapitola 3 prezentuje naše výsledky, které obohacují dosavadní poznání v oblasti věkové segmentace trhů práce. Nakonec předkládáme naše závěry.

1. Přehled literatury a odůvodnění výzkumných otázek

Segmentace trhu práce se projevuje v nerovném zacházení s pracovní silou podle různých charakteristik (Dickens a Lang, 1992). Některé z nich (např. věk, pohlaví či etnická příslušnost) nemusejí souviset se skutečnou výkonností pracovníka, nýbrž se společenskými předsudky či problémem asymetrické informace. Zaměstnavatelé totiž mnohdy nejsou schopni posoudit kvalitu pracovníka ve všech podstatných ohledech a pozorovatelné charakteristiky proto slouží jako selektivní (signalizační) nástroj rozřazující „dobré“ a „špatné“ pracovníky (Spence, 1973). Příslušnost k nejmladší, či naopak nejstarší zkoumané věkové skupině budeme považovat za potenciálně negativní signalizační nástroj.

Trh práce se v důsledku segmentace štěpí na primární a sekundární trhy s odlišnou dynamikou. Ve vztahu k věkové segmentaci budeme pro zjednodušení předpokládat, že na primárních trzích se nacházejí především pracovníci ve středním věku mezi 35 a 49 lety (anglicky: *prime-age workers*) s nahromaděným firemně specifickým lidským kapitálem, tomu odpovídající délkou zaměstnání a příslušnými privilegii. Při ztrátě zaměstnání však může trvat jejich nezaměstnanost i delší dobu, protože mají vysokou vyměňovací mzdu a další náročné požadavky na kvalitu pracovního místa. Proniknout mezi zaměstnanecké jádro v jiných firmách navíc může být obtížné. V průměru však lze očekávat, že přechody mezi stavy na trhu práce nebudou v tomto věkovém segmentu příliš časté a zaměstnanost bude relativně stabilní.

Sekundární trhy práce budou mnohem dynamičtější. Jedinci se „špatnými“ charakteristikami zpravidla tvoří pohotovou (nekonkurující) pracovní sílu co do podřadných, krátkodobých a hůře placených zaměstnání s možností se těchto pracovníků při první příležitosti relativně snadno a levně zbavit. Za typickou (marginalizovanou) skupinu operující na sekundárním trhu můžeme považovat jedince do 24 let, kteří jsou stigmatizováni nedostatkem praxe či vhodné kvalifikace. I v případě shody těchto charakteristik s požadavky zaměstnavatelů jsou mladí lidé vystaveni častějšímu využití pracovních smluv na dobu určitou i přednostnímu propouštění bez ohledu na typ pracovní smlouvy, pokud ve firmách dochází k redukci zaměstnanců (Bell a Blanchflower, 2011). Rovněž ověříme, zda tyto negativní vlivy přetrvávají i v kategorii 25 až 34 let.

U pracovníků od 50 let výše je rovněž namístě předpokládat, že budou vystaveni nepříznivým dopadům věkové segmentace. Pokud jde o signalizační faktory, nejčastěji půjde o přepokládanou zastaralost jejich lidského kapitálu, zhoršení schopnosti učit se novým poznatkům a rovněž o pokles fyzické výkonnosti. Vedle toho se bude projevovat

i neochota zaměstnavatelů investovat do dalšího rozvoje jejich lidského kapitálu, a to s ohledem na předpokládaný nízký budoucí výnos z těchto investic (Schnalzenberger a Winter-Ebmer, 2009). Tento přístup zaměstnavatelů může vést v případě ztráty zaměstnání k dlouhodobé nezaměstnanosti starších pracovníků.

Věkovou segmentací se za pomoci různých přístupů zabývají empirické studie (pro přehled viz Berloff *et al.*, 2016; srov. rovněž Albert *et al.*, 2008; Tatsiramos, 2010 nebo Kelly *et al.*, 2014). Z důvodů sevířnosti analýzy i datových omezení převládá jejich orientace na jednu národní ekonomiku nebo věkovou skupinu. Vesměs vycházejí z logistických regresí nebo hazardních modelů a zaměřují se na vysvětlující proměnné (vedle věku např. také vzdělání, pohlaví, délka předchozího zaměstnání nebo nezaměstnanosti, práce na plný nebo částečný úvazek, výše příjmu či rodinné poměry), které pravděpodobnost určitého přechodu mezi stavy na trhu práce zvyšují, či naopak snižují. Samotná hodnota zkoumané pravděpodobnosti přechodu ale zůstává neznámá. Vedle toho tyto metody často vedou k selektivní pozornosti, zaměřené na proměnné ovlivňující jednu z pravděpodobností přechodu, a nikoli na pravděpodobnosti přechodu jako uzavřeného (Markovova) systému zahrnujícího současně všechny přechody mezi stavy, k nimž dochází v daném období. Vzhledem k našemu záměru zkoumat simultánně všechny možné přechody mezi stavy na trhu práce a stanovit konkrétní hodnoty všech pravděpodobností přechodu, volíme markovovský přístup a vliv jiných charakteristik, než je věk, tudíž opomíjíme.¹

Empirické studie potvrzují, že nízký věk zvyšuje četnost změn spíše podřadných zaměstnání a opakujících se epizod nezaměstnanosti. Nízký věk je ale zároveň i faktorem, který zvyšuje pravděpodobnost nalezení nového zaměstnání. Tato na první pohled pozitivní tendence je však spojena s nízkou vyměňovací mzdou mladých nezaměstnaných, přijímáním nestabilních, nevýznamných a hůře placených zaměstnání. Z toho vyplývá, že se ve skutečnosti opět jedná o projev marginalizace mladých lidí na trhu práce (Kelly *et al.*, 2014; Berloff *et al.*, 2016).² Uvedenou specifikou mladých lidí potvrzují i studie, které se zaměřují na stanovení hodnot všech pravděpodobností přechodu mezi stavy na trhu práce v uzavřeném Markovově systému. Hodnoty pravděpodobností přechodu mezi zaměstnaností a nezaměstnaností (a rovněž mezi nezaměstnaností a zaměstnaností) jsou pro mladé lidi skutečně systematicky vyšší (Elsby *et al.*, 2011; Baranowska-Rataj a Magda, 2013).

1 Zvolené rozřazování jedinců do skupin výlučně podle věku může vést ke zkreslení výsledků (anglicky: *selection bias*). Např. v nejmladší věkové skupině budou disproporcionálně zastoupeni jedinci bez ukončeného vysokoškolského vzdělání, což může ovlivnit pozorované hodnoty pravděpodobností jejich přechodů mezi stavy na trhu práce. Tuto výhradu lze patrně vztáhnout na veškerou literaturu založenou na markovovských řetězcích. Jiným způsobem se však k hodnotám pravděpodobností přechodu v jednotlivých věkových skupinách patrně nelze dopracovat. Srov. Elsby *et al.* (2011) nebo Baranowska-Rataj a Magda (2013).

2 Tento fenomén se standardně nazývá jako „flexibilita na okraji“, kdy vedle sebe koexistuje relativně velmi rigidní trh práce pro zaměstnanecké jádro firem s velmi flexibilním trhem pro mladé.

U starších pracovníků se projevují efekty věkové segmentace poněkud odlišně a nelze je jako celek považovat za marginalizovanou skupinu, především díky vyšší (formální i neformální) ochraně před výpověďmi. Tato ochrana je v některých zemích ještě umocněna mzdovými subvencemi, nebo naopak dodatečným zdaněním, pokud se firmy rozhodnou propouštět starší zaměstnance (Schnalzenberger a Winter-Ebmer, 2009). Dalším faktorem je jejich vysoké zastoupení v chráněných sektorech, jako jsou školství, veřejná správa nebo zdravotnictví. Přesto ale v této věkové skupině roste relativní ohrožení ztrátou zaměstnání. S tím je spojena i zvyšující se četnost odchodů mimo ekonomickou aktivitu ještě před dosažením důchodového věku. U starších pracovníků pozorujeme i relativně nejhorší vyhlídky na znovunalezení zaměstnání, pokud o ně jednou přijdou (Tatsiramos, 2010; Elsby *et al.* 2011; Eurofound, 2012).

Blanchard (1999) argumentuje, že nízké vyhlídky starších nezaměstnaných na nalezení zaměstnání se pojí s poklesem úsilí o hledání práce, ztrátou pracovních návyků a stigmatizací jako „špatné“ pracovní síly. Značná část z nich proto buď zcela přestane s hledáním práce, nebo je z pohledu zaměstnavatelů fakticky nezaměstnatelná, přičemž oba tyto aspekty se ve svém účinku navzájem posilují. Tito jedinci tudíž reálně netvoří pohotovou zásobu nezaměstnaných, a proto ani nemohou v období negativních makroekonomických šoků vytvářet na nabídkové straně agregátního trhu práce potřebný tlak na pokles dynamiky mezd.

Analogický mechanismus se prosazuje i ve vztahu k mladým nezaměstnaným. Firmy se bez marginalizovaných mladých pracovníků v těžkých časech relativně snadno obejdou a případná ochota mladých nezaměstnaných pracovat za nižší mzdu proto nefunguje jako nástroj napomáhající obnovení rovnováhy na trhu práce. Věková segmentace je proto jedním z vysvětlení, proč se mzdy nedokáží adekvátně přizpůsobovat dynamice nezaměstnanosti, což brání obnovení rovnováhy agregátního trhu práce na původní úrovni nezaměstnanosti. Tím je koneckonců negativně ovlivňován i potenciální (inflaci nezrychlující) produkt a zvyšují se společenské náklady makroekonomických stabilizačních politik (Blanchard a Galí, 2010).

Na závěr této kapitoly krátce charakterizujeme míru nezaměstnanosti v ustáleném stavu (ve zkratce: MNUS), kterou formálně definujeme až v následující kapitole. Umožňuje identifikovat rozhodující změny v tocích na trhu práce, které tlačí na změnu míry nezaměstnanosti. Pokud v určité věkové skupině roste (klesá) míra nezaměstnanosti především díky tomu, že se zvyšuje (snižuje) riziko *ztráty* pracovního místa, jde z ekonomického hlediska o odlišnou diagnózu ve srovnání se situací, kdy míra nezaměstnanosti roste (klesá) především díky rostoucím (klesajícím) těžkostem práci *najít*. Pokud by se politika zaměstnanosti v dané situaci patřičně neorientovala, byla by nutně méně efektivní (Elsby *et al.*, 2011). Příkladem může být situace, kdy by se vláda v určitém věkovém segmentu soustředila na akceleraci toku pracovní síly z nezaměstnanosti do zaměstnanosti, přičemž relativně důležitějším faktorem ovlivňujícím změny míry nezaměstnanosti by byla proměnlivá udržitelnost pracovních míst.

Celý koncept vychází z pojetí, které zavedli Petrongolo a Pissarides (2008). Naše pojetí se nejvíce přibližuje tomu, které zvolila Smith (2011). Vychází z tzv. třístavového

modelu transformovaného z diskrétní podoby na spojitou.³ Především je ale třeba na tomto místě zdůraznit, že i námi prezentované dekompozice změn MNUS ve třetí kapitole se vztahují k teoretickému modelu a nikoli explicitně ke skutečné míře nezaměstnanosti.

Elsby *et al.* (2011) došli pro Spojené království k závěru, že ve všech věkových kategoriích se mění MNUS především díky změnám v pravděpodobnosti ztráty zaměstnání. Baranowska-Rataj a Magda (2013) sice také zkoumají variabilitu MNUS ve věkovém členění (pro Španělsko a Polsko se smíšenými výsledky), ale se střední věkovou kategorií srovnávají pouze jednu věkovou skupinu mladých, a to výlučně podle pohlaví. Skupinu starších pracovníků pak opomíjejí.⁴ Z uvedených důvodů se při volbě referenčních ekonomik omezujeme na Spojené království, protože za jiné země nám nejsou podobné studie v potřebném věkovém členění známy.

2. Data a metodologie

V této kapitole se nejprve se zabýváme popisem dat z longitudinální databáze EU-SILC, volbou konkrétních zemí a časového období analýzy. Poté osvětlujeme koncept tzv. hrubých toků na trhu práce, z nichž lze odvodit pravděpodobnosti individuálního přechodu mezi zaměstnaností, nezaměstnaností a ekonomickou neaktivitou. Nakonec popisujeme model MNUS, kdy změny v míře nezaměstnanosti v čase vysvětlujeme změnami v pravděpodobnostech přechodu mezi stavy na trhu práce.

2.1 Organizace dat

Mezinárodně srovnatelná dynamická analýza musí být založena na jednom vnitřně konzistentním zdroji longitudinálních dat. Z hlediska dostupných možností volíme databázi EU-SILC, přičemž se naše analytické výsledky mohou lišit od poznatků založených na národních výběrových šetřeních pracovních sil (EU-LFS: Labour Force Survey).⁵

3 Některí autoři, jako např. Elsby *et al.* (2013), pracují s modelem redukováným na dva stavy (zaměstnanost a nezaměstnanost). Smith (2011) nebo Elsby *et al.* (2013) řeší i dekompozici variability skutečné míry nezaměstnanosti. To je však po matematické stránce extrémně náročné a prozatím nepředstavuje hlavní proud výzkumu. Další z odlišností např. je, zda se při dekompozici variability pracuje s logaritmy vstupních veličin (Elsby *et al.*, 2011; Elsby *et al.*, 2013), nebo nikoliv (Petrongolo a Pissarides, 2008; Smith, 2011).

4 Pro Českou republiku uveďme dvě příbuzně zaměřené studie, z nichž však ani jedna přímo necílí na věkovou segmentaci resp. rozklad variability MNUS: Maleček (2014) přebírá pro vybrané státy EU agregované údaje Eurostatu o pravděpodobnostech přechodu a na jejich základě zkoumá strukturu a cykličnost nezaměstnanosti. Flek a Mysíková (2015) se zabývají vztahem mezi tzv. čistými toky a dynamikou nezaměstnanosti, avšak spíše za pomoci účetních identit než teoretického modelu. Hrubými toky a pravděpodobnostmi přechodu (avšak bez věkového členění nebo dekompozice MNUS) se pro ČR zabývají mj. i Flek (1999); Sorm a Terrell (2000); Večerník (2001) nebo Gottvald (2005).

5 Tato výhrada platí i pro míry nezaměstnanosti zjištěné z šetření EU-LFS na základě typů ekonomické aktivity podle Mezinárodní organizace práce – ILO (databáze Eurostatu, např. proměnná *lfsa_urgaed*) a EU-SILC založené na retrospektivním reportování ekonomické aktivity respondentem (viz obrázky 3–5

Omezení se na tři ekonomiky střední Evropy je způsobeno jednak důrazem na podrobnost a sevřenost zamýšlené analýzy, jednak reprezentativností národních dat v potřebném členění.⁶

EU-SILC je každoroční mezinárodní šetření harmonizované Eurostatem. Provádí se zpravidla v jarních měsících a respondenti kromě současných údajů retrospektivně uvádějí rovněž typ ekonomické aktivity (pro naše účely využíváme členění na zaměstnanost, nezaměstnanost a ekonomickou neaktivitu) za každý měsíc předchozího kalendářního roku. Šetření je ve své longitudinální verzi koncipováno jako čtyřletý rotační panel, kde je každý rok obměněna zhruba čtvrtina vzorku. Pro studii byl použit longitudinální datový soubor EU-SILC 2013 (poslední dostupný soubor v době provádění analýz), který tak zahrnuje období let 2009–2012, vhodně zachycující období Velké recese.

Kromě přirozené obměny rotačního vzorku ubývá během čtyřletého šetření část respondentů i z důvodu např. přestěhování nebo neochoty nadále se účastnit (anglicky: *attrition*).⁷ Pro naši analýzu jsme vybrali vzorky dat, které zachycují měsíční ekonomickou aktivitu za období 1/2009 až 12/2012 pouze u těch respondentů, kteří se zúčastnili šetření bez přerušování po celé čtyřleté období. Pro dané čtyřleté období tak můžeme sledovat u každého respondenta 47 možných změn v typu ekonomické aktivity (stavu na trhu práce).⁸

Výše popsaným způsobem byli vybráni – a do jednotlivých věkových skupin poté rozděleni – respondenti, kteří na začátku sledovaného období dosahovali věku 16–61 let a na jeho konci věku 19–64 let. Ve vybraných souborech tedy jedinci „stárnou“ (např. v kategorii nejmladších účastníků na trhu práce jsou zahrnuti respondenti ve věku 16–24 v prvním roce šetření, kteří ale ve čtvrtém roce šetření dosáhnou věku 19–27 let). Takto sestavené vzorky respondentů mají následující celkovou velikost: Česká republika (CZ) 3 101, Polsko (PL) 4 399, Slovensko (SK) 2 368. Tyto vzorky jsou poté ještě váženy tzv. longitudinálními vahami poskytovanými pro tento účel Eurostatem, aby bylo minimalizováno možné zkreslení způsobené ubýváním respondentů (anglicky: *attrition bias*).

ve třetí kapitole). Dodatečným důvodem je panelová povaha našich dat, spojená se skutečností, že věk respondentů se v našich souborech v každé kategorii během sledovaného období zvýší o tři roky. Konečné odlišnosti měr nezaměstnanosti podle obou šetření jsou vysvětlitelné z větší části právě „stárnutím“ respondentů v našich souborech (podrobněji dále v textu).

- 6 Jedním z technických kritérií výběru zkoumaných zemí byla absolutní velikost národních vzorků respondentů, aby byla zachována reprezentativní velikost v členění na věkové podskupiny. Pro relativně malé vzorky jednotlivých věkových kategorií jsme z úvah vyloučili mj. Rakousko či pobaltské země. U některých dalších zemí, jejichž zařazení jsme zvažovali, je nízká reprezentativnost způsobena systémově: zejména ve Skandinávii se uplatňuje odlišná metodika, kdy měsíční ekonomickou aktivitu sděluje jen část respondentů (tzv. země s registry), Německo longitudinální soubory neposkytuje vůbec.
- 7 Určitá míra tohoto dodatečného úbytku respondentů v panelovém šetření je statisticky očekávatelným jevem. Úbytek počtu respondentů ve věku 16–61 let mezi prvním rokem šetření a výsledným použitým vzorkem respondentů šetřených po čtyři roky představuje pro ČR 19,3 %, v Polsku 33,4 % a na Slovensku 15,8 %.
- 8 Použití nebalancovaného vzorku ve smyslu zahrnutí i respondentů šetřených méně než 4 roky ve stejném longitudinálním souboru by bylo vzhledem k povaze naší analýzy velmi problematické. Zejména bychom narušili klíčovou podmínku pro obě části naší analýzy, a sice že zkoumaný vzorek populace musí být po celé zkoumané období stabilní (tj. $P = E + U + I$, viz dále v textu).

Zdrojem zkreslení může být i sezonní povaha přechodů mezi stavy na trhu práce a omyly respondentů v retrospektivním reportování přesného měsíce, kdy mělo ke změně dojít (anglicky: *calendar bias*). Nejvíce reportovaných přechodů se odehrává mezi prosincem a lednem. To sice může souviset s omyly způsobenými retrospektivní povahou sdělovaných údajů, ale na druhou stranu může na konci roku skutečně nejčastěji docházet k ukončení zaměstnání, odchodům do důchodu apod. Další výrazně vyšší četnost přechodů se odehrává mezi červnem a červencem nebo srpnem a zářím v souvislosti se vstupem absolventů na trh práce nebo sezonními pracemi.

V první části analýzy nepředstavuje sezonnost závažnější problém (zkoumáme *průměrné* hodnoty přechodů mezi stavy za zkoumané období). Ve druhé části data sezonně očišťujeme pomocí aditivního modelu rozkladu s konstantní sezonností. S použitím centrovaných klouzavých průměrů o délce 12 měsíců určíme měsíční odchylky a časové řady sezonně očistíme pomocí přepočtených průměrných měsíčních odchylek.

2.2 Hrubé toky na trhu práce a průměrné pravděpodobnosti přechodu mezi stavy

Hrubé toky zahrnují absolutní počty jedinců, kteří v porovnání dvou navazujících časových období (měsíců) t a $t + 1$ změnili svůj stav na trhu práce:

- ze zaměstnanosti přešli do nezaměstnanosti ($E_t \rightarrow U_{t+1}$), nebo do neaktivity ($E_t \rightarrow I_{t+1}$),
- z nezaměstnanosti přešli do zaměstnanosti ($U_t \rightarrow E_{t+1}$), nebo do neaktivity ($U_t \rightarrow I_{t+1}$),
- z neaktivity přešli do zaměstnanosti ($I_t \rightarrow E_{t+1}$), nebo nezaměstnanosti ($I_t \rightarrow U_{t+1}$).

Absolutní počty jedinců, kteří si v čase zachovali svůj původní stav lze vyjádřit jako ($E_t \rightarrow E_{t+1}$), ($U_t \rightarrow U_{t+1}$), ($I_t \rightarrow I_{t+1}$).⁹ Na základě hrubých toků můžeme definovat pravděpodobnosti přechodu mezi stavy na trhu práce, kdy např.

$$\lambda_t^{UE} = \frac{(U_t \rightarrow E_{t+1})}{U_t} = \frac{(U_t \rightarrow E_{t+1})}{(U_t \rightarrow E_{t+1}) + (U_t \rightarrow U_{t+1}) + (U_t \rightarrow I_{t+1})} \quad (1)$$

znamená pravděpodobnost, že jedinec nezaměstnaný v měsíci t nalezne v měsíci $t + 1$ zaměstnání nebo také (po vynásobení 100) kolik procent jedinců nezaměstnaných v měsíci t nalezne v měsíci $t + 1$ zaměstnání.

Naše vážené soubory z longitudinální databáze EU SILC jsou organizovány jako tzv. čisté panely, tj. jsou založeny na respondentech s úplným záznamem o jejich 48měsíčních stavech na trhu práce a 47 změnách tohoto stavu. Námi zkoumaný vzorek populace P ($P = E + U + I$) je tedy v čase ve svém součtu stabilní, a to bez ohledu na četnost zjištěných přechodů mezi stavy. Pro každou věkovou skupinu můžeme stanovit průměrný

9 Naše data nerozlišují, zda si jedinec např. meziměsíčně zachoval totéž zaměstnání, nebo přešel z jednoho zaměstnání do jiného. Rovněž nezohledňujeme vliv délky daného stavu na pravděpodobnost jeho změny, a to z důvodu metodologických i datových omezení.

počet jedinců zapojených do každého z hrubých toků, resp. s nezměněným stavem na trhu práce, např.

$$\overline{U_t \rightarrow E_{t+1}} = \frac{1}{47} \sum_{n=1}^{47} (U_t \rightarrow E_{t+1}) \quad (2)$$

udává *průměrný počet* jedinců, kteří byli v určitém měsíci t nezaměstnaní a v navazujícím měsíci $t + 1$ zaměstnaní získali. K získání hodnot průměrných pravděpodobností přechodu pak postupujeme následovně, kdy např.

$$\lambda^{UE} = \frac{\overline{U_t \rightarrow E_{t+1}}}{\overline{U_t \rightarrow E_{t+1}} + \overline{U_t \rightarrow U_{t+1}} + \overline{U_t \rightarrow I_{t+1}}} \quad (3)$$

představuje *průměrnou pravděpodobnost* individuálního přechodu z nezaměstnanosti v měsíci t do zaměstnanosti v měsíci $t + 1$. Veškeré možné průměrné pravděpodobnosti přechodu mezi stavy resp. setrvání v daném stavu tvoří matici (4).

Stav v období	Stav v období			
	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}	Σ
E_t	λ^{EE}	λ^{EU}	λ^{EI}	1
U_t	λ^{UE}	λ^{UU}	λ^{UI}	1
I_t	λ^{IE}	λ^{IU}	λ^{II}	1

(4)

Výsledky jsou shrnuty v tabulkách 1A–3A v Příloze. Pravděpodobnosti přechodu interpretujeme jako *individuální* vyhlídku na změnu stavu na trhu práce, případně jako *relativní* toky na trhu práce. V tomto smyslu jsou naše výsledky srovnatelné napříč věkovými kategoriemi a zeměmi.

2.3 Model MNUS

Pomocí pravděpodobností přechodu mezi stavy na trhu práce založených typově na rovnici (1) lze odvodit *tokové* vyjádření čisté změny počtu nezaměstnaných mezi měsíci t a $t + 1$. Jedná se o rozdíl mezi *přítokem* jedinců do nezaměstnanosti (ze zaměstnanosti a neaktivity) a *odtokem* z nezaměstnanosti (do zaměstnanosti a neaktivity). Formálně má tento tzv. zákon pohybu nezaměstnanosti následující podobu (srov. např. Elsby *et al.*, 2011; Smith, 2011):

$$\Delta U_{t+1} \equiv U_{t+1} - U_t = (\lambda_t^{EU} E_t + \lambda_t^{IU} I_t) - (\lambda_t^{UE} + \lambda_t^{UI}) U_t. \quad (5)$$

Analogicky lze formulovat tzv. zákon pohybu zaměstnanosti:

$$\Delta E_{t+1} \equiv E_{t+1} - E_t = (\lambda_t^{UE} U_t + \lambda_t^{IE} I_t) - (\lambda_t^{EU} + \lambda_t^{EI}) E_t. \quad (6)$$

A konečně pro ekonomickou neaktivitu:

$$\Delta I_{t+1} \equiv I_{t+1} - I_t = (\lambda_t^{UI} U_t + \lambda_t^{EI} E_t) - (\lambda_t^{IU} + \lambda_t^{IE}) I_t. \quad (7)$$

Doposud jsme předpokládali, že z měsíce na měsíc nemůže u konkrétního jedince nastat více než jedna změna stavu U , E , I . Nyní zavedeme předpoklad, že jedinec může přecházet mezi stavy na trhu práce i častěji.¹⁰ Adekvátním teoretickým modelem je v takovém případě Markovův řetězec se spojitým časem t a třemi stavy E_t , U_t a I_t , (Smith, 2011; Shimer, 2012). Dynamiku vývoje těchto tří stavů lze popsat diferenciálními rovnicemi, přičemž jde o spojitě analogie zákonů pohybu nezaměstnanosti, zaměstnanosti a neaktivity podle rovnic (5) až (7):

$$\frac{d}{dt} U_t = (q_t^{EU} E_t + q_t^{IU} I_t) - (q_t^{UE} + q_t^{UI}) U_t, \quad (8)$$

$$\frac{d}{dt} E_t = (q_t^{UE} U_t + q_t^{IE} I_t) - (q_t^{EU} + q_t^{EI}) E_t, \quad (9)$$

$$\frac{d}{dt} I_t = (q_t^{UI} U_t + q_t^{EI} E_t) - (q_t^{IU} + q_t^{IE}) I_t, \quad (10)$$

kde q_t^{AB} je tzv. spojitá intenzita přechodu mezi dvěma stavy na trhu práce (indexem AB vyjadřujeme všechny možné variace přechodů mezi stavy E , U , I), která je odhadnuta z diskrétních měsíčních pravděpodobností přechodu λ_t^{AB} pomocí vztahu $q_t^{AB} = -\ln(1 - \lambda_t^{AB})$.

Míra nezaměstnanosti $\bar{u}_t$ je v čase t v ustáleném stavu, pokud se v tomto čase nemění počty pracovníků v jednotlivých stavech, tj. pokud jsou všechny derivace vyjádřené rovnicemi (8), (9) a (10) současně rovny nule. Je-li tato podmínka splněna na celém zkoumaném časovém intervalu, pak je systém $\{E_t, U_t, I_t\}$ v tzv. ustáleném stavu $\{\bar{E}_t, \bar{U}_t, \bar{I}_t\}$.

Míru nezaměstnanosti v ustáleném stavu $\bar{u}_t = \frac{\bar{U}_t}{\bar{E}_t + \bar{U}_t}$ (MNUS) pak lze vyjádřit jako funkci všech šesti spojitých intenzit přechodu mezi stavy na trhu práce:¹¹

10 Jde o metodologicky čistší přístup, který usiluje o minimalizaci možného zkreslení výsledků z důvodů časové agregace (anglicky: *time aggregation bias*). Počet jedinců měnících stavu několikrát během měsíce (anglicky označovaných jako *churners*) ovšem nelze z dat EU-SILC zjistit, protože respondenti uvádějí pro každý měsíc pouze hlavní, resp. převažující, typ ekonomické aktivity. Pokud tedy např. nezaměstnaný nalezl práci, avšak přišel o ni v období kratším než dva týdny, jeho záznam v šetření bude za celý měsíc deklarovat nezměněný stav (nezaměstnanost). Jakkoli neznáme počty takových jedinců ani z alternativních zdrojů dat, je mimo pochybnost, že ke krátkodobým epizodám zaměstnanosti i nezaměstnanosti v realitě dochází a je třeba o ně dostupnými prostředky korigovat prováděné modelové odhady.

11 Námi uváděnou rovnicí (11) pro třístavový model používá např. Smith (2011). Její podstatně jednodušší formu lze snadno odvodit pro dvoustavový model $\{E_t, U_t\}$. Spojitě analogie zákonů pohybu nezaměstnanosti, resp. zaměstnanosti, nabývají v tomto případě tvaru $\frac{d}{dt} U_t = q_t^{EU} E_t - q_t^{UE} U_t$, resp. $\frac{d}{dt} E_t = q_t^{UE} U_t - q_t^{EU} E_t$. Za předpokladu v čase konstantního objemu pracovní síly pak pro míru nezaměstnanosti $u_t = \frac{U_t}{E_t + U_t}$ platí rovnice $\frac{d}{dt} u_t = q_t^{EU} (1 - u_t) - q_t^{UE} u_t$. Míra nezaměstnanosti bude v ustáleném stavu, pokud $\frac{d}{dt} u_t = 0$, odkud získáme pro MNUS vyjádření $\bar{u}_t = \frac{q_t^{EU}}{q_t^{EU} + q_t^{UE}}$.

$$\bar{u}_t = \frac{q_t^{EU} + \frac{q_t^{EI} q_t^{IU}}{q_t^{IU} + q_t^{IE}}}{q_t^{EU} + \frac{q_t^{EI} q_t^{IU}}{q_t^{IU} + q_t^{IE}} + q_t^{UE} + \frac{q_t^{UI} q_t^{IE}}{q_t^{IU} + q_t^{IE}}} \quad (11)$$

Členy q_t^{EU} , q_t^{UE} v rovnici (11) reprezentují intenzity *přímého* přechodu jedince ze zaměstnanosti do nezaměstnanosti, resp. naopak. Interpretace zbývajících členů v rovnici (11) souvisí s tím, že míra nezaměstnanosti není v principu určena jen přímými přechody mezi zaměstnaností a nezaměstnaností, ale i přechody zahrnujícími ekonomickou neaktivitu.

Člen $\frac{q_t^{EI} q_t^{IU}}{q_t^{IU} + q_t^{IE}}$ doplňuje relativní *přítoky* do nezaměstnanosti o tuto podmínku. Matematicky představuje součin intenzity přechodu ze zaměstnanosti do neaktivity q_t^{EI} a výrazu $\frac{q_t^{IU}}{q_t^{IU} + q_t^{IE}}$, který reprezentuje intenzitu přechodu z neaktivity do nezaměstnanosti vzhledem k celkovým relativním odtokům z neaktivity. Člen $\frac{q_t^{UI} q_t^{IE}}{q_t^{IU} + q_t^{IE}}$ má analogický význam s ohledem na relativní *odtoky* z nezaměstnanosti do zaměstnanosti.

Pokud by byly všechny intenzity přechodu q_t^{AB} v čase konstantní, pak by byla $\bar{u}_t$ rovněž konstantní. Pravděpodobnosti přechodu se ale v čase spíše mění, proto je i $\bar{u}_t$ závislá na čase a může se v čase měnit. Časovou řadu změn MNUS definujeme jako $\Delta \bar{u}_t \equiv \bar{u}_t - \bar{u}_{t-1}$.¹² Z rovnice (11) lze odvodit rozklad změn MNUS způsobený změnami jednotlivých členů této rovnice:

$$\Delta \bar{u}_t = \Delta u_t^{EU} + \Delta u_t^{UE} + \Delta u_t^{EIU} + \Delta u_t^{UIE}, \quad (12)$$

kde

$$\begin{aligned} \Delta u_t^{EU} &= (1 - \bar{u}_{t-1}) \bar{u}_{t-1} \frac{\Delta q_t^{EU}}{q_{t-1}^{EU} + \frac{q_{t-1}^{EI} q_{t-1}^{IU}}{q_{t-1}^{IU} + q_{t-1}^{IE}}} & \Delta u_t^{UE} &= -\bar{u}_t (1 - \bar{u}_{t-1}) \frac{\Delta q_t^{UE}}{q_{t-1}^{UE} + \frac{q_{t-1}^{UI} q_{t-1}^{IE}}{q_{t-1}^{IU} + q_{t-1}^{IE}}} \\ \Delta u_t^{EIU} &= (1 - \bar{u}_t) \bar{u}_{t-1} \frac{\Delta \frac{q_t^{EI} q_t^{IU}}{q_t^{IU} + q_t^{IE}}}{q_{t-1}^{EU} + \frac{q_{t-1}^{EI} q_{t-1}^{IU}}{q_{t-1}^{IU} + q_{t-1}^{IE}}} & \Delta u_t^{UIE} &= -\bar{u}_t (1 - \bar{u}_{t-1}) \frac{\Delta \frac{q_t^{UI} q_t^{IE}}{q_t^{IU} + q_t^{IE}}}{q_{t-1}^{UE} + \frac{q_{t-1}^{UI} q_{t-1}^{IE}}{q_{t-1}^{IU} + q_{t-1}^{IE}}}, \end{aligned}$$

přičemž

$$\Delta q_t^{EU} = q_t^{EU} - q_{t-1}^{EU}, \quad \Delta \frac{q_t^{EI} q_t^{IU}}{q_t^{IU} + q_t^{IE}} = \frac{q_t^{EI} q_t^{IU}}{q_t^{IU} + q_t^{IE}} - \frac{q_{t-1}^{EI} q_{t-1}^{IU}}{q_{t-1}^{IU} + q_{t-1}^{IE}},$$

atd.

- 12 Změny v MNUS budou z definice větší než změny ve skutečné míře nezaměstnanosti, což potvrzují (někdy i ve velmi výrazné formě) naše obrázky 3–5 ve třetí kapitole, i všechny jiné dostupné studie. Skutečná míra nezaměstnanosti závisí na celkovém počtu nezaměstnaných a velikosti pracovní síly v daném měsíci, zatímco MNUS závisí na meziměsíčních změnách pravděpodobností přechodu, které přirozeně vykazují vyšší variabilitu. Přesto lze ukázat, že MNUS představuje v dostatečně dlouhém období tzv. pohyblivý cíl pro skutečnou míru nezaměstnanosti (viz např. Shimer, 2012).

Pro kvantifikaci vlivu všech změn proměnných na pravé straně rovnice (12) na změny MNUS se standardně používá rozklad založený na vlastnostech rozptylu a kovariance (Elsby *et al.*, 2011; Baranowska-Rataj a Magda, 2013):

$$\text{Var}(\Delta u_t^{ss}) = \text{Cov}(\Delta \bar{u}_t, \Delta u_t^{EU}) + \text{Cov}(\Delta \bar{u}_t, \Delta u_t^{UE}) + \text{Cov}(\Delta \bar{u}_t, \Delta u_t^{EUI}) + \text{Cov}(\Delta \bar{u}_t, \Delta u_t^{UIE}). \quad (13)$$

Zavedeme-li označení:

$$\begin{aligned} \beta_{EU} &= \frac{\text{Cov}(\Delta \bar{u}_t, \Delta u_t^{EU})}{\text{Var}(\Delta \bar{u}_t)} & \beta_{UE} &= \frac{\text{Cov}(\Delta \bar{u}_t, \Delta u_t^{UE})}{\text{Var}(\Delta \bar{u}_t)} \\ \beta_{EUI} &= \frac{\text{Cov}(\Delta \bar{u}_t, \Delta u_t^{EUI})}{\text{Var}(\Delta \bar{u}_t)} & \beta_{UIE} &= \frac{\text{Cov}(\Delta \bar{u}_t, \Delta u_t^{UIE})}{\text{Var}(\Delta \bar{u}_t)}, \end{aligned}$$

pak platí:

$$\beta_{EU} + \beta_{EUI} + \beta_{UE} + \beta_{UIE} = 1. \quad (14)$$

Jednotlivé koeficienty β v rovnici (14) se nejčastěji vyjadřují v procentech a udávají, v důsledku čeho se v čase mění MNUS:

- β_{EU} vyjadřuje vliv změn v intenzitě *přímého* přechodu ze zaměstnanosti do nezaměstnanosti,
- β_{EUI} udává *kombinovaný* vliv změn v intenzitě přechodu ze zaměstnanosti do neaktivity a z neaktivity do nezaměstnanosti,
- β_{UE} znamená vliv změn v intenzitě *přímého* přechodu z nezaměstnanosti do zaměstnanosti,
- β_{UIE} udává *kombinovaný* vliv změn v intenzitě přechodu z nezaměstnanosti do neaktivity a z neaktivity do zaměstnanosti.

Takto odhadnuté koeficienty β uvádíme v tabulce 1 v následující kapitole.¹³

3. Výsledky analýzy

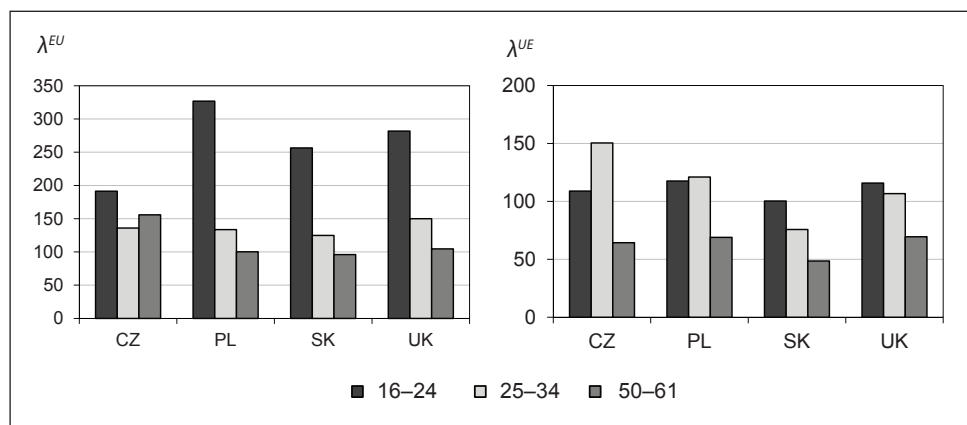
Nejprve provedeme analýzu průměrných měsíčních hodnot pravděpodobností přechodu jedince mezi stavy na trhu práce pro zkoumané věkové kategorie. Následovat bude rozbor výsledků zjištěných pro model MNUS, abychom doložili vliv změn v pravděpodobnostech přechodu mezi stavy na trhu práce na změny měř nezaměstnanosti v každé zkoumané věkové skupině.

13 Není vyloučeno, že koeficienty β mohou nabývat záporných hodnot, a to tehdy, pokud je některý z členů na pravé straně rovnice (12) negativně korelovaný se změnami MNUS, tj. pokud velkým hodnotám tohoto členu odpovídají menší hodnoty změn MNUS. Vzhledem ke složité struktuře vzorců je interpretace takových výsledků problematická. Tento problém ale není z praktického hlediska příliš závažný: V naší i jiných dostupných studiích nabývají záporných hodnot jen koeficienty β_{UIE} nebo β_{EUI} , a to pouze ojediněle a v řádu jednotek procent.

3.1 Průměrné měsíční pravděpodobnosti přechodu mezi stavy na trhu práce

V obrázku 1 se nejdříve zabýváme relativním ohrožením ztrátou zaměstnání s následným přechodem do nezaměstnanosti (λ^{EU}). Ve všech zkoumaných zemích (včetně referenčního Spojeného království) je to jednoznačně pracovník do 24 let, kdo je relativně nejsilněji vystaven tomuto riziku. Konkrétně lze konstatovat, že pracovník v nejmladší věkové kategorii je zhruba 2–3krát více ohrožen ztrátou zaměstnání s navazující nezaměstnaností ve srovnání s pracovníkem ve střední věkové kategorii (tabulky 1A–3A v Příloze udávají konkrétní hodnoty této pravděpodobnosti pro zkoumané věkové skupiny a země). Obrázek 1 ve svém prvním grafu rovněž ukazuje, že i věková skupina pracovníků od 25 do 34 let je vystavena relativně vyššímu riziku nezaměstnanosti než pracovníci ve středním věku.

Obrázek 1 | Pravděpodobnosti přechodu mezi zaměstnaností a nezaměstnaností (λ^{EU}) a mezi nezaměstnaností a zaměstnaností (λ^{UE}) v období 2009–2012 (index)



Poznámka: Index = 100 představuje průměrnou měsíční hodnotu pravděpodobnosti přechodu ze zaměstnanosti do nezaměstnanosti (λ^{EU}) resp. z nezaměstnanosti do zaměstnanosti (λ^{UE}) u jedinců v referenční věkové kategorii 35–49 let. Ve sloupcích figurují indexy pro zbývající věkové skupiny vzhledem k referenční skupině. Pro Spojené království (UK) se výsledky vztahují k období let 1975–2010 podle národní LFS.

Zdroj: EU-SILC LT 2013, vlastní výpočty. Hodnoty indexů pro UK jsou vypočteny autory podle dat, která prezentují Elsby *et al.* (2011).

Pracovníci ve věku nad 50 let jsou relativně dobře chráněni před rizikem ztráty zaměstnání a přechodem do nezaměstnanosti. Pouze Česká republika se v daném ohledu vyznačuje pozorovatelnou averzí ke starším pracovníkům – jejich relativní ohrožení nezaměstnaností je totiž dle obrázku 1 výrazně vyšší než u pracovníků středního věku (přibližně o 55 %), a dokonce vyšší i v porovnání s kategorií 25–34 let (přibližně o 15 %).

Obrázek 1 zachycuje ve druhém grafu pravděpodobnosti přechodu z nezaměstnanosti do zaměstnanosti (λ^{UE}). Ukazuje se, že relativně nejžádanějšími jsou na trhu práce nejmladší nezaměstnaní (buď v první, nebo druhé zkoumané věkové kategorii). Pokud jde o věkovou skupinu od 50 let výše, výsledky jsou zcela jednoznačné a prokazují výrazně

nižší šanci starších nezaměstnaných na znovunalezení zaměstnání, a tudíž i jejich vyšší vystavení riziku dlouhodobé nezaměstnanosti. Ve srovnání s referenční kategorií pracovníků ve středním věku jsou jejich vyhlídky na nové zaměstnání přibližně o 30–50 % nižší. Ve srovnání s mladými nezaměstnanými pak jde podle výsledků v obrázku 1 o ještě vyšší diskrepanci v neprospech starších nezaměstnaných.

Dosavadní výsledky signalizují dvě nejzávažnější společné tendence, které jsou zcela ve shodě s námi vytyčenými hypotézami: Pracovníci do 24 let jsou relativně nejvíce ohroženi nezaměstnaností, zatímco nezaměstnaní od 50 let výše mají relativně nejhorší vyhlídky na znovunalezení zaměstnání. Ve zbývajícím textu této podkapitoly se podrobněji zaměříme již jen na tyto dvě věkové skupiny.

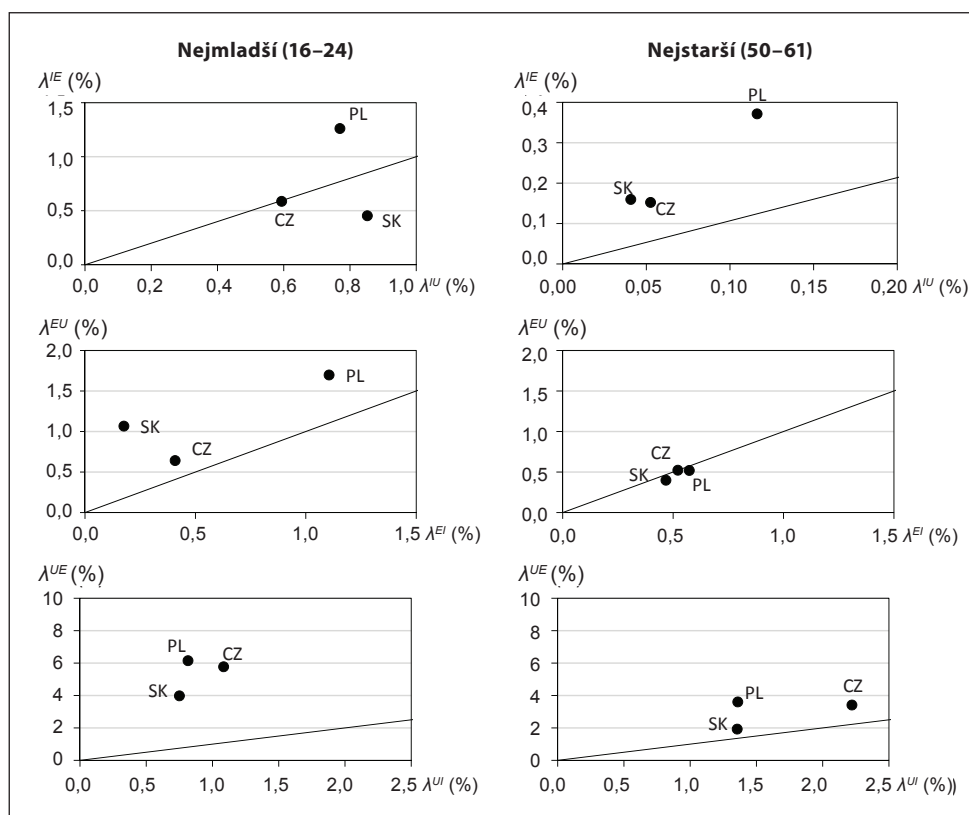
Levá polovina obrázku 2 se zabývá skupinou od 16 do 24 let. V prvním obrázku dokládá stupeň „propustnosti“ trhu práce pro nejmladšího jedince, který na něj vstupuje po ukončení vzdělání (resp. rodičovské dovolené atd.). Jinými slovy řečeno, porovnává jeho relativní vyhlídku na zaměstnanost (λ^{IE}) a na nezaměstnanost (λ^{IU}). V daném ohledu neplatí napříč zkoumanými zeměmi shodné kvalitativní rysy, přičemž propustnost trhu práce pro mladé zaostává relativně nejvýrazněji na Slovensku (srov. vzdálenosti jednotlivých zemí od vnitřní osy grafu). Nezaměstnanost jako prvotní zkušenost mladých lidí při vstupu na trh práce ale představuje relativně závažný problém i v České republice, kde jsou vyhlídky na zaměstnanost i nezaměstnanost vyrovnané. Ani v Polsku není situace příliš optimistická. V této zemi sice λ^{IE} převyšuje λ^{IU} , ale jen o přibližně půl procentního bodu.

Pokud jde o odliv nejmladších pracovníků ze zaměstnanosti, je významné odlišit, do jaké míry směřují do nezaměstnanosti (λ^{EU}) a do jaké opouštějí ekonomickou aktivitu (λ^{EI}). Ve druhém případě totiž neroste počet nezaměstnaných a lze i předpokládat, že takový přechod bude aspoň zčásti spojen s vyšším vzděláním umožňujícím lepší budoucí uplatnění na trhu práce.¹⁴ Výsledky ve druhém obrázku v levé polovině obrázku 2 ovšem potvrzují převažující závislost mladých na trhu práce, kdy rozhodující část jejich odtoků ze zaměstnanosti míří do nezaměstnanosti.

Poslední graf v levé polovině obrázku 2 zkoumá proporce relativních odtoků nejmladší věkové skupiny z nezaměstnanosti do zaměstnanosti (λ^{UE}) a z nezaměstnanosti do ekonomické neaktivity (λ^{UI}). Především nás zajímá, do jaké míry fungují přechody nejmladších nezaměstnaných mimo ekonomickou aktivitu jako mechanismus, jehož pomocí se ulevuje aktuální nerovnováze na trhu práce. Výsledky však stejně jako v předchozím případě potvrzují převažující závislost mladých na trhu práce, protože odtoky z nezaměstnanosti do zaměstnanosti jasně převyšují nad odtoky z nezaměstnanosti mimo ekonomickou aktivitu. V žádné ze zemí proto nemůžeme pozorovat opravdu výrazný vliv odchodů mladých nezaměstnaných mimo ekonomickou aktivitu jako zásadní alternativu, jak se vyhnout nezaměstnanosti a usilovat o případné lepší budoucí pracovní vyhlídky.

14 Tento předpoklad by přirozeně neplatil, pokud by mladí lidé opouštěli ekonomickou aktivitu nikoli z důvodu zvyšování vzdělání, nýbrž z důvodu rostoucí frustrace ze svých neradostných vyhlídek na důstojné pracovní i společenské uplatnění. Jde o fenomén nazývaný ve zkratce NEET (anglicky: *Not in Education, Employment, or Training*).

Obrázek 2 | Pravděpodobnosti přechodu mezi stavy na trhu práce u nejmladších a nejstarších jedinců v období 2009–2012 (měsíční průměry, v procentech)



Poznámka: Vnitřní osa v grafech vždy představuje identické hodnoty dvou zkoumaných pravděpodobností přechodu.

Zdroj: EU-SILC LT 2013, vlastní výpočty

Obrázek 2 se v pravé polovině zabývá pravděpodobnostmi přechodu mezi stavy na trhu práce u osob ve věku 50–61 let. První obrázek potvrzuje intuitivně zřejmou skutečnost, že pokud se takový jedinec vrací na trh práce, je pravděpodobnější, že směřuje do zaměstnanosti (λ^{IE}) než do nezaměstnanosti (λ^{IU}). Procentuální hodnoty obou pravděpodobností jsou však velice nízké a ukazují spíše na faktickou neuplatnitelnost této věkové skupiny na trhu práce, pokud jednou opustí ekonomickou aktivitu.

Prostřední graf v pravé polovině obrázku 2 porovnává relativní intenzitu přechodů ze zaměstnanosti mimo ekonomickou aktivitu (λ^{EI}) s přechody ze zaměstnanosti do nezaměstnanosti (λ^{EU}). Ve všech zemích čelí starší pracovníci přibližně vyrovnaným vyhlídkám na nezaměstnanost i odchod z trhu práce. Odchody mimo ekonomickou aktivitu tak na jednu stranu představují významný únikový kanál, pomocí něhož se starší pracovníci vyhnou nezaměstnanosti a nízkým vyhlídkám na znovunalezení zaměstnání. Na druhou

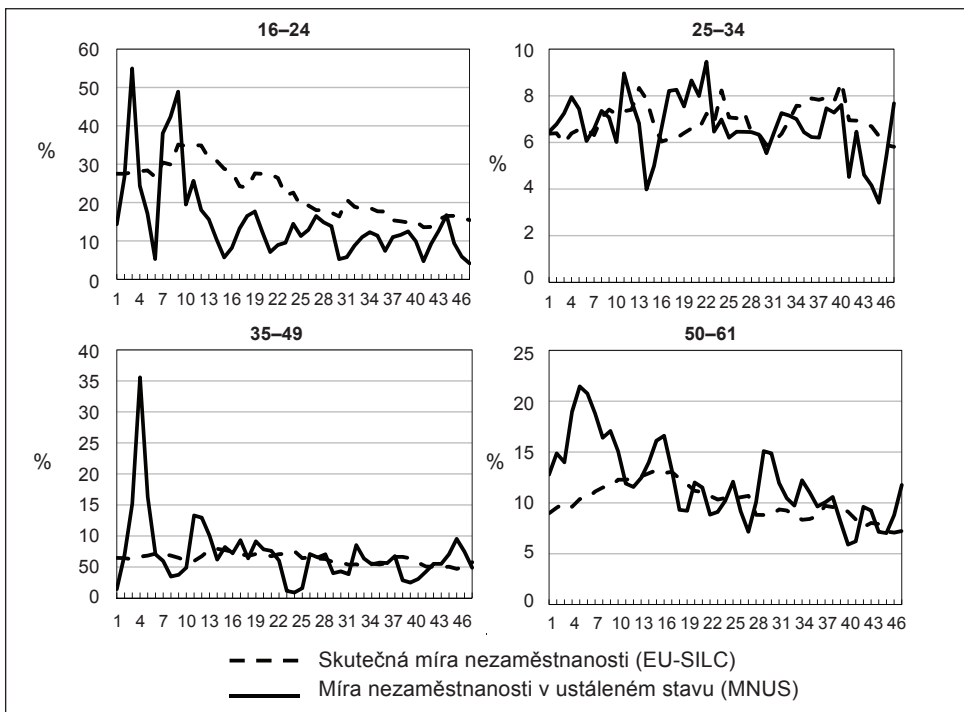
stranu má ale ohrožení nezaměstnaností přibližně stejnou relativní váhu. V žádné zemi proto neplatí, že by odchody mimo ekonomickou aktivitu byly opravdu rozhodujícím či výrazně preferovaným kanálem, pomocí něhož se zaměstnavatelé „sociálně citlivě“ zbavují starších zaměstnanců.

Z obrázku 1 vyplývá, že šance starších nezaměstnaných nalézt znovu zaměstnání je ze všech věkových skupin relativně nejnižší. Poslední graf v pravé polovině obrázku 2 ovšem vyvrací názor, že nezaměstnanost této věkové skupiny funguje výlučně jako „čekárna“ na (řádný nebo předčasný) důchod. Naopak se ukazuje, že tito nezaměstnaní zůstávají i nadále převážně odkázáni na trh práce: Pokud nesetrvávají v nezaměstnanosti, směřují přece jen relativně častěji zpět do zaměstnání (λ^{UE}) než mimo ekonomickou aktivitu (λ^{UJ}).

3.2 Variabilita MNUS podle věkových skupin

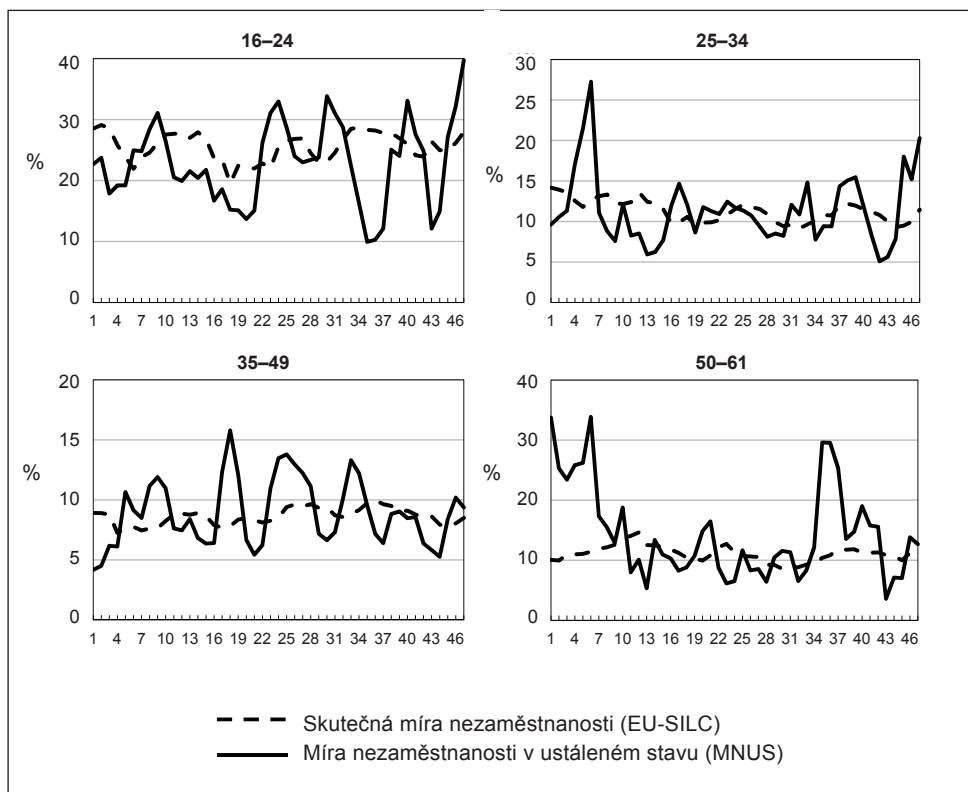
Obrázky 3–5 ukazují pro námi zkoumané období, věkové kategorie a země měsíční vývoj MNUS. Pozorované změny v MNUS mohou mít rozhodující příčinu ve změnách v relativních přítocích do nezaměstnanosti, ve změnách v relativních odtocích z nezaměstnanosti, popř. ve vyrovnaném příspěvku obou těchto vlivů. Odlišit tyto proporce je významné pro pochopení toho, jakými rozhodujícími kanály jsou určovány změny míry nezaměstnanosti v jednotlivých věkových skupinách.

Obrázek 3 | Měsíční míry nezaměstnanosti podle věkových skupin: Česká republika 2009–2012



Zdroj: EU-SILC LT 2013, vlastní výpočty

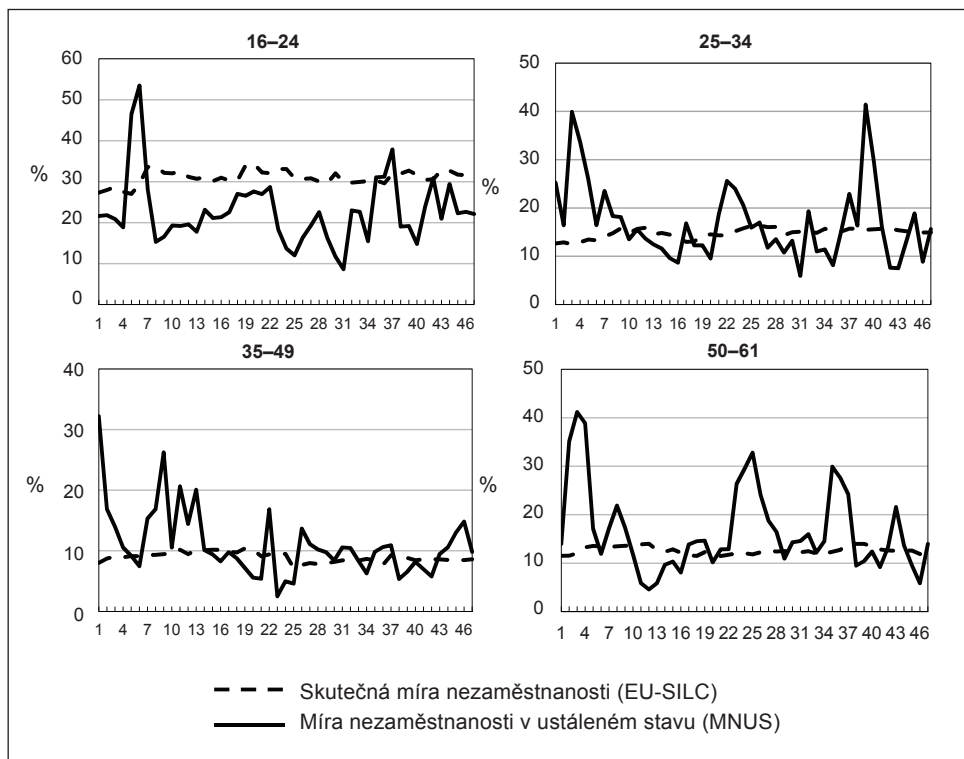
Obrázek 4 | Měsíční míry nezaměstnanosti podle věkových skupin: Polsko 2009–2012



Zdroj: EU-SILC LT 2013, vlastní výpočty

Tabulka 1 shrnuje výsledky. Pouze v České republice platí, že změny v míře nezaměstnanosti (resp. v MNUS) jsou ve *všech* věkových skupinách z rozhodující části způsobeny změnami v intenzitě *odtoků* z nezaměstnanosti, tj. plošně a velmi výrazně platí vztah $\beta_{OUT} > \beta_{IN}$ (rovněž platí $\beta_{UE} > \beta_{EU}$, tedy že vliv změn v intenzitě přímých přechodů z nezaměstnanosti do zaměstnanosti výrazně převažuje nad vlivem změn v intenzitě přímých přechodů ze zaměstnanosti do nezaměstnanosti).

Obrázek 5 | Měsíční míry nezaměstnanosti podle věkových skupin: Slovensko 2009–2012



Zdroj: EU-SILC LT 2013, vlastní výpočty

Neznamená to samozřejmě, že by zaměstnavatelé v České republice nepropouštěli (dokonce s výraznou věkovou diferenciací, viz obrázek 1 v předchozí podkapitole). Přesto však lze argumentovat, že vnitrofiremní trhy práce jsou v České republice relativně „opevněny“ proti vnějšímu světu. Výkyvy v poptávce po práci se sice nevyhnutelně přenášejí do změn ve všech specifických mírách nezaměstnanosti, které jsou ale vždy více taženy změnami v intenzitě najímání nezaměstnaných než přizpůsobováním stávající zaměstnanosti.

Ve zbývajících dvou ekonomikách střední Evropy již vztah $\beta_{OUT} > \beta_{IN}$ (ani $\beta_{UE} > \beta_{EU}$) plošně neplatí. V Polsku se to týká nejmladší věkové skupiny a na Slovensku naopak nejstarších pracovníků, kde se v obou případech MNUS mění především v důsledku změn v intenzitě *přítoků* do nezaměstnanosti. Polsko a Slovensko tak vykazují při analýze variability MNUS určité dodatečné kvalitativní rysy věkové segmentace nad rámec poznatků z první části naší analýzy. Nejmladší, resp. nejstarší, pracovníci jsou v těchto dvou ekonomikách vyloučeni ze všeobecného „opevnění“ vnitrofiremních trhů práce a zaměstnavatelé vůči nim uplatňují spíše změny v intenzitě propouštění než v najímání nových pracovníků.

Celkově však lze (přes výše uvedené dvě výjimky) pro zkoumané ekonomiky konstatovat, že v reakcích na výkyvy poptávky po práci převažuje ze strany zaměstnavatelů spíše měnění se intenzita v najímání nezaměstnaných než výkyvy v intenzitě propouštění pracovníků. Tím se zkoumané ekonomiky liší od Spojeného království, kde podle údajů v tabulce 1 platí ve všech věkových kategoriích opak, tj. hlavním generátorem změn v míře nezaměstnanosti jsou změny v relativních přítocích do nezaměstnanosti.

Tabulka 1 | Dekompozice změn MNUS: 2009–2012 (v procentech)

Země	Věková skupina	β_{IN}	β_{EU}	β_{EIU}	β_{OUT}	β_{UE}	β_{UIE}
CZ	16–24	38,2	30,7	7,5	61,8	58,4	3,5
	25–34	32,4	25,4	7,0	67,6	68,8	–1,2
	35–49	22,1	23,0	–0,9	77,9	77,5	0,4
	50–61	40,0	32,1	7,9	60,0	47,6	12,4
PL	16–24	55,8	54,2	1,6	44,2	45,3	–1,1
	25–34	28,3	29,4	–1,0	71,7	71,3	0,4
	35–49	44,2	41,1	3,1	55,8	54,6	1,3
	50–61	47,2	41,7	5,5	52,8	42,1	10,7
SK	16–24	48,3	50,6	–2,2	51,7	48,9	2,7
	25–34	17,5	11,6	5,9	82,5	73,4	9,1
	35–49	12,5	2,1	10,3	87,5	81,9	5,6
	50–61	70,7	52,2	18,4	29,3	24,8	4,5
UK*	16–24	66	57	8	36	33	3
	25–34	76	71	6	25	25	1
	35–49	60	58	5	41	41	0
	50+	69	61	11	31	26	4

Poznámka: *Výsledky pro Spojené království (UK) podle národní LFS za období 1975–2010. Koeficienty β udávají v procentech příspěvek změn v jednotlivých pravděpodobnostech přechodu mezi stavy na trhu práce (zaměstnaností E , nezaměstnaností U a ekonomickou neaktivitou I) ke změnám v míře nezaměstnanosti v ustáleném stavu (MNUS), přičemž $\beta_{IN} = \beta_{EU} + \beta_{EIU}$ a $\beta_{OUT} = \beta_{UE} + \beta_{UIE}$. Součty v řádcích nemusejí ve všech případech činit 100 % z důvodu zaokrouhlovacích chyb.

Zdroj: EU-SILC LT 2013, vlastní výpočty, Elsby *et al.* (2011) pro UK

Závěr

V této stati jsme si kladli za cíl přinést nové empirické poznatky o stupni věkové segmentace trhů práce ve třech ekonomikách střední Evropy během Velké recese. Naše výsledky zaměřené na průměrné pravděpodobnosti přechodu mezi stavy na trhu práce se v jednotlivých věkových skupinách vesměs kvalitativně shodují s referenční ekonomikou Spojeného království. V souladu s formulovanými výzkumnými otázkami zejména prokazujeme *marginalizované* postavení mladých lidí do 24 let, pokud jde o jejich relativně nejvyšší riziko ztráty zaměstnání s navazujícím přechodem mezi nezaměstnané. Zkoumáme rovněž „propustnost“ trhu práce pro nejmladší jedince, kteří na tento trh nově vstupují. Zjišťujeme, že (přes určitou variabilitu napříč zkoumanými zeměmi) je nezaměstnanost jako prvotní zkušenost mladého člověka relativně závažným společným rysem zkoumaných trhů práce.

U pracovníků ve věku nad 50 let spočívá hlavní problém v relativně *nejnižších* šancích starších nezaměstnaných na nalezení zaměstnání. Dále v této věkové skupině zjišťujeme přibližně vyrovnanou proporcii mezi přechody ze zaměstnanosti do nezaměstnanosti a mezi přechody ze zaměstnanosti do neaktivity. Neplatí tedy, že by odchody mimo ekonomickou aktivitu byly rozhodujícím či jasně preferovaným kanálem, pomocí něhož se zaměstnavatelé „sociálně citlivě“ zbavují starších pracovníků. Prokazujeme také spíše zanedbatelné vyhlídky této věkové kategorie na návrat na trh práce, pokud jej jednou opustí.

Ze zjištěných výsledků ohledně fungování trhu práce v ČR lze usuzovat následující: Pokud jde o nejmladší věkovou skupinu, i pro ČR v plné míře platí, že hlavním problémem je relativně vysoká *nestabilita* její zaměstnanosti, zjevně spojená s určitým nedostatkem plnohodnotných pracovních pozic pro tuto věkovou skupinu jako celek. Z hlediska politik zaměstnanosti proto nestačí spokojit se s relativně vysokou pozorovanou mírou odtoků mladých nezaměstnaných do zaměstnanosti, nýbrž je nezbytné zaměřit se více na kvalitu a udržitelnost pracovních pozic.

Ze srovnávacího hlediska je ale v ČR nejvíce problematická situace pracovníků v předdůchodovém věku. Zatímco relativně nejnižší šance starších nezaměstnaných na nalezení zaměstnání je společným rysem všech zkoumaných ekonomik (včetně referenční ekonomiky), ČR navíc trpí ještě jedním závažným negativním rysem: Jako jediná se kvalitativně vyznačuje *averzí* zaměstnavatelů vůči stávajícím zaměstnancům v této věkové skupině. Jejich relativní ohrožení nezaměstnaností je totiž vyšší než u zaměstnanců středního věku, a dokonce vyšší i v porovnání s kategorií zaměstnanců ve věku 25–34 let. Princip seniority, založený na formální i neformální ochraně starších zaměstnanců před výpověďmi, tedy v ČR na rozdíl od ostatních zkoumaných zemí příliš nefunguje.

Předchozí poznatky jsou založeny na zjištěných průměrných *úrovních* pravděpodobností přechodu mezi stavy na trhu práce. Tyto úrovně však byly uvnitř zkoumaného období předmětem *změn*, které působily na dynamiku míry nezaměstnanosti (aproximované pomocí modelu MNUS). Pro ekonomiky střední Evropy platí, že změny v mírách nezaměstnanosti jsou více ovlivňovány změnami v relativních odtocích z nezaměstnanosti do zaměstnanosti než změnami v přítocích ze zaměstnanosti do nezaměstnanosti. V České republice to platí pro všechny věkové kategorie, zatímco ve zbývajících zemích

nacházíme jen ojedinělé, byť z hlediska věkové segmentace podstatné výjimky. S touto výhradou lze uvést, že reakce zaměstnavatelů na výkyvy v poptávce po práci se projevují více ve změnách v intenzitě najímání nezaměstnaných, než ve změnách v intenzitě propouštění. Vnitrofiremní trhy práce ve střední Evropě jsou tedy přes všechny výkyvy v mírách nezaměstnanosti ještě stále relativně „opevněny“ oproti vnějšímu světu.

Ve Spojeném království použitým pro referenční účely platí pravý opak, tj. změny v míře nezaměstnanosti jsou ve všech věkových skupinách rozhodujícím způsobem ovlivňovány změnami v intenzitě propouštění. Liberální ekonomický model tudíž zjevně způsobuje vyšší citlivost a otevřenost vnitrofiremních trhů práce vůči výkyvům poptávky po práci, než jak je tomu v postkomunistických ekonomikách střední Evropy.

Přílohy

Tabulka 1A | Pravděpodobnosti přechodu mezi stavy na trhu práce: Česká republika

16–24 let	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}	25–34 let	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}
E_t	98,95	0,64	0,41	E_t	99,05	0,46	0,49
U_t	5,77	93,14	1,08	U_t	7,98	91,25	0,77
I_t	0,59	0,59	98,82	I_t	1,99	0,85	97,15
35–49 let	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}	50–61 let	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}
E_t	99,59	0,34	0,08	E_t	98,96	0,52	0,52
U_t	5,30	94,37	0,33	U_t	3,41	94,36	2,22
I_t	1,10	0,41	98,49	I_t	0,15	0,05	99,80

Poznámka: Za období let 2009–2012, měsíční průměry, v procentech.

Zdroj: EU-SILC LT 2013, vlastní výpočty

Tabulka 2A | Pravděpodobnosti přechodu mezi stavy na trhu práce: Polsko

16–24 let	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}	25–34 let	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}
E_t	97,20	1,70	1,11	E_t	98,99	0,69	0,31
U_t	6,15	93,04	0,81	U_t	6,33	93,10	0,57
I_t	1,26	0,77	97,77	I_t	1,68	0,80	97,51
35–49 let	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}	50–61 let	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}
E_t	99,29	0,52	0,19	E_t	98,91	0,52	0,57
U_t	5,23	93,86	0,91	U_t	3,60	95,04	1,36
I_t	1,41	0,40	98,19	I_t	0,37	0,12	99,51

Poznámka: Za období let 2009–2012, měsíční průměry, v procentech.

Zdroj: EU-SILC LT 2013, vlastní výpočty

Tabulka 3A | Pravděpodobnosti přechodu mezi stavy na trhu práce: Slovensko

16–24 let	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}	25–34 let	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}
E_t	98,76	1,07	0,18	E_t	99,21	0,52	0,28
U_t	3,98	95,27	0,75	U_t	3,00	96,40	0,60
I_t	0,45	0,85	98,69	I_t	1,40	0,97	97,63
35–49 let	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}	50–61 let	E_{t+1}	U_{t+1}	I_{t+1}
E_t	99,46	0,42	0,12	E_t	99,13	0,40	0,47
U_t	3,96	95,57	0,46	U_t	1,93	96,72	1,36
I_t	0,88	0,32	98,80	I_t	0,16	0,04	99,80

Poznámka: Za období let 2009–2012, měsíční průměry, v procentech.

Zdroj: EU-SILC LT 2013, vlastní výpočty

Literatura

- Albert, C., Toharia, L., Davia, M. A. (2008). To Find or not to Find a First Significant Job. *Revista de Economía Aplicada*, 16(46), 37–59. Dostupné z: <http://www.revecap.com/revista/ingles/default.html>
- Baranowska-Rataj, A., Magda, I. (2013). *Decomposition of Trends in Youth Unemployment – The Role of Job Accessions and Separations in Countries with Different Employment Protection Regimes*. Institute of Statistics and Demography, Warsaw School of Economics. Working Paper No. 26. Dostupné z: http://kolegia.sgh.waw.pl/pl/KAE/struktura/ISiD/publikacje/Documents/Working_Paper/ISID_WP_26_2013.pdf
- Bell, D., Blanchflower, D. (2011). Young People and the Great Recession. *Oxford Review of Economic Policy*, 27(2), 241–67, <https://doi.org/10.1093/oxrep/grr011>
- Berloffo, G., Matteazzi, E., Șandor, A., Villa, P. (2016). Youth Employment Security and Labour Market Institutions: A Dynamic Perspective. *International Labour Review*, 155(4), 651–678, <https://doi.org/10.1111/ilr.12034>
- Blanchard, O. (1999). *European Unemployment: The Role of Shocks and Institutions*. Roma: Banca d'Italia. ISBN 8871760654.
- Blanchard, O., Galí, J. (2010). Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 1–30, <https://doi.org/10.1257/mac.2.2.1>
- Blanchard, O., Diamond, P., Hall, R. E., Murphy, K. (1990). The Cyclical Behavior of Gross Flows of US Workers. *Brookings Papers on Economic Activity*, 21(2), 85–155, <https://doi.org/10.2307/2534505>
- Dickens, W., Lang, K. (1992). *Labor Market Segmentation Theory: Reconsidering the Evidence*. National Bureau of Economic Research. Cambridge (MA) Working Paper No. 4087, <https://doi.org/10.3386/w4087>. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w4087.pdf>
- Elsby, M., Hobijn, B., Sahin, A. (2013). Unemployment Dynamics in the OECD. *Review of Economics and Statistics*, 95(2), 530–548, https://doi.org/10.1162/REST_a_00277

- Elsby, M., Smith, J., Wadsworth, J. (2011). The Role of Worker Flows in the Dynamics and Distribution of UK Unemployment. *Oxford Review of Economic Policy*, 27(2), 338–363, <https://doi.org/10.1093/oxrep/grr014>
- Eurofound (2012). *Employment Trends and Policies for Older Workers in the Recession*. Luxembourg: Publications Office of the European Union. Dostupné z: <https://www.eurofound.europa.eu/publications/report/2012/labour-market-social-policies/employment-trends-and-policies-for-older-workers-in-the-recession>
- Flek, V. (1999): Employment Structure and Unemployment in the Czech Republic. *Prague Economic Papers*, 8(3), 195–207, <https://doi.org/10.18267/j.pep.46>
- Flek, V., Mysíková, M. (2015). Unemployment Dynamics in Central Europe: A Labour Flow Approach. *Prague Economic Papers*, 24(1), 73–87, <https://doi.org/10.18267/j.pep.501>
- Gottvald, J. (2005). Czech Labour Market Flows 1993–2003. *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*, 55(1–2), 41–53. Dostupné z: <http://ideas.repec.org/a/fau/fauart/v55y2005i1-2p41-53.html>
- ILO (2013). *Global Employment Trends for Youth 2013. A Generation at Risk*. Geneva: International Labour Organization. ISBN 978-92-2-127483-4.
- Kelly, E., McGuinness, S., O'connell, P. J., Haugh, D., Gonzalez Pandiella, A. (2014). Transitions In and Out of Unemployment among Young People in the Irish Recession. *Comparative Economic Studies*, 56(4), 616–634, <https://doi.org/10.1057/ces.2014.23>.
- Maleček, P. (2014). Toky dlouhodobé nezaměstnanosti. *Politická ekonomie*, 4(62), 560–576, <https://doi.org/10.18267/j.polek.969>
- Petrongolo, B., Pissarides, Ch. (2008). The Ins and Outs of European Unemployment. *American Economic Review*, 98(2), 256–262, <https://doi.org/10.1257/aer.98.2.256>
- Shimer, R. (2012). Reassessing the Ins and Outs of Unemployment. *Review of Economic Dynamics*, 15(2), 127–148, <https://doi.org/10.1016/j.red.2012.02.001>
- Schnalzenberger, M., Winter-Ebmer, R. (2009). Layoff Tax and the Employment of the Elderly. *Labour Economics*, 16(6), 618–624, <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.08.008>
- Smith, J. (2011). The Ins and Outs of UK Unemployment. *Economic Journal*, 121(552), 402–444, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02428.x>
- Sorm, V., Terrell, K. (2000). Sectoral Restructuring and Labor Mobility: A Comparative Look at the Czech Republic. *Journal of Comparative Economics*, 28(3), 431–455, <https://doi.org/10.1006/jcec.2000.1664>
- Spence, M. (1973). *Job Market Signaling*. *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374, <https://doi.org/10.2307/1882010>
- Tatsiramos, K. (2010). Job Displacement and the Transitions to Re-employment and Early Retirement for Non-employed Older Workers. *European Economic Review*, 54(4), 517–535, <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2009.10.001>
- Večerník, J. (2001). *Labour Market Flexibility and Employment Security: Czech Republic*. International Labour Organization, Geneva. *Employment Paper No. 27*. Dostupné z: <https://www.yumpu.com/en/document/view/24928496/labour-market-flexibility-and-employment-security-czech-republic>