

TOKY DLOUHODOBÉ NEZAMĚŠTNANOSTI

Petr Maleček, Vysoká škola ekonomická v Praze

1. Úvod

Zjišťování toků na trhu práce je v současné době často používaným nástrojem, kterým lze získat bližší informace o jejich způsobu fungování a struktuře. Obvyklá analýza nezaměstnanosti se od 70. let proměnila ze statického pohledu sledujícího počet nezaměstnaných na dynamiku přítoků a odtoků z nezaměstnanosti. Zatímco před tímto obdobím byla tendence pohlížet na nezaměstnanost jako statický „pool“ nezaměstnaných, na který může mít vliv hospodářský cyklus či strukturální aspekty trhu práce, dynamický pohled zdůrazňuje, že v každém období existují odtoky a přítoky: zaměstnaní ztrácejí práci a zároveň nezaměstnaní práci nacházejí, a to i přes případnou stagnaci absolutních počtů nezaměstnaných. Na toto téma bylo vydáno velké množství studií, přičemž následující pasáže přináší základní přehled vývoje zkoumání této problematiky.

Dynamické aspekty trhu práce byly zevrubně analyzované zejména v podmínkách trhu práce USA, což bylo umožněno snadnou dostupností měsíčních mikrodát výběrového šetření pracovních sil, která zveřejňuje americký Úřad statistiky práce (*Bureau of Labor Statistics*). Klíčová studie Clarka a Summarse (1979) zavedla princip pravděpodobností přechodu mezi jednotlivými skupinami na trhu práce, tj. zaměstnanými, nezaměstnanými a neaktivními. Dále zkoumala i další dynamické aspekty, zejména závislost délky trvání nezaměstnanosti na pohlaví či věku. Trh práce USA byl dále zkoumán ve studii Abowda a Zellnera (1985), která se kromě kvantifikace přechodů mezi jednotlivými skupinami zabývala problematikou vhodného zahrnutí neodpovědí ve výběrovém šetření do používaných modelů.

Kromě samotné kalkulace pravděpodobností zjišťovaly studie i vztah toků k hospodářskému cyklu. Blanchard a Diamond (1990) na příkladu trhu práce USA ukázali, že amplituda fluktuací výstupu ze zaměstnanosti je vyšší než amplituda vstupů do zaměstnanosti. K podobnému závěru došli i Bleakley, Ferris a Fuhrer (1999), avšak novější studie Halla (2005) či Shimera (2007) argumentují, že nezaměstnanost v recesi je naopak spíše důsledkem neschopnosti frikčních nezaměstnaných najít si práci.

Již od počátku analýzy toků na trhu práce se do popředí debaty dostal problém heterogenity respondentů, čili fakt, že každý z nich má různou pravděpodobnost přechodu v rámci jednotlivých stavů na trhu práce, a to z mnoha důvodů: rozdílné doby trvání nezaměstnanosti, věk, pohlaví apod. Tento aspekt potom ztěžuje agregaci respondentů v rámci modelů. Darby, Haltiwanger a Plant (1985) zjistili, že na americkém trhu práce lze vysledovat dvě hlavní skupiny zaměstnaných: často fluktuující a mající dlouhodobá zaměstnání. Klesající pravděpodobnost nalezení práce v období

recese je pak důsledkem především toho, že pracovníci z druhé zmíněné skupiny ztratí své dlouhodobé zaměstnání. Bližší informace k této problematice jsou obsažené ve třetí kapitole této studie.

Novější analýzy se taktéž zabývají vlivem institucionálního nastavení trhů práce na pravděpodobnosti přechodu mezi jednotlivými skupinami. Elsby, Hobijn a Sahin (2011) prokázali, že se trhy práce chovají podle tradičních geografických vzorců: anglosaské a nordické země mají dvakrát větší variabilitu toků v rámci pracovní síly než je tomu v kontinentální Evropě. Gómez-Salvador a kol. (2004) na příkladu třinácti evropských ekonomik demonstrovali, že rigidita trhu práce, vyšší dávky v nezaměstnanosti a centralizované mzdové vyjednávání působí ve směru snižování objemu toků. K podobným závěrům došli i Haltiwanger a kol. (2008) u šestnácti průmyslových ekonomik, na velikost toků má navíc vliv i celková firemní struktura v ekonomice: větší podíl malých firem implikuje větší objem toků na trhu práce. Z českých autorů se tématem toků na trhu práce zabývá např. Kadeřábková (2003, s. 171–175).

Analýzu toků mezi zaměstnaností a nezaměstnaností bez nutnosti použití mikroekonomických dat umožňuje metodologie popsána původně v Shimer (2005a). Pro popis toků využívá tento model agregátní údaje o délce trvání nezaměstnanosti, namísto individuálních dat za reportující osoby. Tato metodika je dále rozvedena v Elsby a kol. (2011), kteří pro zpřesnění výsledných pravděpodobností přechodů mezi jednotlivými stavy využívají více údajů, blíže v Kapitole 3.

Tento článek představuje rozvedení modelu obsaženého v Shimer (2007) a Elsby a kol. (2011) o další stav, a to dlouhodobou nezaměstnanost. Metodologie popsána v této studii potom umožňuje podrobnější dekompozici agregátů na trhu práce a jejich detailnější analýzu. Studie je strukturovaná následovně: metodika modelu se zapojením dlouhodobé nezaměstnanosti je popsána ve druhé kapitole, po rekapitulaci standardně používaných přístupů, ze kterých vychází. Jejich použití předpokládá přijetí technických předpokladů, které jsou rozvedeny v kapitole třetí. V následující sekci je potom tato metodika aplikovaná na vybrané země EU, na příkladu dekompozice míry nezaměstnanosti. Pátá kapitola potom zkoumá vztah pravděpodobností přechodu do a z dlouhodobé nezaměstnanosti na hospodářském cyklu; šestá kapitola obsahuje závěr a shrnutí celé studie.

2. Metodologie

V této části jsou představeny v současné době standardně používané modely pro identifikaci toků na trhu práce, včetně jejich extenze na další stav: dlouhodobou nezaměstnanost.

Model zaměstnanost – nezaměstnanost

Tento přístup, představený např. v Shimer (2007), je základem pro mnohé studie sledující toky na trhu práce. Jeho výhodou je relativní nenáročnost na výpočet a data: kromě základních indikátorů trhu práce je potřeba znát pouze rozdělení nezaměstnanosti

podle délky trvání. Relativní nevýhodou je fakt, že počítá pouze s dvěma možnými stavy, tj. zaměstnaností (*employment* – E) a nezaměstnaností (*unemployment* – U) a nebere tedy v potaz neaktivitu.

Základem identifikace toků mezi těmito dvěma stavy je určit pravděpodobnost, se kterou se zaměstnaní v daném časovém období stanou nezaměstnanými a dále pravděpodobnost, se kterou naopak nezaměstnaní naleznou práci. Výsledné toky lze potom přehledně znázornit například pomocí rovnice (1): změna zaměstnanosti¹ v čase t se rovná pravděpodobnosti přechodu do zaměstnanosti násobenou počtem nezaměstnaných (tento součin představuje nezaměstnané, kteří našli práci), minus pravděpodobnost přechodu do nezaměstnanosti násobenou počtem zaměstnaných (čili zaměstnaní, kteří ztratili práci), vše v minulém období. Obdobná interpretace je i u změny počtu nezaměstnaných v rovnici (2).

$$\Delta E_t = \lambda_{t-1}^{UE} U_{t-1} - \lambda_{t-1}^{EU} E_{t-1} \quad (1)$$

$$\Delta U_t = \lambda_{t-1}^{EU} E_{t-1} - \lambda_{t-1}^{UE} U_{t-1} \quad (2)$$

Je tedy dále potřeba odhadnout dva neznámé parametry λ , přičemž (1) a (2) nelze řešit jako soustavu rovnic: tato soustava by měla nekonečně mnoho řešení. V dalším kroku je tedy potřeba přistoupit k identifikaci toků pomocí doby trvání nezaměstnanosti. Nejjednodušším způsobem je zakomponování identity uvedené níže v (3): zaměstnaní, kteří ztratili práci – tento člen je taktéž obsažený v rovnici (1) – je roven počtu nezaměstnaných s dobou trvání kratší než daný časový interval, v našem případě čtvrtletí, jedná se tedy o nezaměstnanost kratší než tři měsíce. Jeden z důležitých předpokladů takto definovaného modelu je, že v rámci jednoho období účastníci trhu práce nemění svůj stav, kdy by se např. stali nezaměstnanými a opět si do tří měsíců našli práci (Shimer, 2007, s. 6).

$$\lambda_{t-1}^{EU} E_{t-1} = U_t^{<3m} \quad (3)$$

Neznámé koeficienty lze potom jednoduše vyjádřit z rovnic (3) a (1) nebo (2) pomocí algebraických úprav.

$$\lambda_t^{EU} = \frac{U_{t+1}^{<3m}}{E_t} \quad (4)$$

$$\lambda_t^{UE} = \frac{\Delta E_{t+1} + U_{t+1}^{<3m}}{U_t} \quad (5)$$

Pomocí těchto pravděpodobností přechodu je možné zjistit, jaké procento pracovní síly přešlo ze zaměstnanosti do nezaměstnanosti a naopak, přičemž objem těchto

1 V celé této studii jsou počty zaměstnaných či nezaměstnaných vyjádřené v podílu na pracovní síle (součet zaměstnaných a nezaměstnaných). Horní indexy u koeficientů (pravděpodobností přechodu) λ indikují jednotlivé skupiny, čili např. λ^{UE} značí pravděpodobnost přechodu z nezaměstnanosti (U) do zaměstnanosti (E).

toků je jedním z důležitých strukturálních charakteristik daného trhu práce: může mít vztah zejména k míře volnosti při propouštění zaměstnanců či dalším institucionálním faktorům.

Model zaměstnanost – nezaměstnanost – neaktivita

Model toků mezi třemi stavy – zaměstnaností, nezaměstnaností a neaktivitou – je nejstarší ze zkoumaných popisů dynamického chování obyvatelstva na trhu práce. Jeho výhodou je přesnější analýza se zahrnutím dalšího stavu na trhu práce, čímž je možné obsáhnout veškeré toky v rámci populace, avšak za cenu vysokých nároků na mikroekonomická data. Samotná kalkulace pravděpodobností je složitější (i při abstrahování od problematiky kvality dat jako např. existence neodpovědí), na principu rovnic (1) a (2) z modelu dvou stavů, avšak s přihlédnutím k tokům z a do neaktivity. Například, změna míry nezaměstnanosti se zde rovná přelivu zaměstnaných a neaktivních do nezaměstnanosti po odečtení nezaměstnaných, kteří si buď našli práci, nebo přešli do neaktivity, viz např. Smith (2010, s. 15). V tomto nastavení potom existuje šest pravděpodobností přechodu mezi třemi stavy, oproti dvou pravděpodobnostem v předchozím modelu.

Model zaměstnanost – krátkodobá nezaměstnanost – dlouhodobá nezaměstnanost

Pokud jsou k dispozici mikroekonomická data, lze alespoň v teoretické rovině konstruovat nejen model se třemi stavy (zaměstnaní, nezaměstnaní, neaktivní), ale i s dalšími sub-stavy, dokud není výběrová chyba příliš velká a toky příliš volatilní. Příkladem jedné z možných extenzí je model obsahující čtyři stavy s rozdělením zaměstnanosti na částečné a plné úvazky při aplikaci na australský trh práce obsažený v Ponomareva a Sheen (2010).

V této části studie bude představeno rozšíření již popsaného modelu se dvěma stavy, ve kterém bude celková nezaměstnanost rozdělena na krátkodobou a dlouhodobou; tento model je popsán rovnicemi (6) až (15), které jsou založené na principu rovnic modelu se dvěma stavy (1) až (5). Jednou z jeho výhod je, že není závislý na mikroekonomických datech a lze jej tedy aplikovat na všechny země publikující dobu trvání nezaměstnanosti.

V tomto přístupu existují celkem čtyři možné přechody mezi (třemi) stavy, oproti dvěma možnostem v modelu zaměstnanost-nezaměstnanost a šesti v modelu s neaktivitou. Jedná se o přechody ze zaměstnanosti do krátkodobé nezaměstnanosti a naopak, z krátkodobé nezaměstnanosti do dlouhodobé a konečně z dlouhodobé nezaměstnanosti do zaměstnanosti. Jelikož uvažujeme, že v rámci daného období (v našem případě čtvrtletí) není možné změnit stav více než jednou – blíže v následující kapitole, neexistuje pravděpodobnost přechodu z dlouhodobé nezaměstnanosti do krátkodobé. Z logických důvodů dále není možný přechod v rámci jednoho čtvrtletí ze zaměstnanosti do dlouhodobé nezaměstnanosti.

Identifikaci modelu můžeme provést analogicky jako u modelu se dvěma stavy. Změna krátkodobé nezaměstnanosti (*short-term unemployment – S*), vyjádřená rovnicí (6), je rovna zaměstnaným, kteří ztratili práci, po odečtení krátkodobě nezaměstnaných, kteří buď našli práci, nebo se stali dlouhodobými. Jelikož předpokládáme homogenní pracovní sílu se stejnými pravděpodobnostmi přechodu u všech účastníků trhu práce (více v následující kapitole), pravděpodobnosti λ^{SE} a λ^{SL} jsou tedy disjunktní.

Zaměstnané, kteří ztratili práci, můžeme ztotožnit s krátkodobě nezaměstnanými s dobou trvání nezaměstnanosti do tří měsíců, vyjádřeno rovnicí (7), která je analogií rovnice (3). Změnu dlouhodobé nezaměstnanosti v rovnici (8) potom tvoří krátkodobě nezaměstnaní, kteří se stali dlouhodobými, po odečtení dlouhodobě nezaměstnaných, kteří našli práci. První člen tohoto vztahu potom můžeme opět definovat pomocí počtu nezaměstnaných s danou délkou, v našem případě 12–15 měsíců,² viz rovnice (9).

$$\Delta S_t = \lambda_t^{ES} E_{t-1} - (\lambda_t^{SE} + \lambda_t^{SL}) S_{t-1} \quad (6)$$

$$\lambda_t^{ES} E_{t-1} = S_t^{<3m} \quad (7)$$

$$\Delta L_t = \lambda_t^{SL} S_{t-1} - \lambda_t^{LE} L_{t-1} \quad (8)$$

$$\lambda_t^{SL} S_{t-1} = L_t^{12-15m} \quad (9)$$

Řešením této soustavy rovnic dostaneme výsledné čtyři pravděpodobnosti přechodu mezi jednotlivými stavy.

$$\lambda_t^{ES} = \frac{S_{t+1}^{<3m}}{E_t} \quad (10)$$

$$\lambda_t^{SE} = \frac{S_{t+1}^{<3m} - L_{t+1}^{12-15m} - S_{t+1}}{S_t} + 1 \quad (11)$$

$$\lambda_t^{SL} = \frac{L_{t+1}^{12-15m}}{S_t} \quad (12)$$

$$\lambda_t^{LE} = \frac{L_{t+1}^{12-15m} - L_{t+1}}{L_t} + 1 \quad (13)$$

Stavy krátkodobé, resp. dlouhodobé nezaměstnanosti lze poté zapsat následovně (rovnice 14 a 15), přičemž člen $1 - \lambda^{SE} - \lambda^{SL}$ je možné interpretovat jako pravděpodobnost, se kterou krátkodobě nezaměstnaní nezmění stav.

$$S_t = \lambda_{t-1}^{ES} E_{t-1} + (1 - \lambda_{t-1}^{SE} - \lambda_{t-1}^{SL}) S_{t-1} \quad (14)$$

$$L_t = \lambda_{t-1}^{SL} S_{t-1} + (1 - \lambda_{t-1}^{LE}) L_{t-1} \quad (15)$$

2 Čili ti, kteří jsou nezaměstnaní 13., 14. a 15. měsíc.

Po identifikaci všech parametrů dává tento model možnost bližšího vhledu do struktury zaměstnanosti a nezaměstnanosti a poskytuje možnosti několika různých dekompozic, které jsou obsažené v Příloze 1. Jedna z jeho možných aplikací je provedena v kapitole 4.

3. Předpoklady a limitace modelů

Jak již bylo nastíněno, modely představené v předchozí kapitole jsou založené na řadě předpokladů, z nichž dále vyplývají i jisté limitace, které je třeba mít při jejich aplikaci na zřeteli.

Hlavním omezením modelu se dvěma stavy je fakt, že abstrahuje od toků mimo pracovní sílu, tedy do a z neaktivity. Přesněji řečeno, toky v rámci pracovní síly, které popisuje, jsou v případě tohoto modelu fakticky součtem skutečných toků v rámci pracovní síly a mimo ni. Kupříkladu toky do nezaměstnanosti jsou jednak dány ztrátou práce, dále však mohou být i v důsledku toho, že si neaktivní obyvatelé začnou (neúspěšně) práci hledat (Elsby a kol., 2008, s. 2).

Limitace jsou obdobné i v případě extenze tohoto modelu s vyžitím dlouhodobé nezaměstnanosti: toky z a do neaktivity mohou snižovat přesnost odhadů těch parametrů, kde se objevuje člen $S^{<3m}$, čili nezaměstnaní s dobou kratší než tři měsíce: z těchto agregátních dat nelze zjistit, zda jejich předchozí stav byla zaměstnanost či neaktivita. Z tohoto důvodu jsou tedy touto limitací zatíženy toky ze zaměstnanosti do krátkodobé nezaměstnanosti a naopak (čili koeficienty λ^{ES} a λ^{SE}). Tímto nedostatkem ale nejsou zatížené toky do a z dlouhodobé nezaměstnanosti, neboť tyto pravděpodobnosti přesunu odvozujeme na základě počtu nezaměstnaných s dobou trvání 12–15 měsíců (L^{12-15m}), přičemž tito nezaměstnaní z jejich definice v předchozím období neaktivní být nemohli.

Objemy toků z neaktivity mohou být nezanedbatelné, např. Petrongolo a Pissarides (2008, s. 8) uvádějí, že přesun z neaktivity do nezaměstnanosti a zpět tvořil 13,3 %, resp. 15,1 % celkových toků ve Spojeném království v letech 1993–2003 (studie v této dekompozici bere v úvahu pouze toky do a z nezaměstnanosti). Zároveň se tyto toky mohou v čase značně měnit, ve stejné studii (s. 11) se dá na příkladu Španělska pozorovat pokles procentního podílu toků z neaktivity do nezaměstnanosti z 21,8 % v období 1990–1994 na 9,2 % v 1994–2006. K podobným závěrům na britských údajích dochází např. i Smith (2010, s. 18), podle jejíž výsledků se udávají přechody ze zaměstnanosti do nezaměstnanosti z cca 40 % přes neaktivitu, a naopak přechody do nezaměstnanosti do zaměstnanosti přes neaktivitu tvoří cca 29 %. V případě trhu práce USA Shimer (2007, s. 28) uvádí, že zejména toky z nezaměstnanosti do neaktivity mohou být významné, přičemž tvořily 20 % v rámci pracovní síly v letech 1987–2007.

Další důležitou vlastností zde představených modelů je, že považujeme všechny pracovníky za identické, se stejnými pravděpodobnostmi přechodu mezi jednotlivými statuty (Shimer, 2007, s. 1). Toto se zdá být silným předpokladem, jelikož se dá kupříkladu uvažovat, že čím je doba trvání nezaměstnanosti delší, tím nižší je pravděpodobnost těchto nezaměstnaných nalézt si práci. Obdobně lze předpokládat, že pravděpo-

dobnosti přechodu se budou lišit s ohledem na důvody nezaměstnanosti: dobrovolná či nedobrovolná, absolventi škol aj.

Empirická zkoumání se však různí v závěrech o platnosti či důležitosti tohoto předpokladu pro modely toků na trhu práce. Shimer (2007, s. 17) uvádí, že v případě amerického trhu práce tyto efekty nejsou výrazné, a to při analýze vlivu věkové struktury, pohlaví, rasy, důvodů nezaměstnanosti, místa pobytu či dosaženého vzdělání. Naopak Bachmann (s. 8) prokázal, že tyto charakteristiky mají vliv na objem toků na německém trhu práce.

Dalším ze zásadních předpokladů vyplývajících z datových omezení je, že osoby nemění stav v rámci jednotlivých časových období, čili v našem případě v rámci jednoho čtvrtletí. Na základě použitých dat délky nezaměstnanosti dále není možné přímo zjistit přechody z jednoho zaměstnání do druhého, bez „zprostředkujících“ stavů, např. nezaměstnanosti; problematikou odhadu přímého přechodu ze zaměstnanosti do zaměstnanosti se zabývá např. Blanchard a Portugal (2001) či Shimer (2005b). Z tohoto důvodu je tedy v této i dalších obdobných studiích objem toků v rámci pracovní síly podhodnocený.

Závěrem je nutné připomenout, že výběrová šetření pracovních sil jsou z principu jejich konstrukce zatížena různými typy chyb: ať už výběrovou chybou – je sledován jen zlomek populace, nikoliv celá, či různými druhy nevýběrových chyb – chyby v měření, zpracování informací, existence neúplných odpovědí aj. Relativně dobře je kvantifikovatelná výběrová chyba, která může být podle propočtů Eurostatu pro některé země poměrně vysoká, zejména pro menší ekonomiky. V pravidelné zprávě o kvalitě výběrového šetření v EU Eurostat (2013, s. 14) odhadl 95% interval spolehlivosti pro míru nezaměstnanosti ve 2. čtvrtletí 2011 ve výši $13,3 \pm 1,6\%$ pro Estonsko. Velké ekonomiky s relativně vysokým počtem respondentů mají naopak intervaly spolehlivosti užší, za všechny pak Německo s $5,9 \pm 0,2\%$. Čím je potom určitá skupina v rámci výběrového šetření pracovních sil menší, tím větší chybovostí je zatížena. Počty osob s danou dobou trvání nezaměstnanosti jsou v agregátní podobě určeny na základě relativně malého počtu respondentů výběrového šetření pracovních sil a odhady tedy mohou být z výše uvedených důvodů poněkud zkreslené. Pro zpřesnění odhadů pravděpodobností přechodu mezi jednotlivými stavy Elsby a kol. (2011) vyvinuli metodiku, která využívá větší počet úseků trvání nezaměstnanosti.

4. Aplikace metodiky na vybrané státy EU

Jedna z možných analýz, kterou umožňuje model s dlouhodobou nezaměstnaností, je rozklad míry nezaměstnanosti a její meziroční změny na čtyři, resp. tři komponenty. Seznam všech možných dekompozic, které tento model umožňuje, je uveden v Příloze 1.

Graf 1 představuje kalkulace pro Českou republiku.³ Z celkového pohledu jsou patrné dvě fáze vývoje trhu práce, předělené hospodářskou krizí roku 2009, podobně

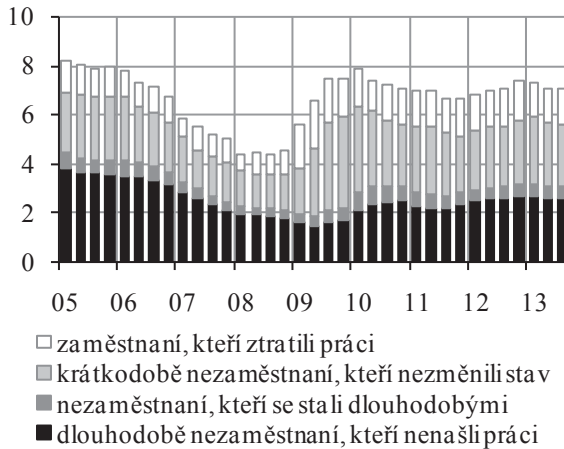
3 Všechna primární data v této studii jsou převzata z Eurostatu a sezónně očištěna pomocí Tramo/Seats. Metodologie pomocného výpočtu pro počet nezaměstnaných v rozmezí 12–15 měsíců je popsána v Příloze 2.

jako u většiny dalších států EU. V předkrizovém období můžeme vysledovat, že pokles míry nezaměstnanosti byl způsoben zejména snižujícími se přílivy do nezaměstnanosti (bílé sloupce u obou grafů), které byly doplněny i relativně vysokými odtoky z dlouhodobé nezaměstnanosti, při porovnání s obdobím následujícím. Krize roku 2009 se pak projevila v podobě výrazně zvýšené ztrátovosti práce. Pokrizový pokles nezaměstnanosti v období 2010–2011 byl potom umožněn tím, že se krátkodobě nezaměstnaným ve větší míře dařilo nacházet práci, následný vzestup od roku 2012 v souvislosti s vleklou hospodářskou recesí se projevil ve snížených odtocích z krátkodobé i dlouhodobé nezaměstnanosti. Z celkového pohledu je také patrné, že fluktuace v rámci pracovní síly jsou po roce 2010 zřetelně vyšší než tomu bylo v předkrizovém období.

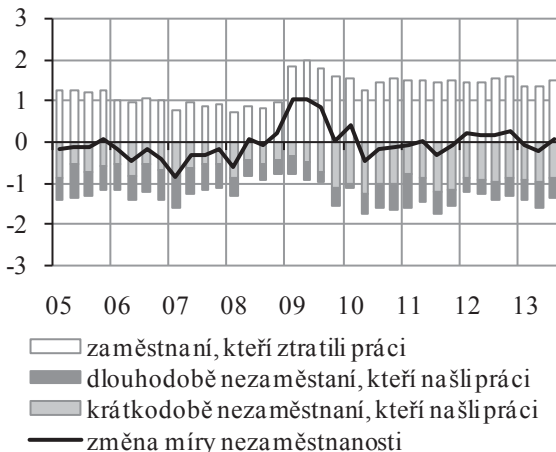
Graf 1

Dekompozice pro Českou republiku (skupina 15–64 let, % pracovní síly)

Míra nezaměstnanosti



Změna míry nezaměstnanosti (q-o-q, p.b.)

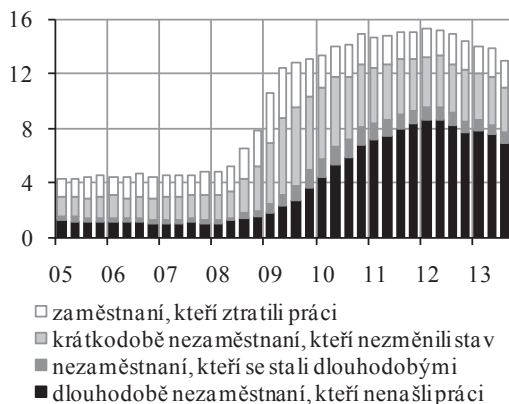


Zajímavým příkladem pro tuto analýzu je Irsko, které prošlo dramatickým vývojem trhu práce po hluboké hospodářské a finanční krizi; následně zlepšování hospodářských podmínek, bylo poté reflektováno poklesem míry nezaměstnanosti. Graf 2 demonstruje, že do roku 2008 zůstávala míra nezaměstnanosti i dlouhodobé nezaměstnanosti víceméně stabilní, stejně tak jako toky v rámci pracovní síly. Podobně jako u ostatních zemí se (první) hospodářská krize nejprve promítla do zvýšené ztrátovosti práce, která však v případě Irska výrazně přesáhla 3 % pracovní síly, oproti cca 1,5 % v předkrizovém období. Po roce 2010 se situace na trhu práce začala stabilizovat díky nižším přítokům do nezaměstnanosti v kombinaci s vyššími odtoky z dlouhodobé nezaměstnanosti. Je však připomenout, že toto je taktéž důsledkem celkově vysokého počtu dlouhodobě nezaměstnaných, přičemž pravděpodobnost přechodu z dlouhodobé nezaměstnanosti do zaměstnanosti je nižší než v předkrizovém období. Podobně jako v případě českého trhu práce jsou fluktuace po roce 2010 výrazně vyšší než v období minulém.

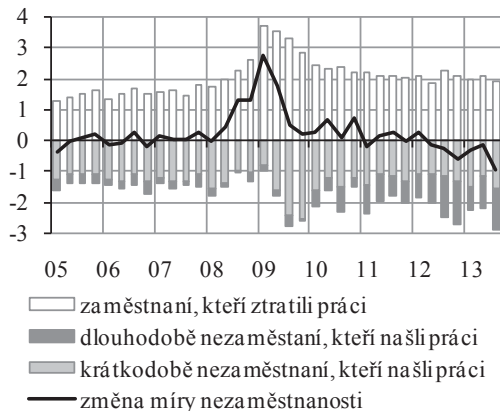
Graf 2

Dekompozice pro Irsko (skupina 15–64 let, v % pracovní síly)

Míra nezaměstnanosti



Změna míry nezaměstnanosti (q-o-q, p.b.)

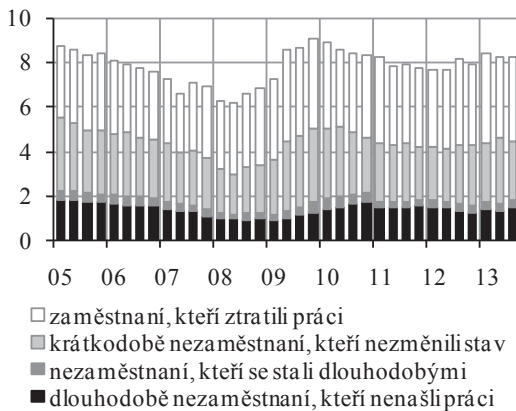


Mezi jednotlivými státy mohou dále existovat značné rozdíly v rámci struktury nezaměstnanosti, které nejsou při pohledu na samotné agregátní údaje patrné. Jak již bylo řečeno v úvodu této studie, Elsby, Hobijn a Sahin (2011) zjistili, že existují geografické rozdíly ve struktuře pracovní síly, přičemž severské státy vykazují v porovnání s ostatními vyšší objem toků. Tento fakt ilustruje graf 3 porovnávající do jisté míry limitní případy struktury v rámci zemí EU, tj. nezaměstnanost ve Finsku a na Slovensku. Prvním zřetelným rozdílem je výrazně nižší podíl finských dlouhodobě nezaměstnaných. Co se týče přítoků do a z krátkodobé nezaměstnanosti, u Finska dosahují stabilně až dvou procent pracovní síly. Naopak Slovensko vykazuje relativně malé přítoky, a to přes značně vyšší celkovou míru nezaměstnanosti, v pokrizovém období cca 1,1 % pracovní síly. V případě Slovenska můžeme dále konstatovat, že již dlouhodobě přetrvávající vysoká míra nezaměstnanosti je dána nedostatečnými odtoky z dlouhodobé nezaměstnanosti, přičemž přítoky se naopak po roce 2010 zvýšily.

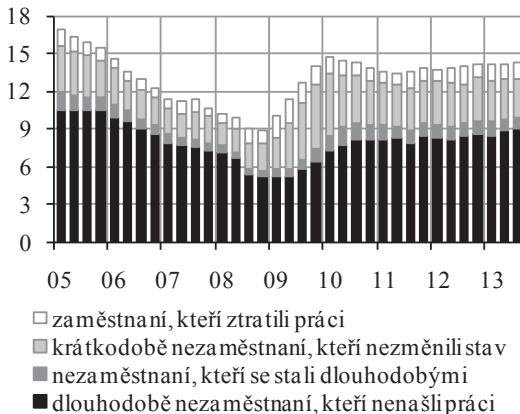
Graf 3

Srovnání struktury míry nezaměstnanosti ve Finsku a na Slovensku

Finsko, míra nezam. (15-64, v % prac.síly)



Slovensko, míra nezam. (15-64, % prac. síly)



5. Vztah pravděpodobnosti přechodu do a z dlouhodobé nezaměstnanosti k hospodářskému cyklu

Zkoumáním vlivu hospodářského cyklu na agregáty trhu práce se z historického pohledu zabývala řada studií, počínaje formulováním Okunova zákona na počátku 60. let. Existuje taktéž řada analýz sledující závislost dopadu hospodářského cyklu na toky na trhu práce, ať už z hlediska objemů či pravděpodobností přechodu. Z novějších připomeňme studii Hyatta a McEntarfer (2012), zabývající se přímými přechody ze zaměstnání do zaměstnání, Krusella a kol. (2012) či Fujity a Nakajimy (2013). Jedním ze závěrů posledních dvou jmenovaných studií je, že pravděpodobnost přechodu do nezaměstnanosti je negativně korelovaná s hospodářským výkonem, zatímco pravděpodobnost přechodu do zaměstnanosti je korelovaná pozitivně. Tyto studie používají pro kalkulace měsíční data upravená na čtvrtletní pomocí HP filtru a závislosti na reálném produktu hledají prostřednictvím korelačních koeficientů. Přestože korelační analýza může pomoci identifikovat pro- či proticykličnost daných ukazatelů, v této studii bude použita metoda lineární regrese, jejíž výhodou je, že můžeme testovat i statistickou významnost výsledných parametrů.

V této kapitole budeme zjišťovat závislost meziroční difference pravděpodobnosti přechodu do dlouhodobé nezaměstnanosti, resp. pravděpodobnosti nalezení práce dlouhodobými nezaměstnanými na zpožděném meziročním růstu reálného HDP. Bližší nastavení modelu, tj. délka časového zpoždění a zahrnutí či nezahrnutí konstanty je vybráno na základě nejnižší hodnoty Akaikova informačního kritéria. V rámci zachování jednoduchosti a snadné interpretace výsledků je použit pouze jeden zpožděný člen, který již umožní identifikovat závislost pravděpodobností na hospodářském cyklu.⁴

Tabulka 1 představuje výsledky provedené analýzy na příkladu devatenácti zemí EU, u kterých jsou k dispozici primární data nutná pro výpočet pravděpodobností přechodu. Výpočet pro „EU“ jako celek byl proveden na základě panelové regrese sestávající ze všech zkoumaných zemí.⁵ Pro výpočet byla zvolena metoda společné konstanty, jelikož použití alternativních metod fixních, resp. náhodných efektů nemá na výsledné koeficienty významný vliv. Toto je podpořeno i výsledkem testu redundance fixních efektů dle Baltagi (2005, s. 34), blíže v Příloze 3. Panelová regrese se potom řídí rovnicemi (16) a (17); změny dané zkoumané pravděpodobnosti i -té země závisí na konstantě a , růstu HDP se zpožděním o n čtvrtletí, s přidáním autoregresního členu popsaného rovnicí (17).

$$\Delta P(A)_{i,t} = \alpha + \Delta HDP'_{i,t-n} \beta + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

$$\varepsilon_{i,t} = \rho \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t} \quad (17)$$

4 Podle rozšířeného Dickey-Fullerova testu jsou difference zkoumaných pravděpodobností u všech zemí stacionární na 5% hladině významnosti, stejně tak v případě celého panelu. V některých případech se vyskytla autokorelace náhodné složky, eliminovaná přidáním autoregresního členu, v tabulce 1 označeno jako AR(1).

5 Pro regrese jednotlivých zemí byla využita data od Q1/1999 (popř. od pozdějšího data z důvodu neexistence údajů), do Q3/2013. Panelové regrese byly z důvodů limitace datových zdrojů některých zemí odhadnuty s využitím dat Q1/2005-Q3/2013, obsahují 551 pozorování.

Tabulka 1

Závislost diferencí pravděpodobností přechodu vztahujících se k dlouhodobé nezaměstnanosti na hospodářském cyklu

	Δpravděpodobnosti přechodu do dl. nez.					Δpravděpodobnosti nalezení práce dl. nez.				
	konst.	ΔHDP	L	AR(1)	upr. R ²	konst.	ΔHDP	L	AR(1)	upr. R ²
AT		-0,2444** (0,1001)	3	0,6263*** (0,1261)	0,4156		0,2128 (0,5197)	0	-0,3450** (0,1431)	0,1100
BE		-0,0958 (0,0929)	2		0,0175	-1,5659 (1,0447)	0,8895* (0,4658)	0	-0,4519*** (0,1257)	0,1976
BG	0,8608 (0,5548)	-0,2817*** (0,1037)	1	0,2718* (0,1427)	0,2403		0,3486** (0,1372)	0		0,1085
CZ	0,9088* (0,5349)	-0,3735*** (0,1139)	3	0,5097*** (0,1230)	0,4517		0,3603 (0,2576)	2	0,2931** (0,1333)	0,1035
DE		-0,2210*** (0,0569)	3	0,5000*** (0,1624)	0,5704		0,2839** (0,1264)	0	-0,4536** (0,1640)	0,2537
EL	0,6968** (0,2894)	-0,2512*** (0,0610)	3		0,2313		0,2525* (0,1408)	2	0,3287*** (0,1238)	0,1894
ES	1,0235*** (0,4571)	-0,4342*** (0,1070)	1	0,7381*** (0,1011)	0,7706		-0,1875 (0,3851)	2	0,3178** (0,1325)	0,0833
FI	0,3259* (0,1866)	-0,2382*** (0,0404)	2	0,3751*** (0,1322)	0,6006		0,4128* (0,2077)	0		0,0691
FR		-0,2619*** (0,1112)	3	0,5589*** (0,1477)	0,3987		0,8691*** (0,3000)	0		0,1779
HU		-0,2456** (0,1166)	3	0,6163*** (0,1111)	0,4388		0,1047 (0,1733)	2		0,0023
IE		-0,1428** (0,0680)	3	0,7866*** (0,0870)	0,6243		-0,1167 (0,1484)	2		0,0028
IT	0,9173*** (0,3150)	-0,3037** (0,1175)	3	0,3271** (0,1342)	0,2428		0,3687 (0,4129)	0	0,4109*** (0,1294)	0,1776
NL		-0,2450* (0,1321)	3	0,6128*** (0,1311)	0,5155		0,5970* (0,3119)	1	-0,3077* (0,1542)	0,1124
PL		-0,3076** (0,1392)	1	0,8056*** (0,0857)	0,7061	-3,6124** (1,7342)	0,9892** (0,4086)	0		0,0902
PT		-0,4958** (0,1912)	3	0,6632*** (0,1043)	0,4974		0,5031 (0,3824)	0		0,0266
RO		-0,0754 (0,0900)	1	0,3759*** (0,1295)	0,1486		0,2385 (0,2421)	3		0,0179
SI		-0,1206 (0,1786)	3	0,5372*** 0,0965	0,3732		0,5905* (0,3264)	2		0,0492
SK		-0,3095** (0,1517)	3	0,6572*** (0,1041)	0,4855	-3,8831** (1,7041)	0,7832*** (0,2621)	1	0,4373*** (0,1268)	0,2950
UK	0,5550** (0,2477)	-0,1960*** (0,0483)	1	0,6755*** (0,1117)	0,6651		-0,1952 (0,2080)	2	0,2986** (0,1350)	0,0884
EU	0,4546*** (0,1644)	-0,2920*** (0,0315)	3	0,5582*** (0,0343)	0,5270	-0,5743* (0,3010)	0,2467*** (0,0750)	1	-0,0812* (0,0428)	0,0182

Pozn.: *) značí, že je parametr statisticky významný na 10% hladině pravděpodobnosti, (***) na 5% hladině a (***) na 1% hladině. Střední chyby parametrů jsou uvedeny v závorkách.

Při celkovém pohledu na tabulku 1 můžeme zjistit, že parametry mají u naprosté většiny zemí očekávaná znaménka, tj. že změna pravděpodobnosti přechodu do dlouhodobé nezaměstnanosti závisí negativně na růstu reálného HDP a změna pravděpodobnosti nalezení práce dlouhodobými nezaměstnanými je na růstu HDP závislá pozitivně. Parametry jsou navíc z velké části statisticky významné, což platí zejména pro pravděpodobnost přechodu do dlouhodobé nezaměstnanosti. V tomto případě je relativně vysoký i upravený koeficient determinace: 0,53 pro všechny země na základě panelové regrese. Model pravděpodobnosti nalezení práce dlouhodobými nezaměstnanými má sice nízké hodnoty R^2 , avšak její procykličnost je stále statisticky významná na 1% hladině významnosti u panelové regrese. Na závěr připomeňme, že podobně jako při zkoumání dalších závislostí na trhu práce reagují pravděpodobnosti na hospodářský cyklus s typickým určitým časovým zpožděním, v tabulce označené jako L, značící počet čtvrtletí.

6. Závěr

Analýza toků pracovní síly je jedním z důležitých nástrojů pro sledování mechanismů fungování trhů práce a taktéž popisu vlivu institucionálního uspořádání trhů práce či hospodářských charakteristik dané země. Tradiční přístup sleduje toky v rámci tří možných stavů, tj. zaměstnanosti, nezaměstnanosti a neaktivity, jeho nevýhodou je však datová náročnost v podobě potřeby mikroekonomických dat. V současnosti se proto hojně používá model, který sleduje toky mezi zaměstnaností a nezaměstnaností. Jeho hlavní výhodou je nízká náročnost na data a výpočty, avšak neumožňuje analýzu sektoru neaktivních.

V této studii byla představena extenze toho modelu s dodatečným stavem – dlouhodobou nezaměstnaností. Jednou z výhod tohoto přístupu je rovněž nízká náročnost na data, avšak z důvodu nepoužívání mikrodat opět není možné sledovat toky do a z neaktivity, stejně jako u tradiční metodiky dvou stavů. Tento model však umožňuje řadu dekompozic, které mohou pomoci identifikovat řadu skrytých aspektů trhů práce, oproti tradičním přístupům se jedná zejména o možnost kvantifikace toků do dlouhodobé nezaměstnanosti a kvantifikaci nalézání práce dlouhodobými nezaměstnanými. V dalších krocích mohou závěry této analýzy pomoci při identifikaci vývoje strukturální nezaměstnanosti. V neposlední řadě lze potom zjistit, jakým způsobem se dlouhodobě nezaměstnaní podílí na celkovém objemu toků v rámci pracovní síly.

Na příkladu České republiky bylo demonstrováno, že v období po krizi roku 2009 se objem toků značně zvýšil a nárůst míry nezaměstnanosti v roce 2012 lze přičíst také nedostatečným odtokům z dlouhodobé nezaměstnanosti. V případě Irska, jakožto příkladu země s dramatickým vývojem na trhu práce, naopak v roce 2012 zvýšené odtoky z dlouhodobé nezaměstnanosti přispívají k poklesu míry nezaměstnanosti.

Pomocí regresního modelu bylo prokázáno, že pravděpodobnosti přechodu do a z dlouhodobé nezaměstnanosti mají statisticky významný vztah k hospodářskému cyklu v mnoha zemích a taktéž v EU jako celku, přičemž v tomto případě byla využita metoda panelové regrese. Meziroční změna pravděpodobnosti vstupu

do dlouhodobé nezaměstnanosti závisí negativně na meziročním růstu reálného HDP, naopak meziroční změna pravděpodobnosti výstupu z dlouhodobé nezaměstnanosti závisí na růstu HDP pozitivně.

Příloha 1

Ekonomická interpretace složek pracovní síly a seznam možných dekompozic

	Složka	kvantifikace
A	zaměstnaní, kteří si udrželi práci	$(1 - \lambda_{t-1}^{ES})E_{t-1}$
B	zaměstnaní, kteří ztratili práci	$\lambda_{t-1}^{ES}E_{t-1}$
C	krátkodobě nezaměstnaní, kteří získali práci	$\lambda_{t-1}^{SE}S_{t-1}$
D	krátkodobě nezaměstnaní, kteří nezměnili stav	$(1 - \lambda_{t-1}^{SE} - \lambda_{t-1}^{SL})S_{t-1}$
E	krátkodobě nezaměstnaní, kteří se stali dlouhodobými	$\lambda_{t-1}^{SL}S_{t-1}$
F	dlouhodobě nezaměstnaní, kteří získali práci	$\lambda_{t-1}^{LE}L_{t-1}$
G	dlouhodobě nezaměstnaní, kteří nenašli práci	$(1 - \lambda_{t-1}^{LE})L_{t-1}$
B + D =	míra krátkodobé nezaměstnanosti	
E + G =	míra dlouhodobé nezaměstnanosti	
B + D + E + G =	míra nezaměstnanosti	
A + C + F =	podíl zaměstnaných na pracovní síle	
A + ... + G = 1 =	pracovní síla	
B - C - E =	změna míry krátkodobé nezaměstnanosti	
E - F =	změna míry dlouhodobé nezaměstnanosti	
C + F - B =	změna podílu zaměstnaných na pracovní síle	
B - C - F =	změna míry nezaměstnanosti	

Příloha 2

Odhad pravděpodobností přelivu do dlouhodobé nezaměstnanosti pomocí veřejně přístupných dat z Eurostatu

Pro výpočet pravděpodobnosti přelivu do dlouhodobé nezaměstnanosti je potřeba znát počet nezaměstnaných s trváním nezaměstnanosti v rozmezí 12–15 měsíců. Eurostat však publikuje pouze intervaly 6–12, 12–18 a 18–24 měsíců. Nejjednodušším řešením je rozdělit interval 12–18 měsíců na 12–15 a 15–18 měsíců pomocí kvadratické interpolace.

Parametry y níže značí podíly počtu nezaměstnaných s danou délkou nezaměstnanosti na pracovní síle a x jednotlivá období (tedy středy intervalů), v našem případě 9, 15 a 21. Je potřeba řešit následující soustavu rovnic:

$$a + bx_1 + cx_1^2 = y_1$$

$$a + bx_2 + cx_2^2 = y_2, \text{ která má řešení}$$

$$a + bx_3 + cx_3^2 = y_3$$

$$a = y_1 - bx_1 - cx_1^2, b = \frac{y_2 - y_1 - c(x_2^2 - x_1^2)}{x_2 - x_1},$$

$$c = \frac{(x_2 - x_1)(y_3 - y_1) + (x_1 - x_3)(y_2 - y_1)}{(x_1 - x_3)(x_2^2 - x_1^2) + (x_2 - x_1)(x_3^2 - x_1^2)}.$$

Když nyní známe parametry interpolace a , b a c , můžeme je dosadit do rovnice ve tvaru $a + bx + cx^2 = y$ a za parametry x poté dosadíme 13,5, resp. 16,5, abychom dostali podíly na pracovní síle obyvatel s délkou trávni nezaměstnanosti 12–15 měsíců, resp. 15–18 měsíců. Výsledné podíly y jsou ještě dále nutné vydělit dvěma, jelikož interpolujeme poloviční časový úsek než původní.

Příloha 3:

Parametry a testy panelových regresí

Tabulka 2

Parametry panelových regresí

Δpravděpodobnosti přechodu do dlouhodobé nezaměstnanosti (1)				
proměnná	koeficient	stř. chyba	t-stat.	p-hodnota
konstanta	0,4546	0,1644	2,7656	0,0059
ΔHDP _i (t-3)	-0,2920	0,0315	-9,2603	0,0000
AR(1)	0,5582	0,0343	16,2658	0,0000

Δpravděpodobnosti nalezení práce dlouhodobými nezaměstnanými (2)				
proměnná	koeficient	stř. chyba	t-stat.	p-hodnota
konstanta	-0,5743	0,3010	-1,9076	0,0570
ΔHDP _i (t-1)	0,2467	0,0750	3,2895	0,0011
AR(1)	-0,0812	0,0428	-1,8963	0,0584

Testy panelových dat a regresí

ADF test jednotkového kořene (panelová data) <i>nulová hypotéza</i> : existence jednotkového kořene		
záv. proměnná	χ^2 -stat.	p-hodnota
(1)	204,745	0,0000
(2)	443,453	0,0000
Test fixních efektů <i>nulová hypotéza</i> : redundance fixních efektů		
regrese	F-stat.	p-hodnota
(1)	0,3600	0,9935
(2)	0,1946	0,9999
Durbin-Watsonova statistika		
regrese		
(1)		1,9530
(2)		1,9911

Literatura

- BOWD, J. M.; ZELLNER, A. 1985. Estimating Gross Labor-Force Flows. *Journal of Business & Economic Statistics*. 1985, Vol. 3, No. 3, pp. 254–283.
- BALTAGI, B. H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd ed. Chichester, West Sussex: John Wiley & Sons. ISBN 0-470-01456-3.
- BACHMANN, R. 2005. Labour Market Dynamics in Germany: Hirings, Separations, and Job-to-Job Transitions over the Business Cycle [Discussion Paper No. SFB649]. Berlin, Humboldt University, 2005.
- BLANCHARD, O. J.; DIAMOND, P. 1990. The Cyclical Behavior of the Gross Flows of US Workers. *Brookings Papers on Economic Activity*. 1990, Vol. 2, pp. 85–143.
- BLANCHARD, O. J.; PORTUGAL, P. 2001. What Hides behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U.S. Labor Markets. *The American Economic Review*. 2001, Vol. 91, No. 1, pp. 187–207.
- BLEAKLEY, H.; FERRIS, A. E.; FUHRER, J. C. 1999. New Data on Worker Flows during Business Cycles. *New England Economic Review*. July 1999, pp. 49–76.
- CLARK, K. B.; SUMMERS, L. H. 1979. Labor Market Dynamics and Unemployment: a Reconsideration. *Brookings Papers on Economic Activity*. 1979, Vol. 1, pp. 13–72.
- DARBY, M. R.; HALTIWANGER, J. C.; PLANT, M. W. 1985. Unemployment-Rate Dynamics and Persistent Unemployment under Rational Expectations. *American Economic Review*. 1985, Vol. 75, No. 4, pp. 614–637.
- ELSBY, M. W. L.; HOBIJN, B.; SAHIN, A. 2011. Unemployment Dynamics in the OECD [Discussion Paper No. 11-159/3]. Tinbergen Institute, 2011.
- EUROSTAT. 2013. Quality Report of the European Union Labour Force Survey 2011. Luxembourg, Publications Office of the European Union, 2013.
- FUJITA, S.; NAKAJIMA, M. 2013. Worker Flows and Job Flows: a Quantitative Investigation [Working Paper No. 13-09]. Philadelphia, Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2013.
- GÓMEZ-SALVADOR, R.; MESSINA, J.; VALLANTI, G. 2004. Gross Job Flows and Institutions in Europe. *Labour Economics*. 2004, Vol. 11, No. 4, pp. 469–485.

- HALL, R. E. 2005. *Job Loss, Job Finding, and Unemployment in the U.S. Economy over the Past Fifty Years* [NBER Macroeconomics Annual]. Cambridge (MA): NBER, 2005, pp. 101-137.
- HALTIWANGER, J.; SCARPETTA, S.; SCHWEIGER, H. 2008. Assessing Job Flows across Countries: The Role of Industry, Firm Size and Regulations [Working Paper No. 13920]. Cambridge (MA): NBER, 2008.
- HYATT, H.; MCENTARFER, E. 2012. Job-to-Job Flows and the Business Cycle [Working Paper No. 12-04]. U.S. Census Bureau: Center for Economic Studies, 2012.
- KADEŘÁBKOVÁ, B. 2003. *Úvod do makroekonomie: neoklasický přístup*. Praha: C. H. Beck, 2003. ISBN 80-7179-788-X.
- KRUSELL, P.; MUKOYAMA, T.; ROGERSON, R.; SAHIN, A. 2012. Is Labor Supply Important for Business Cycles? [Working Paper No. 17779]. Cambridge (MA): NBER, 2012.
- PONOMAREVA, N.; SHEEN, J. 2010. Cyclical Flows in Australian Labour Markets. *The Economic Record*. 2010, Vol. 86, pp. 35–48.
- PETRONGOLO, B.; PISSARIDES, CH. A. 2008. The Ins and Outs of European Unemployment. *American Economic Review*. 2005, Vol. 98, No. 2, pp. 256–262.
- SHIMER, R. 2005a. Reassessing the Ins and Outs of Unemployment [Mimeo]. Chicago: University of Chicago, July 2005.
- SHIMER, R. 2005b. The Cyclicalities of Hires, Separations, and Job-to-job Transitions [Federal Reserve Bank of St. Louis Review]. St. Louis, July 2005, pp. 493–508.
- SHIMER, R. 2007. Reassessing the Ins and Outs of Unemployment [Working Paper No. 13421]. Cambridge (MA): NBER, 2007.
- SMITH, J. 2010. The Ins and Outs of UK Unemployment [Research Paper Series No. 944]. Warwick, University of Warwick, 2010.

LONG-TERM UNEMPLOYMENT FLOWS

Petr Maleček, University of Economics, nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 67 Prague 3 (petr.malecek@vse.cz, petrsmalecek@gmail.com); Ministry of Finance of the Czech Republic, Letenská 15, CZ – 118 10, Praha 1 (Petr.Malecek@mfcz.cz)

Abstract

This article presents the methodology to extend the traditional employment-unemployment flows model with a third sector: long-term unemployment. This enables a new range of decompositions of various labour market aggregates which allows for a deeper understanding of the structure and dynamics of a particular labour market. One of possible analyses is conducted in the case of selected EU Member States. Finally, it is shown that transition probabilities into and from long-term unemployment depend on the business cycle in most EU countries.

Keywords

long-term unemployment, labour force flows, business cycle

JEL Classification

C22, C23, E24, J64