NEZAMĚŠTNANOST A VOLNÁ PRACOVNÍ MÍSTA*

Andrea Čížků^a

Abstract

Unemployment and Job Creation

The aim of the paper is to formulate, estimate econometrically and analyse an empirically oriented labour market model in which a job creation process is described as determined by aggregate output demand. The model is estimated econometrically for Spain and the United Kingdom before and after the current economic crisis. Spain represents less developed countries in southern Europe while the United Kingdom is used as a representative of advanced European economies. The goal of the subsequent model analysis is (1) to investigate the strength of the aggregate demand transmission mechanism in these two different European countries, and (2) to analyse a connection between multiplicity of equilibrium unemployment rate and the strength of the aggregate demand transmission mechanism.

Key words: unemployment, Cobb-Douglas matching function, aggregate output demand, vacancies

JEL Classifications: E24, J23, J64

1. Úvod

Celá řada evropských ekonomik se nedávno nacházela či stále ještě nachází v situaci vysoké nezaměstnanosti a nízké agregátní poptávky po finálních statcích (Stiglitz, 2013). Cílem článku je proto formulace a ekonometrický odhad vlastního empiricky orientovaného modelu trhu práce, který bude schopen vysvětlit vysokou nezaměstnanost pomocí nedostatečné agregátní poptávky po finálních statcích. Model není aplikován na Evropu

^a Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky, Praha, Česká republika
E-mail: andrea.cizku@vse.cz

* Článek byl zpracován za podpory prostředků dlouhodobého koncepčního rozvoje vědy a výzkumu Fakulty informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze (IP400040). Článek vznikl také za finanční podpory grantu VŠE IGA F4/21/2018 Vysoké školy ekonomické v Praze.

jakožto na celek, ale na dvě zcela odlišné evropské ekonomiky, ve kterých je vývoj na trhu práce zásadně odlišný.

Popis trhu práce v České republice je zpracován z různých hledisek, viz například Bílková (2015), Čabla, Malá (2017), Flek, Mysíková (2015), Formánek, Hušek (2017), Marjanović, Maksimović a Stanisic (2015), Večerník (2007), Zdeněk, Sřeleček (2012). Nezaměstnanost je v Evropě ovlivňována rozličnými faktory, které jsou podrobně diskutovány Dimianem *et al.* (2013).

Tento článek se zaměřuje konkrétně na agregátní poptávku jakožto na významný faktor. Hypotéza o tom, že je nezaměstnanost významně ovlivňována agregátní poptávkou po finálních statcích má velmi dlouhou tradici v postkeynesiánské teorii nezaměstnanosti (Holt, Pressman, 2001; Lavoie, 2006; Diamond, 1982). Michailat a Saez (2014), či Vujčić *et al.* (2014) diskutují vztah mezi nezaměstnaností a agregátní poptávkou po finálním výstupu, přičemž jejich hlavním závěrem je, že vývoj nezaměstnanosti je určován především náhodnými šoky na straně agregátní poptávky.

Z různých úhlů pohledu zdůrazňuje relevantnost agregátní poptávky při vytváření nových volných pracovních míst celá řada teoretických i empirických studií (Benigno, Fornaro, 2018; Cynamon, Fazzari, 2015; Čížek, 2017; Eriksson, Stadin, 2017; Farmer, 2008, 2012; Guerrazzi, Gelain, 2015; Heathcote, Perri, 2018; Mian, Sufi, 2011; Murphy, 2017; Naastepad, Storm, 2006; Vargas, Luna, 2014).

Ball (1999) empiricky analyzoval země ve skupině G7 v období 1979Q1–1984Q4 a dochází k závěru, že monetární politika a další determinanty agregátní poptávky po finálních statcích mají silný efekt v krátkodobém i dlouhodobém vývoji nezaměstnanosti. Stockhammer (2004) porovnává hypotézu NAIRU s keynesovským přístupem k modelování trhu práce a dospívá k závěru, že keynesovský přístup má mnohem větší empirickou podporu. Ravenna a Walsh (2011) analyzovali faktory ovlivňující nezaměstnanost ve vybraných evropských ekonomikách a v USA. Jejich závěrem je, že fiskální politika jakožto důležitý faktor agregátní poptávky má významný efekt na nezaměstnanost.

Carlsson, Eriksson a Gottfries (2006) statisticky testovali poptávkově orientované teorie vytváření volných pracovních míst. Konkrétně se zabývali poptávkou po práci s náklady na přizpůsobení, přičemž jejich hlavní výsledek jednoznačně podporuje poptávkově orientované teorie vytváření volných pracovních pozic. Kaplan, Menzio (2015) modelují nedostatečnou agregátní poptávku po finálních statcích a její vliv na vývoj trhu práce v rámci modelu hledání a párování (search and matching) a ilustrují možnost vzniku více rovnovážných měř nezaměstnanosti.

Existence více než jedné rovnovážné míry nezaměstnanosti je častým projevem zabudováním mechanismu agregátní poptávky po finálních statcích do modelu trhu práce (Čížek, 2017; Diamond, 1980; Farmer, 2011, 2012; Kaplan, Menzio, 2015).

Většinou jsou však modely s rovnovážnějšími měrami formulovány pouze v teoretické rovině, případně jsou kalibrovány pro ekonomiku Spojených států amerických. Ekonometrický odhad takovýchto modelů pro evropské ekonomiky v literatuře chybí. Cílem tohoto článku je proto tuto mezeru v odborné literatuře vyplnit.

Konkrétně si článek klade za cíl zkoumat intenzitu působení zmíněného transmisního mechanismu přes agregátní poptávku ve dvou velmi rozličných ekonomikách (Španělsko a Spojené království) a intenzitu tohoto působení dát do souvislosti se vznikem více rovnovážných měr nezaměstnanosti. Čížek (2017) v této souvislosti uvádí, že vysoká míra intenzity působení poptávkového transmisního mechanismu vede ke vzniku více rovnovážných měr nezaměstnanosti. Tato hypotéza bude v článku podrobena empirickému zkoumání.

Struktura článku je následující. V 1. kapitole je formulován model. Kapitola 2 popisuje použitá data. Kapitola 3 obsahuje empirickou analýzu dynamických vlastností pravděpodobnosti nalezení a ztráty zaměstnání. Závěry této kapitoly ospravedlňují některá východiska použitá při formulaci modelu, který je založen právě na endogenizaci pravděpodobnosti nalezení zaměstnání. Kapitola 4 shrnuje a diskutuje výsledky ekonometrického odhadu. Poslední 5. kapitola těchto výsledků využívá a zkoumá rovnovážné míry nezaměstnanosti dvou vybraných evropských ekonomik.

1. Model

1.1 Dynamika nezaměstnanosti, míra nalezení a ztráty zaměstnání

Shimerova (2012) metodologie je aplikována jednak za účelem popisu dynamiky nezaměstnanosti a jednak s cílem výpočtu míry nalezení a ztráty zaměstnání. Dle této metodologie se pravděpodobnost nalezení zaměstnání F_t spočte na základě disponibilních dat následujícím způsobem:¹

$$F_t = 1 - \frac{U_{t+1} - U_{t+1}^s}{U_t}, \quad (1)$$

kde U_{t+1} je počet nezaměstnaných na počátku časového období $t + 1$,

U_{t+1}^s je počet krátkodobě nezaměstnaných na počátku časového období $t + 1$, jejichž délka nezaměstnanosti není delší než jedno období.

1 Pravděpodobnost nalezení zaměstnání samozřejmě musí splňovat podmínku $F_t \in (0;1)$. Podmínka $F_t \leq 1$ plyne z toho, že počet krátkodobě nezaměstnaných U_{t+1}^s nemůže překročit počet všech nezaměstnaných U_{t+1} (tj. $U_{t+1} - U_{t+1}^s \geq 0$). Platnost $F_t \geq 0$ lze nahlédnout tak, že $U_{t+1} - U_{t+1}^s$ vyjadřuje počet nezaměstnaných v časovém okamžiku $t + 1$, jejichž délka nezaměstnanosti je delší než 1 rok. Všichni tyto nezaměstnaní byli tedy nezaměstnaní také v časovém okamžiku t , a byly tudíž započítány v proměnné U_t , a proto $U_{t+1} - U_{t+1}^s \leq U_t$.

Odpovídající míra nalezení zaměstnání je poté určena vztahem $f_t = -\ln(1 - F_t)$. Dynamika míry nezaměstnanosti je v Shimerově metodologii popsána takto:

$$U_{t+1} = \frac{s_t}{s_t + f_t} \times (1 - e^{-(s_t + f_t)}) \times L_t + e^{-(s_t + f_t)} \times U_t, \quad (2)$$

kde E_t vyjadřuje počet zaměstnaných,

$L_t \equiv E_t + U_t$ je celková pracovní síla,

s_t je míra ztráty zaměstnání.

Míra ztráty zaměstnání s_t je vypočtena numerickým řešením rovnice (2), přičemž odpovídající pravděpodobnost je dána dle $S_t = 1 - e^{-s_t}$.

Pravděpodobnost nalezení zaměstnání F_t je v tomto článku endogenizována a popsána pomocí funkce párování, jejíž výklad je obsažen v oddílu 1.2. Oproti tomu je pravděpodobnost ztráty zaměstnání S_t chápána jako exogenní veličina. Změny v míře ztráty zaměstnání s_t tedy plní roli prvotního impulsu, který následně ovlivní vývoj ostatních endogenních veličin modelu. Toto modelové východisko bude ospravedlněno později v kapitole 3, ve které bude s využitím analýzy založené na dynamických korelačních koeficientech ukázáno, že změny v míře ztráty zaměstnání s_t předcházejí změnám v proměnné f_t a současně změny v s_t předcházejí změnám v u_t . K obdobnému závěru dospěli též Fujita, Ramey (2009), kteří zkoumali trh práce ve Spojených státech amerických. Čili empirická zjištění potvrzují, že proměnná s_t funguje jakožto prvotní impuls, a proto je v tomto článku považována za exogenní proměnnou.

1.2 Funkce párování

Počet utvořených párů M_t během období $[t, t + 1)$ je modelováno Cobbovou-Douglasovou funkcí párování

$$M_t \equiv M(V_t, U_t) = A \times U_t^\alpha \times V_t^\beta, A > 0, \alpha, \beta \in (0, 1), \quad (3)$$

kde U_t značí počet nezaměstnaných a V_t vyjadřuje počet volných pracovních míst na začátku časového intervalu $[t, t + 1)$.

Pissarides, Petrongolo (2001) provedli podrobné šetření, dle kterého má předpoklad konstantních výnosů z rozsahu $\alpha + \beta = 1$ značnou empirickou podporu. Rovněž tak prakticky veškerá empirická i teoretická literatura založená na metodologii hledání a párování vychází z předpokladu konstantních výnosů z rozsahu. Ekonometrické testování této hypotézy provedené pro Španělsko a Spojené království v empirické části tohoto článku v kapitole 4 nicméně ukázalo, že tato hypotéza nemá zcela jednoznačnou podporu, a proto nebude předpoklad konstantních výnosů z rozsahu v tomto článku zaváděn.

Pravděpodobnost nalezení zaměstnání F_t je dána vztahem

$$F_t \equiv \frac{M_t}{U_t} = A \times U_t^{\alpha-1} \times V_t^\beta. \quad (4)$$

Log lineární tvar rovnice (4) je po přidání náhodné složky ε_t^F dán následovně:

$$\ln F_t = \ln A + (\alpha - 1) \times \ln U_t + \beta \times \ln V_t + \varepsilon_t^F. \quad (5)$$

Při empirické ekonometrické analýze by bylo možné do vztahu (5) přidat také další proměnné: (1) podíl dlouhodobě nezaměstnaných, (2) podíl mladých (starých) nezaměstnaných, (3) podíl nezaměstnaných žen, (4) podpora v nezaměstnanosti, (5) výdaje politiky nezaměstnanosti. Uvedené dodatečné proměnné se ovšem ukázaly být statisticky významné spíše v ojedinělých případech, a proto v tomto článku bude použita základní podoba rovnice ve tvaru (5) bez těchto dodatečných vysvětlujících proměnných.

1.3 Volná pracovní místa

Formulace modelu volných pracovních míst je motivována keynesiánským transmisním mechanismem, založeným na nedostatečné agregátní poptávce po finálních statcích. Tento transmisní mechanismus bývá v literatuře označován též jako deflační spirála a lze jej shrnout následujícím způsobem:

$$\begin{aligned} \uparrow \text{ nezaměstnanost} &\rightarrow \downarrow \text{ kupní síla} \rightarrow \downarrow \text{ poptávka po finálních statcích} \\ \downarrow \text{ poptávka po práci} &\rightarrow \downarrow \text{ volná pracovní místa} \end{aligned}$$

(6)

Negativní korelace mezi nezaměstnaností a volnými pracovními místy je tedy taková, že vysoká nezaměstnanost vede k nízké poptávce po finálních statcích, což je hlavní důvod, proč firmy otvírají pouze málo pracovních pozic. Transmisní mechanismus (6) bude ve formulovaném modelu aproximován lineární funkcí ve tvaru:

$$V_t = a - b \times U_t + \varepsilon_t^V. \quad (7)$$

Inverzní vztah mezi počtem nezaměstnaných U_t a počtem volných pracovních míst V_t je patrný výrazněji ve Spojeném království. V obou zkoumaných ekonomikách je tato negativní korelace zřetelnější, rozdělili se data na období před ekonomickou krizí a po ekonomické krizi, což je ilustrováno obrázkem 1.²

2 Podrobné ekonometrické testování (ne)stability modelu bude obsahem 4. kapitoly.

Obrázek 1 | Inverzní vztah mezi počtem nezaměstnaných U_t a počtem volných pracovních míst V_t ve Španělsku a Spojeném království

Poznámka: Symbol „o“ reprezentuje data před ekonomickou krizí (končí v 2008Q4), symbol „■“ znázorňuje data po ekonomické krizi (začínající v 2009Q1).

Zdroj: vlastní výpočty založené na datech z Eurostatu

1.4 Shrnutí rovnic modelu

Dynamika počtu nezaměstnaných U_t je dána vztahem

$$U_{t+1} = \frac{s_t}{s_t + f_t} \times \left(1 - e^{-(s_t + f_t)}\right) \times L_t + e^{-(s_t + f_t)} \times U_t. \quad (8)$$

Míra nalezení zaměstnání f_t je modelována následujícími rovnicemi

$$f_t = -\ln(1 - F_t), \quad (9)$$

$$\ln F_t = \ln A + (\alpha - 1) \times \ln U_t + \beta \times \ln V_t + \varepsilon_t^F, \quad (10)$$

$$V_t = a - b \times U_t + \varepsilon_t^V. \quad (11)$$

2. Data

Čtvrtletní data pro Španělsko a Spojené království Velké Británie a Severního Irsku za časové období 2001Q1–2019Q2 byla získána z databáze Eurostatu.³ Hlavními proměnnými použitými při ekonometrickém odhadu jsou počet nezaměstnaných U_t (tis. osob),

3 Dostupné z: <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>

počet volných pracovních míst V_t (tis.)⁴ a pravděpodobnost nalezení zaměstnání F_t . Pravděpodobnost nalezení zaměstnání F_t byla určena dle vztahu (1). Empirickým protějškem pro počet krátkodobě nezaměstnaných U_t^s je počet pracovníků nezaměstnaných na začátku čtvrtletí t , jejichž doba nezaměstnanosti nepřesáhla jedno čtvrtletí (tři měsíce).⁵ Veškerá použitá data nebyla sezónně očištěná.⁶

2.1 Sladěnost veličin f_t a s_t s hospodářským cyklem

Sladěnost veličin f_t a s_t s hospodářským cyklem je předmětem diskuze v odborné ekonomické literatuře. Významným příspěvkem k ní je Shimerův (2012) empirický výzkum trhu práce Spojených států amerických, dle kterého je míra ztráty zaměstnání s_t téměř acyklická a zásadní fluktuace v nezaměstnanosti jsou vyvolávány fluktuacemi v míře nalezení zaměstnání f_t . Uvedené závěry Shimera (2012) jsou v současné době hojně diskutovány. Například ve Francii dospívají k obdobným závěrům Hairault, Le Barbanchon a Sopraseuth (2015). Naopak zjištění autorů Fujity a Rameyho (2009) jsou se závěry Shimera v rozporu, byť Fujita a Ramey zkoumali ekonomiku USA stejně jako Shimer. Cílem tohoto oddílu je přispět do této aktuální odborné diskuze a provést empirickou analýzu sladěnosti míry ztráty a nalezení zaměstnání s hospodářským cyklem pro Španělsko a Spojené království. Závěrečná zjištění současně poslouží jako ospravedlnění některých modelových východisek, které byly použity v kapitole 1 při formulaci modelu.

V tomto článku bude hospodářský cyklus měřen pomocí míry nezaměstnanosti (míru nezaměstnanosti jakožto měřítko ekonomického cyklu použili také Fujita a Ramey (2009)). Dynamické vlastnosti proměnných f_t a s_t a jejich souvislost s hospodářským cyklem bude zkoumána pomocí dynamických korelačních koeficientů $\rho(u_t, s_{t+k})$, $\rho(u_t, f_{t+k})$, kde $k = -8, -7, \dots, 7, 8$ a $\rho(u_t, s_{t+k})$ značí výběrový korelační koeficient proměnných u_t a s_{t+k} . Grafické zobrazení korelačních koeficientů $\rho(u_t, s_{t+k})$ pro dvě vybrané evropské ekonomiky je uvedeno na obrázku 2.

4 Název odpovídající časové řady v databázi Eurostatu je „Job vacancy statistics by NACE Rev. 2 activity – quarterly data (from 2001 onwards) [jvs_q_nace2]“. Položka SIZECLASS byla stanovena na „total“ a položka NACE_R2 na „Industry, construction and services (except activities of households as employers and extra-territorial organizations and bodies)“.

5 Tato časová řada nese v databázi Eurostatu název „Unemployment by sex, age and duration of unemployment [lfsq_ugad]“. Položka DURATION byla nejprve stanovena na „less than one month“, poté na „from one to two months“ a na konec byly tyto dvě časové řady sečteny.

6 Důvodem použití sezónně neočištěných dat je skutečnost, že v ekonometrickém modelu může vést ke vzniku zdánlivé autokorelace. Z tohoto důvodu je v tomto článku sezónnost ekonometricky modelována pomocí binárních proměnných.

Obrázek 2 | Vývoj dynamických korelačních koeficientů $\rho(u_t, s_{t+k})$ ve Španělsku a ve Spojeném království ($k = -8, -7, \dots, 7, 8$)

Zdroj: vlastní výpočty založené na datech z Eurostatu

Míra ztráty zaměstnání s_t je procyklickou veličinou v obou zkoumaných ekonomikách. Ve Španělsku se ovšem procyklické vlastnosti proměnné s_t projevují silněji než ve Spojeném království. V případě Španělska nabývá korelace $\rho(u_t, s_{t+k})$ svého maxima $k^* = -6$ čili změny v míře ztráty zaměstnání s_t mají tendenci předbíhat změny v míře nezaměstnanosti u_t o šest čtvrtletí. Pro $k > k^*$ mají uvedené korelace klesající trend, ovšem tento klesající trend je dosti pozvolný. Pro Španělsko nabývá korelace $\rho(u_t, s_{t+k})$ dosti vysokých hodnot nejen pro $k < 0$, ale také pro $k > 0$, díky čemuž je procyklický charakter míry ztráty zaměstnání s_t velice zesílen.

V případě Spojeného království nabývá index k^* hodnoty $k^* = -1$. Změny v míře ztráty zaměstnání mají tedy tendenci předbíhat změnám v míře nezaměstnanosti o 1 čtvrtletí. Toto zpoždění je tedy menší než v případě Španělska a rovněž tak korelace $\rho(u_t, s_{t+k})$ je slabší.

Přejdeme nyní k analýze cyklických vlastností míry nalezení zaměstnání f_t , jež je zobrazena na obrázku 3.

Dynamické korelace $\rho(u_t, f_{t+k})$ jsou pro obě zkoumané ekonomiky prakticky shodné. Obrázek 3 ilustruje velmi procyklický charakter míry nalezení zaměstnání f_t , neboť korelace $\rho(u_t, f_{t+k})$ jsou pro všechna $k = -8, -7, \dots, 7, 8$ záporné a v absolutní hodnotě dosti vysoké (zpravidla převyšující hodnotu 0,5). U obou zkoumaných zemí mají tyto korelační koeficienty nejprve klesající trend až do bodu $k^{**} \equiv \arg \min_k [\rho(u_t, f_{t+k})] = -1$, od kterého začnou naopak růst. Změny v proměnné f_t mají proto tendenci předcházet změnám v u_t o 1 čtvrtletí.

Obrázek 3 | Vývoj dynamických korelačních koeficientů $\rho(u_t, f_{t+k})$ ve Španělsku a ve Spojeném království ($k = -8, -7, \dots, 7, 8$)

Zdroj: vlastní výpočty založené na datech z Eurostatu

Grafické zobrazení dynamických korelací $\rho(u_t, f_{t+k})$ je ilustrováno následujícím obrázkem 4.

Obrázek 4 | Vývoj dynamických korelačních koeficientů $\rho(f_t, s_{t+k})$ ve Španělsku a ve Spojeném království ($k = -8, -7, \dots, 7, 8$)

Zdroj: vlastní výpočty založené na datech z Eurostatu

Korelace $\rho(f_t, s_{t+k})$ mají rostoucí tendenci a nabývají nejnižších hodnot pro $k = -8$, což ilustruje skutečnost, že změny v míře ztráty zaměstnání mají tendenci předcházet

změnám v míře nalezení zaměstnání. K podobnému výsledku dospívají také např. Fujita, Ramey (2009) pro případ ekonomiky Spojených států amerických. Změny v míře ztráty zaměstnání s_t tedy sehrávají roli prvotního impulzu v tom smyslu, že změny v této proměnné předcházejí změnám v f_t a současně změny v f_t předcházejí změnám v u_t . Toto empirické zjištění poskytuje ospravedlnění pro modelové východisko použité při formulaci modelu v kapitolách 1.1 až 1.3, kdy míra ztráty zaměstnání s_t byla pokládána za exogenní veličinu, zatímco míra nalezení zaměstnání f_t byla ve formulovaném modelu endogenizována.

4. Ekonometrický odhad a interpretace

Ekonometrický odhad je proveden na základě sezónně neočištěných dat, neboť sezónní očišťování by mohlo vést ke vzniku zdánlivé autokorelace náhodné složky. Sezónnost je v regresních rovnicích modelována pomocí binárních proměnných Q_{2t} , Q_{3t} a Q_{4t} nabývajících hodnoty jedna pro dané čtvrtletí (druhé, třetí či čtvrté) a hodnoty nula v opačném případě.

Chowův test stability prokázal na 1% hladině významnosti existenci strukturálního zlomu v časovém okamžiku 2009Q1 v případě obou regresních vztahů ve Španělsku i ve Spojeném království. Regresní rovnice (10) a (11) byly proto modifikovány následovně:

$$\begin{aligned} \ln F_t = & \ln A + (\alpha - 1) \times \ln U_t + \beta \times \ln V_t + \\ & + \ln A_2 \times P_{2t} + (\alpha - 1)_2 \times \ln U_t \times P_{2t} + \beta_2 \times \ln V_t \times P_{2t} + \\ & + \beta_2^F \times Q_{2t} + \beta_3^F \times Q_{3t} + \beta_4^F \times Q_{4t} + \varepsilon_t^F, \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} V_t = & a - b \times U_t + \\ & + a_2 \times P_{2t} - b_2 \times U_t \times P_{2t} + \\ & + \beta_2^V \times Q_{2t} + \beta_3^V \times Q_{3t} + \beta_4^V \times Q_{4t} + \varepsilon_t^V, \end{aligned} \quad (13)$$

$$\text{kde } P_{2t} = \begin{cases} 1, & \text{pro } t \geq 2009 \text{ Q1} \\ 0, & \text{jinak} \end{cases},$$

$$Q_{it} = \begin{cases} 1, & \text{pokud } t \text{ odpovídá } i\text{-tému čtvrtletí} \\ 0, & \text{jinak} \end{cases}, \quad i = 2, 3, 4$$

Správná specifikace modelu byla testována pomocí Ramseyho RESET testu. Z důvodu robustnosti výsledků byl test proveden pro obě nejčastěji používané varianty testu, kdy v prvním případě byly do pomocné regrese zahrnuty čtverce fitovaných hodnot ($\hat{y}^2$) a ve druhém případě byly do pomocné regrese zahrnuty fitované hodnoty umocněné na druhou i na třetí mocninu ($\hat{y}^2$, $\hat{y}^3$). Výsledky jsou shrnuty v tabulce 1.

Tabulka 1 | Výsledky Ramseyho RESET testu správné specifikace

	varianta testu	Španělsko	Spojené království
Cobbova-Douglasova funkce (12)	$\hat{y}^2$	0,23	0,63
	$\hat{y}^2, \hat{y}^3$	0,49	0,84
Regresní rovnice (13)	$\hat{y}^2$	0,07	0,41
	$\hat{y}^2, \hat{y}^3$	0,12	0,09

Poznámka: Tabulka uvádí p -hodnoty F-testu pro test hypotézy H_0 regresní rovnice je správně specifikována.

Zdroj: vlastní výpočty

Správná specifikace uvedených regresních rovnic tedy na standardní 5% hladině statistické významnosti nebyla vyvrácena.

Testován byl rovněž v literatuře běžně používaný předpoklad konstantních výnosů z rozsahu Cobbovy-Douglasovy agregátní funkce párování. Hypotéza konstantních výnosů z rozsahu je testována jednak v podobě $H_0: (\alpha - 1) + \beta = 0$ pro období před ekonomickou krizí a jednak také v podobě $H_0: (\alpha - 1) + (\alpha - 1) + \beta + \beta_2 = 0$ pro období ekonomické krize. Obě formulované hypotézy jsou testovány pomocí Waldova testu.

Pro Španělsko je spočtená F-statistika hypotézy $H_0: (\alpha - 1) + \beta = 0$ rovna hodnotě $F = 1,09$ s odpovídající p -hodnotou 0,28. Ve Spojeném království je $F = 4,63$ s odpovídající p -hodnotou 0,04. Na standardní 5% hladině významnosti tedy nezamítáme hypotézu konstantních výnosů z rozsahu pro období před ekonomickou krizí ve Španělsku, ovšem zamítáme ji pro Spojené království.

Spočtená F-statistika hypotézy $H_0: (\alpha - 1) + (\alpha - 1) + \beta + \beta_2 = 0$ je pro Španělsko rovna $F = 64,56$ s prakticky nulovou odpovídající p -hodnotou a pro Spojené království máme $F = 0,58$ s odpovídající p -hodnotou 0,45. Hypotéza konstantních výnosů z rozsahu pro období po ekonomické krizi je tedy na všech standardních hladinách statistické významnosti zamítnuta pro Španělsko, ovšem není zamítnuta pro Spojené království.

Hypotéza konstantních výnosů z rozsahu by tedy byla akceptovatelným předpokladem pro Španělsko před ekonomickou krizí a pro Spojené království po ekonomické krizi. Vzhledem k těmto nejednoznačným závěrům není předpoklad konstantních výnosů z rozsahu v tomto článku zaveden a využíván.

Z důvodu zvýšení přesnosti ekonometrického odhadu nebyly regresní rovnice (12) – (13) odhadovány odděleně, ale byly modelovány jako systém zdánlivě nesouvisejících rovnic (SUR, Seemingly Unrelated Regressions).

Portmanteau test potvrdil přítomnost autokorelace náhodných složek na standardní 5% hladině významnosti. Směrodatné chyby odhadnutých parametrů byly následně přepočteny pomocí metody Newey-West (HAC – Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Standard Errors).⁷

Výpočty byly realizovány v programu Eviews, přičemž výsledky jsou shrnuty v tabulce 2.⁸

Odhad efektivity procesu párování před ekonomickou krizí je ve Spojeném království ($\hat{A}^{UK} = \exp(3,67) = 39,25$) výrazně vyšší než ve Španělsku ($\hat{A}^{ESP} = \exp(-0,65) = 0,52$). Z 95% intervalů spolehlivosti ovšem vidíme, že je odhad tohoto parametru v obou ekonomikách zatížen velmi vysokou nejistotou, což je podepřeno také skutečností, že ani jeden z těchto dvou parametrů není statisticky významný na 5% hladině významnosti.

V období ekonomické krize dochází ovšem ke změnám, které jsou statisticky významné dokonce na 1% hladině významnosti. Ve Španělsku efektivita párování významně roste, zatímco ve Spojeném království významně klesá.

Odhad koeficientu $1 - \alpha$ je statisticky významný na 1% hladině významnosti v obou zkoumaných ekonomikách. Předpoklad $\alpha \in (0,1)$ je taktéž v obou případech splněn. Parametr $1 - \alpha$ je koeficientem relativní pružnosti vyjadřujícím, o kolik procent se změní pravděpodobnost nalezení zaměstnání F_t , zvýší-li se počet nezaměstnaných U_t o 1 procento. Ve Španělsku vede zvýšení U_t o 1% k poklesu hodnoty proměnné F_t o 0,57 %, zatímco ve Spojeném království o 0,74 %. Právě zmíněnou interpretaci je nicméně možné považovat pouze za indikativní vzhledem k poměrně širokým 95% intervalům spolehlivosti, které mají v obou zkoumaných ekonomikách šířku přibližně 0,7.

Ve Španělsku došlo v období ekonomické krize na 5% hladině významnosti k nárůstu této citlivosti, díky čemuž zvýšení U_t o 1% vede k poklesu hodnoty proměnné F_t o $(0,57 + 0,42)$ %. Ve Spojeném království došlo naopak na 1% hladině významnosti ke statisticky významnému poklesu této citlivosti.

Vliv počtu volných pracovních míst V_t na pravděpodobnost nalezení zaměstnání F_t , jež je měřen koeficientem β , se ukázal být statisticky významný ve Španělsku před ekonomickou krizí. V tomto případě růst proměnné V_t o 1% vedlo k nárůstu proměnné F_t o 0,91 %. Přestože je odhad tohoto parametru statisticky významný na 1% hladině

7 Newey-West metoda korekce odhadu přepočte nicméně pouze směrodatné chyby pro odhadnuté parametry. Kromě toho je zde navíc ještě problematika endogenních vysvětlujících proměnných, která zohledněna touto korekcí nebyla.

8 Pod odhadem parametru je v tabulce uveden 95% interval spolehlivosti. Symboly *, ** a *** pod těmito intervaly značí statistickou významnost daného parametru na 10%, 5% a 1% hladině významnosti. Odhady parametrů u sezónních binárních proměnných nejsou v tabulce uvedeny jednak z důvodu úspory místa a jednak proto, že nemají důležitou ekonomickou interpretaci.

významnosti, je zapotřebí při právě uvedené interpretaci mít na paměti nejistotu spojenou s tímto odhadem, kterou můžeme opět posoudit pomocí 95% intervalu spolehlivosti, jenž je v tomto případě (0,68; 1,12).

Tabulka 2 | Ekonometrický SUR modelu skládající se z funkce párování a funkce vytváření volných pracovních pozic pro Španělsko a Spojené království za časové období 2001Q2–2019Q2

		země	
		Španělsko	Spojené království
Cobbova-Douglasova funkce párování	$\ln A$	-0,65 (-4,17; 2,87)	3,67 (-0,19; 7,52) *
	$\ln A_2$	8,17 (4,19; 12,15) ***	-6,00 (-9,31; -2,69) ***
	$\alpha - 1$	-0,57 (-0,91; -0,22) ***	-0,74 (-1,10; -0,38) ***
	$(\alpha - 1)_2$	-0,42 (-0,79; -0,04) **	0,56 (0,19; 0,92) ***
	β	0,90 (0,68; 1,12) ***	0,13 (-0,21; 0,48)
	β_2	-1,02 (-1,29; -0,75) ***	0,28 (0,02; 0,54) **
	R^2	0,88	0,87
funkce vytváření volných pracovních pozic	a	155,8 (120,29; 191,38) ***	737,8 (632,0; 843,5) ***
	a_2	-	476,4 (381,4; 571,5) ***
	b	0,03 (0,01; 0,05) ***	0,09 (0,03; 0,15) ***
	b_2	-0,02 (-0,03; -0,01) ***	0,21 (0,16; 0,27) ***
	R^2	0,28	0,92

Zdroj: vlastní výpočty autora

V období ekonomické krize došlo ovšem ve Španělsku ke statisticky významnému a velmi výraznému poklesu tohoto koeficientu pružnosti. Vliv proměnné V_t na veličinu F_t

je v období ekonomické krize ve Španělsku dokonce záporný ($\hat{\beta}^{ESP} + \hat{\beta}_2^{ESP} = -0,12$), což je v rozporu s apriorními předpoklady.

Ve Spojeném království se vliv proměnné V_t na F_t ukázal být naopak statisticky významný v období ekonomické krize. Posoudíme-li však tento nárůst pomocí 95% intervalu spolehlivosti parametru β_2 (0,02; 0,54), tak vidíme, že je tento interval jednak poměrně široký a jednak je jeho dolní mez velmi blízko hodnotě 0. Závěr o narůstající citlivosti proměnné F_t na veličinu V_t je proto třeba pokládat pouze za indikativní.

Koeficient determinace vyšel v případě Cobby-Douglasovy funkce párování velmi vysoký v obou sledovaných ekonomikách ($R_{ESP}^2 = 0,88$, $R_{UK}^2 = 0,87$), což je vynikající výsledek vzhledem ke značné složitosti procesů párování nezaměstnaných uchazečů a volných pracovních pozic na skutečných pracovních trzích. Alternativní funkční formy funkce párování diskutované v článku Pissaridese, Petrongola (2001) byly odhadnuty s mnohem horšími výsledky.

Přejdeme nyní k ekonomickému odhadu regresní rovnice (13) popisující vytváření volných pracovních pozic.⁹ Klíčovou roli pro posouzení síly intenzity působení poptávkového transmisního mechanismu (6) má parametr b (resp. b_2). Kladná hodnota tohoto koeficientu vyjadřuje, o kolik klesne (neboť před parametrem b je ve vztahu (13) znaménko *minus*) počet volných pracovních míst V_t , zvýší-li se počet nezaměstnaných U_t o jedničku.

V případě Španělska máme $\hat{b}^{ESP} = -0,03$. Tento odhad je statisticky významný dokonce na 1% hladině významnosti, nicméně hodnota 0,03 je velmi nízká a znamená, že by počet nezaměstnaných musel klesnout přibližně o $1 / 0,03 \approx 33$ uchazečů o zaměstnání, aby se vytvořilo jedno pracovní místo navíc. Dolní mez 95% intervalu spolehlivosti parametru b^{ESP} (0,01; 0,05) je navíc dosti blízko nule.

V období ekonomické krize došlo ve Španělsku na 1% hladině významnosti ještě k poklesu síly intenzity působení tohoto mechanismu, neboť $\hat{b}_2^{ESP} = -0,02$. Poptávkový mechanismus v období ekonomické krize tedy nesehrává ve Španělsku z kvantitativního hlediska prakticky žádnou roli.

Pro Spojené království hraje poptávkový transmisní mechanismus z kvantitativního hlediska významnější roli, neboť $\hat{b}^{UK} = 0,09$ a $\hat{b}_2^{UK} = 0,21$, přičemž oba tyto parametry jsou statisticky významné na 1% hladině významnosti. V období ekonomické krize působí počet nezaměstnaných U_t na pokles volných pracovních míst V_t s intenzitou $\hat{b}^{UK} + \hat{b}_2^{UK} = 0,31$, což znamená, že by počet nezaměstnaných musel klesnout přibližně o $1 / 0,31 \approx 3$ uchazeče o zaměstnání, aby se vytvořilo jedno pracovní místo navíc. Především pro odhad $\hat{b}_2^{UK} = 0,21$ je šířka 95% intervalu spolehlivosti (0,16; 0,27) poměrně

9 V případě Španělska nebyl parametr α_2 odhadován, neboť jeho vliv se ukázal být statisticky nevýznamný a navíc zahrnutí proměnné P_{2t} do regrese způsobilo statistickou nevýznamnost mnoha dalších parametrů.

malá vzhledem k hodnotě odhadnutého parametru. Nárůst intenzity působení poptávkového transmisního mechanismu ve Spojeném království v období ekonomické krize je tudíž z kvantitativního hlediska odhadnut poměrně přesně.

Poměrně mnoho odhadovaných parametrů má nicméně dosti široké intervaly spolehlivosti. Zvážíme-li také větší počet odhadovaných parametrů a značné změny v hodnotách odhadnutých parametrů, ke kterým došlo po ekonomické krizi v roce 2009, nabízí se otázka, zda není model „přeparametrizován“. Jedním z důsledků takové „přeparametrizace“ by byly výrazné změny v odhadech parametrů při zkrácení datového souboru použitého při ekonometrickém odhadu. Za účelem ověření stability odhadnutých parametrů byl formulovaný model odhadnut také na zkrácených datových vzorcích. Výsledky jsou shrnuty v tabulce 3.

Tabulka 3 | Stabilita odhadnutých parametrů Cobbovy-Douglasovy funkce párování (12) a funkce vytváření volných pracovních pozic (13) při zkracujícím se datovém vzorku

		Španělsko			Spojené království		
		2001Q2–2017Q2	2001Q2–2018Q2	2001Q2–2019Q2	2001Q2–2017Q2	2001Q2–2018Q2	2001Q2–2019Q2
Cobbova-Douglasova funkce párování	$\ln A$	–0,62	–0,67	–0,65	4,83	3,84	3,67
	$\ln A_2$	8,72	8,74	8,17	–5,11	–6,17	–6,00
	$\alpha - 1$	–0,58	–0,57	–0,57	–0,80	–0,75	–0,74
	$(\alpha - 1)_2$	–0,48	–0,49	–0,42	0,44	0,57	0,56
	β	0,91	0,91	0,90	0,02	0,12	0,13
	β_2	–1,02	–1,02	–1,02	0,29	0,29	0,28
funkce volných pracovních pozic	a	143,1	148,4	155,8	738,4	735,5	737,8
	a_2	–	–	–	489,2	483,8	476,4
	b	0,03	0,03	0,03	0,09	0,09	0,09
	b_2	–0,02	–0,02	–0,02	0,22	0,22	0,21

Zdroj: vlastní výpočty

Sloupec 2001Q1–2019Q2 odpovídá odhadu za celý datový soubor. Výsledky v těchto sloupcích tedy odpovídají údajům v tabulce 2 a jsou zde uvedeny pro snadné porovnání. Na první pohled je patrné, že stabilita odhadnutých parametrů je uspokojivá. Výrazné změny v hodnotách bodových odhadů po ekonomické krizi z roku 2009 nejsou tudíž způsobeny neúnosnou „přeparametrizací“ modelu, nýbrž výraznými změnami ekonomických podmínek, ke kterým došlo začátkem této krize v roce 2009.

Počet parametrů odhadovaného modelu je samozřejmě dosti vysoký a určitá míra „přeparametrizace“ zde přítomna proto je, což je také důvod poměrně širokých intervalů spolehlivosti, které byly zjištěny pro některé koeficienty. Možným řešením by bylo zavedení určitých apriorních předpokladů týkající se parametrů modelu. Například v literatuře běžně používaný předpoklad konstantních výnosů z rozsahu Cobbovy-Douglasovy agregátní funkce párování by umožnil snížit počet odhadovaných koeficientů v této regresní rovnici. Předpoklad konstantních výnosů z rozsahu nicméně neprošel bez výhrad ekonometrickými testy provedenými v úvodu 4. kapitoly, a proto zde využit nebyl.

Příčinou problémů s širšími intervaly spolehlivosti je relativně menší počet disponibilních dat vzhledem k charakteru odhadovaného modelu. Datový vzorek čtvrtletních dat 2001Q2–2019Q2 sice znamená 73 pozorování, nicméně v regresních rovnicích je nutné díky strukturálnímu zlomu v roce 2009 odhadovat již větší množství parametrů. Tento problém byl proto částečně řešen aplikací SUR modelu při ekonometrickém odhadu. V uvedené souvislosti poznamenejme, že právě z důvodu určité „přeparametrizace“ nebyl formulovaný model dynamizován zpožděnými hodnotami proměnných. Dynamické vlastnosti modelu by tak sice více odpovídaly realitě, ovšem také by si tato dynamizace vyžádala vyšší počet odhadovaných parametrů.

5. Analýza rovnovážných měr nezaměstnanosti

Pro účely analýzy rovnovážných měr budou v této kapitole: (1) zanedbány sezónní vlivy, (2) stanovena dolní mez $\underline{V}$, pod kterou hodnota proměnné V_t nemůže klesnout. Tato spodní mez je stanovena jako minimální hodnota z napozorovaných dat – pro Španělsko je $\underline{V} = 54$ a pro Spojené království je $\underline{V} = 436$. Ekonometrický odhad Cobbovy-Douglasovy agregátní funkce párování a rovnice popisující proces vytváření volných pracovních pozic pro obě zkoumané ekonomiky je při těchto východiscích následující:

Španělsko:

$$F(U) = e^{-0,65} \times U^{-0,57} \times V(U)^{0,90} \times (e^{8,17})^{P_2} \times (U^{-0,42})^{P_2} \times (V(U)^{-1,02})^{P_2} \quad (14)$$

$$V(U) = \max \{155,8 - 0,03 \times U + 0,02 \times U \times P_2; 54\}. \quad (15)$$

Spojené království:

$$F(U) = e^{3,67} \times U^{-0,74} \times V(U)^{0,13} \times (e^{-6,00})^{P_2} \times (U^{0,56})^{P_2} \times (V(U)^{0,28})^{P_2} \quad (16)$$

$$V(U) = \max \{737,8 - 0,09 \times U + 476,4 \times P_2 - 0,21 \times U \times P_2; 436\}. \quad (17)$$

Časový index t je vynechán, neboť pro účely analýzy rovnováhy není podstatný. Z důvodu názornosti značení se rovněž nepoužívá tradiční symbol stříšky nad fitovanými vysvětlovanými proměnnými. Naopak je ve vztazích (14) – (17) explicitně zdůrazněno, že pravděpodobnost nalezení zaměstnání $F(U)$ a rovněž tak počet volných pracovních pozic $V(U)$ je funkcí počtu nezaměstnaných U .

Rovnovážnou nezaměstnanost získáme ze vztahu (2), který zde pro přehlednost zrekapitulujeme:

$$U_{t+1} = \frac{s_t}{s_t + f_t} \times \left(1 - e^{-(s_t + f_t)}\right) \times L_t + e^{-(s_t + f_t)} \times U_t.$$

Pro rovnovážnou hodnotu počtu nezaměstnaných U platí $U = U_t = U_{t+1}$, díky čemuž se vztah (2) redukuje do podoby

$$U = \frac{s}{s + f(U)} \times L, \quad (18)$$

kde $f(U) = -\ln(1 - F(U))$ je odpovídající míra nalezení zaměstnání, s je míra ztráty zaměstnání a L reprezentuje pracovní sílu – tyto veličiny jsou v rámci analýzy rovnováhy pokládány za konstantní.

Vztah (18) vyjádříme ještě v alternativní podobě, pomocí které bude zkoumána rovnovážná míra nezaměstnanosti

$$u = \frac{s}{s + f(u \times L)}, \quad (19)$$

kde $u = \frac{U}{L}$ je rovnovážnou mírou nezaměstnanosti.

Pokud jde o míru ztráty zaměstnání (s), je použita průměrná hodnota proměnné s_t v obou zkoumaných ekonomikách, přičemž průměr je počítán jednak pro období před krizí 2001Q2–2008Q4 ($s_{ESP}^{2001-2008} = 0,05$, $s_{UK}^{2001-2008} = 0,03$) a jednak pro období hospodářské krize 2009Q1–2019Q2 ($s_{ESP}^{2009-2019} = 0,07$, $s_{UK}^{2009-2019} = 0,03$). Zcela analogicky byly použity také průměrné hodnoty pracovní síly (v tis. osob) pro období před krizí ($L_{ESP}^{2001-2008} = 20656$, $L_{UK}^{2001-2008} = 29561$) a pro období hospodářské krize ($L_{ESP}^{2009-2019} = 22916$, $L_{UK}^{2009-2019} = 31528$).

Funkce $s / (s + f(u \times L))$ je společně s linií 45° reprezentující proměnnou u na levé straně rovnice znázorněna v obrázku 5.

Obrázek 5 | Rovnovážné míry nezaměstnanosti ve Španělsku a Spojeném království v období před krizí (2001Q2–2008Q4) a v období hospodářské krize (2009Q1–2019Q2)

Zdroj: vlastní výpočty

Obrázek ilustruje, že ve Španělsku v období před ekonomickou krizí byly dvě rovnovážné míry nezaměstnanosti (13 % a 23,5 %). Tento závěr je v souladu se závěry jiných empirických prací analyzujících trh práce ve Španělsku (Čížek, 2017). V období po ekonomické krizi funkční hodnoty $s / (s + f(u \times L))$ jsou natolik blízko linii 45°, že libovolnou hodnotu mezi 10 % a 20 % by prakticky bylo možné pokládat za rovnovážnou míru nezaměstnanosti.

Ve Spojeném království žádné známky nejednoznačnosti rovnovážné úrokové míry nejsou ani před krizí, ani v období ekonomické krize. V období ekonomické krize došlo paradoxně ve Spojeném království k poklesu rovnovážné míry nezaměstnanosti z hodnoty 10 % na hodnotu 8 %. Existence více rovnovážných měr nezaměstnanosti není tedy tak úzce spjata s mechanismem (6), jak uvádí Čížek (2017), neboť intenzita působení tohoto mechanismu je ve Spojeném království mnohem výraznější než ve Španělsku a žádné známky nejednoznačnosti rovnovážné míry nezaměstnanosti ve Spojeném království zaznamenány nejsou. Závěry uvedené ve článku Čížka (2017)

jsou nicméně potvrzeny v tom, že trh práce ve Španělsku je charakterizován nejednoznačně určenou rovnovážnou mírou nezaměstnanosti. Tato nejednoznačnost má ovšem jiné příčiny než intenzivní působení poptávkového transmisního mechanismu (6).

Diskutované závěry a zjištění jsou nicméně do značné míry závislé na hodnotách bodových odhadů parametrů modelu.¹⁰ Intervalové odhady těchto parametrů uvedené v tabulce 2 jsou ovšem v řadě případů dosti veliké. Nejistota ohledně bodových odhadů parametrů se pak přenáší také na nejistotu spojenou s právě provedenou analýzou rovnovážných měř nezaměstnanosti. Z tohoto důvodu je možné pokládat zjištění uvedená v této kapitole pouze za indikativní, vyžadující další podrobné zkoumání.

Závěr

Cílem článku bylo modelovat vliv agregátní poptávky po finálních statcích v rámci empiricky orientovaného dynamického modelu nezaměstnanosti novým a originálním způsobem. Modelovaný transmisní mechanismus vychází z toho, že vysoká nezaměstnanost vede k nízké agregátní poptávce po finálních statcích, což je hlavní důvod, proč firmy otevírají pouze málo volných pracovních míst. Koeficient determinace pro regresní funkci popisující tento mechanismus vyšel pro Spojené království velmi vysoký (0,92) oproti odpovídající hodnotě pro Španělsko (0,28). Intenzita působení agregátní poptávky po finálních statcích na tvorbu nových pracovních pozic se taktéž ukázala být mnohem výraznější ve Spojeném království než ve Španělsku. Empirická relevantnost modelu popisující vliv agregátní poptávky na tvorbu pracovních pozic se tedy v tomto článku potvrdila pro ekonomiku Spojeného království. Podobný závěr ohledně významnosti poptávkového transmisního mechanismu lze nalézt v mnoha jiných pracích (Kaplan, Menzio, 2015; Guerrazzi, Gelain, 2015; Eriksson, Stadin, 2017; Murphy, 2017; Heathcote, Perri, 2018; Benigno, Fornaro, 2018; Cynamon, Faz-zari, 2015).

Hypotéza, uvádějící že vysoká intenzita působení daného poptávkového mechanismu vede ke vzniku více rovnovážných měř (Čížek, 2017), se nicméně nepotvrdila, neboť intenzita působení tohoto mechanismu ve Spojeném království je výrazně vyšší

10 Samozřejmě také na platnosti předpokladů přijatých při formulaci modelu. Celá řada těchto předpokladů ovšem v úvodu 4. kapitoly prošla podrobným ekonometrickým testováním. Při pochybnostech nebyl daný předpoklad při formulaci modelu zaveden. Z tohoto důvodu nebyl v tomto článku využit například předpoklad konstantních výnosů z rozsahu Cobbovy-Douglasovy agregátní funkce párování, který je v odborné literatuře běžně využíván, aniž by jeho platnost byla testována. Oproti tomu byla v tomto článku zavedena konkrétní specifikace poptávkového transmisního mechanismu a nebyly zkoumány možné modifikace, což je námětem pro další výzkum v této oblasti.

než ve Španělsku a na rozdíl od Španělska nevykazuje trh práce ve Spojeném království žádné známky nejednoznačně určené rovnovážné míry nezaměstnanosti.

Článek rovněž analyzoval sladčnost míry ztráty a nalezení zaměstnání s hospodářským cyklem, neboť závěry této analýzy posloužily jako vodítko při formulaci modelu. Konkrétně bylo ukázáno, že změny v míře ztráty zaměstnání mají tendenci předcházet změnám v míře nalezení zaměstnání a současně změny v pravděpodobnosti nalezení zaměstnání předcházejí změnám v nezaměstnanosti. Změny v míře ztráty zaměstnání tedy sehrávají roli prvotního impulsu. Uvedené zjištění je v souladu se závěry jiných empirických prací (Fujita, Ramey, 2009).

Formulovaný model by bylo možné rozšířit v několika hlavních směrech. První možné rozšíření je v oblasti provedené analýzy založené na dynamických korelačních koeficientech. Empirická analýza provedená v tomto článku naznačuje, že by míra ztráty zaměstnání mohla být exogenní veličinou. Hypotézu endogenity této veličiny nicméně nelze zcela zavrhnout pouze na základě jednoho empirického výzkumu. Z tohoto důvodu by tedy bylo možné při formulaci modelu uvažovat také endogenizaci míry ztráty zaměstnání.

Čížek (2017) provedl porovnání podobného modelu s modelem trhu práce, založeném na hledání a párování (search and matching)¹¹, a transmisní mechanismus agregátní poptávky zabudoval do teoretického rámce modelu hledání a párování. Blanchard a Galí (2010) rozšířili model trhu práce založený na hledání a párování a ukotvili jej v rámci DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) metodologie, čímž propojili trh práce s trhem finálních produktů. Pro českou ekonomiku aplikoval uvedený přístup Němec (2011). Koncept slabé agregátní poptávky by bylo možné modelovat také s využitím keynesiánského modelu poptávky po práci s náklady na přizpůsobení (Carlsson, Eriksson a Gottfries, 2006; Funke, Maurer a Strulik, 1999; Hamermesh, 1993; Nickell, 1986; Sargent, 1979). Mikroekonomickou teorii keynesiánské slabé agregátní poptávky rozpracoval Farmer (2008), který tento koncept zabudoval do modelu trhu práce, založeném na hledání a párování. Farmerův teoretický rámec implementovali Guerrazzi a Gelain (2015) pro případ ekonomiky USA. Modely hledání a párování by bylo možné aplikovat také na menších územních celcích než na národních ekonomikách a zohlednit tak specifika lokálních trhů práce, což by mohlo poskytnout kvalitnější a přesnější odhady (Antczak *et al.*, 2016; López-Tamayo, 2000).

11 Tyto modely bývají označovány zkratkou DMP, neboť jejich teoretické základy položili Diamond, Mortensen a Pissarides, kteří za tuto práci obdrželi Nobelovu cenu. Učebnicový výklad těchto modelů viz Pissarides (2000).

Literatura

- Antczak, E., Kalecka-Burdziak, E., Patera, R. (2016). *Efficiency in Spatially Disaggregated Labour Market Matching*. CERGE-EI. Working Paper Series No. 575, <https://doi.org/10.2139/ssrn.2875091>
- Ball, L., Mankiw, N. G., Nordhaus, W. D. (1999). Aggregate Demand and Long-Run Unemployment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1999(2), 189–251, <https://doi.org/10.2307/2534680>
- Benigno, G., Fornaro, L. (2018). Stagnation Traps. *Review of Economic Studies*, 85(3), 1425–1470, <https://doi.org/10.1093/restud/rdx063>
- Bílková, D. (2015). Financial Position of Czech Employees at the Beginning of the 3rd Millennium according to Educational Attainment. *Prague Economic Papers*, 24(3), 307–331, <https://doi.org/10.18267/j.pep.521>
- 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>
- Carlsson, M., Eriksson S., Gottfries, N. (2006). *Testing Theories of Job Creation: Does Supply Create Its Own Demand?* Department of Economics, Uppsala University. Working Paper No. 2006:7.
- Cynamon, B. Z., Fazzari, S. M. (2015). Rising Inequality and Stagnation in the US Economy. *European Journal of Economics and Economic Policies-Intervention*, 12(2), 170–182, <https://doi.org/10.4337/ejeep.2015.02.03>
- Čabla, A., Malá, I. (2017). Modelling of Unemployment Duration in the Czech Republic. *Prague Economic Papers*, 26(4), 438–449, <https://doi.org/10.18267/j.pep.620>
- Čížek, O. (2017). Unemployment and Aggregate Demand in Spain. *Ekonomický časopis*, 65(5), 459–481.
- Diamond, P. A. (1982). Aggregate Demand Management in Search Equilibrium. *Journal of Political Economy*, 90(5), 881–894, <https://doi.org/10.1086/261099>
- Dimian, G. C., Ileanu, B., Jablonský, J., a kol. (2013). Analysis of European Labour Market in the Crisis Context. *Prague Economic Papers*, 22(1), 50–71, <https://doi.org/10.18267/j.pep.440>
- Eriksson, S., Stadin, K. (2017). What are the Determinants of Hiring? The Importance of Product Market Demand and Search Frictions. *Applied Economics*, 49(50), 5144–5165, <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1302058>
- Farmer, R. E. A. (2008). Aggregate Demand and Supply. *International Journal of Economic Theory*, 4(1), 77–93, <https://doi.org/10.1111/j.1742-7363.2007.00069.x>
- Farmer, R. E. A. (2011). Confidence, Crashes and Animal Spirits. *The Economic Journal*, 122(3), 155–172, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02474.x>
- Farmer, R. E. A. (2012). The Stock Market Crash of 2008 Caused the Great Recession: Theory and Evidence. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(5), 693–707, <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2012.02.003>
- 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>

- Formánek, T., Hušek, R. (2017). Spatial Panel Data Models – Stability Analysis with Application to Regional Unemployment, in Pražák, P., ed., *Mathematical Methods in Economics (MME 2017)*. Hradec Králové: University of Hradec Králové, pp. 183–188. ISBN 978-80-7435-678-0.
- Fujita, S., Ramey, G. (2009). The Cyclicity of Separation and Job Finding Rates. *International Economic Review*, 50(2), 415–430, <https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2009.00535.x>
- Funke, M., Maurer, W., Strulik, H. (1999). Capital Structure and Labor Demand: Investigations Using German Micro Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(2), 199–215, <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00125>
- Guerrazzi, M., Gelain, P. (2015). A Demand-Driven Search Model with Self-Fulfilling Expectations: The New ‘Farmerian’ Framework under Scrutiny. *International Review of Applied Economics*, 29(1), 81–104, <https://doi.org/10.1080/02692171.2014.945993>
- Hairault, J. O., Le Barbanchon, T., Sopraseuth, T. (2015). The Cyclicity of the Separation and Job Finding Rates in France. *European Economic Review*, 76(C), 60–84, <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2015.01.013>
- Hamermesh, D. S. (1993). *Labor Demand*. Princeton, NJ: Princeton University Press. ISBN 9780691025872.
- Heathcote, J., Perri, F. (2018). Wealth and Volatility. *Review of Economic Studies*, 85(4), 2173–2213, <https://doi.org/10.1093/restud/rdx074>
- Holt, R. P. F., Pressman, S. (2001). *A New Guide to Post Keynesian Economics*. London and New York: Routledge, <https://doi.org/10.4324/9780203466681>
- Kaplan, G., Menzio, G. (2015). Shopping Externalities and Self-Fulfilling Unemployment Fluctuations. *Journal of Political Economy*, 124(3), 771–825, <https://doi.org/10.1086/685909>
- Lavoie, M. (2006). *Introduction to Post-Keynesian Economics*. Basingstoke: Palgrave Macmillan, <https://doi.org/10.1057/9780230626300>
- López-Tamayo, J., Suriñach, J., López-Bazo, E. (2000). *Returns to Matching: The Effect of Spatial Interactions in Labour Markets*. 40th Congress of the European Regional Science Association: “European Monetary Union and Regional Policy”, August 29–September 1, 2000, Barcelona, Spain, European Regional Science Association (ERSA), Louvain-la-Neuve.
- Marjanovic, G., Maksimovic, L., Stanisic, N. (2015). Hysteresis and the NAIRU: The Case of Countries in Transition. *Prague Economic Papers*, 24(5), 503–515, <https://doi.org/10.18267/j.pep.526>
- Mian, A. R., Sufi, A. (2012). *What Explains High Unemployment? Aggregate Demand Channel*. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA Working Paper No. 17830, <https://doi.org/10.3386/w17830>
- Michaillat, P., Saez, E. (2014). *Aggregate Demand, Idle Time, and Unemployment*. W.E. Upjohn Institute for Employment Research. Kalamazoo, MI Working Paper No. 14–214, <https://doi.org/10.17848/wp14-214>
- Murphy, D. (2017). Excess Capacity in a Fixed-Cost Economy. *European Economic Review*, 91, 245–260, <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2016.11.002>
- Naastepad, C. W. M., Storm, S. (2006). OECD Demand Regimes (1960–2000). *Journal of Post Keynesian Economics*, 29(2), 211–246, <https://doi.org/10.2753/PKE0160-3477290203>

- Němec, D. (2011). Czech Labour Market Through the Lens of a Search and Matching DSGE Model, in Dlouhý, M., Skočdoplová, V., eds., *Proceedings of the 29th International Conference on Mathematical Methods in Economics* 2011. Praha: Professional Publishing, s. 504–510. ISBN 978-80-7431-058-4.
- Nickell, S. J. (1986). Dynamic Models of Labor Demand, in Ashenfelter, O., Layard, R., eds., *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: North-Holland, [https://doi.org/10.1016/s1573-4463\(86\)01012-x](https://doi.org/10.1016/s1573-4463(86)01012-x)
- Pissarides, C. A. (2000). *Equilibrium Unemployment Theory*. 2nd ed. Cambridge (MA): MIT Press.
- Pissarides, C. A., Petrongolo, B. (2001). Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function. *Journal of Economic Literature*, 39(2), 390–431, <https://doi.org/10.1257/jel.39.2.390>
- Ravenna, F., Walsh, C. E. (2011). Welfare-Based Optimal Monetary Policy with Unemployment and Sticky Prices: A Linear-Quadratic Framework. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(2), 130–162, <https://doi.org/10.1257/mac.3.2.130>
- Sargent, T. J. (1979). *Macroeconomic Theory*. New York, Academic Press. ISBN 9780126197501.
- 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>
- Stiglitz, J. E. (2014). Crises: Principles and Policies With an Application to the Euro Zone Crisis, in Stiglitz, J. E., Heymann, D., eds., *Life After Debt. International Economic Association Series*. London: Palgrave Macmillan, https://doi.org/10.1057/9781137411488_2
- Stockhammer, E. (2004). Explaining European Unemployment: Testing the NAIEU Hypothesis and a Keynesian Approach. *International Review of Applied Economics*, 18(1), 3–23, <https://doi.org/10.1080/0269217032000148618>
- Vargas, S. G., Luna, A. (2014). Slow Growth in the Mexican Economy. *Journal of Post Keynesian Economics*, 37(1), 115–133, <https://doi.org/10.2753/PKE0160-3477370108>
- Večerník, J. (2007). The Czech Labour Market: Historical, Structural and Policy Perspectives. *Prague Economic Papers*, 16(3), 220–236, <https://doi.org/10.18267/j.pep.306>
- Vujčić, B., Deskar-Škrbić, M., Ratkovski, Z., a kol. (2014). Functional Distribution of Income and Economic Activity in Croatia: Post-Keynesian Approach. *Zbornik Radova Ekonomskog Fakulteta u Rijeci-Proceedings of Rijeka Faculty of Economics*, 32(1), 57–73, <https://doi.org/10.2139/ssrn.2226906>
- Zdeněk, R., Střeleček, F. (2012). Evaluation of Development of Employment, Average Wage and Labour Productivity Using Shift-Share Analysis. *E+M Ekonomie a Management*, 15(3), 4–15.