

# SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA a DEMOGRAFIA

SLOVAK STATISTICS  
and DEMOGRAPHY

1/2020

ročník/volume 30

Recenzovaný vedecký časopis so zameraním na prezentáciu moderných štatistických a demografických metód a postupov.

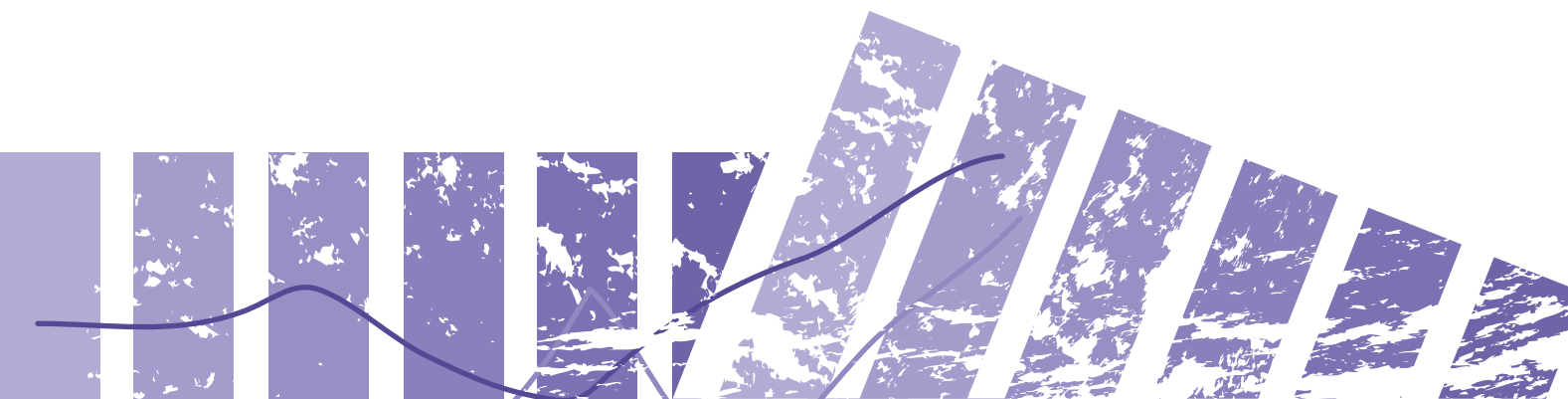
Scientific peer-reviewed journal focusing on the presentation of modern statistical and demographic methods and procedures.

Článok/Article: 1

Typ článku/Type of article: vedecký článok/scientific article

Strany/Pages: 3 – 14

Dátum vydania/Publication date: 15. január 2020/January 15, 2020



**Ján HALUŠKA**  
**INFOSTAT – Inštitút informatiky a štatistiky**

**VÝKONNOSŤ PRIEMYSLU PO VSTUPE SR DO EÚ**  
**(Analýza a modelovanie na báze kointegrácie)**

**INDUSTRY PERFORMANCE AFTER SLOVAKIA'S ACCESSION TO THE EU**  
**(Analysis and modelling based on co-integration)**

**ABSTRAKT**

V slovenskej ekonomike sa produkcia priemyslu podieľa významnou mierou na krytí domáceho a vonkajšieho dopytu. Zatiaľ čo v roku 2003, čiže tesne pred vstupom SR do EÚ, dosiahli tržby priemyslu z predaja tovarov v bežných cenách 44,2 mld. €, v roku 2018 činili 99,6 mld. €. Výkonnosť priemyslu v roku 2018 bola teda viac ako dvakrát vyššia ako v roku 2003. Prispel k tomu domáci aj vonkajší dopyt, ale vplyv vonkajšieho dopytu bol omnoho silnejší. Svedčí o tom skutočnosť, že kým v roku 2003 boli tržby priemyslu z predaja tovarov do zahraničia a tuzemska viac menej rovnaké, v roku 2018 boli prvé z nich takmer o 50 % vyššie ako druhé. Rozhodujúci vplyv na rast tržieb priemyslu z predaja tovarov do zahraničia mal v uvedenom 16 ročnom období zvyšujúci sa dopyt z krajín eurozóny. Cieľom príspevku je identifikovať a kvantifikovať vplyv tých faktorov, ktoré prispeli štatisticky významne k rastu výkonnosti priemyslu po vstupe SR do EÚ.

**ABSTRACT**

In the Slovak economy, the industrial production contributes significantly to the coverage of domestic and external demand. While in 2003, just before Slovakia joined the EU, industrial turnover at current prices reached EUR 44,2 billion, in 2018 it amounted to EUR 99,6 billion. Compared to 2003, the performance of industry in 2018 was more than twice as high. Domestic and external demand have contributed to this, but the impact of the external demand was much stronger. This is evidenced by the fact that while in 2003, external industrial turnover and domestic turnover were more or less the same, in 2018 the former was almost by 50 % higher than the latter. The increasing demand from the euro area countries, in the 16-year period, had a decisive impact on the growth of industrial turnover. The aim of this paper is to identify and measure the impact of those factors that significantly contributed to the growth of industry performance after Slovakia's accession to the EU.

**KLÚČOVÉ SLOVÁ**

výkonnosť priemyslu, tržby priemyslu z predaja tovarov, priemyselná produkcia, nové objednávky priemyslu, analýza časových radov, kointegračný prístup

**KEY WORDS**

industry performance, industrial turnover, industrial production, new industrial orders, time series analysis, co-integration approach

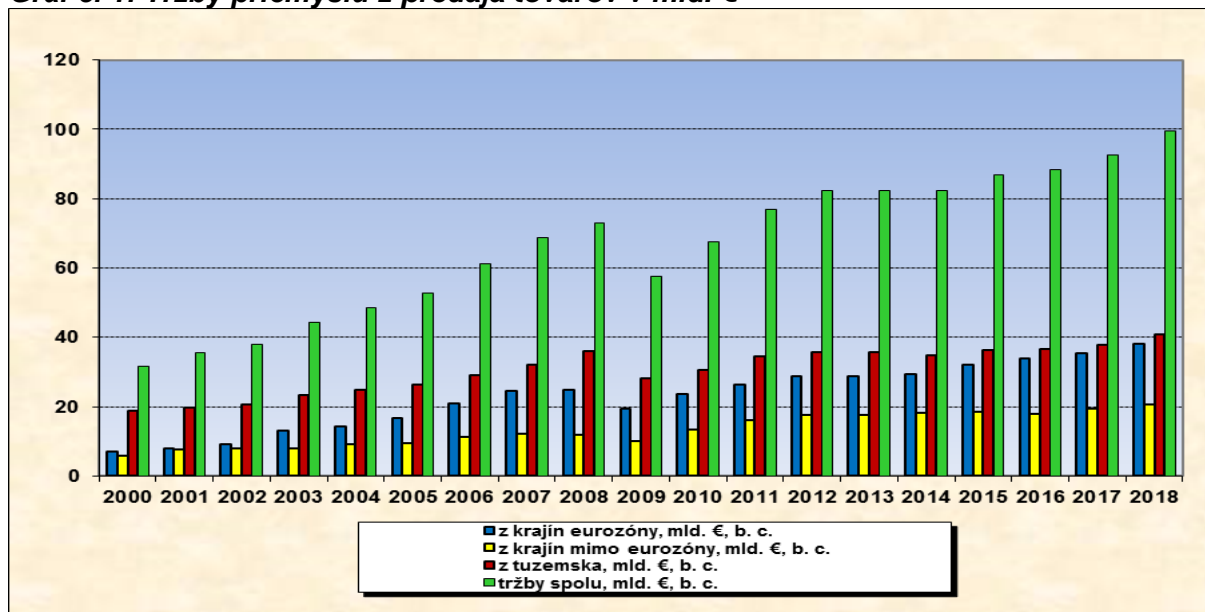
**1. ÚVOD**

Priemysel je odvetvím, ktoré významnou mierou prispieva k rastu výkonnosti slovenskej ekonomiky (meranej tvorbou HDP v stálych cenách) v celom období jej doterajšieho fungovania, pričom podiel pridanej hodnoty vytvorenej v priemysle na tvorbe reálneho HDP sa v čase zvyšuje. Zatiaľ čo v roku 1995 tento podiel

predstavoval 17 %, v roku 2003, teda tesne pred vstupom SR do EÚ, činil 20,5 %. Rast jeho podielu na tvorbe HDP pokračuje aj od vstupu SR do EÚ, pričom v roku 2018 dosiahol 27,7 %.

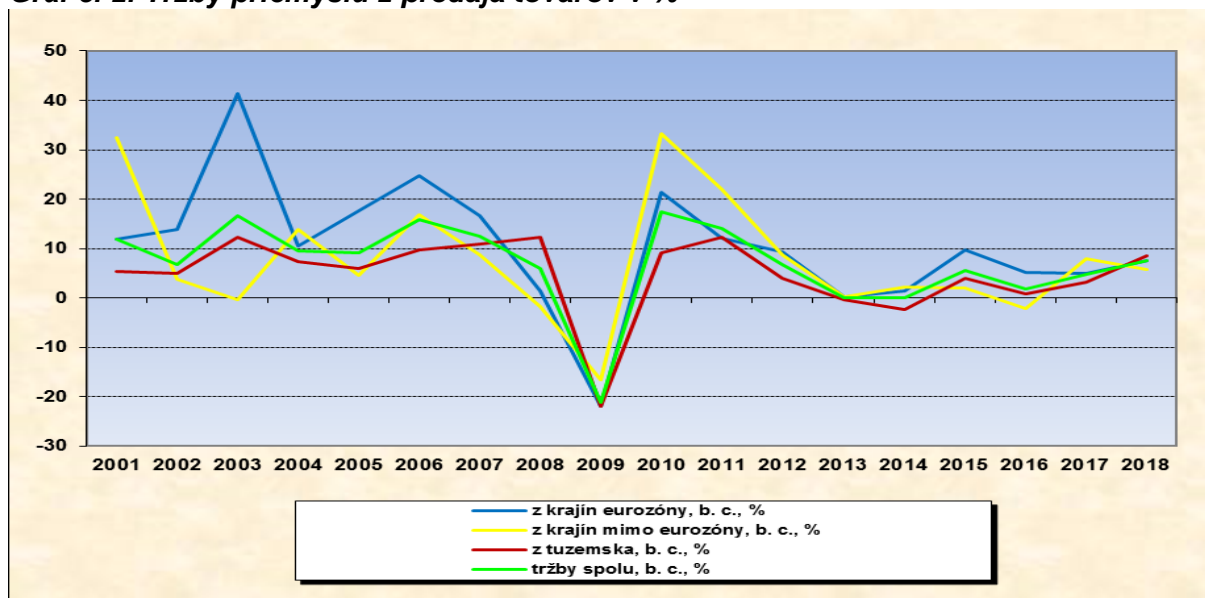
Rast podielu priemyslu na tvorbe HDP znamená, že výkonnosť priemyslu sa zvyšuje rýchlejšie ako výkonnosť celého hospodárstva. Z grafu č. 1 vyplýva, že výkonnosť priemyslu (meraná tržbami priemyslu z predaja tovarov v bežných cenách) od roku 2000 takmer sústavne rastie. Pokles výkonnosti priemysel zaznamenal len v roku 2009, keď sa vplyvom globálnej hospodárskej a finančnej krízy jeho celkové tržby v bežných cenách medziročne znížili cca o 15,5 mld. €, resp. o 21,1 %. Pokles tržieb zaznamenal priemysel v roku 2009 z tuzemska aj zo zahraničia, ale z tuzemska bol pokles jeho tržieb relatívne hlbší.

**Graf č. 1: Tržby priemyslu z predaja tovarov v mld. €**



Zdroj: ŠÚ SR

**Graf č. 2: Tržby priemyslu z predaja tovarov v %**

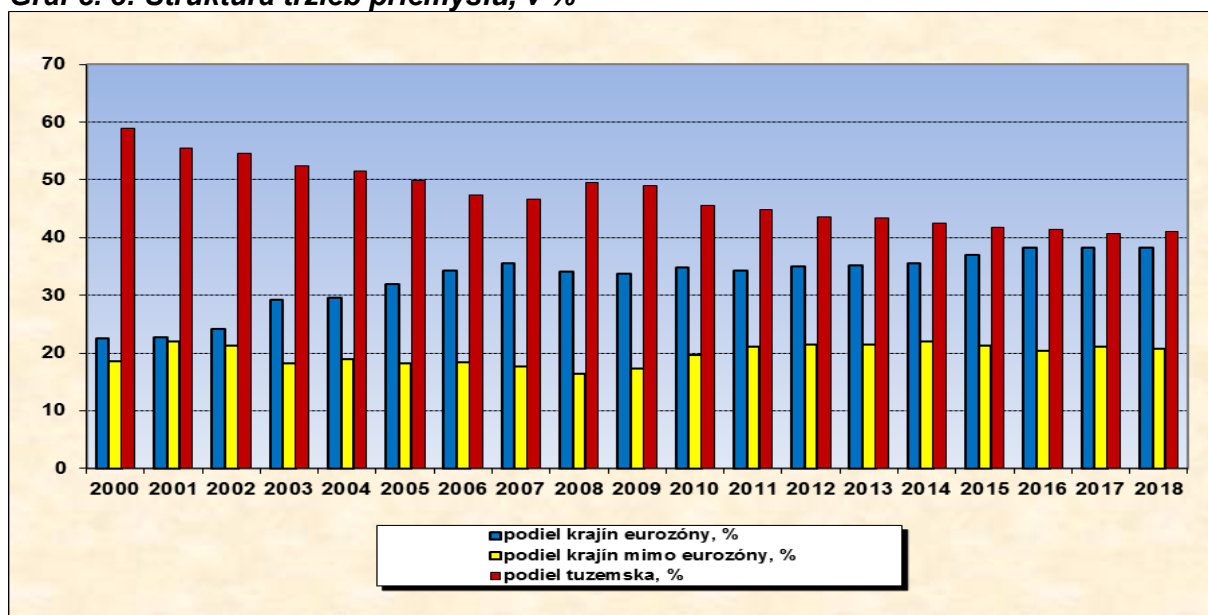


Zdroj: ŠÚ SR, vlastné výpočty autora

Od roku 2010 sa výkonnosť priemyslu opäť zvyšuje, k čomu prispieva domáci i vonkajší dopyt. Dynamika ich rastu je však nižšia ako pred rokom 2009, teda pred krízou, pričom vonkajší dopyt rastie – podobne ako pred krízou – podstatne rýchlejšie ako domáci dopyt (graf č. 2). Tržby priemyslu zo zahraničia totiž dosiahli svoju predkrízovú úroveň z roku 2008 už v roku 2010, zatiaľ čo tržby priemyslu z tuzemska až v roku 2015. Ešte názornejšie o tom vypovedá skutočnosť, že oproti predkrízovej úrovni z roku 2008 boli tržby priemyslu z tuzemska v roku 2018 vyššie len o 13,5 %, zatiaľ čo tržby priemyslu zo zahraničia takmer o 60 %.

Napriek výraznému poklesu v roku 2009 sa celkové tržby priemyslu z predaja tovarov v bežných cenách zvyšovali v rokoch 2001 – 2018 v priemere o 6,6 % ročne. K ich rastu prispieval domáci dopyt aj dopyt zo zahraničia, ale vplyv dopytu zo zahraničia bol omnoho silnejší. Tržby priemyslu zo zahraničia sa totiž v uvedenom období zvyšovali v priemere o 8,7 % ročne, kým tržby priemyslu z tuzemska v priemere o 4,5 % ročne. V štruktúre celkových tržieb priemyslu z predaja tovarov sa v dôsledku toho podiel tržieb priemyslu z tuzemska znížil z cca 59 % v roku 2000 na 41 % v roku 2018, zatiaľ čo podiel tržieb priemyslu zo zahraničia adekvátne vzrástol (graf č. 3). Bolo to vplyvom rastu podielu tržieb priemyslu z krajín eurozóny (z cca 22 % v roku 2000 na cca 39 % v roku 2018), pretože podiel tržieb priemyslu z krajín mimo eurozóny sa výraznejšie nemenil a osciloval okolo 20 %.

**Graf č. 3: Štruktúra tržieb priemyslu, v %**



**Zdroj: ŠÚ SR, vlastné prepočty autora**

K obnoveniu rastu výkonnosti priemyslu po roku 2009 došlo v rozhodujúcej miere zásluhou vonkajšieho dopytu. Z vecného hľadiska ide hlavne o dopyt po produkcii nových výrobných kapacít v automobilovom a elektrotechnickom priemysle, ktoré boli po vstupe SR do EÚ v roku 2004 vybudované na báze priamych zahraničných investícií. Zásluhou týchto nových výrobných kapacít v priemysle sa exportná schopnosť slovenskej ekonomiky výrazne zvýšila, dôkazom čoho je obrat vo vývoji

obchodnej bilancie v roku 2009. Kým pred rokom 2009 vykazovala obchodná bilancia permanentne deficit, od roku 2009 má prebytkový charakter<sup>1</sup>.

Zvyšujúca sa exportná schopnosť v kombinácii s rastúcim domácim dopytom vytvárali v posledných rokoch základné predpoklady na relatívne vysoký rast výkonnosti slovenskej ekonomiky. Vzhľadom na to, že jej exportná výkonnosť závisí v rozhodujúcej miere od výkonnosti priemyslu, je namiesto otázky týkajúca sa faktorov, ktoré výkonnosť priemyslu štatisticky významne determinovali.

Identifikovať tieto faktory a kvantifikovať ich vplyv na výkonnosť priemyslu v období od vstupu SR do EÚ bolo hlavnou motiváciou na analýzu a modelovanie na báze konceptu kointegrácie, ktorý vedie ku konštrukcii modelov s korekčným členom (ECM) [2, 4, 6]. Výsledky modelovania a analýzy sú prezentované v tomto článku. Východisko tvorili štvrtročné časové rady relevantných ukazovateľov slovenskej ekonomiky za obdobie 1. štvrťrok 2004 až 4. štvrťrok 2018, čo spolu predstavuje 70 štvrtročných pozorovaní<sup>2</sup>.

Koncept kointegrácie je dnes všeobecne známy a jeho využitie v aplikovanom ekonometrickom výskume je štandardom už aj u nás. Svedčia o tom výsledky aplikovaného ekonometrického výskumu dosiahnuté v EÚ SAV, IFP pri MF SR, NBS i v rezorte Štatistického úradu SR (ŠÚ SR). V prípade, že analýza a modelovanie sú založené na štvrtročných časových radoch, dajú sa využiť nielen časové rady ich prvých diferencií, ale aj časové rady ich sezónnych diferencií, pretože sú tiež interpretovateľné<sup>3</sup>. Časové rady sezónnych diferencií doteraz u nás podľa vedomostí autora článku ešte neboli na konštrukciu modelov s korekčným členom využité. To bola motivácia navyše, pretože pomocou nich možno preklenúť problém sezónnosti v časových radoch. Vyplýva to z [3], kde sú formulované základné princípy konštrukcie modelov s korekčným členom.

## 2. ŠTATISTICKÉ VLASTNOSTI ČASOVÝCH RADOV SKÚMANÝCH UKAZOVATEĽOV

ŠÚ SR sleduje výkonnosť priemyslu, ktorá sa analyzuje a modeluje v tomto článku, na mesačnej báze pomocou dvoch vecne príbuzných ukazovateľov. Sú to tržby priemyslu z predaja tovarov v bežných cenách (spomínané v úvode) a index priemyselnej produkcie (*IPP*), ktorý vyjadruje zmeny v jej objeme, teda zmeny priemyselnej produkcie vyjadrenej v stálych cenách. Časové rady tržieb priemyslu z predaja tovarov do zahraničia a tuzemska v bežných cenách možno prepočítať do stálych cien pomocou časového radu indexu cien priemyselných výrobcov na export (*PPIX*), resp. časového radu indexu cien priemyselných výrobcov pre tuzemsko (*PPI*), ktoré ŠÚ SR sleduje tiež na mesačnej báze.

Vývoj priemyselnej produkcie a tržieb priemyslu spolu v stálych cenách je v podobe štvrtročných časových radov ich bázičných indexov so základom 2015 = 100

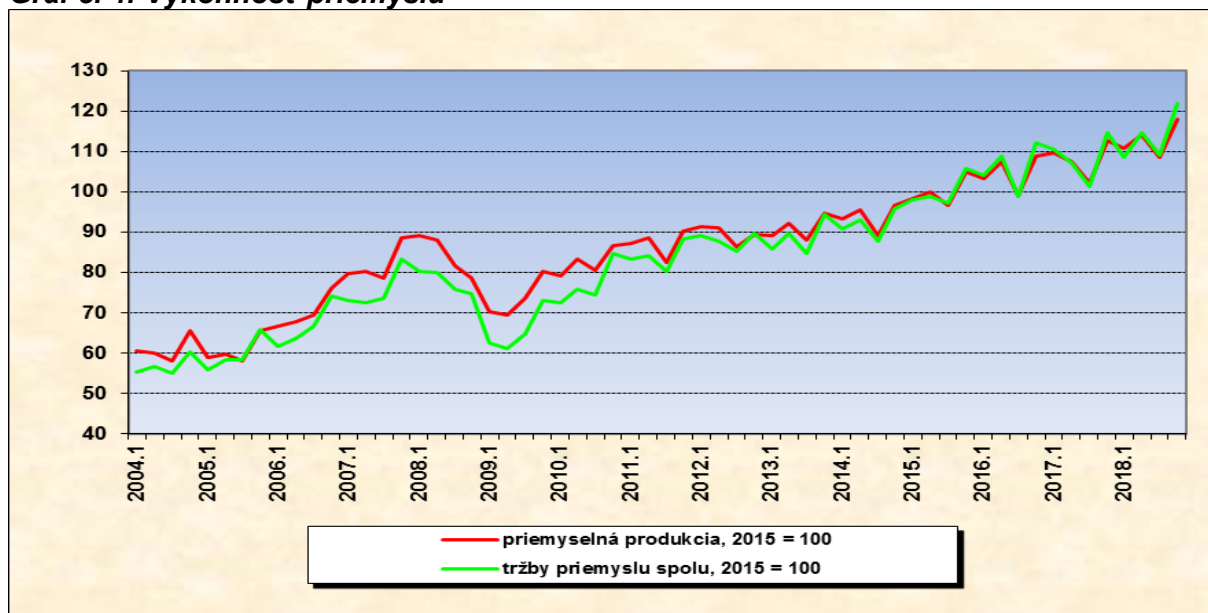
<sup>1</sup> V rozhodujúcej miere k tomu prispieva vývoz nových osobných automobilov, ktorého podiel na celkovom vývoze tovarov v bežných cenách vzrástol z 13,7 % v roku 2009 na 23,5 % v roku 2018.

<sup>2</sup> Obdobie pred rokom 2004 bolo z analýzy vynechané účelovo, aby časové rady boli "očistené" od vplyvu vývojových tendencií, ktoré slovenská ekonomika zaznamenala pred vstupom do EÚ. Štvrtročné časové rady ukazovateľov vznikli transformáciou z rovnomenných mesačných časových radov.

<sup>3</sup> Sezónne diferencie predstavujú rozdiel medzi dvoma pozorovaniami z toho istého obdobia (mesiaca, štvrťroka) v dvoch po sebe idúcich rokoch. Ak časový rad sezónnych diferencií je stacionárny, pôvodný časový rad sa označuje za sezónne integrovaný [2].

zobrazený na grafe č. 4. Je zrejmé, že tendencia vývoja výkonnosti priemyslu je podľa obidvoch časových radov v zásade rovnaká.

**Graf č. 4: Výkonnosť priemyslu**



**Zdroj: ŠÚ SR, vlastné prepočty autora**

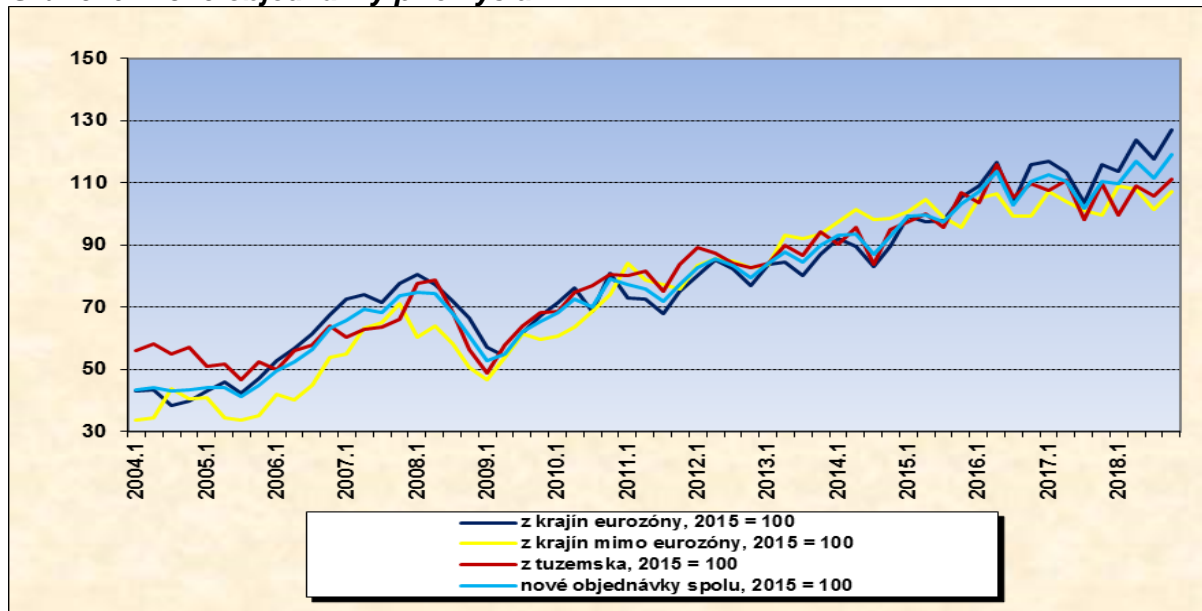
Výsledky modelovania prezentované v nasledujúcej časti článku sú založené na východiskovej hypotéze, že výkon priemyslu je determinovaný najmä vonkajším a domácim dopytom. Na účely analýzy a modelovania možno ich vplyv na výkonnosť priemyslu vyjadriť a skúmať pomocou časových radov nových objednávok pre priemysel zo zahraničia (*NOFP*) a tuzemska (*NODP*) v bežných cenách, ktoré sú k dispozícii tiež na mesačnej báze<sup>4</sup>. ŠÚ SR sleduje a vykazuje nové objednávky pre priemysel zo zahraničia aj v členení na nové objednávky z krajín eurozóny a z krajín mimo nej. Z nich boli pomocou časových radov základných indexov *PPIX* a *PPI* odvodené časové rady nových objednávok pre priemysel zo zahraničia a tuzemska v stálych cenách. Vývoj nových objednávok priemyslu v stálych cenách je v podobe štvrtročných časových radov ich základných indexov so základom 2015 = 100 zobrazený na grafe č. 5.

Makroekonomické prostredie, v ktorom priemysel v analyzovanom období fungoval, sa však vyznačovalo aj zmenami ďalších faktorov (parametrov), nielen meniacim sa dopytom, ktoré v konečnom dôsledku tiež určitým spôsobom determinovali výkonnosť priemyslu v každom štvrtroku analyzovaného obdobia. Aby prostredie, v ktorom priemysel fungoval, bolo modelovo podchytené komplexnejšie, východiskovú hypotézu možno rozšíriť a skúmať napríklad aj vplyv zamestnanosti v priemysle, produkcie stavebníctva, ale tiež vplyv situácie (nerovnováhy) na trhu práce alebo vplyv faktorov kvalitatívneho charakteru, ktoré poskytujú výsledky konjunkturálnych prieskumov. V tejto súvislosti ide najmä o indikátor dôvery v priemysle alebo indikátor

<sup>4</sup> Nové objednávky priemyslu boli využité na analýzu a modelovanie vývoja priemyselnej produkcie preto, lebo majú potenciál aproximovať vývoj vonkajšieho a domáceho dopytu. Okrem toho, motiváciou na výskum v tomto prípade nebolo vytvoriť modelový nástroj na prognózovanie vývoja priemyselnej produkcie.

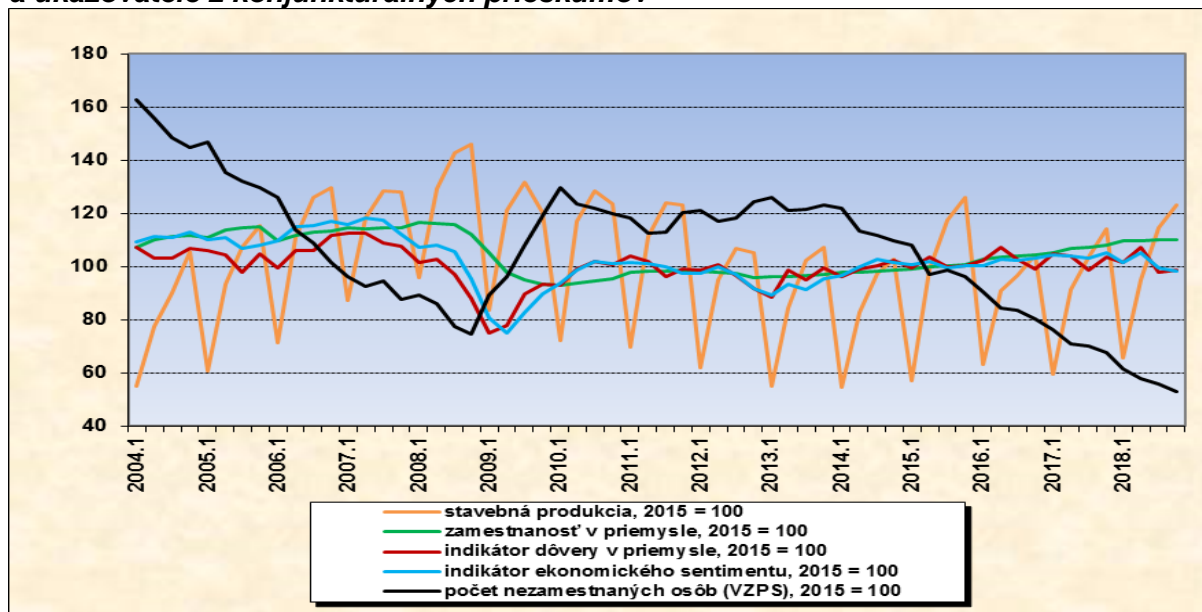
ekonomického sentimentu<sup>5</sup>. Uvedené ukazovatele sú štatisticky sledované a vykazované na mesačnej báze alebo štvrťročnej báze (počet nezamestnaných osôb podľa VZPS) a v podobe štvrťročných časových radov ich bázických indexov so základom 2015 = 100 sú zobrazené na grafe č. 6.

**Graf č. 5: Nové objednávky priemyslu**



Zdroj: ŠÚ SR, vlastné prepočty autora

**Graf č. 6: Stavebná produkcia, zamestnanosť v priemysle, počet nezamestnaných osôb a ukazovatele z konjunkturálnych prieskumov**



Zdroj: ŠÚ SR a vlastné prepočty autora

Z grafov č. 4 až č. 6 vyplýva, že s výnimkou počtu nezamestnaných osôb je spoločným znakom vývoja všetkých ostatných zobrazených ukazovateľov výrazný

<sup>5</sup> Kým v prípade dopytových faktorov a priemyselnej produkcie sa predpokladá priamoúmerný vzťah, v prípade počtu nezamestnaných osôb a priemyselnej produkcie by mal existovať nepriamoúmerný vzťah.

prepad, ktoré zaznamenali začiatkom roku 2009. Ide o zlom trendu v ich vývoji, ktorý bol dôsledkom globálnej finančnej a hospodárskej krízy. Pred rokom 2009 vykazoval každý z nich prevažne rastúci trend, ktorý sa po zlome v ich vývoji s určitým časovým odstupom obnovil. Z grafov č. 4 až č. 6 je tiež zrejmé, že zatiaľ čo nové objednávky priemyslu a výkonnosť priemyslu prekonalu svoju predkrízovú úroveň z roku 2008 v roku 2012 a následne rýchlo rástli, žiaden z ďalších ukazovateľov svoju predkrízovú úroveň z roku 2008 nedosiahol ešte ani v roku 2018. Na druhej strane aj počet nezamestnaných osôb zaznamenal vplyvom globálnej finančnej a hospodárskej krízy v roku 2009 zlom trendu, ale smerom nahor. Od začiatku roka 2014 sa počet nezamestnaných osôb (opäť) znižuje, pričom začiatkom roka 2017 klesol pod svoje predkrízové minimum, ktoré dosiahol vo 4. štvrtroku 2008.

Ďalšou spoločnou vlastnosťou časových radov všetkých ukazovateľov (okrem zlomov v trende ich vývoja na začiatku roka 2009) na grafoch č. 4 až č. 6 je, že každý z nich je štatisticky významne determinovaný vplyvom sezónnosti. Vyplýva to nielen z vizuálneho posúdenia ich vývoja, ale aj z výsledkov ich sezónnej analýzy.

Všetky uvedené časové rady boli analyzované tiež z hľadiska stacionarity. Na základe výsledkov ADF testu možno konštatovať, že časové rady všetkých ukazovateľov na grafe č. 4 až č. 6 sú nestacionárne, čiže vykazujú prítomnosť tzv. jednotkového koreňa. Ide teda o integrované časové rady typu  $I(1)$ , čo znamená, že časové rady ich prvých diferencií sú stacionárne, teda typu  $I(0)$ . Na druhej strane, výsledky ADF testu jednoznačne nepreukázali, že časové rady sezónnych diferencií týchto ukazovateľov sú stacionárne, čo môže súvisieť s meniacou sa sezónnosťou v časových radoch [5]. Výsledky testovania však zároveň ukázali, že časové rady prvých diferencií získané z časových radov sezónnych diferencií týchto ukazovateľov sú stacionárne.

### 3. METODOLOGICKÝ POSTUP A VÝSLEDKY MODELOVANIA

V dôsledku toho, že časové rady vyššie uvedených ukazovateľov sú nestacionárne, faktory, ktoré mali na rast výkonnosti priemyslu po vstupe SR do EÚ štatisticky významný vplyv, boli identifikované na základe konceptu kointegrácie. V rámci modelovania bola výkonnosť priemyslu reprezentovaná časovým radom priemyselnej produkcie. Na kvantifikáciu parametrov modelových vzťahov v tvare ECM boli použité originálne, teda sezónne neočistené časové rady. Boli však transformované logaritmovaním, čo znamená, že hodnoty odhadnutých parametrov sú elasticitami. Transformované časové rady premenných sú kvôli odlíšeniu od ich pôvodných časových radov v texte ďalej označené malými písmenami.

Výsledky modelovania vývoja priemyselnej produkcie boli získané pomocou dvojkrokovej *Engle-Grangerovej* metódy. V 1. kroku bol pomocou metódy najmenších štvorcov odhadnutý dlhodobý rovnovážny vzťah medzi nestacionárnymi premennými. Odhadnuté parametre tohto vzťahu, ktoré sú dlhodobými elasticitami, sú zložkami hľadaného kointegračného vektora. V 2. kroku bol časovo oneskorený rad rezíduí vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu využitý na kvantifikáciu parametrov modelu s korekčným členom [1].

Výsledkom modelovania sú tri modely s korekčným členom. Jeden je založený na časových radoch prvých diferencií premenných (1), ďalšie dva modely sú založené na



časových radoch prvých diferencií získaných z časových radov sezónnych diferencií premenných (2) a (3). Ich všeobecný tvar možno zapísať nasledovne:

$$\Delta_1(y_t) = \alpha + \beta\Delta_1(x_t) + \lambda ect_{t-1} \quad (1)$$

$$\Delta_1\Delta_4(y_t) = \alpha + \beta\Delta_1\Delta_4(x_t) + \lambda ect_{t-4} \quad (2)$$

$$\Delta_1\Delta_4(y_t) = \alpha + \beta\Delta_1\Delta_4(x_t) + \lambda\Delta_1(ect_{t-4}) \quad (3)$$

kde  $ect$  je korekčný člen<sup>6</sup>.

Dlhodobý rovnovážny vzťah tvorí spoločný základ na konštrukciu všetkých troch modelov s korekčným členom. Jeho parametre, uvedené v tabuľke č. 1, sú zložkami hľadaného kointegračného vektora. Časový rad rezíduí z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je totiž podľa výsledkov ADF testu stacionárny.

Modely v tabuľke č. 2 – 4 sa navzájom odlišujú špecifikáciou vysvetľujúcich premenných a veľkosťou časového oneskorenia korekčného člena ( $ect$ ), pričom model v tabuľke č. 4 sa odlišuje aj spôsobom vyjadrenia vplyvu korekčného člena. Všetky tri modely majú charakter modelov s korekčným členom. Ich parametre teda možno interpretovať štandardným spôsobom, čo znamená, že sú to krátkodobé elasticity a parameter korekčného člena je koeficientom dlhodobého prispôsobovania sa.

**Tabuľka č. 1: Dlhodobý rovnovážny vzťah pre  $ipp$**

obdobie 2004q1 - 2018q4; $R^2 = 0.991$					
Konštanta	$nofp/ppix$	$nodp/ppi$	$luilo$	$sd3$	$sd4$
2.376 (24.5)	0.402 (12.7)	0.170 (4.9)	-0.083 (-5.7)	-0.024 (-3.9)	0.026 (4.3)

Zdroj: vlastné výpočty autora; v zátvorkách sú uvedené t-štatistiky

**Tabuľka č. 2: Model pre  $\Delta_1ipp$**

obdobie 2004q2 - 2018q4; $R^2 = 0.912$ ; MAPE: 1.3%; 1.5%					
Konštanta	$\Delta_1(nofp/ppix)$	$\Delta_1(nodp/ppi)$	$\Delta_1(luilo)$	$ect(-1)$	$sd4$
-0.017 (-5.9)	0.269 (5.6)	0.272 (7.6)	-0.148 (-3.4)	-0.677 (-5.3)	0.067 (11.8)

Zdroj: vlastné výpočty autora; v zátvorkách sú uvedené t-štatistiky

**Tabuľka č. 3: Model pre  $\Delta_1\Delta_4ipp$**

obdobie 2005q2 - 2018q4; $R^2 = 0.821$ ; MAPE: 1.7%; „na“					
konštanta	$\Delta_1\Delta_4(nofp/ppix)$	$\Delta_1\Delta_4(nodp/ppi)$	$\Delta_1\Delta_4(iod4)$	$ect(-4)$	$\Delta_1\Delta_4(ipp(-1))$
.	0.269 (5.4)	0.190 (5.0)	0.193 (3.3)	-0.875 (-5.1)	-0.135 (-1.9)

Zdroj: vlastné výpočty autora; v zátvorkách sú uvedené t-štatistiky

<sup>6</sup> Znak  $\Delta_1$  pred symbolom premennej vyjadruje prvú diferenciu jej logaritmu (tabuľka č. 2) alebo prvú diferenciu časového radu rezíduí z dlhodobého rovnovážneho vzťahu (tabuľka č. 4). Znak  $\Delta_1\Delta_4$  pred symbolom premennej vyjadruje prvú diferenciu zo sezónnych diferencií jej logaritmu (tabuľka č. 3 a č. 4). Číslo -1 alebo -4 v zátvorke za symbolom korekčného člena znamená, že korekčný člen pôsobí na endogénnu premennú s časovým oneskorením o jeden štvrtrok, resp. o štyri štvrtroky.

**Tabuľka č. 4: Model pre  $\Delta_1\Delta_4ipp$**

obdobie 2005q2 - 2018q4; $R^2 = 0.903$ ; MAPE: 1.3%; 4.3%				
konštanta	$\Delta_1\Delta_4(nofp/ppix)$	$\Delta_1\Delta_4(nodp/ppi)$	$\Delta_1\Delta_4(ioz4)$	$\Delta_1(ect(-4))$
.	0.300	0.196	0.107	-0.899
.	(7.9)	(6.9)	(3.6)	(-9.1)

**Zdroj: vlastné výpočty autora; v zátvorkách sú uvedené t-štatistiky**

Parametre všetkých vysvetľujúcich premenných v jednotlivých modeloch (vrátane parametra korekčného člena) majú očakávané znamienka a sú štatisticky významné väčšinou na hladine 1 %. Z hodnôt parametra korekčného člena vyplýva, že rýchlosť návratu k dlhodobému rovnovážnemu stavu je vo všetkých modeloch vysoká. Všetky tri modely majú vysokú výrokovú schopnosť a rezíduá, ktoré z nich vyplývajú, majú podľa výsledkov testovania normálne rozdelenie a nie sú vzájomne autokorelované. Výsledky získané pomocou testov CUSUM a CUSUM of Squares preukázali, že odhadnuté parametre každého z modelov sa vyznačujú stabilitou.

Z tabuľky č. 1 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj priemyselnej produkcie štatisticky významne determinovaný novými objednávkami priemyslu zo zahraničia a tuzemska. Dlhodobá elasticita priemyselnej produkcie na dopyt zo zahraničia je viac ako dvakrát vyššia ako na dopyt z tuzemska. Z dlhodobého hľadiska má na vývoj výkonnosti priemyslu okrem týchto dopytových faktorov štatisticky významný vplyv aj situácia na trhu práce vyjadrená počtom nezamestnaných osôb podľa VZPS (*lulo*). Sezónne premenné (*sd3* a *sd4*) prispievajú k vysvetleniu pravidelného sezónneho poklesu, resp. sezónneho vzostupu priemyselnej produkcie v 3. štvrťroku, resp. vo 4. štvrťroku analyzovaného obdobia. Žiaden z potenciálnych ďalších vysvetľujúcich faktorov, ktoré sú spomenuté v predchádzajúcej časti, nemá na vývoj výkonnosti priemyslu z dlhodobého hľadiska významný vplyv. Vzhľadom na ich omnoho pomalší rast po roku 2009 (voči rastu výkonnosti priemyslu) to nie je prekvapujúci výsledok.

Na základe tabuliek č. 2 – 4 možno konštatovať, že vývoj *ipp* je štatisticky významne determinovaný vonkajším a domácim dopytom aj z krátkodobého hľadiska. Presnejšie povedané, krátkodobé (medzikvartálne i medziročné) relatívne zmeny *ipp* štatisticky významne závisia od príslušných krátkodobých relatívnych zmien vonkajšieho aj domáceho dopytu. Krátkodobá elasticita zmien *ipp* na zmeny vonkajšieho dopytu je vo väčšine modelov vyššia ako na zmeny domáceho dopytu. Na medzikvartálnej báze sú relatívne zmeny *ipp* významne determinované tiež relatívnymi zmenami počtu nezamestnaných osôb, zatiaľ čo na medziročnej báze majú na relatívne zmeny *ipp* významný vplyv ešte relatívne zmeny indikátora očakávanej zamestnanosti (*ioz4*), resp. indikátora očakávaného dopytu (*iod4*) čo sú ukazovatele, ktoré sú zostavené z výsledkov konjunkturálnych prieskumov v štyroch odvetviach hospodárstva (priemysel, stavebníctvo, obchod, služby).

#### 4. PROGNOTICKÁ APLIKÁCIA MODELOV S KOREKČNÝM ČLENOM EX POST A EX ANTE

Schopnosť uvedených troch modelov s korekčným členom vyjadriť skutočný vývoj priemyselnej produkcie v analyzovanom období, teda za minulosť, bola overená pomocou tzv. *in-sample* prognostickej aplikácie *ex post*. Vzhľadom na to, že časovo posunutá endogénna premenná je jednou z ich vysvetľujúcich premenných, bola

uvedená schopnosť modelov verifikovaná na základe ich statickej aj dynamickej simulačnej aplikácie ex post<sup>7</sup>.

Ako vyplýva z tabuľky č. 2 – 4, štatistika MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*) mala pri statickej simulácii ex post hodnoty 1,3 %, 1,7 % a 1,3 %, pri dynamickej simulácii hodnoty 1,5 %, „na“, 4,3 %. Inak povedané, skutočný vývoj priemyselnej produkcie vystihujú presnejšie výsledky statickej simulácie modelov ex post, čo je v súlade s očakávaním. Chýbajúca hodnota MAPE („na“) pre model v tabuľke č. 3 vyjadruje, že pri dynamickej simulácii tento model „skolaboval“, pretože korekčný mechanizmus v danom tvare fungoval len do zlomu vo vývoji *ipp* v roku 2009 a potom zlyhal. Ako ukazuje tabuľka č. 4, modifikovaná verzia tohto modelu, v ktorej sa zmenil tvar korekčného mechanizmu, fungovala pri dynamickej simulácii v celom analyzovanom období, teda aj po roku 2009.

Pomocou každého z uvedených troch modelov s korekčným členom bola zostavená krátkodobá predikcia vývoja priemyselnej produkcie v 1. a 2. štvrťroku 2019. V rámci tzv. *out-of-sample* simulačnej aplikácie modelov boli využité skutočné hodnoty ich vysvetľujúcich premenných v 1. a 2. štvrťroku 2019, pretože v čase spracovania tohto príspevku už boli známe. Keďže bol známy aj vývoj priemyselnej produkcie v 1. a 2. štvrťroku 2019, výsledky krátkodobej predikcie *ex ante* jej vývoja získanej z jednotlivých modelov, ktoré sú uvedené v tabuľke č. 5, je možné porovnať so skutočným vývojom priemyselnej produkcie v horizonte predikcie.

Z tabuľky č. 5 vyplýva, že priemyselná produkcia (IPP) zaznamenala v 1. štvrťroku 2019 na medziročnej báze rast o 7,0 %. Dynamika jej rastu sa teda výrazne zrýchlila, pretože IPP v 1. štvrťroku 2018 vzrástol len o 0,9 %. Zrýchlenie dynamiky rastu IPP v 1. štvrťroku 2019 vyjadrujú aj výsledky prognostickej aplikácie každého z troch modelov. Model (1) však skutočný rast IPP v 1. štvrťroku 2019 nadhodnotil (o 0,6 p. b.), kým modely (2) a (3) ho naopak podhodnotili (o 1,5 p. b., resp. o 0,5 p. b.). V tomto prípade ide o výsledky statickej simulačnej aplikácie modelov, pretože boli získané pomocou skutočných hodnôt IPP vo 4. štvrťroku 2018.

**Tabuľka č. 5: Skutočný a prognózovaný vývoj IPP, medziročné zmeny v %**

	IPP	IPP model (1)	IPP model (2)	IPP model (3)
2019q1	7.0	7.6ss	5.5ss	6.5ss
2019q2	2.6	0.3ds	-0.3ds	0.8ds
2019q2	2.6	0.4ss	0.6ss	2.9ss

**Zdroj: ŠÚ SR, vlastné výpočty; ss – statická simulácia, ds – dynamická simulácia**

V 2. štvrťroku 2019 zaznamenala priemyselná produkcia na medziročnej báze rast o 2,6 %, čo znamená, že dynamika jej rastu sa výrazne spomalila, pretože v 2. štvrťroku 2018 IPP vzrástol o 6,2 %. Spomalenie dynamiky rastu IPP v 2. štvrťroku 2019 vyjadrujú aj výsledky prognostickej aplikácie každého z troch modelov. Skutočné spomalenie rastu IPP však každý z troch modelov nadhodnocuje, ale diferencovanou mierou. Relatívne najviac ho nadhodnocuje model (2), relatívne najmenej model (3). V tomto prípade ide o výsledky dynamickej simulačnej aplikácie modelov, pretože neboli získané pomocou skutočných hodnôt IPP v 1. štvrťroku 2019, ale pomocou tých

<sup>7</sup> Pri statickej simulácii nadobúda časovo oneskorená endogénna premenná svoje skutočné hodnoty, pri dynamickej simulácii nadobúda vypočítané hodnoty.

hodnôt IPP v 1. štvrtroku 2019, ktoré boli určené statickou simulačnou aplikáciou modelov. V porovnaní so skutočným vývojom IPP sú preto výsledky simulačných aplikácií modelov v 2. štvrtroku 2019 relatívne menej presné ako v 1. štvrtroku 2019.

Okrem výsledkov dynamickej simulačnej aplikácie modelov sú pre 2. štvrtrok 2019 uvedené v tabuľke č. 5 aj výsledky ich statickej simulačnej aplikácie, ktoré boli získané pomocou skutočných hodnôt IPP v 1. štvrtroku 2019. Proti skutočnému vývoju IPP v 2. štvrtroku 2019 sú výsledky statickej simulačnej aplikácie relatívne presnejšie ako výsledky dynamickej simulačnej aplikácie. Zatiaľ čo výsledky získané pomocou modelov (1) a (2) skutočné spomalenie rastu IPP v 2. štvrtroku 2019 aj v tomto prípade nadhodnocujú, výsledky získané z modelu (3) ho naopak podhodnocujú, ale len veľmi mierne.

## 5. ZÁVER

Výsledkom kointegračnej analýzy a modelovania sú tri modely s korekčným členom, ktoré zobrazujú vývoj krátkodobej dynamiky priemyselnej produkcie na medzikvartálnej aj na medziročnej báze. Na základe dosiahnutých výsledkov možno konštatovať, že štatisticky významnými determinantmi vývoja výkonnosti priemyslu od vstupu SR do EÚ sú predovšetkým dopytové faktory, ktoré sú v analýze reprezentované novými objednávkami priemyslu zo zahraničia a tuzemska. Vystupujú v špecifikácii všetkých troch modelov s korekčným členom, pričom v kombinácii s vplyvom ďalších použitých vysvetľujúcich premenných, dokážu s dostatočnou mierou presnosti vysvetliť dlhodobý stochastický trend vývoja priemyselnej produkcie aj zmeny v jej krátkodobej dynamike. Z výsledkov simulačných aplikácií modelov *ex post* a *ex ante* je zrejmé, že ich výroková schopnosť významne závisí aj od tvaru a veľkosti časového oneskorenia, s ktorým korekčný člen v modeli funguje. Zistenia tohto charakteru majú význam najmä pre prognostické aplikácie modelov s korekčným členom.

## LITERATÚRA

- [1] ASTERIOU, D. – HALL, S. G.: Applied Econometrics (A Modern Approach using Eviews and Microfit). New York: Palgrave MacMillan, 2007.
- [2] BANERJEE, A. – DONALDO, J. – GALBRAITH, J. W. – HENDRY, D. F.: Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Nonstationary Data. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- [3] DAVIDSON, J. H. E. – HENDRY, D. F. – SRBA, F. – YEO, B. S.: Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditures and income in the United Kingdom. In: Economic Journal, 1978, č. 88, s. 661 – 692.
- [4] ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J.: Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. In: Econometrica, 1987, č. 2, s. 251 – 276.
- [5] HYLLEBERG, S. (ed.): Modelling Seasonality. Oxford: Oxford University Press, 1992. 482 s. ISBN: 9780198773184.
- [6] MACKINNON, J. G.: Critical Values for Cointegration Tests. QED, Working Paper, 2010, č. 1227, Kingston, Queens' s University.

## RESUMÉ

Cieľom príspevku je identifikovať, kvantifikovať a modelovo vyjadriť vplyv tých faktorov, ktoré od vstupu SR do EÚ v roku 2004 štatisticky významne determinujú vývoj výkonnosti priemyslu. Modelový prístup je založený na koncepte kointegrácie, ktorý vedie ku konštrukcii modelov s korekčným členom. Predikčná schopnosť

vytvorených modelov bola overená pomocou statickej a dynamickej simulácie *ex post* a *ex ante*.

## **RESUME**

The aim of the paper is to identify, measure and model the impact of those factors that have been significantly determining the development of industrial production since Slovakia joined the EU in 2004. The model approach is based on the concept of cointegration, which leads to the construction of error correction models. The predictive power of the models was verified by static and dynamic *ex post* and *ex ante* simulation.

## **PodĎakovanie**

*Táto práca bola podporená Agentúrou na podporu výskumu a vývoja na základe zmluvy č. APVV-16-0630.*

## **PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS**

*Ing. Ján Haluška, PhD., je absolventom Vysokej školy ekonomickej v Bratislave. Dlhodobou sa zaoberá problematikou konštrukcie ekonometrických modelov a ich využitia na podporu spracovania makroekonomických analýz a prognóz vývoja slovenskej ekonomiky. Výsledky aplikovaného výskumu publikuje v odborných časopisoch.*

## **KONTAKT**

haluska@infostat.sk