

**UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY**

**VZŤAH KONJUNKTURÁLNYCH INDIKÁTOROV A EKONOMICKÉHO
VÝVOJA SLOVENSKEJ REPUBLIKY**

2011

Marek Zelenay

**UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY**

Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky

**VZŤAH KONJUNKTURÁLNYCH INDIKÁTOROV
A EKONOMICKÉHO VÝVOJA SLOVENSKEJ REPUBLIKY**

**Evidenčné číslo
31a6a97d-d6b1-436d-839b-3f56d7290f0c**

Bakalárska práca

**9.1.9 APLIKOVANÁ MATEMATIKA
Ekonomická a finančná matematika**

Vedúci záverečnej práce

RNDr. Ján Klacso

Marek Zelenay

Bratislava 2011



Univerzita Komenského v Bratislave
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Meno a priezvisko študenta: Marek Zelenay
Študijný program: ekonomická a finančná matematika (Jednoodborové štúdium, bakalársky I. st., denná forma)
Študijný odbor: 9.1.9. aplikovaná matematika
Typ záverečnej práce: bakalárska
Jazyk záverečnej práce: slovenský

Názov : Vzťah konjunkturálnych indikátorov a ekonomického vývoja Slovenskej republiky

Cieľ : Cieľom práce je pomocou jednoduchých ekonometrických metód otestovať predpovedaciu schopnosť konjunkturálnych indikátorov pre ekonomiku Slovenskej republiky.

Literatúra : Hajnovič, F.: Analýza a krátkodobá prognóza konjunktúry v ekonomiky SR, NBS WP 2000

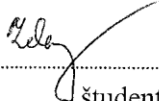
Anotácia : V súčasnosti sa čoraz častejšie používajú v rôznych finančných analýzach tzv. konjunkturálne indikátory. Tieto indikátory sú výsledkom dotazníka v rôznych priemyselných odvetviach a odrážajú subjektívny pohľad zúčastnených podnikov na budúci vývoj jednotlivých zložiek ekonomiky. Je preto dôležité otestovať, nakoľko majú tieto indikátory schopnosť predpovedať budúci vývoj domácej ekonomiky.

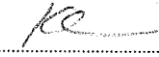
Vedúci : RNDr. Ján Klacso

Dátum zadania: 27.10.2010


Dátum schválenia: 08.11.2010

.....
doc. RNDr. Margaréta Halická, CSc.
garant študijného programu


.....
študent


.....
vedúci práce

Dátum potvrdenia finálnej verzie práce, súhlas s jej odovzdaním (vrátane spôsobu sprístupnenia)


.....
vedúci práce

Čestné prehlásenie

Prehlasujem, že som túto prácu vypracoval samostatne pod odborným vedením vedúceho bakalárskej práce a s použitím uvedenej literatúry.

V Bratislave dňa 31.5.2011

.....

Pod'akovanie

Ďakujem vedúcemu práce RNDr. Jánovi Klacsovi za cenné rady a podnetné pripomienky, ktorými ma usmerňoval pri vypracovaní tejto bakalárskej práce.

Abstrakt

ZELENAY, Marek: Vzťah konjunkturálnych indikátorov a ekonomického vývoja Slovenskej republiky [Bakalárska práca], Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky; vedúci bakalárskej práce: RNDr. Ján Klacso, predseda komisie pre obhajobu prof. RNDr. Pavol Brunovský, DrSc. , Bratislava 2011, 43 strán

Bakalárska práca skúma možnosť predikcie vývoja ekonomiky prostredníctvom konjunkturálnych indikátorov. V prvej časti sa nachádzajú teoreticky spracované ekonomické a matematické základy dôležité pre správne zostavovanie modelov. Na základe teoretických poznatkov a informácií získaných z použitej literatúry sa druhá časť práce zameriava na zostavovanie a testovanie modelov popisujúcich vplyv konjunkturálnych indikátorov na budúci vývoj rôznych ekonomických ukazovateľov v priemysle. Vychádza najavo, že spomedzi všetkých ekonomických ukazovateľov indikujú konjunkturálne indikátory najlepšie vývoj zamestnanosti. Preto sa pri predpovedaní budeme zaoberať hlavne týmito modelmi. Zároveň sa v práci ukazuje, že platí aj opačná závislosť, t.j. vývoj v ekonomike ovplyvňuje očakávania podnikov ohľadom budúceho vývoja.

Kľúčové slová: metóda najmenších štvorcov, nestacionárne časové rady, konjunkturálne indikátory, regresné modely

Obsah

Úvod.....	2
1. Konjunkturálne indikátory	3
1.1 Popis konjunkturálnych indikátorov	3
1.2 Porovnanie vývoja konjunkturálnych indikátorov s ukazovateľmi reálnej ekonomiky	5
2. Matematický základ.....	12
2.1 Dickey Fullerove testy	16
3. Modelovanie závislosti konjunkturálnych indikátorov a ukazovateľov reálnej ekonomiky	17
3.1 Použité dáta.....	17
3.2 Regresie s jednou vysvetľujúcou premennou	18
3.3 Regresie s viacerými vysvetľujúcimi premennými	28
3.4 Modelovanie konjunkturálnych indikátorov v závislosti od reálnych ekonomických ukazovateľov	33
3.5 Predikcia pomocou vybraných odhadov	35
Záver	38
Zoznam použitej literatúry	39
Prílohy.....	40

Úvod

Predpokladom úspešných ekonomických rozhodnutí podnikov je poznanie aktuálneho stavu panujúceho v ekonomike a schopnosť čo najpresnejšie odhadovať budúci vývoj. Čoraz častejšie sa na predikcie budúceho vývoja makroekonomických ukazovateľov používajú konjunkturálne indikátory, ktoré sú produktom zisťovania názorov podnikov štatistickým úradom ohľadom budúceho vývoja jednotlivých segmentov ekonomiky. Prieskum sa uskutočňuje pred koncom mesiaca, t.j. podniky nemajú k dispozícii konečné údaje, a preto sa jedná skôr o ich subjektívny názor ako o objektívny ukazovateľ. Je preto dôležité zistiť mieru schopnosti konjunkturálnych indikátorov predpovedať budúci vývoj ekonomických ukazovateľov.

Cieľom práce je pomocou jednoduchých regresných rovníc odhadnúť možný vzťah medzi ukazovateľom reálnej ekonomiky (ukazovatele odvetvia priemyslu) a konjunkturálnymi indikátormi. V práci sa teda overuje, nakoľko je možné pomocou konjunkturálnych indikátorov z odvetvia priemyslu predpovedať krátkodobý vývoj niektorých reálnych ukazovateľov (nezamestnanosť, tržby) priemyslu.

Práca je členená na tri časti, pričom v prvej sa venuje charakteristike a porovnávaniu vývoja konjunkturálnych indikátorov a ekonomických ukazovateľov. Možný súvis medzi indikátormi a ukazovateľmi je odvodený na základe poznatkov z ekonomickej teórie. Druhá časť sa venuje teoretickým poznatkom metódy najmenších štvorcov, ktorá je dôležitá pri odhadovaní regresných modelov, časových radov, ich rozdeleniu na stacionárne a nestacionárne časové rady, vlastnosťami a detekcií nestacionárnych radov. Nadobudnuté poznatky o časových radoch sú ďalej využité na modelovanie vzťahov medzi ukazovateľmi a indikátormi. V poslednej časti sú na základe vlastných regresných modelov odhadnuté vzťahy medzi ekonomickými ukazovateľmi a jedným, alebo viacerými konjunkturálnymi indikátormi. Najkvalitnejšie modely sa následne využijú na predikciu vývoja ukazovateľov reálnej ekonomiky.

1. Konjunkturálne indikátory

1.1 Popis konjunkturálnych indikátorov

Jeden z dôležitých aspektov úspešného investovania je poznanie presného stavu na trhu a schopnosť predvídať jeho budúci vývoj. V opačnom prípade sa investorove predikcie môžu značne líšiť od skutočného vývoja trhu a tým sa zvyšuje rizikovosť investície. Každý rizikovo averzný investor sa snaží minimalizovať volatilitu svojich aktív, pretože sa obáva prípadného poklesu očakávaného výnosu. Preto sa snažia získať čo najpresnejšie informácie o trhu, aby mohli vykonať čo najlepšie rozhodnutia ohľadom ich investície.

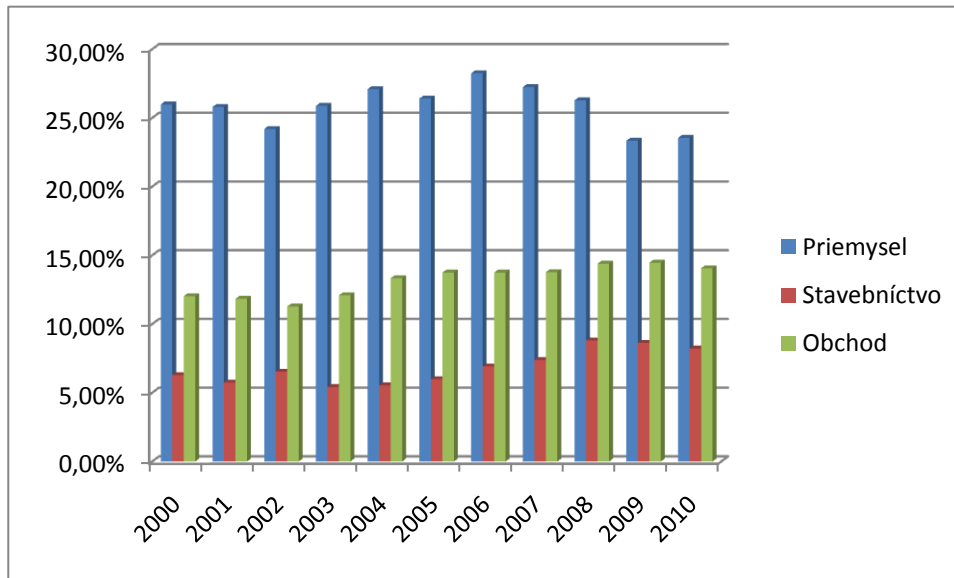
Možný zdroj týchto informácií predstavujú konjunkturálne prieskumy, ktoré vykonáva štatistický úrad na spoločnostiach pôsobiacich na území Slovenskej republiky. Prieskum pozostáva zo skupiny otázok, ktoré sa týkajú oblasti súčasného stavu hospodárstva podniku (t.j. množstvo objednávok, finančný stav) a jeho plánovaný vývoj v najbližšom období (1-3 mesiace dopredu). Odpovede nie sú na rozdiel od bežných štatistických prieskumov zamerané na kvantitatívne charakteristiky hospodárstva podniku (počet objednávok, zamestnancov), ale ide skôr o subjektívne posúdenie ekonomického stavu (napr. počet zamestnancov sa znížil, nezmenil, zvýšil). Konjunktúra sa zisťuje pred koncom mesiaca, čiže získané údaje sú iba odhadmi poznačenými subjektívnym posúdením situácie a tým sa môžu od skutočného stavu líšiť (touto odchýlkou sa budeme viac zaoberať). Odpovede podnikov sa vážia (podľa ich významu na trhu) a následne sa priradia percentá k jednotlivým možnostiam. [1]

Príklad: Počet objednávok sa oproti minulému kvartálu: zvýšil	41%
nezmenil	12%
znížil	47%

Čiže váha tých podnikov, ktorým sa počet objednávok oproti minulému kvartálu zvýšil tvoria 41%, váha podnikov, ktorým počet objednávok zostal približne rovnaký je 12% a tým, ktorým sa naopak znížil tvoria 47%.

Výsledné hodnotenie sa určuje pomocou konjunktúrneho salda, ktoré je definované ako rozdiel percenta pozitívnych zmien oproti negatívnym zmenám. V našom prípade je saldo rovné -6% (41% - 47% = -6%). Ďalší význam konjunkturálnych indikátorov spočíva v tom, že poskytujú názor podnikov na ich vývoj v najbližších mesiacoch a tým vyjadrujú náladu, ktorá vládne v danom sektore hospodárstva.

Graf 1 Podiel jednotlivých odvetví na tvorbe HDP



Vystihujú očakávania firiem pôsobiacich v rôznych častiach ekonomiky- hlavne v priemysle, službách, stavebníctve a maloobchode. Práca sa bude zaoberať možnosťou ich využitia v priemyselnom odvetví ekonomiky, pretože je to jedno z najvýznamnejších odvetví podieľajúcich sa na tvorbe HDP, ako aj dôležitým zdrojom pracovných miest. V roku 2010 tvoril priemysel 23,55% HDP Slovenskej republiky a zamestnával 18,59% ekonomicky aktívneho obyvateľstva (vývoj podielu priemyslu na HDP je znázornený na grafe 1). Medzi najväčšie spoločnosti pôsobiace na Slovensku patria napr. Volkswagen v Bratislave, KIA Motors v Tepličke nad Váhom, PSA v Trnave orientované na produkciu automobilov, výrobcovia elektroniky Samsung v Galante, Foxconn Nitra, ale aj výrobca oceli US Steel Košice. Veľký podiel produktov týchto firiem nie je určený pre náš trh a exportuje sa do zahraničia (Nemecko, USA), t.j. priemyselná výroba a teda aj výkon ekonomiky do značnej miery závisí od zahraničného dopytu po našich výrobkoch. V minulosti prechádzala pracovná sila (zamestnanci) z priemyselnej sféry do iných oblastí- najčastejšie do sektoru služieb, avšak dnes sú zdrojom rastu nezamestnanosti.

Sezónna zložka vo vývoji ekonomiky (priemyselnej produkcie) je veľmi významná a znižuje rozdiely v časových radoch konjunktúry a skutočných dát. Počas letných dovolení a na začiatku/konci roka (Vianoce) je výkonnosť ekonomiky podpriemerná, ale naopak v júni, októbri a novembri je výrazne nadpriemerná. V hodnotení zmien produkcie pomocou konjunkturálneho salda sa sezónne výkyvy nedajú presne vyjadriť. Kvalitatívne hodnotenie (rast, pokles – konjunkturálne saldo) má ohraničené možnosti predvídať zmeny a tak je časté, že sa tieto veľké výkyvy podhodnocujú. Aj napriek tomu, že konjunkturálne saldo pomerne dobre kopíruje javy v ekonomike (produkcii) je vhodné použiť taký model, ktorý zohľadňuje aj pôsobenie sezónnej zložky.

Dáta z konjunkturálnych prieskumov sme získali zo stránky štatistického úradu¹, ktoré obsahujú saldá sezónne očistených a neočistených údajov. Pozostávajú zo sezónne očisteného a neočisteného dopytu, dopytu v zahraničí, trendu produkcie, zásoby hotových výrobkov, očakávaných cien, očakávanej zamestnanosti a sezónne neočisteného indikátoru dôvery v priemysle. Tieto indikátory porovnávame so skutočnými dátami štatistických prieskumov dostupnými v databáze Slovstatu. Nájde tu štatistiky pre priemysel – tržby, zamestnanosť, mzdy, index priemyselnej produkcie, produktivita práce, výroba a predaj priemyselných výrobkov s dátami, ktoré sú pravidelne zbierané od roku 2000. [2]

1.2 Porovnanie vývoja konjunkturálnych indikátorov s ukazovateľmi reálnej ekonomiky

Na nasledujúcom grafe je znázornená možná súvislosť medzi reálnym vývojom a odhadovaným vývojom zachyteným cez konjunkturálne indikátory, pričom zmena salda dopytu je oproti zmene tržieb posunutá o 3 mesiace dozadu.

Ukazovateľ tržieb je hodnota vyjadrujúca skutočnú percentuálnu zmenu tržieb v dvoch nasledujúcich mesiacoch, ktorá je vyjadrená ako:

$$\Delta \ln(\text{Tržby}_i) = \ln(\text{Tržby}_i) - \ln(\text{Tržby}_{i-1})$$

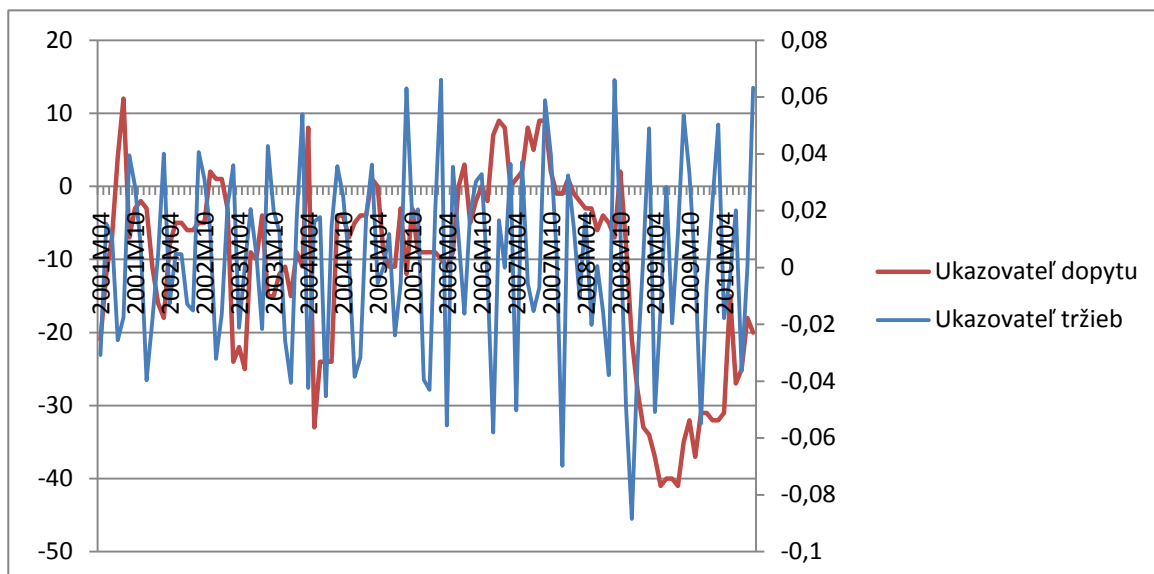
Ukazovateľ dopytu charakterizuje konjunkturálne saldo dopytu. Je zrejmé, že tržby a dopyt po produktoch spolu úzko súvisia (čím väčší je dopyt, tým budú vyššie tržby), čo sa budeme snažiť nasledujúcimi analýzami dokázať.

¹ portal.statistics.sk

² www.statistics.sk

³ Tabuľka sa nachádza v prílohe

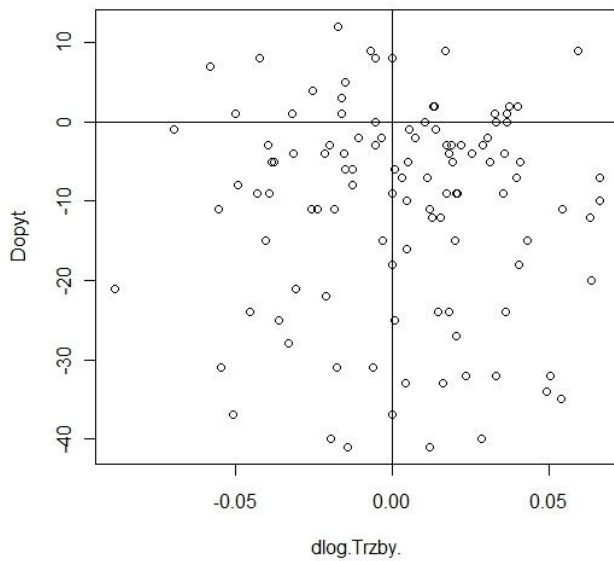
Graf 2 Porovnanie vývoja indikátora dopytu a ukazovateľa reálnych tržieb



Dané údaje sme získali pomocou prieskumov vykonaných štatistickým úradom v rokoch 2001 až 2010. Na grafe je vidno, že medzi týmito dvoma veličinami existuje nejaký súvis, avšak ich priebeh nie je vždy zhodný. Dôvodom je, že hodnotenie tempa rastu/poklesu konjunkturálnych indikátorov sú v niektorých kvartáloch prehnané, v iných naopak podhodnotené (sú to len odhady). Náhle zmeny tempa tržieb (napr. 2. kvartál 2004) nám nedokázali predpovedať. Zaujímavý je koniec roka 2008 (3. a 4. kvartál), kedy naplno prepukla finančná kríza v USA (pád finančnej inštitúcie Lehman Brothers) a v dôsledku naviazanosti slovenských výrobcov na trhy iných krajín rapídne poklesli očakávania dopytu po ich produktoch (saldo padlo z 0,02 v 3. kv. 2008 na -0,34 v 1. kv. 2009). Vo všeobecnosti sa však ukazuje, že pohyb hodnoty konjunkturálneho salda môže slúžiť na predikciu zmeny tempa rastu.

Na grafe 3 (rozptylový diagram) vyjadríme vzťah predpovedaním zmeny dopytu pomocou konjunkturálneho salda a reálnou zmenou tržieb. Predpokladáme, že čím je hodnota salda väčšia, tým bude tempo rastu tržieb vyššie.

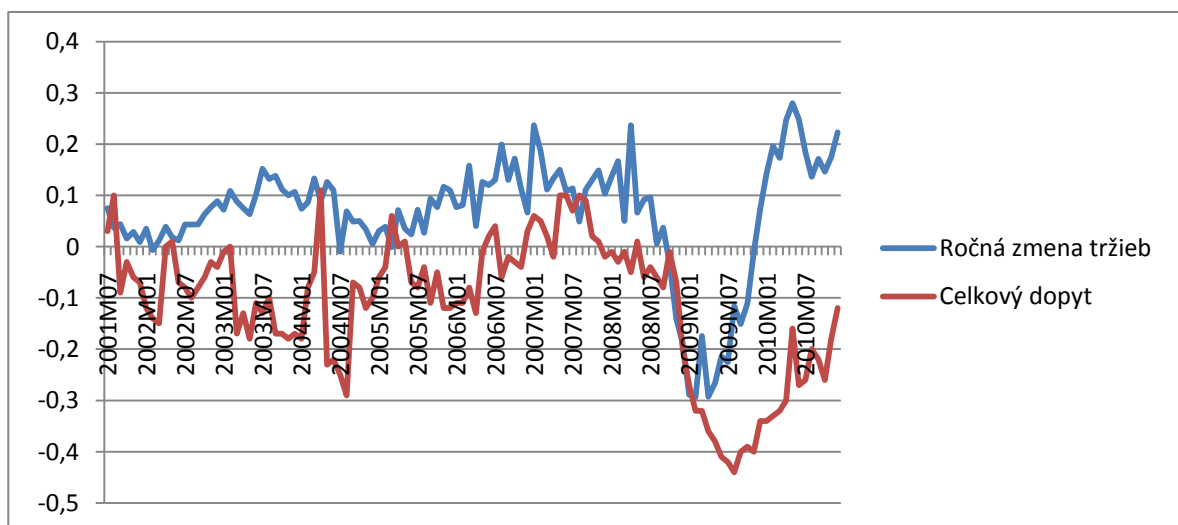
Graf 3 Rozptylový diagram



Situácia nie je úplne ideálna, pretože na grafe nie je vidieť trend rastu tržieb s rastúcim očakávaným dopytom, avšak naopak sme zaznamenali negatívnu koreláciu medzi týmito ukazovateľmi.

Graf 4 znázorňuje závislosť medzi konjunkturálnym indikátorom celkového dopytu a ukazovateľom ročnej percentuálnej zmeny tržieb.

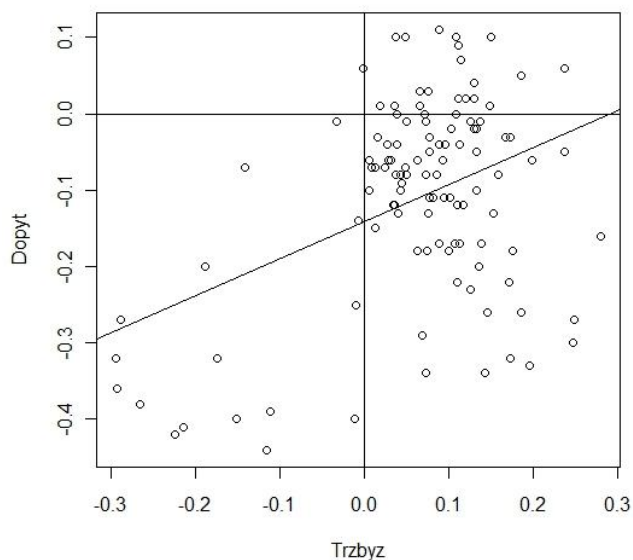
Graf 4 Porovnanie vývoja indikátora dopytu a ukazovateľa ročných zmien tržieb



Ročná zmena tržieb vyjadruje počet percent, o ktoré sa zmenili tržby oproti minulému roku. Indikátor celkového dopytu charakterizuje mesačné saldá konjunkturálneho prieskumu. Keďže v konjunkturálnom prieskume podniky zohľadňujú aj ich budúci vývoj situácie (zväčša na 3 mesiace dopredu), hodnoty sald zodpovedajú stavu pred jedným kvartálom (posun hodnôt sald na grafe smerom doľava). Zaujímavosťou je, že konjunkturálne saldo tržieb nám indikovalo prepád tržieb v roku 2008 (začiatok krízy v Európe a USA), pretože si firmy uvedomovali situáciu panujúcu na americkom trhu – hypotekárna kríza, nedostatok likvidity (úverov) a z toho vyplývajúci prepád dopytu po „luxusných“ tovaroch (napr. automobily), práve ktoré naša ekonomika produkuje a tým upravili svoje očakávania (saldo dopytu)

Na grafe 5 (rozptylovým diagramom) vyjadríme súvis medzi predpovedaním zmeny dopytu pomocou konjunkturálneho salda a reálnou ročnou zmenou tržieb. Ukazuje sa pozitívna závislosť medzi konjunkturálnym ukazovateľom dopytu a zmenou tržieb.

Graf 5 Rozptylový diagram

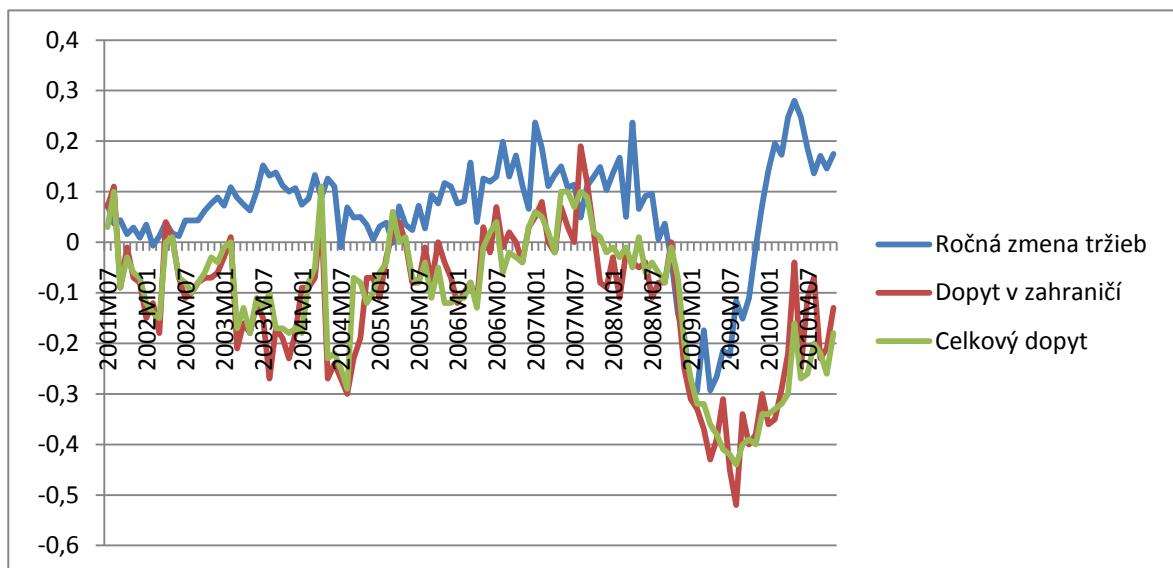


Oproti grafu 3 je na grafe 5 lepšie pozorovateľný súvis medzi pozorovanými javmi. Regresná priamka má na rozdiel od grafu 3 pozitívny sklon, dokonca test korelácie nám zamietol hypotézu, že dopyt a tržby spolu nesúvisia.

Prvými dvoma obrázkami sme znázornili vzťah medzi zmenami celkového dopytu a tržieb. Vzhľadom na exportne zameranú ekonomiku Slovenskej republiky– t.j. veľká časť priemyselnej výroby sa vyváža do zahraničia (69,14% hodnoty vyrobenej priemyslom SR)² predpokladáme, že dopyt v zahraničí bude mať podobný vplyv na výšku tržieb ako celkový dopyt. Teda budeme skúmať závislosť medzi konjunkturálnym saldom dopytu v zahraničí a ročnými percentuálnymi zmenami tržieb.

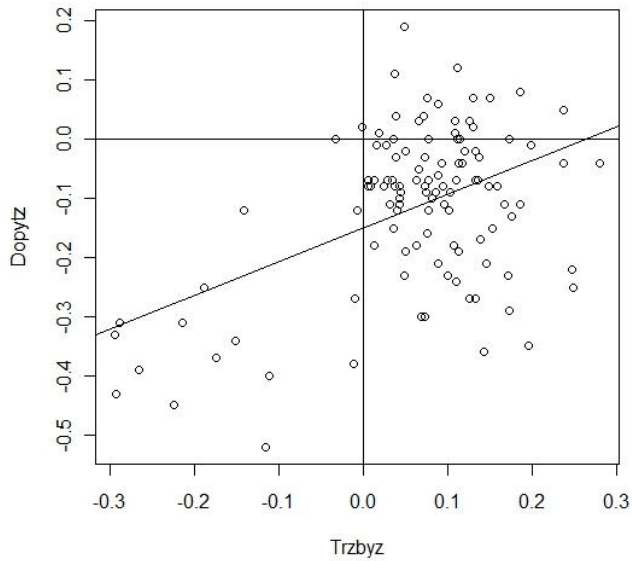
Priebeh salda dopytu v zahraničí na grafe 4 je takmer identický s priebehom salda celkového dopytu. Dôvodom je fakt, že domáci dopyt po priemyselnej výrobe je oproti zahraničnému minimálny, čo priamo vyplýva z exportne zameranej ekonomiky. Graf 6 nám potvrdil pozitívny vplyv medzi dopytom v zahraničí a tržbami, dokonca regresná priamka mala väčší sklon ako v prípade celkového dopytu (Graf 5) (čo nám indikuje veľký význam zahraničného dopytu po priemyselných produktoch na vývoji tržieb).

Graf 6 Porovnanie vývoja indikátorov celkového a zahraničného dopytu a ukazovateľa ročných zmien tržieb



² www.statistics.sk

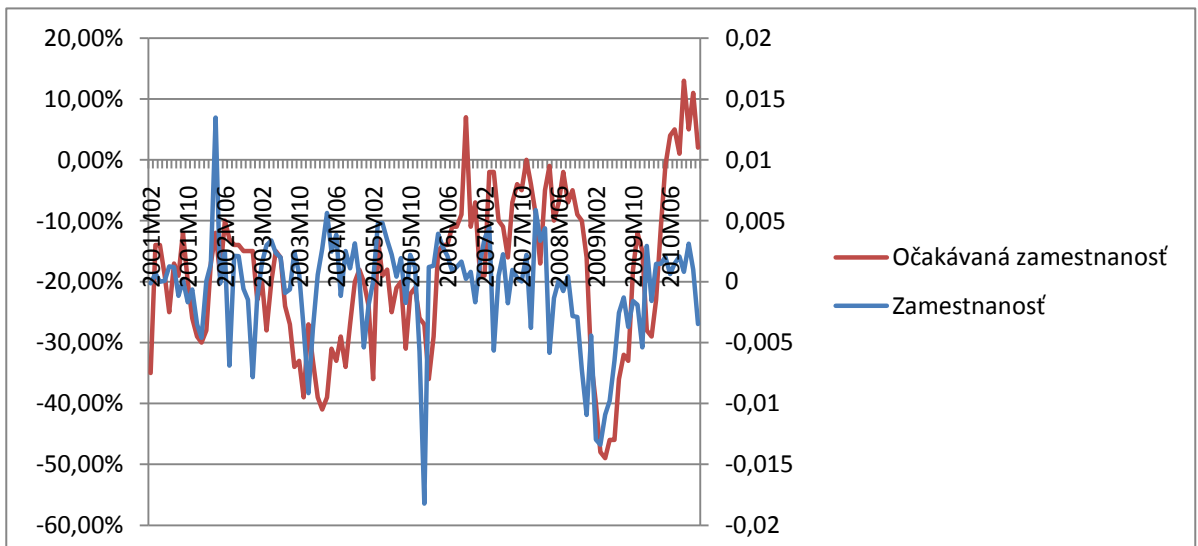
Graf 7 Rozptylový diagram



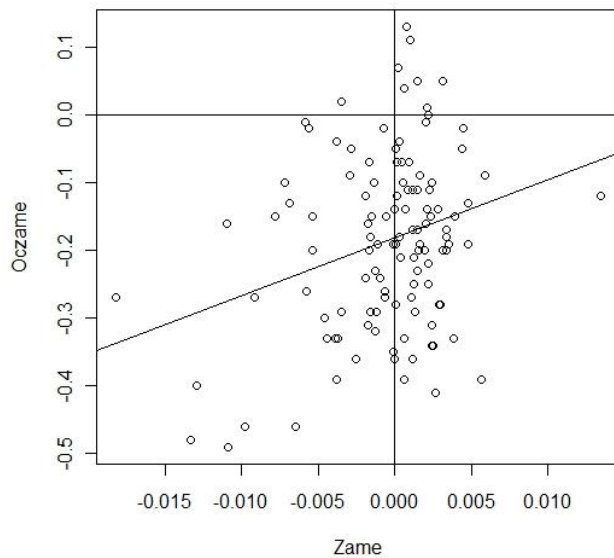
Graf 8 demonštruje závislosť medzi konjunkturálnym saldom očakávanej zamestnanosti a mesačnou zmenou zamestnanosti v priemysle, kde zamestnanosť označuje logaritmickeú zmenu zamestnanosti v dvoch po sebe idúcich mesiacoch:

$$\Delta \ln(\text{Zamestnanosť}_i) = \ln(\text{Zamestnanosť}_i) - \ln(\text{Zamestnanosť}_{i-1})$$

Graf 8 Porovnanie vývoja indikátora očakávanej zamestnanosti a ukazovateľa zamestnanosti



Graf 9 Rozptylový diagram



Očakávaná zamestnanosť je sezónne neočistené saldo konjunkturálneho indikátora vyjadrujúceho predpokladanú zmenu zamestnanosti v priemysle (rast/pokles) na 3 mesiace dopredu . Z tohto dôvodu je rad zamestnanosti adekvátne posunutý:

Očakávaná zamestnanosť_i je porovnávaná s hodnotou $\Delta \ln(\text{Zamestnanosť}'_{i+3})$

Na grafe 8 a 9 je medzi premennými pozorovateľný istý súvis, kedy očakávaná zamestnanosť relatívne presne kopíruje priebeh zmien reálnej zamestnanosti (najmä prepád v čase krízy a následného zotavovania ekonomiky).

2. Matematický základ

Nech $(\Omega, \mathcal{S}, \mathcal{P})$ je pravdepodobnostný priestor. Funkciu $X = \{X(t, \omega); t \in (0, \infty), \omega \in \Omega\}$ kde $X(t, \omega)$ je pre každé $t \in (0, \infty)$ náhodnou premennou definovanou na tomto pravdepodobnostnom priestore, nazývame stochastickým procesom. V prípade, že t (časová zložka) nadobúda konečne alebo spočítateľne veľa hodnôt, hovoríme o stochastickom procese s diskretným časom alebo o časovom rade. Predpokladáme, že časové odstupy medzi dvoma nasledovnými pozorovaniami sú rovnaké, t.j. dáta sú zhromažďované v čase $t, t + h, t + 2h, \dots$, kde h je dĺžka jednotlivých časových intervalov.

V štatistike sa často hľadá aproximácia riešenia predurčeného systému, v ktorom máme k dispozícii viac rovníc (údajov) ako premenných (skúmané veličiny). Túto aproximáciu získavame pomocou metódy najmenších štvorcov založenej na minimalizácii sumy štvorcov chýb, ktoré sú spôsobené meraním. Ak chceme skúmať veličinu y pomocou premenných x_1, x_2, \dots, x_m a k dispozícii máme n meraní, daný model bude mať tvar:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \dots + \alpha_m X_m + \varepsilon$$

kde Y, X_1, \dots, X_m sú vektory pozostávajúce z meraní jednotlivých premenných- t.j.

$$Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} \text{ a } \varepsilon \text{ je vektor chýb spojený s meraniami } \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}. \text{ Model môžeme ďalej}$$

upraviť na maticový tvar:

$$Y = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{m1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1n} & \dots & x_{mn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_0 \\ \vdots \\ \alpha_m \end{pmatrix} + \varepsilon = X\alpha + \varepsilon$$

Veľké využitie má pri odhadovaní modelov, ktoré najlepšie popisujú namerané hodnoty- minimalizujeme sumu štvorcov rezíduí- t.j. rozdielov medzi nameranými dátami a hodnotami modelu. Teda riešime úlohu:

$$\min(\varepsilon^T \varepsilon) = \min((Y - X\alpha)^T (Y - X\alpha))$$

Pričom chceme odhadnúť vektor α , tak aby vektorový súčin $\varepsilon^T \varepsilon$ bol čo najmenší

$$\frac{d}{d\alpha} (\varepsilon^T \varepsilon) = -2X^T Y + 2X^T X\alpha = 0$$

Ak má matica X plnú hodnotu (t.j. $X^T X$ je regulárna matica), tak pre odhadnuté α platí:

$$\alpha_{MNS} = (X^T X)^{-1} X^T Y$$

Jeden z najväčších problémov, ktorým čelí ekonometria časových radov je vyvinúť model schopný predvídať ich budúci vývoj. Tento vývoj určujeme z pozorovania ich doterajších vlastností (stredná hodnota radu, variancia, kovariancia medzi jednotlivými členmi radu). Na tomto základe rozdeľujeme časové rady na stacionárne a nestacionárne.

Stochastický proces, ktorý sa vyznačuje konečnou strednou hodnotou a varianciou sa nazýva kovariančne stacionárny, ak pre každé t a s platí:

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu \quad (2.1)$$

$$Var(y_t) = Var(y_{t-s}) = \sigma_y^2 \quad (2.2)$$

$$cov(y_t, y_{t-s}) = cov(y_{t-j}, y_{t-j-s}) = \gamma_s \quad (2.3)$$

, kde $\mu, \sigma_y^2, \gamma_s$ sú konštanty.

Jednoducho povedané, časový rad nazývame kovariančne stacionárny ak stredná hodnota, variancia a autokovariancia (kovariancia medzi členmi daného radu) sú nezávislé od času a korelogram (graf závislostí autokorelácií radu od času) so zvyšujúcim t klesá.

Príkladom stacionárneho procesu je biely šum (white-noise process). Postupnosť $\{\varepsilon_t\}$ označujeme ako biely šum, ak každá hodnota v danej postupnosti má nulovú strednú hodnotu, konštantnú varianciu a sú medzi sebou nekorelované, t.j. ak pre každé t platí:

$$E(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_{t-1}) = \dots = 0$$

$$Var(\varepsilon_t) = Var(\varepsilon_{t-1}) = \sigma^2$$

a pre každé j platí:

$$cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) = cov(\varepsilon_{t-j}, \varepsilon_{t-j-s}) = 0$$

Je vidno, že proces bieleho šumu je kovariančne stacionárny, keďže spĺňa jeho kritériá (2.1), (2.2), (2.3).

Časový rad daný rovnicou:

$$y(t) = a_0 + a_1 y(t-1) + \varepsilon_t$$

(kde ε_t - biely šum) je stacionárny, práve vtedy, keď je t veľké (proces sa začal veľmi dávno) a $|a_1| < 1$.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} y(t) = \frac{a_0}{1 - a_1} + \sum_{i=0}^{\infty} a_1^i \varepsilon_{t-i} \quad (2.4)$$

$$Ey(t) = Ey(t - s) = \frac{a_0}{1 - a_1} \quad (2.5)$$

Kovariančne stacionárny proces sa v literatúre označuje aj ako slabo stacionárny. Proces, ktorý sa vyznačuje nekonečnou strednou hodnotou alebo varianciou nazývame silne stacionárny. Z toho vyplýva, že slabá stacionarita je pre rad silnejšia podmienka ako silná stacionarita. V ďalšom pod pojmom stacionarita budeme rozumieť slabú stacionaritu.

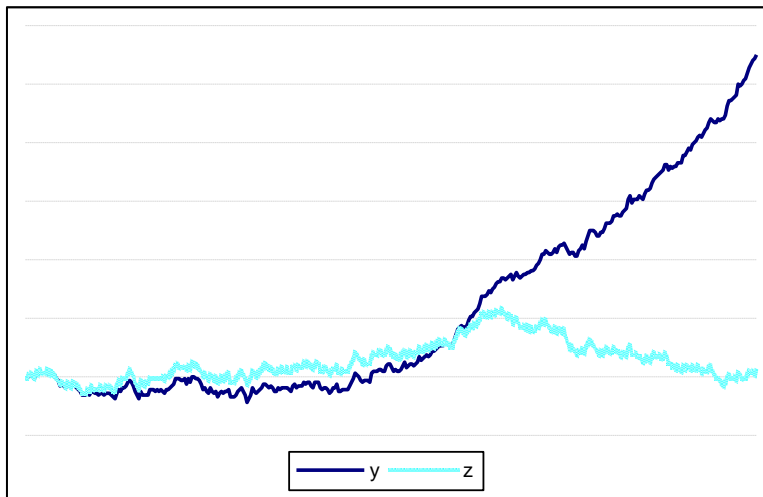
V prípade, že daný časový rad nespĺňa podmienky stacionarity, sa nazýva nestacionárny. Nestacionárny časový rad y_t označujeme aj ako integrovaný rádu n ($y_t \sim I(n)$), ak platí, že jeho n -tá diferenciácia je stacionárna.

$$\Delta^n y_t = \Delta^{n-1}(\Delta y_t) = \Delta^{n-1}(y_t - y_{t-1})$$

V praxi sa však stretávame s integrovanými radmi maximálne tretieho stupňa. Platí, že jeho korelogram sa na rozdiel od stacionárneho radu utlmuje veľmi pomaly. Teda na základe vlastností korelogramu sa nám javí, že je dobrým nástrojom na detekciu jednotkového koreňa (nestacionárneho radu). Avšak táto metóda je nepresná- problémom je, že jednotkový proces (nestacionárny rad) má približne rovnaký spád ako jemu blízky stacionárny rad.

Stacionárne a nestacionárne časové rady sa odlišujú najmä svojim dlhodobým vývojom, pričom pri náhlom vychýlení z trendu (šok, napr. panika na burze) majú stacionárne rady tendenciu návratu do ich pôvodného trendu, t.j. zmena vyvolaná šokom sa po určitom čase stráca (úroveň dlhodobého priemeru je konštantná). Kým pri nestacionárnych radoch sa takýto šok prejaví trvalým vychýlením z pôvodného trendu. V praxi sa ukazuje, že dáta generované procesom, ktorý sa nedávno začal sú nestacionárne (údaje sa zbierajú iba krátky čas- niekoľko rokov).

Graf 10 Ukážka stacionárnych a nestacionárnych radov



Graf 10 znázorňuje vývoj stacionárneho a nestacionárneho časového radu generovaného z toho istého stochastického procesu. V prvom kroku sa vygeneroval stochastický proces- biely šum (ďalej značený ako $\{\varepsilon_t\}$) ako časový rad, ktorej každá zložka je náhodná premenná z normálneho rozdelenia so strednou hodnotou 0 a disperziou 0.1, pričom jednotlivé zložky boli generované nezávisle.

V druhom kroku sa vytvorili dva stochastické procesy:

$\{y_t\}$ je stacionárny rad vytvorený pomocou procesu $\{\varepsilon_t\}$

$$y_0 = \varepsilon_0$$

$$y_t = 0,99y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ pre všetky } t > 0$$

$\{z_t\}$ je nestacionárny rad, ktorý je podobne ako y vytvorený pomocou procesu $\{\varepsilon_t\}$:

$$z_0 = \varepsilon_0$$

$$z_t = 1,01z_{t-1} + \varepsilon_t \text{ pre všetky } t > 0$$

Z dôvodu rozdielnych vlastností a správání stacionárneho a nestacionárneho radu je potrebné zistiť, s ktorým radom pracujeme. Klasický regresný model $y_t = a_0 + a_1x_t + e_t$ vyžaduje aby skúmané veličiny $\{y\}, \{x\}$ boli stacionárne, chyby $\{e_t\}$ mali nulovú strednú hodnotu a konečnú varianciu. V opačnom prípade sa jedná o tzv. falošnú regresiu (z anglického spurious regression), ktorá síce vykazuje dobré vlastnosti (veľkú hodnotu R^2 , testy potvrdzujú signifikantnosť regresie), ale výsledkom chýba akákoľvek ekonomická interpretácia (nemajú žiadny význam). Príčinou je nesplnenie predpokladov použitia metódy najmenších štvorcov (proces nemá konečnú varianciu). Rad $\{e_t\}$ má stochastický

trend, t.j. chyby meraní sa nikdy neutlmia, teda odchýlka od modelu bude permanentná (nie je záujem pracovať s modelom neustále vykazujúcim chyby).

Na overenie stacionarity časového radu slúžia testy jednotkového koreňa. Majme rad:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

Najskôr chceme testovať hypotézu $H_0: a_1 = 0$, pomocou MNSĽ odhadneme model (2.6). Na základe predpokladu, že $|a_1| < 1$ a ε_t je biely šum je zaručená stacionarita radu-odhad a_1 je efektívny. Na určenie signifikancie použijeme t, alebo F-testy.

2.1 Dickey Fullerove testy

Dicky Fullerove testy sa používajú na testovanie hypotézy $H_0: a_1 = 1$ v modeli určenom (2.6). Pracujeme s upravenou rovnicou, ktorú dostaneme odčítaním členu y_{t-1} :

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

kde $\gamma = a_1 - 1$, t.j. H_0 je ekvivalentná hypotéze: $\gamma = 0$ (ak H_0 platí, model (2.6) obsahuje jednotkový koreň) a testuje sa oproti alternatívnej hypotéze $H_1: \gamma < 0$.

Dickey a Fuller uvažovali 3 typy regresíí na testovanie prítomnosti jednotkového koreňa:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

kde a_0 je autonómna zložka a a_2 je trend času. Vypočítame t-štatistiku a na základe porovnania s DF kritickými hodnotami rozhodneme, či H_0 zamietame. V prípade že H_0 nezamietame pracujeme s časovým radom ako s nestacionárnym procesom.

Pomocou Monte Carlo simulácií sa zistilo, že kritické hodnoty testovania $\gamma = 0$ závisia od typu regresie a počtu skúmaných údajov. Tak ako pri testovaní iných hypotéz sa pri väčšom počte dát zvyšuje šanca zamietnutia testu (zväčší sa kritická oblasť) pri odchýlke odhadu od predpokladu H_0 (pri danej hladine signifikantnosti) - kritické hodnoty t-štatistiky (DF) sa zmenšia. [3]

3. Modelovanie závislosti konjunkturálnych indikátorov a ukazovateľov reálnej ekonomiky

Závislosť medzi skutočnými ukazovateľmi ekonomického vývoja a konjunkturálnymi indikátormi skúmame na základe regresného modelu všeobecného tvaru:

$$\Delta^p r_t = \alpha_0 + \alpha_1 k_{q1} + \dots + \alpha_n k_{qn} + \alpha_{n+1} t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

kde r_t je premenná vyjadrujúca reálny stav panujúci v ekonomike (HDP, tržby) v čase t a k_{qi} sú saldá konjunkturálnych indikátorov v časoch $qi \in \langle 0, t \rangle$. $\alpha_1, \dots, \alpha_n$ sú odhadované konštanty vyjadrujúce mieru závislosti medzi indikátorom k_{qi} a reálnou ekonomickou hodnotou r_t . Na odhad jednotlivých koeficientov použijeme metódu najmenších štvorcov.

3.1 Použité dáta

Informácie o priebehu časových radov každej premennej sú dostupné na stránke štatistického úradu. Údaje o reálnych ekonomických ukazovateľoch sú pravidelne mesačne, štvrťročne a ročne zhromažďované od roku 1997, pri konjunktúre až od roku 2000. Naše dáta predstavujú mesačný vývoj ukazovateľov v období od januára roku 2001 (v jednom prípade začíname rokom 2000) až po december 2010. Premenné sme si rozdelili do dvoch skupín: konjunkturálne indikátory popisujúce názory podnikov na vývoj ekonomiky- trend produkcie, dopyt (celkový), dopyt v zahraničí, očakávané ceny, očakávaná produkcia, očakávaná zamestnanosť a

ukazovatele reálnej ekonomiky hodnotiace stav, ktorý panoval v hospodárstve- tržby, index produkcie a zamestnanosť.

Aby sme predišli vzniku falošnej regresie, kedy by model mohol indikovať neexistujúce závislosti medzi premennými, zistíme pomocou Dicky-Fullerovho a Phillips-Perronovho (P-P) testu stacionaritu jednotlivých procesov (v prípade výskytu integrovaného radu je môžeme proces pomocou diferencií upraviť na stacionárny). Následne je možné prostredníctvom metódy najmenších štvorcov odhadnúť regresný model. Informácie o stacionarite jednotlivých ukazovateľov sú v tabuľke 3.1.³

³ Tabuľka sa nachádza v prílohe

Na základe výstupov z testu jednotkového koreňa (uvedených v tabuľke 3.1) zisťujeme nestacionaritu procesu ukazovateľov reálnej ekonomiky, avšak ich prvá diferencia (medzimesačné zmeny/medzimesačné percentuálne zmeny) sa javí už ako stacionárna (dané ukazovatele sú integrované prvého rádu). Ďalej testy zistili stacionaritu konjunkturálnych indikátorov. Pri zostavovaní regresie musíme dbať na stacionaritu všetkých premenných v modeli, teda budeme zisťovať vzťah medzi konjunktúrou a mesačnými zmenami reálnych ekonomických ukazovateľov.

3.2 Regresie s jednou vysvetľujúcou premennou

V prvej časti sa budeme zaoberať regresiami s ukazovateľom reálnej ekonomiky ako vysvetľovanou premennou a jednou vysvetľujúcou premennou (konjunkturálnym indikátorom). Pomocou informácií z tabuľky 3.1 zostavíme modely tak, aby sme zamedzili vzniku falošnej regresie.

Budeme odhadovať model tvaru:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

Kde Δy_t je prvá diferencia ukazovateľa reálnej ekonomiky ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$), x_{t-k} je konjunkturálny indikátor v čase $t - k$, kde k - počet oneskorení volíme tak, aby bola regresia signifikantná (pričom sledujeme najmä hodnotu upravenej R^2 a štatistickú významnosť jednotlivých odhadovaných koeficientov), ε_t sú rezíduá.

Odhad zamestnanosti:

Prvým modelom budeme skúmať závislosť medzi zmenami logaritmov zamestnanosti a saldom konjunktúry očakávanej zamestnanosti (graf 8, 9). Očakávame, že na vývoj mesačnej zmeny zamestnanosti bude mať najväčší vplyv z dostupných indikátorov konjunktúra očakávanej zamestnanosti. Ak chcú podniky v najbližšej budúcnosti prijať nových zamestnancov (v dôsledku zvýšeného dopytu po ich výrobkoch), tak výsledkom bude nárast celkovej zamestnanosti v danom odvetví. Na základe predchádzajúcich tvrdení predpokladáme kladnú hodnotu konštanty α_1 .

Zostavíme model:

$$\Delta \ln(\text{Zamestnanosť})_t = \alpha_0 + \alpha_1(\text{Očakávaná zamestnanosť})_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Model 3.3

Dependent Variable: D(ZAMESTNANOST)

Method: Least Squares

Date: 05/20/11 Time: 10:06

Sample (adjusted): 2000M02 2010M12

Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001998	0.000609	3.281516	0.0013
OCAKAVANA_ZAMESTNANOST(-1)	0.000126	2.65E-05	4.763565	0.0000
R-squared	0.149590	Akaike info criterion		-8.277728
Adjusted R-squared	0.142998	Schwarz criterion		-8.233832
F-statistic	22.69155	Durbin-Watson stat		1.281798
Prob(F-statistic)	0.000005			

Podľa očakávania sme na základe odhadu pomocou metódy najmenších štvorcov zistili kladnú závislosť medzi týmito dvoma ukazovateľmi, pričom podľa t-testu je indikátor očakávanej zamestnanosti signifikantný (t.j. existuje vzťah medzi danými premennými). O kvalite tohto regresného modelu vypovedá relatívne vysoká hodnota upravenej R^2 (vzhľadom na skutočnosť, že odhadujeme vplyv na prvé diferencie vysvetlenej premennej). Na druhej strane Durbin-Watsonová štatistika nám indikuje možný výskyt kladnej autokorelácie disturbancií ($d = 1,29 < 2$) v modeli. Teda konvenčný odhad variančnej matice by bol nesprávny, tým pádom by bola hodnota t-štatistiky nesprávna, čo by malo vplyv na možné chybné vyhodnotenie signifikancie daného indikátora. Vzniku tejto situácie zabránime napríklad pridaním oneskoreného člena vysvetľovanej premennej do odhadovaného modelu, čo spôsobí útlm autokorelácie. V prípade, že zahrnutím tohto oneskoreného člena sa autokorelácia odstráni, odhad pomocou MNŠ bude efektívny a t-štatistiky premenných správne. Príslušný model bude mať tvar:

$$\Delta \ln(Zam)_t = \alpha_0 + \alpha_1(Očak. zamestnanosť)_{t-k} + \alpha_2 \Delta \ln(Zam)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Model 3.4

Dependent Variable: D(ZAMESTNANOST)

Method: Least Squares

Date: 05/15/11 Time: 19:21

Sample (adjusted): 2000M03 2010M12

Included observations: 130 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001173	0.000613	1.915358	0.0577
OCAKAVANA_ZAMESTNANOST(-1)	7.61E-05	2.80E-05	2.714908	0.0076
D(ZAMESTNANOST(-1))	0.347452	0.086123	4.034354	0.0001
R-squared	0.246385	Akaike info criterion		-8.375286
Adjusted R-squared	0.234517	Schwarz criterion		-8.309112
F-statistic	20.76056	Durbin-Watson stat		2.002968
Prob(F-statistic)	0.000000			

Na základe Durbin-Watsonovej štatistiky zistujeme, že pridaním oneskoreného člena vysvetľovanej premennej do pôvodného modelu (3.3) došlo podľa očakávania k odstráneniu autokorelácie prvého rádu. Z výstupu programu e-views je zrejmé zachovanie pozitívnej závislosti indikátora očakávanej zamestnanosti a reálneho ekonomického ukazovateľa zmeny zamestnanosti. Dokonca je možné pozorovať mierne zvýšenie koeficientu upravenej R^2 na hodnotu 0,23, čo značí dobrý „fit“ modelu. Ďalšia úprava (napr. vynechanie konštanty) by bola kontraproduktívna (vzhľadom na hodnotu t-štatistiky konštanty) a dosiahli by sme iba zhoršenie kvality modelu (zníženie hodnoty upravenej R^2).

V predchádzajúcom modeli bola naznačená možná súvislosť medzi zmenou zamestnanosti a celkovým dopytom po produktoch. Domnievame sa, že zvýšený dopyt po výrobkoch donúti podniky (v snahe dosiahnuť čo najväčší zisk) zvýšiť objem výroby produktov, čo môže prispieť k zamestnaniu nových pracovníkov. Zostavíme regresný model závislosti reálneho ukazovateľa zmeny zamestnanosti a konjunkturálneho indikátora celkového dopytu, pričom predpokladáme kladnú hodnotu koeficienta α_1 :

$$\Delta \ln(\text{Zamestnanosť})_t = \alpha_0 + \alpha_1(\text{Dopyt})_{t-k} + \varepsilon_t$$

V modeli sa na základe zistení Durbin-Watsonovej štatistiky ($d = 1,29$) detekovala autokorelácia. Pre zamedzenie výskytu autokorelácie bolo nutné upraviť pôvodný model na tvar:

$$\Delta \ln(Zam)_t = \alpha_0 + \alpha_1(Dopyt)_{t-k} + \alpha_2 \Delta \ln(Zam)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

Model 3.5

Dependent Variable: D(ZAMESTNANOST)

Method: Least Squares

Date: 05/20/11 Time: 10:03

Sample (adjusted): 2000M03 2010M12

Included observations: 130 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000482	0.000434	1.111566	0.2684
DOPYT	7.10E-05	2.85E-05	2.494351	0.0139
D(ZAMESTNANOST(-1))	0.367221	0.084510	4.345307	0.0000
R-squared	0.239886	Akaike info criterion		-8.366699
Adjusted R-squared	0.227916	Schwarz criterion		-8.300525
F-statistic	20.04009	Durbin-Watson stat		2.030420
Prob(F-statistic)	0.000000			

Potvrdil sa pozitívny vplyv salda indikátora dopytu na vývoj zamestnanosti (väčší dopyt spôsobí nárast zamestnanosti). Na základe t a F-štatistik bola zistená signifikancia tohto parametra, ako aj celej regresie. O kvalite modelu nás uisťuje pomerne vysoká hodnota koeficientu upravenej R^2 (iba o niečo menšia ako v predchádzajúcom modeli). Takisto podľa Durbin-Watsonovej štatistiky už nie je možné detekovať autokoreláciu. To znamená, že zavedenie oneskorenej vysvetľovanej premennej do pôvodného modelu bolo správne (dôkazom je aj signifikancia tohto parametra) a tým všetky uvedené štatistiky zodpovedajú realite (použitie MNŠ je efektívne).

Modely skonštruované pre odhad zamestnanosti pomocou konjunkturálnych indikátorov sa vyznačovali pomerne dobrou kvalitou (signifikantnosť parametrov a ich správanie sa neprieči poznatkom ekonomickej teórie).

Odhad tržieb:

V tejto časti sa budú zisťovať vzťahy medzi ukazovateľom tržieb a ekonomicky vhodnými konjunkturálnymi indikátormi. Ukazovateľom sú skutočné hodnoty tržieb za produkty (a za vlastné výkony) vyrobené priemyslom na území Slovenskej republiky.

Prvý model bude skúmať situáciu zobrazenú na grafe 2 a 3, t.j. závislosť medzi zmenami logaritmov tržieb (približne percentuálna zmena tržieb) a konjunkturálnym saldóm dopytu. Nárast dopytu po výrobkoch by malo viesť k zvýšeniu ich predajnosti (pravdepodobne aj ceny) a tým očakávame nárast tržieb podnikov.

Skonstruujeme model:

$$\Delta \ln(\text{Tržby})_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Dopyt}_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Model 3.6

Dependent Variable: D(TRZBY)

Method: Least Squares

Date: 05/22/11 Time: 22:10

Sample (adjusted): 2001M02 2010M12

Included observations: 119 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005223	0.003835	1.361849	0.1759
DOPYT(-1)	0.000211	0.000229	0.920523	0.3592
R-squared	0.007190	Akaike info criterion		-4.037124
Adjusted R-squared	-0.001295	Schwarz criterion		-3.990416
F-statistic	0.847363	Durbin-Watson stat		2.003472
Prob(F-statistic)	0.359194			

Na prvý pohľad je zrejmé, že regresia nie je signifikantná (nie je možné vylúčiť nezávislosť medzi skúmanými ukazovateľmi), v jej neprospech poukazuje aj záporná hodnota upravenej R^2 . Durbin-Watsonova štatistika zamietla v modeli výskyt autokorelácie, a preto nie je potrebné model ďalej upravovať na odstránenie tohto javu. Na základe výsledkov z modelu 3.6 indikátor dopytu (sám o sebe) nedokázal spoľahlivo predikovať vývoj tržieb.

V nasledujúcich modeloch budú odhadované zmeny tržieb pomocou konjunkturálnych indikátorov očakávaných cien, očakávanej produkcie a trendu produkcie. Podľa

ekonomickej teórie by podniky mali po zvýšení cien (napr. z dôvodu zvýšenia nákladov-
o viac ako infláciu) očakávať znížený dopyt po produktoch, ktorý vyvolá pokles tržieb.

$$\Delta \ln(\text{Tržby})_t = \alpha_0 + \alpha_1(\text{Očakávané ceny})_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

Model 3.7

Dependent Variable: D(TRZBY)

Method: Least Squares

Date: 05/24/11 Time: 15:15

Sample (adjusted): 2001M03 2010M12

Included observations: 118 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000410	0.004187	-0.097984	0.9221
OČAKAVANE_CENY(-2)	0.000175	0.000163	1.071367	0.2862
R-squared	0.009798	Akaike info criterion		-4.033740
Adjusted R-squared	0.001262	Schwarz criterion		-3.986779
F-statistic	1.147828	Durbin-Watson stat		2.021765
Prob(F-statistic)	0.286228			

V modeli 3.7 nastala podobná situácia ako v 3.6, t.j. ukazuje sa, že daná regresia je
nesignifikantná, koeficient upravenej determinácie (adjusted R²) je veľmi nízky a navyše
regresiou odhadnutý koeficient α_1 má opačné znamienko ako sme predpokladali.

Podnikom sa zvýšia očakávania svojej produkcie ak predpokladajú, že v blízkej
budúcnosti vzrastie odbyt ich produktov na trhu, čo by spôsobilo rast tržieb. Po odhadnutí
regresie sa na základe Durbin-Watsonovej štatistiky nedal v modeli vylúčiť výskyt
autokorelácie. Pôvodný model bol upravený (podľa vzoru 3.4) na tvar:

$$\Delta \ln(\text{Tržby})_t = \alpha_0 + \alpha_1(\text{Očak produkcia})_{t-k} + \alpha_2 \Delta \ln(\text{Tržby})_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

Všetky odhadované koeficienty v regresii sú významné, potvrdil sa aj
predpokladaný vplyv očakávanej produkcie na zmenu tržieb. Nový model nevykazuje
prítomnosť autokorelácie (úprava bola úspešná).

Model 3.8

Dependent Variable: D(TRZBY)

Method: Least Squares

Date: 05/24/11 Time: 16:10

Sample (adjusted): 2001M03 2010M12

Included observations: 118 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.011036	0.004364	-2.528933	0.0128
OCAKAVANA_PRODUKCIA(-1)	0.000686	0.000166	4.126572	0.0001
D(TRZBY(-1))	-0.200008	0.098269	-2.035304	0.0441
R-squared	0.129175	Akaike info criterion		-4.145259
Adjusted R-squared	0.114031	Schwarz criterion		-4.074818
F-statistic	8.529369	Durbin-Watson stat		2.038717
Prob(F-statistic)	0.000352			

Pri trende produkcie je možné čakať rovnaký vplyv na vývoj tržieb ako u očakávanej produkcie. Podľa predošlých úvah bude nárast trendu tržieb spôsobovať rast tržieb.

Model bude mať tvar:

$$\Delta \ln(\text{Tržby})_t = \alpha_0 + \alpha_1(\text{Trend produkcie})_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

Model 3.9

Dependent Variable: D(TRZBY)

Method: Least Squares

Date: 05/24/11 Time: 17:06

Sample (adjusted): 2001M02 2010M12

Included observations: 119 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007688	0.003817	2.014095	0.0463
TREND_PRODUKIE(-1)	-0.000236	0.000124	-1.904073	0.0594
R-squared	0.030056	Akaike info criterion		-4.060424
Adjusted R-squared	0.021766	Schwarz criterion		-4.013716
F-statistic	3.625493	Durbin-Watson stat		2.028113
Prob(F-statistic)	0.059357			

Nepotvrtil sa vplyv trendu produkcie na zmenu tržieb (na základe ekonomickej teórie) a daný koeficient je signifikantný až na 10% hladine signifikantnosti. Regresia sa vyznačuje relatívne nízkou hodnotou upravenej R^2 .

Odhad ročných zmien tržieb:

Ročná zmena tržieb (Tržby rz) je percentuálna zmena hodnoty tržieb oproti rovnakému obdobiu minulého roka. V nasledujúcej časti sa bude zisťovať, do akej miery sú konjunkturálne indikátory schopné predikovať vývoj zmien tržieb charakterizovaný reálnym ekonomickým ukazovateľom ročných zmien tržieb.

Vzhľadom na exportne orientovanú ekonomiku Slovenskej republiky je zahraničný dopyt po produktoch vyrobených na Slovensku pre priemysel životne dôležitý. To znamená, že v prípade klesajúceho trendu priemyselnej výroby v partnerských krajinách (najmä Nemecko a Česká republika) sa v rámci úsporných opatrení (zníženia produkcie) zníži nákup množstva výrobkov od subdodávateľov (napr. zo SR)- t.j. klesne zahraničný dopyt, čo spôsobí pokles tržieb podnikov na Slovensku. Preto je podstatné zistiť aký vplyv má dopyt v zahraničí na mesačné zmeny ročných zmien tržieb. Na základe Durbin-Watsonovej štatistiky (2,74) sa nedala vylúčiť prítomnosť autokorelácie, preto sme do odhadovanej rovnice zahrnuli oneskorený člen vysvetľovanej premennej.

$$\Delta(\text{Tržby rz})_t = \alpha_0 + \alpha_1(\text{Zahr dopyt})_{t-k} + \alpha_2\Delta(\text{Tržby rz})_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

Model 3.10

Dependent Variable: D(TRZBY RZ)

Method: Least Squares

Date: 05/24/11 Time: 18:47

Sample (adjusted): 2001M05 2010M12

Included observations: 116 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.802981	0.631236	-1.272076	0.2060
DOPYT_V_ZAHRANICI(-4)	-0.087455	0.036104	-2.422322	0.0170
D(TRZBY RZ(-1))	-0.354450	0.086716	-4.087497	0.0001
R-squared	0.158765	Akaike info criterion		6.186330
Adjusted R-squared	0.143876	Schwarz criterion		6.257544
F-statistic	10.66314	Durbin-Watson stat		2.088210
Prob(F-statistic)	0.000057			

Aj napriek signifikancii parametrov a pomerne veľkej hodnoty upravenej R^2 bol v modeli zistený opačný vplyv dopytu v zahraničí na zmenu tržieb ako sme predpokladali. Možná príčina je veľký časový odstup medzi indikátorom dopytu a zmenou tržieb.

Modely odhadujúce ukazovateľ tržieb pomocou konjunkturálnych indikátorov sa vyznačovali menšou kvalitou (okrem modelu 3.8), ktorá sa prejavovala buď nesignifikanciou parametrov, alebo sa odhad priečil s ekonomickou teóriou. Podniky majú na rozdiel od zamestnanosti menší prehľad o budúcom vývoji svojich tržieb, preto ich očakávania môžu byť ovplyvnené súčasným (resp. minulým) vývojom na trhu. Týmto problémom sa budeme podrobnejšie venovať v kapitole 3.4.

Odhad indexu produkcie:

Index priemyselnej produkcie charakterizuje zmenu priemyselnej produkcie v bežnom mesiaci vo vzťahu k rovnakému obdobiu minulému roku. Index priemyselnej produkcie (IPP) sa počíta podľa metodiky platnej v Európskej únii na základe normy o krátkodobých ukazovateľoch. Jeho výpočet je založený na zmene objemu vybraných výrobkov v naturálnom vyjadrení a na dvojstupňovom váhovom systéme. Údaje pre výpočet IPP sa zisťujú vyčerpávajúco za priemyselné podniky zapísané v obchodnom registri s počtom zamestnancov 20 a viac, vo vybraných priemyselných podnikoch s počtom zamestnancov do 19 a vo vybraných podnikoch s inou prevažujúcou činnosťou ako priemyselnou.⁴

Pomocou modelov sa bude zisťovať spojitosť medzi ukazovateľom IPP a konjunkturálnymi indikátormi očakávanej produkcie a trendu produkcie. Rast očakávanej produkcie má tendenciu v blízkej budúcnosti spôsobiť nárast objemu produkcie (oproti minulému roku). Durbin-Watsonova štatistika (2,65) poukazovala na autokoreláciu, ktorú odstránime úpravou pôvodného modelu na tvar:

$$\Delta(IPP)_t = \alpha_0 + \alpha_1(\text{Očakávaná produkcia})_{t-k} + \alpha_2\Delta(IPP)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Odhad potvrdil predpokladanú závislosť (podľa ekonomickej teórie) medzi IPP a konjunktúrou očakávanej produkcie. Úprava pôvodného modelu opäť úspešne odstránila autokoreláciu (na základe D-W štatistiky bolo možné zamietnuť výskyt autokorelácie prvého rádu), odhad koeficienta α_1 je signifikantný na 10% hladine signifikantnosti a správnosť modelu potvrdzuje relatívne vysoká hodnota upravenej R^2 .

⁴ Vid'.: www.statistics.sk

Model 3.11

Dependent Variable: D(INDEX_PRODUKCIE)

Method: Least Squares

Date: 05/24/11 Time: 21:08

Sample (adjusted): 2001M03 2010M12

Included observations: 118 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.933709	0.800751	-1.166042	0.2460
OCAKAVANA_PRODUKCIA	0.054564	0.028675	1.902820	0.0596
D(INDEX_PRODUKCIE(-1))	-0.344693	0.085526	-4.030291	0.0001
R-squared	0.142524	Akaike info criterion		6.378438
Adjusted R-squared	0.127611	Schwarz criterion		6.448879
F-statistic	9.557257	Durbin-Watson stat		2.039022
Prob(F-statistic)	0.000145			

Na základe podobných úvah vyhotovíme model zisťujúci závislosť indexu produkcie od salda indikátora trendu produkcie, pričom medzi nimi predpokladáme rovnako kladný vzťah ako v predošlom modeli. Model sa musel upraviť z dôvodu nemožnosti zamietnutia autokorelácie Durbin-Watsonovou štatistikou (2,62).

Model 3.12

Dependent Variable: D(INDEX_PRODUKCIE)

Method: Least Squares

Date: 05/25/11 Time: 16:02

Sample (adjusted): 2001M03 2010M12

Included observations: 118 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.315845	0.713403	-0.442729	0.6588
TREND_PRODUKCIE(-1)	0.025559	0.023053	1.108743	0.2699
D(INDEX_PRODUKCIE(-1))	-0.332214	0.086357	-3.846974	0.0002
R-squared	0.124881	Akaike info criterion		6.398804
Adjusted R-squared	0.109662	Schwarz criterion		6.469245
F-statistic	8.205371	Durbin-Watson stat		2.031077
Prob(F-statistic)	0.000466			

Model sa tak upravil na tvar:

$$\Delta(IPP)_t = \alpha_0 + \alpha_1(\text{Trend produkcie})_{t-k} + \alpha_2\Delta(IPP)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

Odhad regresie síce potvrdil očakávanú závislosť medzi parametrami, ale zároveň sa zistila nesignifikancia indikátora trendu produkcie (hlavná vysvetľujúca premenná). Modelu však pravdepodobne chýba ďalšia relevantná vysvetľujúca premenná, ktorá by chyby „zjemnila“. Došlo by k zníženiu štandardnej chyby odhadovaného koeficienta, čo by spôsobilo zvýšenie hodnoty t-štatistiky (mohol by sa stať signifikantným).

Nasledujúca kapitola sa bude podrobnejšie venovať o.i. aj možnému vylepšeniu modelov odhadu indexu priemyselnej produkcie.

3.3 Regresie s viacerými vysvetľujúcimi premennými

V predchádzajúcej časti sa zisťovala závislosť medzi reálnymi ekonomickými ukazovateľmi pomocou jednoduchých regresných modelov. Reálne ekonomické ukazovatele sú veľmi komplexné premenné, na ktorých vývoj vplýva množstvo faktorov. Práca sa zaoberá ich popisom prostredníctvom výlučne konjunktúry (pre úplnejší popis by bola potrebná ďalšia hĺbková analýza). Z toho dôvodu je možné s využitím poznatkov z ekonomickej teórie dané modely zlepšiť pridaním relevantných vysvetľujúcich premenných (konjunkturálnych indikátorov). Na zistenie chýbajúcej premennej použijeme Ramseyho reset test⁵, t.j. do pôvodnej regresie pridáme štvorec odhadnutých hodnôt vysvetľovanej premennej $\Delta\hat{y}_t^2$:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-k} + \alpha_2 \Delta\hat{y}_t^2 + \varepsilon_t$$

Ak sa zistí signifikancia parametra α_2 (t.j. chýba v pôvodnej regresii vysvetľujúca premenná), doplníme do modelu relevantný (na základe ekonomickej teórie) konjunkturálny indikátor. V ďalšom uvedieme len tie regresie, v ktorých bolo po pridaní ďalšieho indikátora zaznamenané zlepšenie parametrov modelu. Regresné modely sú v tvare (3.1).

⁵ Výstupy reset testov k jednotlivým modelom sa nachádzajú v prílohe

Odhad zamestnanosti:

V predchádzajúcej kapitole sa zistilo, že modely závislosti zmien zamestnanosti a konjunkturálnych indikátorov sa vyznačujú pomerne obrou kvalitou. Je preto dôležité zistiť, či je možné pridaním vhodných indikátorov ich kvalitu ešte zvýšiť. Takto vylepšené regresné modely by sa stali dôveryhodným nástrojom na určovanie budúceho vývoja zamestnanosti.

V modeli 3.5 bolo pomocou Ramseyho reset testu zistená chýbajúca premenná (p-hodnota je 0,0392). Preto do pôvodnej regresie zahrnieme aj indikátor očakávanej zamestnanosti, t.j. nový regresný model bude mať tvar:

$$\Delta \ln(Zam)_t = \alpha_0 + \alpha_1(Očak. zam)_{t-k} + \alpha_2(Dopyt)_{t-q} + \alpha_3\Delta \ln(Zam)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

Model 3.13

Dependent Variable: D(ZAMESTNANOST)

Method: Least Squares

Date: 05/25/11 Time: 19:23

Sample (adjusted): 2000M03 2010M12

Included observations: 130 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001492	0.000629	2.373531	0.0191
DOPYT	5.55E-05	2.89E-05	1.919179	0.0572
OČAKAVANA_ZAMESTNANOST(-1)	6.27E-05	2.86E-05	2.191271	0.0303
D(ZAMESTNANOST(-1))	0.300132	0.088723	3.382817	0.0010
R-squared	0.267789	Akaike info criterion		-8.388715
Adjusted R-squared	0.250356	Schwarz criterion		-8.300483
F-statistic	15.36054	Durbin-Watson stat		1.959433
Prob(F-statistic)	0.000000			

Pri zvýšenom dopyte ako aj pri očakávaní vyššej zamestnanosti podniky v snahe zvýšiť produkciu rozšíria výrobu, čo môže vyvolať nárast zamestnanosti.

Na základe odhadnutého modelu sa potvrdil predpokladaný vplyv konjunkturálnych indikátorov na vývoj zamestnanosti. Pozoruhodný je nárast upraveného koeficientu determinácie na hodnotu 25%. To znamená, že sa oplátilo pridať novú premennú, aj keď sa tým zvýšila zložitosť regresného modelu.

Po použití reset testu sa opätovne zisťuje chýbajúca premenná. Na základe ekonomickej teórie sa predpokladá, že očakávania podnikov na zvýšenie produkcie spôsobia v najbližšej budúcnosti rast zamestnanosti v odvetví. Teda do pôvodného modelu sa zahrnie aj indikátor očakávanej produkcie. Odhadujeme model tvaru:

$$\Delta \ln(Zam)_t = \alpha_0 + \alpha_1(Dopyt)_{t-q} + \alpha_2(Očak.zam)_{t-k} + \alpha_3(Očak.produkcija)_{t-q} + \alpha_4\Delta \ln(Zam)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

Model 3.14

Dependent Variable: D(ZAMESTNANOST)

Method: Least Squares

Date: 05/30/11 Time: 21:02

Sample (adjusted): 2001M02 2010M12

Included observations: 119 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000477	0.000790	-0.604235	0.5469
DOPYT	3.74E-05	2.84E-05	1.316068	0.1908
OČAKAVANA_ZAMESTNANOST(-1)	6.41E-05	2.91E-05	2.203383	0.0296
OČAKAVANA_PRODUKCIA(-1)	7.65E-05	1.90E-05	4.018718	0.0001
D(ZAMESTNANOST(-1))	0.181319	0.090718	1.998707	0.0480
R-squared	0.370756	Akaike info criterion		-8.446889
Adjusted R-squared	0.348677	Schwarz criterion		-8.330119
F-statistic	16.79246	Durbin-Watson stat		1.933228
Prob(F-statistic)	0.000000			

Odhad potvrdil očakávania o vplyve vybraných konjunkturálnych indikátorov na vývoj zmien zamestnanosti, avšak indikátor dopytu prestal byť signifikantný. Keďže t-štatistika parametra α_1 je v absolútnej hodnote väčšia ako 1, jeho vylúčením by sa hodnota koeficientu upravenej R^2 zmenšila (t.j. kvalita modelu klesla).

Zistilo sa, že vývoj zamestnanosti sa dal presnejšie popísať viacerými indikátormi (oproti jednoduchým modelom)- odhad viac priliehal ku skutočným hodnotám a tým vznikali menšie chyby. Dôvodom je fakt, že na vývoj zamestnanosti v odvetví vplyva viacero faktorov. Kvalitu upravených modelov dokazovalo zvýšenie hodnoty upraveného koeficientu determinácie.

Odhad tržieb:

Odhady tržieb pomocou jednoduchých regresných modelov neprinesli požadované výsledky. Príčinou môžu byť vynechané premenné (konjunkturálne indikátory), ktoré vplývajú na celkový vývoj tržieb.

V modeli 3.9 sa pomocou reset testu zistila chýbajúca premenná (p-hodnota je 0,036). Do pôvodnej regresie sme preto zahrnuli indikátor očakávanej produkcie. Regresný model bude mať tvar:

$$\Delta \ln(\text{Tržby})_t = \alpha_0 + \alpha_1(\text{Trend prod.})_{t-k} + \alpha_2(\text{Očak. prod.})_{t-q} + \alpha_3\Delta \ln(\text{Tržby})_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

Predpokladá sa podobne ako v modeloch 3.8 a 3.9, že zvýšenie očakávanej produkcie podnikov založené na množstvách objednávok sa prejaví na budúcom zvýšení tržieb.

Model 3.15

Dependent Variable: D(TRZBY)

Method: Least Squares

Date: 05/27/11 Time: 12:39

Sample (adjusted): 2001M03 2010M12

Included observations: 118 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.013696	0.010643	-1.286879	0.2007
TREND_PRODUKCIE(-1)	-0.000745	0.000269	-2.773476	0.0065
OČAKAVANA_PRODUKCIA(-1)	0.001751	0.000377	4.641641	0.0000
D(TRZBY(-1))	-0.232575	0.096248	-2.416406	0.0173
R-squared	0.184220	Akaike info criterion		-2.525541
Adjusted R-squared	0.162752	Schwarz criterion		-2.431620
F-statistic	8.581202	Durbin-Watson stat		2.172631
Prob(F-statistic)	0.000035			

Naplnili sa očakávania ohľadom signifikantnosti a okrem trendu produkcie aj znamienku odhadovaných koeficientov. Trend produkcie tak pravdepodobne vyrovnáva nadhodnotené očakávania podnikov ohľadom výške ich príjmov z predaja výrobkov. Model je kvalitatívne na vyššej úrovni oproti pôvodným jednoduchým (priamo vyplýva z hodnôt upraveného R^2). Potvrdilo sa, že vývoj tržieb je lepšie určený viacerými indikátormi.

Odhad indexu priemyselnej produkcie:

Odhady modelov indexu priemyselnej produkcie síce zistili očakávaný (signifikantný) vzťah medzi ukazovateľom IPP a konjunkturálnymi indikátormi, čo sa ale príliš neprejavilo na ich celkovej kvalite. Dá sa predpokladať (podobne ako pri vývoji zamestnanosti), že vzhľadom na viacero vplyvov pôsobiacich na IPP nepostačovali jednoduché modely na predikciu jeho vývoja.

V modeli 3.11 sa na základe reset testu zistila chýbajúca premenná (p-hodnota je 0,0771- teda pri 10% hladine významnosti sa H_0 zamietne). Z toho dôvodu pridáme do pôvodnej regresie indikátor očakávanej produkcie. Teda nový model bude mať tvar:

$$\Delta(IPP)_t = \alpha_0 + \alpha_1(Očak.prod.)_{t-k} + \alpha_2(Trend prod.)_{t-q} + \alpha_3\Delta(IPP)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

Podobne ako pri jednoduchých modeloch 3.11 a 3.12 je možné očakávať kladné hodnoty koeficientov konjunkturálnych indikátorov (nárast súd indikátorov spôsobí nárast zmeny IPP).

Model 3.16

Dependent Variable: D(INDEX_PRODUKCIE)

Method: Least Squares

Date: 05/26/11 Time: 10:36

Sample (adjusted): 2001M04 2010M12

Included observations: 117 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.381730	0.819310	0.465917	0.6422
OČAKAVANA_PRODUKCIA(-3)	-0.065906	0.038775	-1.699696	0.0919
TREND_PRODUKCIE(-1)	0.061084	0.031125	1.962548	0.0522
D(INDEX_PRODUKCIE(-1))	-0.322297	0.087398	-3.687707	0.0003
R-squared	0.146146	Akaike info criterion		6.399239
Adjusted R-squared	0.123477	Schwarz criterion		6.493672
F-statistic	6.447051	Durbin-Watson stat		2.018274
Prob(F-statistic)	0.000454			

Odhadnuté koeficienty regresie sú významné až na 10% hladine významnosti. Naplnili sa predpoklady o vplyve trendu produkcie na vývoj IPP, čo sa však už nedá povedať o očakávanej produkcii (jej vplyv je v spore s očakávaniami ekonomickej teórie). Príčinou by mohli byť podhodnotenú očakávanú výrobcov ohľadom ich budúcej produkcie (sú

opatrnejší), ktoré vyrovnáva indikátor trendu produkcie (má vyššiu hodnotu oproti jednoduchému modelu).

Modelovanie zmien IPP v závislosti od viacerých konjunkturálnych indikátorov však neprinieslo očakávané výsledky, teda výrazné zvýšenie kvality regresného modelu. Na jednej strane sa zaznamenalo mierne zvýšenie koeficientu upravenej R^2 oproti modelu 3.12, ale nedosahuje kvality modelu 3.11 (kde je hodnota upravenej R^2 približne o 0,4 % vyššia). Podobne ako pri modelovaní tržieb sú aj očakávania indikátorov priemyselnej produkcie subjektívnym názorom podnikov, ktoré môžu byť ľahko ovplyvnené aktuálnym dianím v ekonomike.

3.4 Modelovanie konjunkturálnych indikátorov v závislosti od reálnych ekonomických ukazovateľov

Pri modelovaní skutočných ekonomických ukazovateľov (najmä tržieb a IPP) nastával problém s vplyvom konjunkturálnych indikátorov na ich vývoj (častokrát boli nesignifikantné, vplyv indikátorov sa priečil s ekonomickou teóriou). Ako bolo spomenuté v predchádzajúcich častiach indikátory predstavujúce očakávanie podnikov ohľadom budúceho vývoja variabilného ukazovateľa (budúce tržby, produkcia) sú zväčša ovplyvňované súčasným stavom na trhu (respektíve v ekonomike). To by ale mohlo vyvolať otázky ohľadom ich použitia na predikciu budúceho vývoja ekonomických ukazovateľov. V tejto časti sa preto pokúsime pre vybrané konjunkturálne indikátory odhadnúť regresný model, v ktorom sa vývoj daných indikátorov vysvetľuje pomocou ukazovateľov reálnej ekonomiky (a teda aspoň čiastočne potvrdiť hypotézu, že podniky v niektorých oblastiach formujú svoje očakávania na základe súčasného stavu ekonomiky).

Prvým modelom bude vzťah medzi konjunktúrou trendu produkcie a zmenami ukazovateľov tržieb. Z dôvodu výskytu autokorelácie (D-W štatistika je 1,1- kladná autokorelácia rezíduí) model upravíme pridaním oneskoreného člena trendu produkcie.

$$(Trend\ prod)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln(Tržby)_{t-k} + \alpha_2 (Trend\ prod)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

Predpokladáme, že výrazný nárast tržieb v sektore (ekonomike sa darí, na trhu vládne dobrá nálada) spôsobí nárast očakávaní podnikov, t.j. firmy v snahe maximalizovať zisk očakávajú zvýšenie produkcie (v prosperujúcej ekonomike by mali ľahšie zaistiteľný odbyt tovarov).

Model 3.17

Dependent Variable: TREND_PRODUKCIE

Method: Least Squares

Date: 05/26/11 Time: 17:37

Sample (adjusted): 2001M04 2010M12

Included observations: 117 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.71216	2.505618	4.674360	0.0000
D(TRZBY(-2))	176.6174	61.92598	2.852073	0.0052
TREND_PRODUKCIE(-1)	0.394864	0.083726	4.716168	0.0000
R-squared	0.268065	Akaike info criterion		8.890838
Adjusted R-squared	0.255224	Schwarz criterion		8.961663
F-statistic	20.87574	Durbin-Watson stat		1.878332
Prob(F-statistic)	0.000000			

Odhadovaný model naplnil očakávania plynúce z ekonomickej teórie- potvrdila sa očakávaná závislosť medzi trendom produkcie a ukazovateľom tržieb. Vysoká hodnota upraveného koeficientu determinácie (oproti pôvodným modelom) utvrdzuje správnosť regresného modelu. Teda je veľmi pravdepodobné, že na očakávania podnikov ohľadom trendu produkcie výrazne pôsobí aktuálny stav ekonomiky.

Ďalším modelom bude odhadovaný vzťah medzi konjunkturálnym indikátorom dopytu v zahraničí a indexom tržieb (ročná percentuálna zmena tržieb). Podobne ako v predchádzajúcom modeli sa aj tu vyskytla kladná autokorelácia rezíduí (D-W štatistika je 0,44). Po úprave má model tvar:

$$(Zahr\ dopyt)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta(Tržby\ rz)_{t-k} + \alpha_2 (Zahr\ dopyt)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

Podobne ako v modeli 3.10 sa predpokladá, že zvýšené tržby ovplyvnia názor podnikov na očakávaný vývoj dopytu (a teda aj zahraničného).

Potvrdil sa vplyv ukazovateľa zmien tržieb na očakávania firiem ohľadom zahraničného dopytu (aj keď významný až na 10% hladine významnosti). Ukázalo sa, podobne ako v predchádzajúcom modeli, významný vplyv minulej hodnoty daného konjunkturálneho indikátora na jeho súčasnú hodnotu. Tento výsledok je možné

interpretovať aj tak, že očakávania podnikov ohľadom budúceho vývoja pretrvávajú dlhšiu dobu a menia sa pomerne ťažko a pomaly.

Model 3.18

Dependent Variable: DOPYT_V_ZAHRANICI

Method: Least Squares

Date: 05/26/11 Time: 18:52

Sample (adjusted): 2001M04 2010M12

Included observations: 117 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.559296	1.033123	-2.477242	0.0147
D(ZMENA_TRZIEB(-2))	25.27738	14.12267	1.789844	0.0761
DOPYT_V_ZAHRANICI(-1)	0.769839	0.059107	13.02451	0.0000
R-squared	0.602053	Akaike info criterion		7.165537
Adjusted R-squared	0.595071	Schwarz criterion		7.236362
F-statistic	86.23500	Durbin-Watson stat		2.170130
Prob(F-statistic)	0.000000			

3.5 Predikcia pomocou vybraných odhadov

Hlavnou podstatou konjunkturálnych indikátorov je možnosť pomocou nich predpovedať vývoj ekonomických ukazovateľov. Tieto predikcie sa získavajú prostredníctvom odhadnutých regresii skúmajúcich vzťahy medzi ukazovateľmi a indikátormi, ktoré sa odhadnú z dostupných historických údajov. Je pritom dôležité aby sa dané regresné modely vyznačovali kvalitou (malé chyby- veľká hodnota upraveného R^2 , nízka variancia odhadov), v opačnom prípade budú predikčné intervaly príliš široké (a ekonomicky nepoužiteľné). Z toho dôvodu sa na predpovede použijú iba najkvalitnejšie modely z predošlých kapitol. Takisto kvalita predikcie závisí aj od vlastností ekonomických ukazovateľov. Variabilnejšie ukazovatele sú ťažšie predpovedateľné. Variancia ukazovateľa vplýva na šírku predikčných intervalov- čím je väčšia, tým sa viac vychýľuje zo strednej hodnoty, t.j. predikčný interval sa musí rozšíriť (odhady budú variabilnejšie a menej presné). Ohraničenie predikčného intervalu je vypočítané nasledovne:

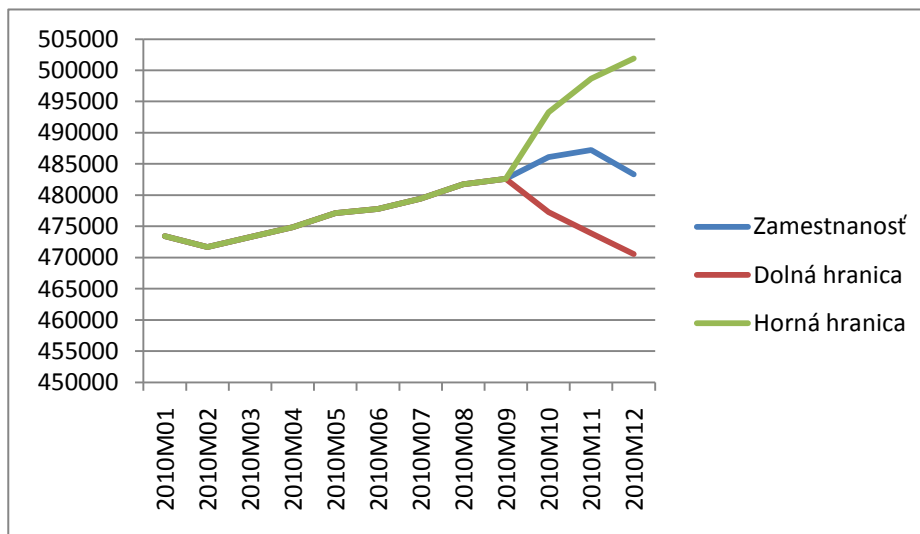
$$\text{Hranica} = \text{Predikcia} \pm 2(\text{Štandardná odchýlka})$$

Prvá časť sa zameria na predikciu ukazovateľa zamestnanosti. Zamestnanosť sa považuje za menej variabilný ukazovateľ. Dôvodom je, že akékoľvek zmeny počtu zamestnancov je pre podniky finančne náročné- napr. s prijímaním nových zamestnancov sa dočasne zvýšia náklady (na preškolenie personálu) a stúpa sila odborov (čo môže vyústiť k zvyšovaniu plátov). Prepúšťaním sa strácajú zdroje investované do odchádzajúceho personálu (podniky sa častokrát ani v problémoch neuchýlia k prepúšťaniu), na základe legislatívy majú prepustení zamestnanci nárok na odstupné vo výške niekoľkých mesačných plátov. Na určenie vývoja zamestnanosti použijeme model 3.14:

$$\Delta \ln(Zam)_t = \alpha_0 + \alpha_1(Dopyt)_{t-q} + \alpha_2(Očak. zam)_{t-k} + \alpha_3(Očak. produkcia)_{t-q} + \alpha_4 \Delta \ln(Zam)_{t-1} + \varepsilon_t$$

Predpokladáme, že sa predikuje vývoj zamestnanosti na posledné 3 mesiace roka 2010, na základe údajov od roku 2000 (1.1.2000 po 1.10.2010).

Graf 11 Predikcia zamestnanosti



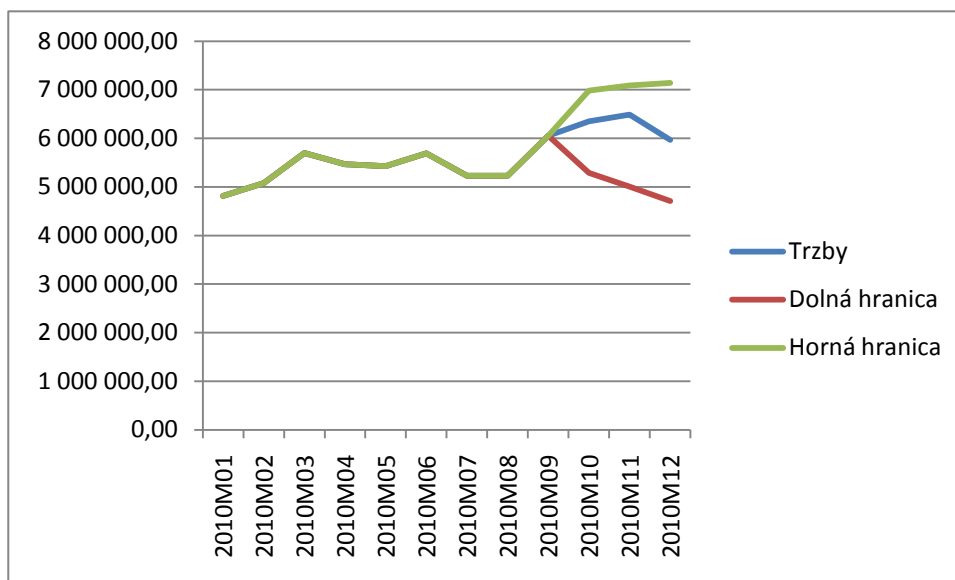
Šírka predikčného intervalu je aj napriek kvalitnej regresie relatívne veľká- v prvom mesiaci predikcie je to až 16 000 zamestnancov (približne 3,29% celkového počtu zamestnaných v priemysle). Nevýhodou tohto modelu je nemožnosť predikcie ukazovateľa zamestnanosti do vzdialenejšej budúcnosti (viac ako 1 mesiac dopredu), pretože konjunkturálne indikátory, od ktorých predpovede závisia sa zberajú pred koncom mesiaca.

V druhej časti sa bude predpovedať vývoj ukazovateľa tržieb. Tržby sú v porovnaní so zamestnanosťou oveľa viac variabilnejším ukazovateľom. Príčina spočíva v náchylnosti tržieb ku akejkoľvek zmene vo vývoji ekonomiky (a s ňou spojenej nálady prevládajúcej na trhu). Ak ekonomika rastie, zvyšuje sa životná úroveň obyvateľstva, ktoré využije svoje prostriedky na nákup tovarov (elektronika, luxusné zboží napr. autá- zvýši sa dopyt) a tým rastú tržby podnikov. Pri prepade nastáva opačný scenár. Na určenie vývoja ukazovateľa tržieb sa využije model 3.15:

$$\Delta \ln(\text{Tržby})_t = \alpha_0 + \alpha_1(\text{Trend prod.})_{t-1} + \alpha_2(\text{Očak. prod.})_{t-1} + \alpha_3 \Delta \ln(\text{Tržby})_{t-1} + \varepsilon_t$$

Opäť sa predpovedá vývoj ukazovateľa tržieb na posledné 3 mesiace roka 2010, pričom k dispozícii sú údaje od roku 2001 (1.1.2001 po 1.10.2010).

Graf 12 Predikcia tržieb



Podľa očakávaní je predikčný interval v porovnaní s modelovaním zamestnanosti značne širší (interval, v ktorom sa nachádza predpokladaná hodnota tržieb v prvom predikčnom mesiaci je až 26,5% skutočných hodnôt tržieb).

Aj napriek faktu, že skutočné hodnoty skúmaných premenných sa nachádzali vo vnútri predikčného intervalu bolo predpovedanie v dôsledku príliš veľkej šírky intervalu neefektívne a ekonomicky ťažko využiteľné.

Záver

Cieľom práce bolo na základe jednoduchých ekonometrických metód zistiť mieru predpovedacej schopnosti konjunkturálnych indikátorov ohľadom vývoja ekonomiky Slovenskej republiky. Práca sa primárne zameriavala na odvetvie priemyslu.

Výsledky jednoduchých regresných rovníc ukázali, že priebeh vybraných ukazovateľov priemyslu (zamestnanosť, tržby, produkcia) sa dá zachytiť pomocou konjunkturálnych indikátorov v rôznej miere. Najlepšie výsledky sa dosiahli v prípade zamestnanosti, kde tak očakávaná zamestnanosť ako aj konjunktúra dopytu pomerne dobre zachytila priebeh zamestnanosti v priemysle. Horšie výsledky sa dosiahli v prípade ukazovateľa tržieb a indexu priemyselnej produkcie, kde ani zahrnutie viac konjunkturálnych indikátorov výrazne nevylepšilo odhady. Použitelnosť odhadnutej regresie v prípade zamestnanosti je však takisto otázna, najmä kvôli širokým predikčným intervalom.

Opačné regresie, kde sa vysvetľuje priebeh vybraných konjunkturálnych indikátorov pomocou ukazovateľov reálnej ekonomiky, však vykázali pomerne dobré vlastnosti. Čiastočne sa teda podarilo potvrdiť hypotézu, že podniky v niektorých oblastiach formujú svoje očakávania na základe súčasného stavu ekonomiky. Výrazná autoregresia v týchto modeloch nasvedčuje tomu, že očakávania podnikov ohľadom budúceho vývoja pretrvávajú dlhšiu dobu a menia sa v niektorých oblastiach pomerne pomaly.

Zoznam použitej literatúry

- [1] HAJNOVIČ, František. 2000. *Analýza a krátkodobá prognóza konjunktúry v ekonomike SR*. [online]. Bratislava: Inštitút menových a finančných štúdií, 2000. Dostupné na internete: http://www.nbs.sk/img/Documents/PUBLIK/2000_Analyza%20a%20kratkodoba%20prognóza%20konjunktury.pdf.
- [2] ŠTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY. 2011. *Konjunkturálne prieskumy*. [online]. Bratislava. Dostupné na internete: <http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=197>.
- [3] ENDERS, Walter. 1995. *Applied Econometric Time Series*, United States: John Wiley & Sons, Inc., 1995. ISBN: 0-471-03941-1.

Prílohy

Vzor dotazníka konjunkturálnych prieskumov

JÚN 2011

EV PRIEM 1 - 12

IČO

Názov a sídlo podniku :

.....

.....

Vaš názor na každú otázku vyjadrite vyznačením (X) odpovede, ktorá Vám najviac vyhovuje.					
1. Aký bol trend Vašej priemyselnej produkcie za posledné tri mesiace?		↗ rastúci	→ bez zmeny	↘ klesajúci	1
		<input type="text"/> 1	<input type="text"/> 2	<input type="text"/> 3	
2. Považujete súčasnú úroveň celkového dopytu po Vašej produkcii podľa knihy zákaziek, objednávok a prebiehajúcich rokovani za:	viac ako dostatočnú	dostatočnú	nedostatočnú		2
		<input type="text"/> 1	<input type="text"/> 2	<input type="text"/> 3	
3. Považujete súčasnú úroveň dopytu po Vašej produkcii <u>v zahraničí</u> podľa knihy zákaziek, objednávok a prebiehajúcich rokovani za:	viac ako dostatočnú	dostatočnú	nedostatočnú	nevyrábate na export	3
		<input type="text"/> 1	<input type="text"/> 2	<input type="text"/> 3	<input type="text"/> 4
4. Považujete Vaše súčasné zásoby hotových výrobkov za :		↗ vysoké	→ primerané	↘ nízke	4
		<input type="text"/> 1	<input type="text"/> 2	<input type="text"/> 3	
5. Aký bude trend Vašej priemyselnej produkcie v nasledujúcich troch mesiacoch?		↗ rastúci	→ bez zmeny	↘ klesajúci	5
		<input type="text"/> 1	<input type="text"/> 2	<input type="text"/> 3	
6. Očakávate, že ceny Vašich výrobkov v nasledujúcich troch mesiacoch budú:	rýchlejšie	↗ rásť	→ bez zmeny	↘ klesať	6
	rovnako	<input type="text"/> 1	<input type="text"/> 4	<input type="text"/> 5	
	pomalšie	<input type="text"/> 2			
		<input type="text"/> 3			
7. Očakávate, že počet zamestnancov Vašej firmy v nasledujúcich troch mesiacoch bude:		↗ rásť	→ bez zmeny	↘ klesať	7
		<input type="text"/> 1	<input type="text"/> 2	<input type="text"/> 3	

Uvedte krátky komentár k Vašej ekonomickej situácii, resp. k celkovej situácii vo Vašom odvetví :

Odoslané dňa:	Meno zástupcu vedenia podniku :	Dotazník vyplnil :
Pečiatka :	Podpis:	Číslo telefónu :
		Číslo faxu :
		E-mail :

Tabuľka 3.1 Výsledky testov jednotkového koreňa

		ADF		Phillips-Peron	
		úrovňové dáta	1. diferencia	úrovňové dáta	1. diferencia
Vysvetľované premenne	ln(Tržby)	0,61	0,16	0,39	0
	Tržby romr	0,08	0	0,17	0
	Index priemyselnej produkcie	0,25	0	0,055	0
	ln(Zamestnanosť)	0,88	0	0,87	0
Vysvetľujúce premenne	Dopyt	0,098	0	0,037	
	Dopyt v zahraničí	0,001		0,003	
	Trend produkcie	0		0	
	Očakávaná zamestnanosť	0,012		0,0122	
	Očakávaná produkcia	0,15	0	0	
	Očakávané ceny	0,08	0	0,003	

Reset test modelu 3.5

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: D(ZAMESTNANOST) C DOPYT D(ZAMESTNANOST(-1))

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	2.083297	126	0.0392
F-statistic	4.340125	(1, 126)	0.0392
Likelihood ratio	4.402511	1	0.0359

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	5.63E-05	1	5.63E-05
Restricted SSR	0.001690	127	1.33E-05
Unrestricted SSR	0.001633	126	1.30E-05
Unrestricted SSR	0.001633	126	1.30E-05

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	546.8354	127
Unrestricted LogL	549.0367	126

Reset test modelu 3.13

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: D(ZAMESTNANOST) C DOPYT OCAKAVANA_ZAMESTNANO
ST(-1) D(ZAMESTNANOST(-1))

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	2.692686	125	0.0081
F-statistic	7.250556	(1, 125)	0.0081
Likelihood ratio	7.329989	1	0.0068

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	8.92E-05	1	8.92E-05
Restricted SSR	0.001628	126	1.29E-05
Unrestricted SSR	0.001538	125	1.23E-05
Unrestricted SSR	0.001538	125	1.23E-05

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	549.2665	126
Unrestricted LogL	552.9314	125

Reset test modelu 3.9

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: D(TRZBY) C TREND_PRODUKCIE(-1) D(TRZBY(-1))

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	2.145588	114	0.0340
F-statistic	4.603548	(1, 114)	0.0340
Likelihood ratio	4.671379	1	0.0307

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	5.74E+11	1	5.74E+11
Restricted SSR	1.48E+13	115	1.29E+11
Unrestricted SSR	1.42E+13	114	1.25E+11
Unrestricted SSR	1.42E+13	114	1.25E+11

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-1675.156	115
Unrestricted LogL	-1672.821	114

Reset test modelu 3.11

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: D(INDEX_PRODUKCIE) C OCAKAVANA_PRODUKCIA
D(INDEX_PRODUKCIE(-1))

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.784038	114	0.0771
F-statistic	3.182793	(1, 114)	0.0771
Likelihood ratio	3.249319	1	0.0715

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	105.0485	1	105.0485
Restricted SSR	3867.634	115	33.63160
Unrestricted SSR	3762.585	114	33.00513
Unrestricted SSR	3762.585	114	33.00513

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-373.3278	115
Unrestricted LogL	-371.7032	114
