

# VLIV ZAHRANIČNÍHO OBCHODU NA DOMÁCÍ CENY ZEMĚDĚLSKÝCH KOMODIT

## THE INFLUENCE OF FOREIGN TRADE OVER DOMESTIC PRICES OF AGRICULTURAL COMODITIES

**Jiří Mach, Pavla Hošková**

### **Anotace:**

Příspěvek se zabývá vlivem množství a cen dovozu a vývozu na domácí ceny cukru. Byla hodnocena měsíční data od roku 1993 a výsledky naznačují statisticky nevýznamnou sezónnost cen dovozu a vývozu. Naopak byl zaznamenán výrazný vliv časové proměnné u časové řady CPV. Jako nejvhodnější model pro popis časové řady se ukázal ARIMA model.

### **Klíčová slova:**

zahraniční obchod, domácí ceny cukru, časové řady

### **Summary:**

The paper deals with the influence of export and import prices over domestic prices of sugar. There was evaluated monthly date from 1993 year and the results shows, that there exists no significant time component in series of export and import prices, against the significancy in time series of sugar refinery prices. The ARIMA model was chosen like the most suitable model for the time series description.

### **Key words:**

foreign trade, sugar domestic prices, time series

## **ÚVOD**

Inovativní přístupy k řešení problému vždy hrály rozhodující roli ve výzkumných aktivitách. Jejich úloha se však v posledním desetiletí zásadně změnila. V současné době již nikdo nepochybuje o razantních změnách probíhajících v ekonomice a společnosti. Tyto nové nepředvídatelné jevy bývají souhrnně označovány jako projev nastupující informační společnosti, nové ekonomiky, znalostní ekonomiky, znalostní společnosti apod. I zkoumání ekonomických jevů v oblasti zemědělských komodit vyžaduje v současnosti postupy, které se opírají o informační technologie, statistický a další ekonomický software, který umožní co nejpřesnější predikci budoucího vývoje, s cílem umožnit správná manažersko-ekonomická rozhodnutí.

Při hodnocení situace na trzích s jednotlivými komoditami se většina analýz opírá o hodnocení vývoje cen. Pro úplnou charakteristiku trhu je vhodné analyzovat ceny ve výrobních vertikálách, protože jedině tak lze do určité míry odvodit budoucí možný vývoj na trhu se zvolenou komoditou. Vedle ekonomických analýz se tak nejčastěji využívají statistické metody z oblasti časových řad, neboť pomocí těchto metod lze popsat jak dlouhodobé tendence vývoje, tak i krátkodobé či dlouhodobé kolísání hodnot sledovaného ukazatele s možností konstrukce předpovědí na další období.

## CÍL A METODIKA

Cílem příspěvku je charakterizovat vlivy, které působí na domácí ceny cukru, zejména s ohledem na zahraniční obchod s uvedenou komoditou. Za tímto účelem byly analyzovány časové řady měsíčních cen dovozu a vývozu a dále průměrné měsíční ceny průmyslových výrobců (CPV) a spotřebitelské ceny (SC). Hodnoceno bylo období leden 1993 až prosinec 2004. Data byla získána z veřejných zdrojů ČSÚ [1].

Výkyvy, které v časové řadě sledujeme, mohou být způsobeny sezónními faktory nebo mohou mít charakter dlouhodobého kolísání. Sezónními vlivy se rozumí soubor přímých či nepřímých příčin, které se opakují. Důsledkem působení sezónních vlivů na analyzovanou časovou řadu jsou tzv. sezónní výkyvy, tj. pravidelné výkyvy zkoumané řady nahoru a dolů vůči určitému „nesezónnímu“ normálnímu vývoji řady v průběhu let.

V prvním úkolu je potřeba identifikovat, zda tyto výkyvy jsou skutečně statisticky významné. U některých jednodušších případů lze odhalit existenci sezónnosti intuitivně, ale v řadě jiných - věcně složitějších situacích - odpověď dá až statistická verifikace. Prokáže-li se reálná existence sezónní složky v časové řadě, přichází ke slovu kvantifikace sezónních výkyvů. Protože periodické kolísání do značné míry zakrývá dynamiku ekonomických jevů, provádí se ještě tzv. sezónní očišťování, jehož úkolem je zmírnit působení sezónní složky v analyzované řadě.

Důležitou součástí analýzy časových řad je popis dlouhodobé tendence vývoje, tzv. trendu, s jehož pomocí lze stanovit odhady budoucího vývoje sledovaných ukazatelů. Vedle klasických modelů se stále častěji začíná používat Box-Jenkinsova metodologie [3], která dokáže poměrně spolehlivě popsat dosavadní vývoj především ekonomických časových řad.

Neoklasická analýza časových řad vycházející z tzv. Box-Jenkinsovy metodiky je založena na hypotéze, že časová řada je realizací tzv. stochastického procesu. Stochastický proces je v čase  $t$  uspořádaná skupina náhodných veličin. V praktických aplikacích se vychází z následujících předpokladů: náhodnou veličinu lze popsat střední hodnotou (v čase se může měnit), rozptylem a korelační funkcí. Poslední předpoklad dokumentuje, že se připouští korelace mezi náhodnými veličinami  $Y$ . Hodnota korelačního koeficientu závisí jen na posunu  $k$ , tedy na vzdálenosti obou náhodných veličin, nikoliv na jejich umístění v uspořádané řadě. Základním prvkem konstrukce modelu časové řady je náhodná složka, náhodná složka může být tvořena korelovanými náhodnými veličinami, těžiště postupu spočívá v korelační analýze více či méně závislých pozorování, uspořádaných do tvaru časové řady.

Časové řady se zjevným trendovým nebo sezónním charakterem je možno modelovat pomocí tzv. integrovaných modelů ARIMA, které umožňují popis procesů, u kterých nejenže dochází ke změnám úrovně, ale tyto změny mohou mít nesystematický (náhodný) charakter, jak je to běžné pro většinu časových řad z praxe. Tyto modely totiž modelují stochasticky vedle náhodných fluktuací i trendovou složku.

Pro použití ARIMA modelů je doporučováno mít co nejvíce hodnot v časové řadě. Uvádí se, že minimální počet údajů má být větší než 50, aby bylo možné provést diferencování hodnot časové řady pro dosažení stacionarity. Pro odstranění lineárního trendu se použije  $d = 1$ , kvadratického trendu  $d = 2$ . Řád diferencování se někdy určí tak, že se hledá nejmenší číslo mezi odhadnutými hodnotami rozptylů dané řady a jejich diferencí. Platí totiž, že při postupném diferencování hodnoty odhadnutých rozptylů klesají, dokud není dosažena stacionarita a pak opět začnou růst. Postup výpočtu s použitím programu Statgraphics je následující [2]:

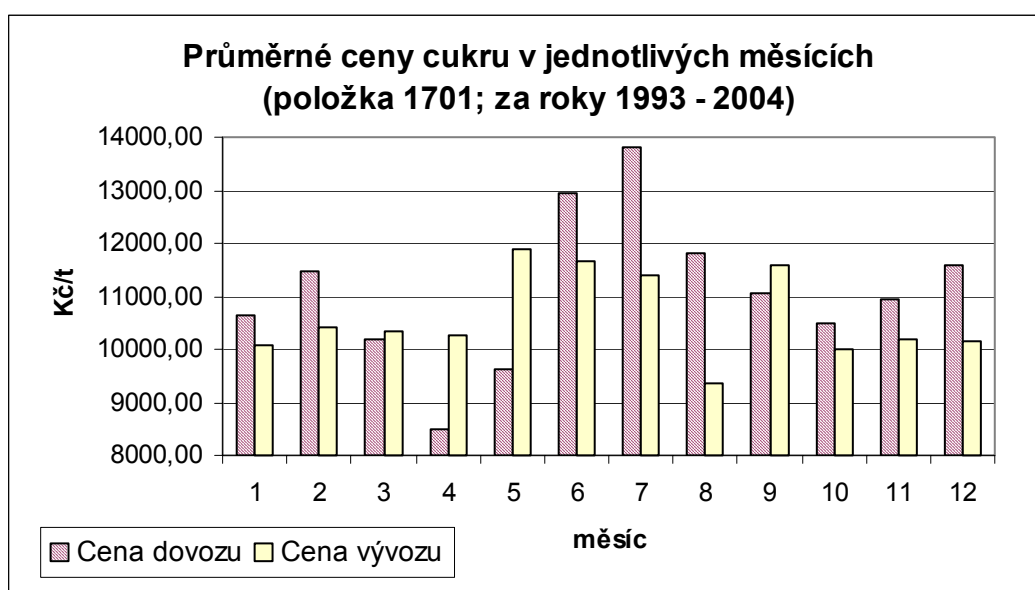
- prověření stacionarity,
- diferencování hodnot,
- odhad parametrů modelu pomocí korelační analýzy (dosažení minimálního reziduálního součtu čtverců),

- diagnostické ověřování modelu – metoda odhadnutých reziduí (graf ACF autokorelace, PACF parciální koeficienty autokorelace), Box-Pierce test, kumulovaný periodogram reziduí (pokud se hodnoty kumulovaného periodogramu dostávají mimo interval spolehlivosti, zamítáme hypotézu o nezávislosti reziduí), testování parametrů odhadnutého modelu.

## VÝSLEDKY

Test významnosti sezónní složky v časových řadách ukázal, že tato složka je ve sledovaných řadách statisticky nevýznamná. Výjimku tvořila časová řada CPV, kde F-test prokázal na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  statisticky významnou sezónnost (hodnota F-testu = 2,25; kritická hodnota  $F_{0,05(11,121)} = 1,90$ ). Kolísání, které je patrné z hodnot sezónních indexů, lze přičíst spíše vlivu náhodné složky než kolísání sezónnímu (graf 1, tab. 1).

Graf 1:



Tab. 1: Sezónní indexy sledovaných časových řad (%)

| Měsíc | Cena dovozu | Cena vývozu | CPV   | SC    |
|-------|-------------|-------------|-------|-------|
| 1     | 81,3        | 96,6        | 97,6  | 101,1 |
| 2     | 105,2       | 98,0        | 100,0 | 100,2 |
| 3     | 95,29       | 100,2       | 99,2  | 99,6  |
| 4     | 83,87       | 101,1       | 98,7  | 98,9  |
| 5     | 96,91       | 115,3       | 99,5  | 98,2  |
| 6     | 117,1       | 110,8       | 100,7 | 97,6  |
| 7     | 121,9       | 102,6       | 100,1 | 98,6  |
| 8     | 110,9       | 98,2        | 101,2 | 99,3  |
| 9     | 100,5       | 105,7       | 102,4 | 100,8 |
| 10    | 91,91       | 89,1        | 101,2 | 102,0 |
| 11    | 93,92       | 90,4        | 100,8 | 102,4 |
| 12    | 101,2       | 91,9        | 98,7  | 101,3 |

Z tab. 2, která charakterizuje párové korelační koeficienty vybraných proměnných je patrné, že existuje slabá závislost mezi cenou dovozu a CPV. Naopak se projevila silná

závislost mezi CPV a SC, což lze vysvětlit významnou vazbou domácí spotřeby cukru na produkci domácích cukrovarů. Podobnost vývoje cen zpracovatelských a spotřebitelských je zřejmá. Pokud cena cukrovarů rostla, tak rostla i cena spotřebitelská nebo na růst reagovala s mírným zpožděním, které se podle výsledků dalších statistických metod (zejména podle metody zbytku) pohybovalo v rozmezí 1 – 4 měsíce.

**Tab. 2: Korelační matice proměnných**

|             |             |             |         |         |
|-------------|-------------|-------------|---------|---------|
|             | Cena dovozu | Cena vývozu | CPV     | SC      |
| Cena dovozu | 1           | -0,1190     | -0,3231 | 0,1727  |
| Cena vývozu | -0,1190     | 1           | -0,0157 | -0,1852 |
| CPV         | -0,3231     | -0,0157     | 1       | -0,7531 |
| SC          | 0,1727      | -0,1852     | -0,7531 | 1       |

Pro stanovení předpovědi vývoje cen bylo potřeba zvolit nejvhodnější trend, v tomto případě se jednalo o ARIMA model, a na základě tohoto modelu byly následně stanoveny předpovědi cenového vývoje pro první 4 měsíce roku 2005 (tab. 3). Předpověď pro SC není uvedena, neboť vlivem přistoupení ČR do EU a přijetím tzv. společné organizace trhu (SOT) s cukrem jsou spotřebitelské ceny regulovány a jakákoliv předpověď vycházející z minulosti je irelevantní.

**Tab. 3: Předpověď cenového vývoje na základě ARIMA modelů**

| Měsíc         | Předpověď ceny dovozu                  | Skutečná cena dovozu | Předpověď ceny vývozu          | Skutečná cena vývozu | Předpověď CPV                  | Skutečná CPV |
|---------------|--|----------------------|--------------------------------|----------------------|--------------------------------|--------------|
|               | <i>ARIMA</i><br><i>(1,1,1)x(0,1,1)</i> |                      | <i>ARIMA</i><br><i>(1,0,0)</i> |                      | <i>ARIMA</i><br><i>(1,0,1)</i> |              |
| <b>I.05</b>   | 15482                                  | 21197                | 14104                          | 15521                | 21416                          | 20420        |
| <b>II.05</b>  | 18536                                  | 23849                | 12503                          | 14391                | 21294                          | 20111        |
| <b>III.05</b> | 15703                                  | 18521                | 11642                          | 15037                | 21176                          | 20262        |
| <b>IV.05</b>  | 13276                                  | 16894                | 11179                          | 15771                | 21061                          | 19777        |

Z výše uvedené tabulky je patrné, že ačkoliv např. u cen dovozu předpověď poměrně správně zachytila růst či pokles cen, skutečné výše těchto cen jsou nad předpokládanými hodnotami. Průměrná relativní chyba předpovědi zde činila 21,5 %. Projevuje se zde opět vliv jednotného trhu EU, kde pro ceny cukru dováženého v rámci EU platí určité limity. Stejně tak je regulován i subvencovaný vývoz, jehož pravidla jsou fixně nastavena a odchylky jsou minimální. Relativně nejpřesnější je pak předpověď CPV (relativní chyba 5,4 %), ovšem i zde se projevuje vliv společného trhu s cukrem a skutečné hodnoty CPV jsou poměrně vyrovnané. Předpovědi jsou nicméně stanoveny na základě předpokladu, že dosavadní vývoj časové řady se bude opakovat i v budoucnosti. V případě cen cukru ale tomu tak není. Důvodem jsou změny, které přinesla společná organizace trhu s cukrem a do budoucna i změny, které jsou očekávány v souvislosti s přijetím reforem SOT v důsledku závazků vyplývajících ze členství ve WTO.

## DISKUSE A ZÁVĚR

Použité statistické metody ukazují na skutečnost, že sezónní složka nemá při popisu vývoje časových řad takový význam, jaký by bylo možno na základě grafického znázornění očekávat. Hodnoty sezónních indexů jsou ovlivňovány především způsobem stanovení trendu [2] a v důsledku toho může docházet k jejich většímu rozpětí, jako tomu je v případě cen

dovozu (hodnoty sezónních indexů se pohybovaly v rozmezí 0,81 – 1,22). Je nutné vzít v potaz i náhodné vlivy, které pak ovlivňují hodnoty v časové řadě. Jelikož náhodná složka nebyla kvantifikována, nebylo možné přesně stanovit její vliv. V případě cen dovozu cukru se může jednat o vliv nízké poptávky po dovozu v lednu a vyšší poptávky v červnu a červenci, zejména u výrobců nealkoholických nápojů. Tato poptávka pak může ovlivňovat ceny dovozu.

Ceny cukru (zejména CPV) byly v minulosti ovlivněny zcela nepředvídatelně jak vnitřními (cenová válka mezi cukrovary a snaha velkých společností o ovládnutí trhu) tak vnějšími vlivy (levné dovozy cukru v různých formách, pevný systém cen po zavedení regulace trhu v ČR apod.). V současné době, kdy trh s cukrem v ČR podléhá společné organizaci v rámci EU, bude další vývoj souviset reformou SOT s cukrem v EU. K významnému ohrožení českého cukrovarnictví může dojít vzhledem k plánovanému snižování objemu kvóty A + B. EK navrhuje snížit národní kvóty cukru, tedy objem výroby v tunách dotovaný z rozpočtu EU, o 16 procent z celkových 17,4 milionu tun na 14,6 milionu. Zaručené výkupní ceny mají klesnout ve dvou etapách o třetinu, z 620 eur za tunu na 421 eur za tunu. Objem dotovaného vývozu se má snížit z ročních 2,4 milionu tun na 400 000 tun. ČR by byla jednou ze zemí EU, jež by těmito změnami nejvýrazněji utrpěly. Je to proto, že snížení dotované výroby se má týkat jak kvóty A, jež slouží pro domácí spotřebu, tak kvóty B, určené na vývoz. Zatímco většina starších členských států má vývozní kvótu relativně vysokou a může v podstatě snižovat jen ji, v případě nových členů byla vypočítána podle jejich závazků ve WTO a je nízká, v českém případě jen tříprocentní. Znamená to, že by ČR musela o 13 procent omezit i kvótu A, takže dotovaná výroba cukru, jež by klesla o 72 000 tun, by již na českém území nestačila pro vlastní spotřebu. Z vývozce by se ČR přeměnila v dovozce cukru.

To, že ke změně SOT s cukrem dojde, je jisté. Perspektivně si to vynutí i nová globální obchodní dohoda, jejíž principy byly přijaty v srpnu 2004 v Ženevě. Úplné završení dohody tak zvaného Katarského kola jednání WTO, jehož součástí má být i zrušení všech vývozních subvencí, však bude trvat zřejmě ještě několik let a v EU existují snahy o zpomalení tohoto procesu (např. protesty COPA – Výboru profesních zemědělských organizací – proti snahám o příliš liberální agrární politiku). Reforma má snížit jak náklady dotací, tak ceny pro spotřebitele.

### **Literatura:**

- [1] Český statistický úřad – Aplikace zahraničního obchodu na stránce <<[http://dw.czso.cz/pls/stazo/STAZO.STAZO?jazyk=CS&prvni\\_pristup=>>](http://dw.czso.cz/pls/stazo/STAZO.STAZO?jazyk=CS&prvni_pristup=>>) [cit. 30. 6. 2005]
- [2] Arlt, J. a kol.: Analýza ekonomických časových řad s příklady. 1. vyd. Praha: VŠE v Praze, 2002. 148 s. ISBN 80-245-0307-7
- [3] Cipra, T.: Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii. 1. vyd. Praha: SNTL/Alfa, 1986. 248 s. ISBN 04-012-86

### **Kontaktní adresa**

Česká zemědělská univerzita v Praze, Kamýcká 129, 165 21 Praha 6 – Suchbátka  
Ing. Jiří Mach, KZE PEF, tel.: +420224382394, fax: +420224382286, e-mail: [mach@pef.czu.cz](mailto:mach@pef.czu.cz)  
Ing. Pavla Hošková, KS PEF, tel.: +420224382392, fax: +420224382238, e-mail: [hoskova@pef.czu.cz](mailto:hoskova@pef.czu.cz)