

ANALÝZA KONCENTRACE NA TRHU VEPŘOVÉHO MASA V ČESKÉ REPUBLICE

D. Fibinger

Došlo: 30. prosince 2003

Abstract

FIBINGER, D.: *Analysis of a concentration level on the Czech pork market*. Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2004, LII, No. 3, pp. 125-134

The paper aims at the concentration development of the Czech pork market with support of concentration indices and indexes of inequality. As a data source is used the Czech Statistical Office database with time relevance to 2002 year. In the article are summarized basic indexes for supply and also for demand side of market. Market sides are analysed with and without respect of concentration forms on both side of the market. It targets following of international trends for merging of slaughterhouses and their grouping under the wings of financially strong agri-food holdings in comparison with producer's tendencies to group themselves into the producer's marketing organisations. Thus we can compare situations on the market how it looks like in every case – with and without concentration. Empirical experience then confirmed with the results of used statistical tools for measuring of concentrations, especially Hannah – Kay family indexes, entropy and concentration ratios.

pork market, producer's marketing organisations, concentration indexes

Závislost vysledovaná J. S. Bainem mezi strukturou, chováním a výsledkem není přenositelná přímo na hlavní měřítko efektivnosti pro spotřebitele, kterým je dosažená cena. Je možné měřit pouze ukazatele koncentrace, z jejichž hodnot jsou poté dedukovány závěry o struktuře odvětví a z toho plynoucího výsledku. Elementární charakteristikou definující strukturu trhu je počet soutěžitelů, kterýžto vstupuje do propočtů všech ukazatelů koncentrace a tržních sil nepřímou formou v podobě kvantifikovaných tržních podílů, jež jsou však ovlivnitelné statistickou chybou vyloučení určitého počtu soutěžitelů z propočtů s odkazem na minimální mez. U tohoto typu propočtů je také zásadním problémem dostupnost relevantních dat. Je možné vycházet z finančních ukazatelů nebo fyzických jednotek produkce, dále objemů prodeje, počtu zaměstnanců, produkčních kapacit či ukazatelů kapitálové vybavenosti. Téměř všechny ukazatele koncentrace vycházejí

z podílu individuální firmy na celkovém ukazateli odvětví.

Pokud chceme uplatnit Bainovo paradigma, musíme zvážit objektivnost takového ukazatele. V článku je vzhledem k absenci vhodných dat a z ní plynoucí nemožnost analyzovat přesnou výši dodávek jednotlivých producentů na český trh (tedy bez individuálně odčitatelných vývozů od produkce) použita varianta výpočtu podílu jednotlivého soutěžitele pomocí výpočtu podílu produkce producenta na tržním ukazateli, kterým je suma produkcí všech producentů (vzorec 1). Negativem tohoto postupu je, že exaktně vystihuje spíše uzavřenou než otevřenou ekonomiku a s rostoucím podílem zahraničního obchodu na bilanci komodity je prokazatelnost takto položené závislosti nižší, neboli je vhodnější použít tento ukazatel na komoditních trzích, kde podíl vývozu na individuálních produkcích a podíl dovozu na tržním objemu jsou relativně nízké. Při takto položeném základu musíme

počítat s existencí dalších vlivů, zejména bilance zahraničního obchodu, které spoluvytvářejí tržní cenu a přitom nejsou v koncentračních indexech odvětví nijak promítnuty.

$$(1) p_i = \frac{x_i}{X}, \text{ přičemž } X = \sum_{i=1}^n x_i \text{ a } n \text{ je počet soutěžitelů}$$

Suma p_i je rovna 1.

Ukazatele rodiny Hannah – Kay

Hannah – Kay navrhli jednoparametrickou rodinu ukazatelů koncentrace, která zahrnuje Hirschman – Herfindahlův index a exponenciální index. Další

práce, jak je uvedeno v následujícím textu, prokázaly jednoznačnou matematickou vazbu mezi těmito ukazateli a ukazateli entropie, proto je možné do této skupiny zařadit i ukazatele entropie. Tyto ukazatele obecně dávají vyšší váhu velkým hodnotám, přičemž tento vliv ještě více roste při zvyšujícím se mocnícím parametru α .

Mnoho antimonopolních úřadů světa aplikuje metodiku amerického ministerstva spravedlnosti, jež jako univerzální nástroj používá Hirschman – Herfindahlův index (dále také jen Herfindahlův index nebo HHI), který nezávisle na sobě navrhli A. O. Hirschman a O. C. Herfindahl.

$$(2) HHI = \sum_{i=1}^n p_i^2 = (n-1) \cdot v(p) + \bar{p} = (n-1) \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (p_i - \bar{p})^2}{n-1} + \bar{p} = \sum_{i=1}^n (p_i - \bar{p})^2 + \bar{p},$$

$$\text{přičemž } \frac{1}{n} \leq HHI \leq 1.$$

HHI je kalkulován jako suma čtverců tržních podílů individuálních soutěžitelů, což v případě dostupnosti dat jsou také importéři na relevantním trhu. Hirschman – Herfindahlův index byl od svého vzniku modifikován, zejména s cílem přidat či ubrat na váze počtu soutěžících společností.

(3) Herfindahlův index normalizovaný

$$HI_N = \frac{HHI - \frac{1}{n}}{1 - \frac{1}{n}}, \text{ přičemž } 0 \leq HI_N \leq 1.$$

(4) Herfindahlův index dle metodiky UNCTAD

$$HI_{UNCTAD} = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{X}\right)^2} - \sqrt{\frac{1}{n}}}{1 - \sqrt{\frac{1}{n}}}$$

V roce 1977 přišli Hannah a Kay s návrhem včlenit ukazatele Herfindahlovy skupiny společně s exponenciálním indexem do rodiny indexů Hannah – Kay v následující zobecňující podobě:

$$(5) H-K F = \begin{cases} \left(\sum_{i=1}^n p_i^\alpha\right)^{\frac{1}{\alpha-1}} & \alpha > 0, \alpha \neq 1 \\ \prod_{i=1}^n p_i & \alpha = 1. \end{cases}$$

Tedy při mocnícím parametru $\alpha=1$ je index Hannah – Kay roven výsledku exponenciálního indexu, $\alpha=2$ výsledku HHI a pro $\alpha \rightarrow \infty$ Hannah – Kay index konverguje k hodnotě CR_1 . Herfindahlův index ve své originální podobě posiluje vliv existence velkých čísel na výsledný index, jeho normalizovaná podoba naopak posiluje vliv zejména malých subjektů a index upravený dle metodiky UNCTAD je značně závislý na počtu vstupních dat. Pro ilustraci je možné uvést:

I: Výsledky 3 variant Herfindahlova indexu při zjednodušeném zadání

Procentické rozdělení tržních podílů	HHI	normalizovaný HI	HI dle UNCTAD
1 firma s 50 % a 20 firem po 2,5 %	0,265	0,226	0,501
1 firma s 50 % a 50 firem po 1 %	0,255	0,240	0,693

Zdroj: vlastní výpočty autora

Ve skutečnosti je Herfindahlovo měření pouze variantou koeficientu variance (VC), který měří zejména nerovnoměrnost mezi extrémními a středními hodnotami v souboru. Vztah mezi HHI a VC můžeme vidět z následující formule:

$$(6) HI_N = \frac{VC^2}{n-1} = \frac{s^2}{\bar{x}^2(n-1)}, \text{ přičemž}$$

$$VC = \frac{s}{\bar{x}} \quad \text{a} \quad s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2.$$

HHI může být také jednoduše vyjádřen jako lineární funkce variance a průměru vektoru tržních podílů. Konstrukční idea HHI vychází z neoklasického názoru o závislosti mezi tržním podílem a možností ovlivnit cenu, zvýšení indexu je tedy považováno za znak poklesu tlaku na akceptaci ceny a opačně. Čím více je odvětví koncentrováno, tím vyšší hodnotu ukazatele udávají. Opačný pohled prezentuje práce Watta a Quinta (2002), kteří analýzou výše uvedené konstrukce HHI prokazují, že antitrustová logika předpokládající zákaz fúze při (podstatném) nárůstu

hodnoty HHI zaměřuje sociální hrozbu fúzí za nárůst ve varianci vektoru tržních podílů, neboť tento index je konstruován závislým na počtu hodnot a varianci hodnot, přičemž fúze vždy sníží počet hodnot, a tedy nárůst indexu je tak způsoben pouze zvýšením variance hodnot.

Skupina Herfindahlových indexů obecně dává svou vlastností více váhy větším firmám. Výhodou metod je relativní snadnost kvantifikace (s přihlédnutím ke kvalitě národního statistického servisu) a jednoznačná prezentovatelnost výsledků. Navíc tyto indexy umožňují zkoumat nerovnoměrnost rozložení produkce v celém rozsahu odvětví či oboru, nejen jeho horní konec rozdělení. Hlavní nevýhodou je zkrácení, které hrozí v případě nereprezentativního statistického zjišťování, např. opomenutí maloobchodních soutěžitelů. Na rozdíl od amerických federálních autorit, které ukazatel HHI počítají z tržních podílů vyjádřených procenticky, evropské používají desetinný systém. Proto také je evropský výsledek v rozmezí uvedeném výše u vzorce, kdežto americký může dosáhnout při plné monopolizaci trhu ukazatele 10 000.

II: Potenciální výsledky HHI a jejich obvyklá prezentace

typ tržní struktury	HHI	intenzita cenové konkurence
dokonalá konkurence	obvykle menší 0,2	intenzivní
monopolistická konkurence	obvykle menší 0,2	závisí na stupni produktové diferenciace
oligopol	0,2 až 0,6	závisí na firemní rivalitě
monopol	větší než 0,6	nízká, pokud hrozba vstupu nové firmy není akutní

Zdroj: US Department of justice

V prezentaci výsledků jsou však jisté rozdíly, neboť zejména americké autority rozsah od 1000 do 1800 bodů (0,1 až 0,18) považují za znak mírně koncentrovaného trhu a trhy s indexem nad 1800 bodů za koncentrované. US Department of Justice využívá HHI dále jako hlavní měřítko pro posuzování horizontálních fúzí, přičemž fúze či násilné převzetí, jež potenciálně způsobí nárůst indexu o více než 100 bodů vyvolá schvalovací řízení amerických úřadů. Fúze, jež ponechá po své realizaci hodnotu HHI menší 1000 nemá být vůbec posuzována. V intervalu HHI od 1000 do 1800 bodů je fúze obvykle posuzována, pokud samotný fúzovací akt způsobí nárůst o více než 100 bodů (v evropském pohledu tedy o setinu). Na trzích s HHI vyšším 1800 bodů je schvalovací řízení vyvoláno v případě, že fúze způsobí nárůst indexu o více než 50 bodů. U konglomerátních fúzí pro vyvolání řízení musí být HHI vyšší 1800 bodů, musí

existovat bariéry vstupu, eliminovaný potenciální konkurent musí patřit do „top 3“ a tržní podíl plánovaně ovládané firmy je větší než 5 %.

Propočty HHI vycházejí z předpokladu, že součet produkcí fúzovaných firem bude totožný i po zamýšlené fúzi, přičemž objem trhu i tržní podíly ostatních firem zůstanou beze změny (*ceteris paribus*).

Mezi ukazateli Hannah – Kay indexů a ukazateli entropie existuje přímá matematická vazba. (více viz Bajo, Salas, 1999). Entropické ukazatele jsou charakteristikami inverzními, nárůst koncentrace tedy způsobí pokles hodnot ukazatelů. V literatuře existují odlišnosti v uvádění těchto ukazatelů – jsou uváděny za pomoci dekadických logaritmů, logaritmů o základu 2, nejčastěji jsou uváděny za použití přirozených logaritmů. V další práci budou uváděny tyto ukazatele s pomocí přirozených logaritmů.

Všeobecná entropie

Základy entropického měření položil ve své práci *Economics and information theory* Henri Theil (1967) na základě poznatků Claude Shannon (1948) o možnosti měření informační hodnoty při využití druhého zákona termodynamiky. Při rovnoměrném rozdělení hodnot (všechny hodnoty jsou rovny průměru) je možné dostat maximum informací, při maximální nerovnoměrnosti získáme pouze jedinou informaci a informační obsah je tedy pro nás nulový. Jiná interpretace hovoří o entropii jako přirozeném měřítku pro chaos a nerovnoměrnost neboli entropie měří „energii“ vyvolanou existencí nerovnováhy v rozdělení hodnot. Hodnoty entropie blízké se k nule indikují vyšší míru koncentrace, neboť jednotlivé tržní podíly jsou více stejnorodé a dochází tedy k redukci diferenciace.

$$(7) GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i}{\bar{p}} \right)^\alpha - 1 \right],$$

přičemž p je individuální hodnotou, α přiřazený parametr váhy.

Parametr α reprezentuje váhu přiřazenou vzdálenosti mezi rozdílnými hodnotami distribuce dat a může nabývat jakékoliv reálné hodnoty (obvykle se přiřazuje 0, 1 nebo 2). Při nižších hodnotách tohoto parametru dochází ke zdůraznění odlišností existujících zejména v dolní části spektra hodnot, vice versa. Při použití hodnot 0 a 1 je dle L'Hopitalova pravidla pak tento ukazatel modifikován do podoby Theilova měření nerovnoměrného rozdělení (Theil, 1967) – viz vzorce 8 a 9.

$$(8) GE(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{\bar{p}}{p_i}$$

a

$$(9) GE(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{p_i}{\bar{p}} \ln \frac{p_i}{\bar{p}}.$$

Při použití hodnoty 2 je tento ukazatel roven druhé odmocnině koeficientu variance (VC):

$$(10) VC = \frac{1}{y} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (p_i - \bar{p})^2 \right]^{1/2}.$$

Základním typem ukazatele entropie je Theilův model:

$$(11) E = - \sum_{i=1}^n p_i \ln p_i, \text{ přičemž } 0 \leq E \leq \ln n.$$

Vzhledem k obtížnosti prezentace maximální hranice (je rovna $\ln n$, $\log n$ nebo $\log_2 n$) a míry přiblížení k ní, je vhodnější použít spíše Theilova indexu v rela-

tivním vyjádření k maximální hodnotě (někdy též nazývaného normalizovanou entropií). (vzorec 12)

$$(12) E_0 = \frac{E}{E_{\max}} = \frac{E}{\ln n}, \quad 0 \leq E_0 \leq 1.$$

Ukazatele skupiny koeficientů koncentrace

N-početný koeficient koncentrace CR_N je definován jako suma tržních podílů N největších firem na trhu. N je variabilní číslo obvykle v rozpětí od 1 do 10. Američané používají obvykle 1, 4, 6 a 8, Němci 1, 3 a 5, Britové 5, 8 a 20 a Španělé doporučují 1, 5 a 10. Výhodou je jednoduchost propočtu, jednoznačná prezentovatelnost, nevýhodou však je riziko stanovení nevhodného N , tedy počtu zahrnutých firem. Tyto ukazatele jsou podobné ukazatelům typu Herfindahlova indexu a existuje tedy mezi nimi relativně vysoká korelace.

(13) N-početný koeficient koncentrace

$$CR_N = \sum_{i=1}^N p_i = \sum_{i=1}^N \frac{x_i}{X}, \quad \text{kde} \quad \frac{N}{n} \leq CR_N \leq 1.$$

Zemplerová a Stíbal uvádějí ukazatel podílu největšího prodejce na trhu (vzorec 14), jenž je využíván ke zjištění míry stupně individuální monopolizace trhu. Dále používá ukazatele CR_4 k odhalení tendencí k oligopolu.

$$(14) CR1 = \frac{\max(x_i)}{\sum_{i=1}^n x_i} \max(p_i),$$

4-početný ukazatel na trzích zemědělské produkce obvykle nepřesahuje 5 %. Dokonalá konkurence je indikována velmi nízkými výsledky, monopolistická konkurence nižším výsledkem než 40 %, oligopolní prostředí nad 40 % a monopolní uspořádání výsledky blízkými 100 procentům.

Hay a Kelley (1974) uvádějí, že v případech amerického antimonopolního úřadu k dohodám o fixování cen byl podíl 4 největších firem na trhu (CR_4) ve 42 % případů vyšší než 75 %, ve 34 % v rozmezí 51–75 % a pouze 6 % případů se vyznačovalo hodnotou tohoto ukazatele menší než 25 % – průměrná hodnota všech případů je sumární tržní podíl 4 největších firem 67,7 %.

Ukazatele skupiny založené na grafické prezentaci

Pro názornost a relativní snadnost prezentace výsledků je možné využít také ukazatelů prezentovaných graficky, což jsou koncentrační křivka, Lorenzova křivka a na jejím základě odvozený Giniho index (ten však již bez grafického zobrazení). Prin-

cípem je posouzení odlišení reálného rozdělení trhu (vyjádřeného křivkou) v relaci k egalitářské rozdělení tržních podílů, které je prezentováno diagonální osou grafu.

Koncentrační křivka je vytvořena postupným, kumulativním vertikálním načítáním tržních podílů jednotlivých firem při sestupném trendu, tedy od největších hodnot k nejmenším. Lorenzova křivka je založena na kumulativním načítání firemních procentických podílů, ovšem při vzestupném trendu a při měřítku obou os v procentické podobě. Na základě konstrukce Lorenzovy křivky je možné použít matematické vyjádření odlišnosti rozdělení od stejnoměrných hodnot v Giniho koeficientu, definovaného jako plocha mezi diagonální a Lorenzovou křivkou v relativním vyjádření k celkové ploše pod diagonálou. Nebo v druhé podobě – zdvojené ploše mezi lineárním rozdělením a Lorenzovou křivkou. Algebraicky to je polovina aritmetického průměru absolutních rozdílů mezi všemi dvojicemi tržních podílů a průměrných hodnot. Giniho koeficient tedy znázorňuje posun v blahobytu, kterého je možno dosáhnout redistribučním aktem, jestliže za výchozí je považována aktuální situace. Hodnoty Giniho koeficientu se pohybují v intervalu od 0 do 1 (za obvyklých předpokladů, zejména omezení existence záporných hodnot), přičemž hodnoty vyšší indikují vyšší míru nerovnoměrnosti rozdělení hodnot.

Vzdálenost Lorenzovy křivky od linie absolutní rovnosti narůstá se zvyšující se nerovností jednotlivých firem na trhu. Čím větší je plocha mezi Lorenzovou křivkou a linií absolutní rovnosti, tím větší jsou rozdíly ve velikostech firem na trhu.

$$(15) \text{ Giniho index } G_1 = \left[\frac{2}{n^2 \bar{x}} \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2} \right) x_i \right],$$

$$\text{kde} \quad 0 \leq G_1 \leq 1 \quad \text{a} \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i.$$

(16) Giniho index v relaci k Lorenzově křivce

$$G = \frac{\frac{1}{2} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} (v_i + v_{i-1})}{\frac{1}{2}} = 1 - \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} (v_i + v_{i-1}).$$

Gini prokázal, že jeho index při změně v distribuci charakteristik a neměnnosti celkového objemu je schopen zaznamenat růst monopolní síly nebo naopak při synchronizované změně všech podílů zůstává neměnný. Jeho slabinou však je neschopnost postihnout při intervalově tříděných datech pohyby mezi skupinami hodnot. Interpretace výsledků je identická

ke skupině Herfindahlových indexů. Snížení diferenciace mezi tržními podíly konkurentů povede k poklesu Giniho indexu. Jeho hodnota reaguje citlivěji na změny v hodnotách pohybujících se ve středu rozpětí než na změny hodnot v extrémech rozdělení. Standardní chybou Giniho koeficientu je $0,8086 \text{ CV} / \sqrt{n}$. (Litchfield, 1999).

Na Giniho index je také přímo navázán ukazatel koeficientu koncentrace, jenž je modifikací Giniho indexu s přidáním důrazu na počet konkurujících si subjektů.

$$(17) \text{ Koeficient koncentrace } C = \frac{n}{n-1} G,$$

přičemž G značí Giniho koeficient.

Obdobou Giniho indexu je Robin Hood index, jenž je obvykle využíván k odhadu rozdílnosti rozdělení blahobytu, může však být využit také pro odhad, jak velký procentický nárůst produkce by měl teoreticky být rozdělen s cílem vyrovnání všech tržních podílů. V grafické podobě je vyjádřitelný jako maximální vzdálenost mezi Lorenzovou křivkou a diagonální linií rovnosti. Zvláštností v chápání Giniho indexu je práce Daguma (2003), jenž považuje Theilovu entropii, Hirschman – Herfindahlův index a Bourguignonův index za tři specifické varianty Giniho indexu.

Ostatní ukazatele

Rosenbluthův index nevyužívá čtvercových rozměrů tržních podílů, nýbrž tyto podíly násobí pořadím v „žebříčku“ firem sestaveným sestupně, čímž jsou podíly největších firem multiplikovány nejnižšími hodnotami a vice versa, čímž tento index přiřazuje větší statistickou váhu menším subjektům.

$$(18) \text{ RosI} = \frac{1}{2 \sum_{i=1}^n i * p_i - 1}, \text{ přičemž } \frac{1}{n} \leq \text{RosI} \leq 1.$$

Mezi velikostí Rosenbluthova indexu a Giniho indexem existuje přímý vztah (Núñez, Pérez, 1998):

$$(19) \text{ RosI} = (n (1 - Gini))^{-1}.$$

Protože je nemožné popsat sociální blahobyt monotonicnou funkcí, při analýze výsledků všech indexů je nutno mít na paměti potenciální odlišnost algebraického výsledku od reálného efektu, a to zejména při používání HHI k posuzování dopadů fúzí na společnost (Watt, de Quinto, 1999). Při interpretaci výsledků je třeba zohledňovat také zejména aktuálnost dat, neboť všechny analýzy jsou prováděny ex-post na základě historických údajů. Dalšími ovlivňujícími

faktory je také úplnost vstupních dat a adekvátní vymezení relevantního trhu z hlediska produktového a geografického.

Analýza koncentrace na trhu vepřového masa

Na straně producentů vepřového masa figuruje již 5 let (od roku 1999) odbytové družstvo Agropork a během této doby jeho tržní podíl kolísal až téměř k hodnotám třetinového tržního podílu. Druhá nejvýznamnější odbytová organizace vepřového masa družstvo Centrum v roce 2002 ovládla zpracovatelskou kapacitu MASO Hroznětín, a.s. (ta je však v současnosti dle výpisu z Obchodního rejstříku v konkurzu) a v současnosti jedná o koupi Masokombinátu Klatovy, jenž poslán do konkurzu holdin-gem AGROFERT. Toto družstvo se tedy snaží posílit stabilitu své tržní pozice cestou vertikální integrace, což je na českém zemědělsko – potravinářských trzích výjimečné. Odbytové družstvo Jihlava je úzce napojeno na Kostelecké uzeniny. Vedle regionálního faktoru je hlavní příčinou úzké vazby zejména problematická výše pohledávek družstva vůči tomuto zpracovateli. Odbytové družstvo OHŘE vzniklo na začátku roku 2003 poté, co vystoupili z Agroporku

jeho zakládající členové, významní producenti ANIMO Žatec, Proma družstvo Mladá Boleslav a Podnik živočišné výroby Strakonice. Tento krok byl nepochybně předzvěstí dalšího vývoje Agroporku. Nově z družstva Agropork vystoupili také Mave Jičín a Provena Třtice a ke konci roku 2003 je budou pravděpodobně následovat další.

Nutně vyvolanou reakcí na tento krizový vývoj Agroporku je uskupení regionálních družstev do národního odbytového družstva CENTROODBYT, založeného 7. listopadu 2003 odbytovými družstvy Centrum, Moraviamaso, Rožmberk, Agroodbyt Moravské Budějovice, Jihlava, Ohře, Agroslužby Nový Jičín a masná divize Mlecoopu. Protože časová relevance propočtů byla stanovena na rok 2002, sdružení do tohoto národního družstva není zohledněno, stejně jako existence odbytového družstva Ohře.

Na straně zpracovatelů vepřového masa byly významné zejména majetkové propojení v rámci holdingových skupin Agrofert a Zemědělství, Řeznictví, Uzenářství a Distribuce (zkratka ZŘUD), ovládaná Masokombinátem Písek CZ, a.s. Tyto majetkové vazby dle stavu ke konci roku 2002 jsou uvedeny v následující tabulce III.

III: Integrace zpracovatelů vepřového masa do majetkově propojených skupin

Skupina	Porážkové a zpracovatelské kapacity
AGROFERT HOLDING	Maso Planá, a.s.
	Masna Studená, a.s.
	Masokombinát Klatovy, a.s.
ZŘUD	Masokombinát Písek CZ, a.s.
	Masokombinát Polička, a.s.
	Chebský masokombinát, a.s., Cheb
	Jatka Třemošná (součást ŘEZPOF spol. s r.o., Plzeň)
	Krahulík - MASOZÁVOD Krahulčí, a.s., Telč (jen zpracovává)

Zdroj: vlastní výzkum autora

Na základě výzkumu odbytových organizací v ČR na trhu vepřového masa a zejména poskytnutí jmenovitého seznamu členů těmito organizacemi a po jednoznačné identifikaci členů pomocí IČO jsem ve spolupráci s ČSÚ, jehož data jsou v práci využívána, vypočítal ukazatele koncentrace nabídkové i poptávkové strany na trhu vepřového masa. Tedy pro stranu nabídky vepřového masa jsou vypočítány indexy koncentrace při ignorování slučování producentů do odbytových organizací a následně při zohlednění této formy koncentrace producentů. Stejně tak bylo učiněno i u poptávkové strany, kde je zohledňováno

slučování zpracovatelů pomocí majetkové integrace do větších ekonomických celků, např. holdingů. Prakticky bylo vše provedeno při výpočtech sdružených hodnot tak, aby vzniklo souhrnné číslo za každou jednotlivou odbytovou organizaci a individuální hodnoty členských podniků, kteří jsou součástí jakéhokoliv relevantního odbytového sdružení byly odstraněny a nahrazeny právě oním souhrnným ukazatelem za jednotlivé odbytové organizace.

Dle Jandy a Raussera (1995) na základě Grangerova testu kauzality mezi domácími cenami běžného období a dovozními cenami předchozích období není

příčinná souvislost a tudíž je zapotřebí dovážené zemědělské výrobky brát jako zvláštní poptávkový subsystém oddělený od poptávky po domácích výrobcích. Dále Hausmanovým testem endogenity určili exogenní povahu českých dovozních cen. Tedy jednoznačně vymezitelným relevantním trhem je trh České republiky. Menší trh není možné použít vzhledem k neexistenci vnitřních bariér. Náklady na přepravu porážkových vepřů se pohybují dle typu pou-

žité přepravy v rozmezí cca 0,20–0,6 Kč · kg⁻¹ živé váhy, z čehož lze usuzovat, že ani přepravní náklady nevytvářejí bariéry pro geografickou segmentaci trhu. Vepřové maso není nahraditelné jiným vhodným produktem z hlediska spotřebitelského pohledu na substituovatelnost a i s ohledem na jeho jedinečné chuťové, nutriční a další senzorické vlastnosti, tudíž i produktová relevance je jednoznačná. Pro výzkum byly použity ukazatele roku 2002.

VÝSLEDKY A DISKUSE

IV: Ukazatele koncentrace na trhu vepřového masa v ČR

Ukazatel koncentrace	producenti		zpracovatelé	
	bez vlivu horizontální integrace	s vlivem horizontální integrace	s vlivem horizontální integrace	bez vlivu horizontální integrace
HHI	0,0047	0,0538	0,0275	0,0189
Normalizovaný Herfindahl	0,0040	0,0530	0,0248	0,0163
Herfindahl dle UNCTAD	0,9432	0,9408	0,8857	0,8855
CR 1	0,0164	0,2202	0,0848	0,0532
CR 3	0,0483	0,2827	0,2090	0,1371
CR 4	0,0640	0,2987	0,2522	0,1741
CR 5	0,0794	0,3146	0,2929	0,2058
CR 8	0,1173	0,3595	0,3858	0,2901
Giniho koeficient	0,7550	0,8365	0,7965	0,7792
Rosenbluthův index	0,0029	0,0049	0,0134	0,0122
Koeficient koncentrace	0,7556	0,8372	0,7987	0,7813
Exponenciální index	0,0024	0,0072	0,0124	0,0102
Entropie	6,0359	4,9327	4,3915	4,5823
Normalizovaná entropie	0,8313	0,6927	0,7440	0,7745

Zdroj: vlastní výpočty autora dle dat ČSÚ

Standardní Herfindahlův index indikuje jednoznačně výhodnější postavení zpracovatelů proti producentům, pokud nejsou sdruženi v odbytových organizacích (hodnota 189 oproti 47). Při zohlednění existence odbytových družstev je však naopak indikována výrazně vyšší koncentrace na straně producentů – 538 vs. 275 bodům na straně poptávky v případě zohlednění majetkových propojení zpracovatelských podniků. Podle obvyklé praxe interpretace těchto ukazatelů může tedy poptávková i nabídková strana charakterizována jako vysoce konkurenční prostředí. Normalizací Herfindahlova indexu byly získány ukazatele mírně nižších hodnot, k výraznějšímu snížení koncentrace oproti standardnímu Herfindahlovu indexu dochází relativně spíše na straně poptávkové. Herfindahlův index dle metodiky UNCTAD téměř

vůbec nezobrazil rozdíly mezi stavy s a bez zohlednění integrací.

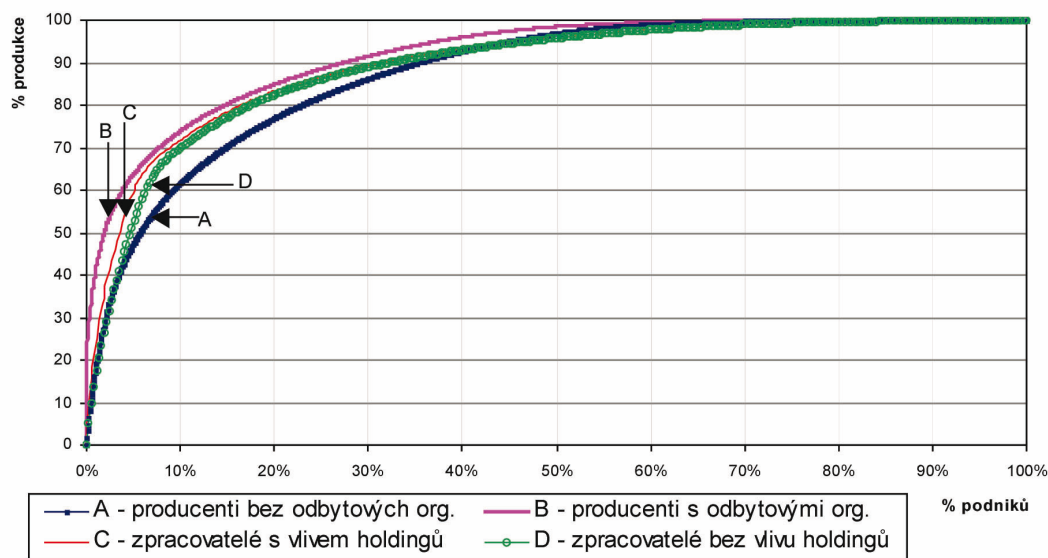
Nejvýraznější posun je u ukazatele monopolizace trhu (CR1) na straně nabídky při zohlednění odbytových organizací z 1,64% podílu na 22% podíl, kdežto na straně poptávky dochází ke zvýšení pouze z 5,3 na 8,5 %. Ukazatele koeficientů koncentrace indikují postupné vyrovnávání tržní síly zcela opačné charakteristiky při zohlednění koncentraci a bez zohlednění integrace. Bez integrační ukazatele prokazují zvýhodnění největších zpracovatelských kapacit v komparaci s největšími producenty. Pokud ale zohledníme existenci integrace, je tento poměr zcela opačný. Podíl 8 největších subjektů je již vyrovnaný (dokonce spíše ve prospěch zpracovatelů), což indikuje, že koncentrace producentů do velkého tržně vůdčího celku

a několika menších celků je kompenzována větší vyrovnaností velikostí zpracovatelů.

Giniho index zcela jednoznačně prokazuje vysokou míru nerovnoměrnosti dat. Koeficient koncentrace, přidávající k Ginimu indexu důraz na počet subjektů, se od Giniho indexu ve všech případech liší minimálně, neboť výpočty vycházejí z velkého datového souboru. Rosenbluthův index potlačením vlivu velkých čísel a posílením vlivu nízkých údajů indikuje vyšší koncentraci na straně zpracovatelů. Posledním prakticky identifikovatelným ukazatelem je normalizovaná (relativní) entropie. Vysokého ukazatele a jeho výrazné redukce je možné si povšimnout na

straně producentů při zohlednění jejich integrace do odbytových organizací. Stále však všechny ukazatele indikují vysokou míru diferenciaci hodnot v souboru neboli nízkou úroveň koncentrace.

Je nutné poznamenat ke všem ukazatelům, že jsou ovlivněny typem zjišťování s pomocí stratového dopočtu, tzn. že k celkovému obrazu trhu chybí řada údajů od nejmenších producentů. Data ČSÚ jsou relativně přesně zjišťována – velké subjekty jsou zahrnuty všechny, malé výběrově a ostatní malé jsou dopočítávány (v databázích však jejich údaje chybí). Tímto jsou ovlivněny všechny ukazatele, nejvýznamnější ukazatele skupiny Hannah – Kay.



1: Koncentrační křivky na trhu s vepřovým masem

Zdroj: vlastní výpočty autora

Z koncentračních křivek lze vyčíst prozatím nízké ovlivnění rozložení podílů na zpracovatelských kapacitách majetkovými propojeními jednotlivých jatek (rozdíl křivek C a D). Na straně producentů je však patrný výrazný posun – např. 60 % tržního podílu dosahuje bez započtení vlivu odbytových organizací přibližně 9 % subjektů, kdežto při zohlednění existence odbytových organizací je tento podíl dosažen již 4 % subjektů. Výrazný vertikální rozdíl křivek A a B zejména v počátku indikuje jednoznačně větší integrační tendenci do odbytových organizací u producentů s vyšší produkční kapacitou.

ZÁVĚR

Na základě zjištěných výsledků lze konstatovat, že český trh s vepřovým masem lze považovat za téměř

dokonalé konkurenční bez dominance určitých subjektů. Některé kroky Úřadu pro ochranu hospodářské soutěže namířené zejména proti družstvu Agropork a jeho cenové politice se v kontextu situace celého zemědělství a s přihlédnutím ke zjištěným údajům o struktuře produkce mohou jevit poněkud tvrdší. Je zapotřebí uvést, že v průběhu roku 2003 se vývoj integračních tendencí značně zrychlil i celkový stav trhu s vepřovým masem je výrazně odlišný od stavu konce roku 2002. Na straně nabídky došlo k dalším významným akvizicím, zejména prodej Masokombinátu Klatovy skupiny Agrofert odbytovému družstvu CENTRUM Tábor. Naopak však Agrofert získal do své skupiny podnik Kostecké uzeniny, který patří mezi nejvýznamnější zpracovatele masa v České republice. Tím došlo k výraznému nárůstu podílu Agro-

fertu na zpracovatelských kapacitách vepřového masa v ČR a tím i podstatnému ovlivnění koncentračních ukazatelů.

Také na straně nabídky vepřového masa došlo k významným změnám. Na začátku roku 2003 opustili 3 významní producenti členskou základnu Agroporku, což předznamenalo postupné zhoršování jeho tržního postavení, které je patrné zejména z poklesu objemu obchodované produkce z cca 127 000 tun v roce 2001 na předpokládaných 65 000 tun v roce 2004. Nutně vyvolanou reakcí na tento krizový vývoj je uskupení regionálních družstev do národního odbytového družstva Centroodbyt, založeného 7. listopadu 2003 odbytovými družstvy Centrum, Moraviamaso, Rožmberk, Agroodbyt Moravské Budějovice, Jihlava, Ohře, Agroslužby Nový Jičín a masná divize Mlecoopu. Předpokládaný objem obchodované produkce pro rok 2004 Centroodbytu je přibližně 70 000 tun. V roce 2003 tedy došlo k výraznému přeskupení od modelu

cenového vůdce (nečlenští producenti Agroporku kopirovali jeho cenovou politiku) k částečné duopolizaci. Ovšem souhrnný podíl obou odbytových organizací je stále relativně velmi nízký a nepřevyšuje výrazně již dříve dosahovanou úroveň obchodního objemu Agroporku.

Antimonopolní úřad tedy ani v nejbližší době, pokud se bude řídit praxí EU či metodikou antimonopolních úřadů USA, nemá důvod výrazněji zasahovat do tohoto trhu či nepovolovat fúze. Obecně lze konstatovat, že se struktura trhu vepřového masa v roce 2003 výrazně změnila. Strukturální změny na straně nabídky ovšem jednoznačně zaostávají za koncentračními úspěchy zpracovatelských skupin. Po předpokládaném opuštění trhu malými zpracovateli masa začátkem roku 2004 z důvodu nesplnění hygienických norem EU tak dojde k dalším umělému zvýšení koncentrace zpracovatelů, čímž se producenti dostanou do ještě nevýhodnějších pozic.

SOUHRN

Předmětem článku je rozbor koncentrace na trhu s vepřovým masem v České republice za pomoci koncentračních indexů. Datovou základnou jsou údaje Českého statistického úřadu, zkoumaným časovým obdobím je rok 2002. V článku jsou shrnuty základní ukazatele koncentrace jednak pro nabídkovou, jednak pro poptávkovou stranu. Obě strany jsou analyzovány při zohlednění forem koncentrace, tak bez ní. Na nabídkové straně jsou subjekty koncentrovány do odbytových organizací, na poptávkové straně do majetkově propojených zastřešujících subjektů, obvykle holdingů. Tím lze získat přehled jak o stavu trhu bez vlivu firemní kooperace, tak o stavu trhu s jejím vlivem. Získané ukazatele potvrzují empirické poznatky o stavu trhu a chování subjektů tohoto trhu.

ukazatele koncentrace, trh vepřového masa, odbytové organizace

Výsledky uvedené v příspěvku jsou součástí řešení projektu č. 402/03/1105 „Vybrané aspekty výkonnosti české ekonomiky z perspektivy vstupu do Evropské unie“ realizovaného za finanční podpory ze státních prostředků prostřednictvím Grantové agentury České republiky, který dále rozvíjí výsledky dosažené v rámci řešení výzkumného úkolu „Formování struktury zemědělství a potravinářského průmyslu a trendy chování podnikatelských subjektů v procesu integrace České republiky do Evropské unie“ CEZ: J08/98/431100007.

LITERATURA

- BAJO, O., SALAS, S.: Inequality foundations of concentration measures: An application to the Hannah-Kay indices. Universidad Pública de Navarra. Elektronický zdroj: <<http://econpapers.hhs.se/paper/navcupna/9901.htm>>
- CONCEICAO, P., GALBRAITH, J. K.: Constructing long and dense time-series of inequality using the Theil index. Elektronický zdroj: <<http://www.levy.org/docs/wrkpap/papers/259.html>> Staženo 11. 4. 2003.

- DAGUM, C.: Decomposition of the Gini income inequality ratio. Elektronický zdroj: <<http://www.lameta.univ-montpl.fr/online/gini/articles/decompositionUK.htm#the>> Staženo 15.5.2003.
- HERFINDAHL, O. C.: Concentration in the U. S. steel industry. Ph.D. dissertation,
- HIRSCHMAN, A. O.: National power and the structure of foreign trade. Berkeley, 1950. University of California Press
- HUBBELL, B. J.: Entropy based measurement of geographic concentration in U. S. hog production. January 1997. University of Georgia. 14 s. Elek-

- tronický zdroj: <<http://agecon.lib.umn.edu/uga/fs9702.pdf>> Staženo: 24. dubna 2003.
- JANDA, K., RAUSSER, G.: The estimation of Czech conditional food import demand. CERGE working papers.
- KLUGE, C.: What is the difference? Inequality measures. Comparison of inequality measures. Elektronický zdroj: <<http://poorcity.richcity.org/frmentro.htm>> Staženo 15. 5. 2003.
- LITCHFIELD, J. A.: Inequality: Methods and tools. World Bank's web site on Inequality, poverty and socio-economic performance. 1999. Elektronický zdroj: <www.worldbank.org/poverty/inequal/index.htm>
- MAC DONALD, J. M., et al.: Consolidation in U. S. Meatpacking. U. S. Department of Agriculture, 2000. Agricultural report No. 785. Elektronický zdroj: <www.ers.usda.gov/publications/aer785> Staženo: 30. 10. 2003.
- NALDI, M.: Concentration indices and Zipf's law. Economics letters. Elsevier, 2003. vol. 78, pp. 329-334. ISSN 01651765. Dostupné z: <www.elsevier.com/locate/econbase>
- New York: Columbia University, 1950.
- NÚÑEZ, S., PÉREZ, M.: El grado de concentración en las ramas productivas de la economía Española. Documento de Trabajo n. 0113. Banco de España.
- Organisation for competitive markets. Agricultural consolidation and the Smithfield-Farmland Deal. Testimony presented to the US Senate committee, July 23, 2003. Elektronický zdroj: <www.competitivemarkets.com/whats_new/2003/7-23.htm> Staženo: 30. 10. 2003.
- STICH, A.: Insurance and Concentration: The Change of Concentration in the Swedish and Finnish Insurance Market 1989 – 1993. Seminar of economic and social statistics. University of Cologne. 41 str. Elektronický zdroj: <<http://www.uni-koeln.de/wiso-fak/wisostatsem/papers/koelse9510.pdf>>
- ŠIMEK, M.: Vybrané poznatky z analýzy mzdových nerovností v České republice. Ekonomická revue. Ročník 5, číslo 2, 2002, str. 61-74. ISSN 1212-3951.
- ŠVEJNAR, J. a kol.: Česká republika ekonomická transformace ve střední a východní Evropě. 1. vydání. Academia, Praha 1997. ISBN 80-200-0568-4. 359 s.
- U. S. Department of Justice. Public documents of Criminal enforcement. Elektronický zdroj: <<http://www.usdoj.gov/atr/public/criminal.htm>>
- Universität des Bundeswehr Hamburg. Herfindahl Index. Akademische Disziplin der Statistik. Dostupné z: <<http://www.unibw-hamburg.de/wweb/math/uebe/Lexikon/H/Herfindahl.pdf>>
- WATT, R., DE QUINTO, J.: Some simple graphical interpretations of the Herfindahl – Hirshman index and their implications. Universidad autonoma de Madrid and Universidad Sao Pablo CEU, 2002. www.xycoon.com

Adresa

Ing. Dušan Fibinger, Ústav ekonomie, Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, Zemědělská 1, 613 00 Brno, Česká republika