

Andrej Cupák, Ján Pokrivčák, Marian Rizov*

Abstract

Diversity of Food Consumption in Slovakia

In the present study we analyze diversification of food consumption in Slovakia. Dietary diversity is a proxy for the quality of diet and it measures one aspect of household food and nutritional security. Using data from the Slovak Household Budget Survey, we estimate determinants of demand for food diversity by means of linear and quantile regressions. We measure food diversity by count measure of food items consumed during a specific time period and by Berry index. While demand for food diversity has been steadily increasing since 2004, economic crisis in 2009 slightly reduced the diversity of foodstuffs consumed by Slovak households. Estimated income elasticities are consistent with the applied theoretical framework and previous studies conducted in other countries. Furthermore, results from the quantile regression reveal that the estimated coefficients significantly differ across quantiles of the dependent variables' distribution. Results further indicate that Slovak households diversify their food consumption less during the first quarter of the year and in rural areas. Individual characteristics of the household head, such as education, age or gender significantly influence diverse food consumption too. Overall, an increasing demand for food diversity was observed between 2004 and 2010 which can imply an improved quality of diet and food security of Slovak households.

Keywords: food security, diet diversity, quantile regression, Slovakia

JEL Classification: D12, I12, O52, Q18

Úvod

Nedávny globálny nárast cien poľnohospodárskych komodít a spomalenie ekonomického rastu zvýšili obavy tvorcov politik ako aj ekonómov z celosvetového zhoršenia potravinovej bezpečnosti domácností a jednotlivcov žijúcich na hranici chudoby. Vysoké ceny poľnohospodárskych komodít zvyšujú na jednej strane náklady na nákup potravín pre spotrebiteľov, ale na druhej strane zvyšujú príjmy poľnohospodárskych výrobcov (Swinnen a Squicciarini, 2012), ktorí často patria medzi relatívne chudobné segmenty spoločnosti. Blahobytné efekty dopadu rastu cien potravín závisia od toho, či je domácnosť čistým výrobcom alebo spotrebiteľom potravín. Téma potravinovej bezpečnosti je zvlášť relevantná pre rozvojové krajiny (Afrika, Latinská Amerika alebo Ázia), kde žije mnoho ľudí ohrozených hladom a podvýživou, ale ekonomická stagnácia a rastúce ceny potravín môžu

* **Andrej Cupák** (andrej.cupak@nbs.sk), Národná banka Slovenska, **Ján Pokrivčák** (jan.pokrivcak@uniag.sk), Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre, Katedra hospodárskej politiky, Slovenská republika, **Marian Rizov** (mrizov@lincoln.ac.uk), Lincoln Business School, University of Lincoln, Veľká Británia. Príspevok bol napísaný s podporou zo 7. rámcového projektu FOODSECURE a z grantov VEGA-1/0930/15 a VEGA-1/0586/14. Prezentované názory a výsledky z tejto štúdií sú názormi autorov a nevyjadrujú oficiálne stanovisko Národnej banky Slovenska. Všetky zostávajúce chyby v texte sú zodpovednosťou autorov.

významne ovplyvniť potravinovú bezpečnosť domácností s nízkymi príjmami a iných marginalizovaných skupín aj v rozvinutých a tranzitívnych krajinách Európy. Je preto dôležité analyzovať, ako príjmové a cenové šoky ovplyvňujú spotrebu potravín a kvalitu výživy domácností v krajinách strednej a východnej Európy. Táto téma je zároveň aktuálnou, nakoľko potravinovej bezpečnosti, spotrebe a kvalite potravín, vplyvu cien a príjmov na dopyt po potravinách a na blahobyt domácností sa venuje v súčasnosti veľa priestoru, či už na politickej scéne alebo v médiách. Navyše, v súčasnosti prebieha debata v súvislosti so znížením DPH na vybrané potraviny na Slovensku, ale aj v súvislosti s kvalitou domácich a dovážaných potravín a ich vplyvu na kvalitu výživy ľudí.

Téma potravinovej bezpečnosti a kvality výživy je rozsiahla a môže byť skúmaná z viacerých uhlov. Najkomplexnejšiu definíciu poskytuje Potravinová a poľnohospodárska organizácia spojených národov (FAO, 1998), ktorá definuje potravinovú bezpečnosť ako „*situáciu, keď všetci ľudia, v každom čase, majú fyzický, sociálny a ekonomický prístup k dostatočnému množstvu bezpečných a výživných potravín, ktoré uspokojujú ich stravovacie potreby a potravinové preferencie pre aktívny a zdravý život*“. Táto definícia je postavená na štyroch základných pilieroch: dostupnosť potravín, prístup k potravinám, využitie potravín a potravinová stabilita. V literatúre existuje viacero definícií merania potravinovej bezpečnosti a kvality výživy domácností alebo jednotlivcov a Hoddinott (1999) navrhuje použitie nasledovných indikátorov: i) individuálny príjem potravín, ii) príjem kalórií alebo iii) potravinová diverzita. V tomto článku aplikujeme niekoľko indexov diverzifikácie spotreby potravín na meranie potravinovej bezpečnosti a kvality výživy slovenských domácností. Monitorovanie potravinovej diverzity je obzvlášť vhodné pre krajiny strednej a východnej Európy, kde väčšinou nie je problém s absolútnym nedostatkom potravín, ale mnohé domácnosti s nízkymi príjmami konzumujú nekvalitnú, monotónnu stravu. Kvalitná a rozmanitá strava je nákladná, a preto menej finančne dostupná pre nízkopríjmové domácnosti. V literatúre zameriavajúcej sa na kvalitu výživy (Hatloy a kol., 1998) sa uvádza, že spotreba pestrej stravy má pozitívny vplyv na zdravie a potravinová diverzita je vhodným ukazovateľom potravinovej bezpečnosti domácností/jednotlivcov. Vzhľadom k tomu, že veľký počet nízkopríjmových domácností žije v strednej a východnej Európe, je aktuálne analyzovať dopyt po potravinovej diverzite v tomto regióne, ktorý je reprezentovaný Slovenskom.

Lepší prístup k mikroekonomickým údajom umožnil v ostatných desaťročiach nárast výskumu ohľadom potravinovej diverzity a kvality výživy. Na meranie potravinovej diverzity sa v literatúre zvyčajne používa absolútny počet konzumovaných potravín domácnosťou za určité časové obdobie (napríklad Jackson, 1984 alebo Schonkwiler a kol., 1987). Tento indikátor je ľahko interpretovateľný, ale neberie do úvahy podiely výdavkov na jednotlivé potraviny. Komplexným indikátorom, ktorý tento faktor zohľadňuje pomocou podielu spotreby danej komodity v celkovom potravinovom koši, je Berry index (Berry, 1971).¹

Na Slovensku a v Česku existuje niekoľko štúdií venujúcich sa dopytu po potravinách (napríklad, Janda a kol., 2000; Janda a kol., 2009; Rizov a kol., 2014; Dybczak a kol., 2014; Cupák a kol., 2015). Neexistuje však žiadna štúdia venujúca sa diverzifikácii

1 Drescher a kol. (2007) zostavili index diverzity zdravého jedla, ktorý rozširuje predchádzajúce dva indexy a zohľadňuje tri dôležité aspekty diverzity potravín: frekvenciu, distribúciu a zdravotnú hodnotu spotrebovaných potravín. Bohužiaľ, tento index bol špeciálne vypočítaný na základe špecifických nemeckých údajov, ktoré nie sú k dispozícii pre ostatné krajiny.

spotreby potravín vo vzťahu k potravinovej bezpečnosti domácností. Trendy vo vývoji slovenskej ekonomiky a poľnohospodárstva, vrátane spotreby potravín a potravinovej bezpečnosti skúma Šikula a kol. (2008). Naopak, väčšina predchádzajúcich štúdií o dopyte po potravinovej diverzite sa uskutočnila v krajinách ako USA, Kanada, Nemecko alebo Čína (napríklad, Lee, 1987; Drescher a Goddard, 2011; Thiele a Weiss, 2003; Liu a kol., 2014), ale len niekoľko štúdií analyzovalo potravinovú diverzitu v niektorých krajinách strednej a východnej Európy. Napríklad, Cornia (1994) sa vo svojej práci zameriava na zhodnotenie kvality výživy a dopytu po potravinovej diverzite domácností žijúcich v strednej a východnej Európe. Nedávno bol dopyt po potravinovej diverzite analyzovaný autormi Moon a kol. (2002) v Bulharsku alebo Herzfeld a kol. (2014) v Rusku.

Väčšina empirických štúdií skúma vzťah príjmu domácností a diverzifikácii spotreby potravín pomocou štandardnej lineárnej (napríklad, Thiele a Weiss, 2003) alebo negatívnej binomickej regresie (napríklad, Moon a kol., 2002). Niekoľko štúdií odhadovalo dopyt po potravinovej diverzite aj pomocou kvantilovej regresie. Napríklad, Variyam a kol. (2002) analyzovali pomocou kvantilových regresíí dopyt po hlavných makro-nutrientoch v USA alebo Drescher a Goddar (2011) odhadovali dopyt po potravinovej diverzite v Kanade. V tomto príspevku aplikujeme na odhad dopytu po potravinovej diverzite lineárnu aj kvantilovú regresiu, čím môžeme poukázať na heterogénnosť vplyvov vysvetľujúcich premenných na potravinovú diverzitu. Regresie odhadujeme na spojených (pooled) prierezových údajoch získaných zo zisťovania Štatistiky rodinných účtov SR za 7 rokov (2004–2010). Disponibilný príjem domácnosti je kľúčovou vysvetľujúcou premennou a do regresných modelov taktiež zahŕňame demografické charakteristiky domácností, regionálne a časové kontrolné premenné. Hlavným prínosom tohto príspevku je odhad príjmových elasticít potravinovej diverzity z detailných mikroekonomických údajov, čím vyplníme medzeru v odbornej literatúre (najmä českej a slovenskej). Podľa našich vedomostí, podobná analýza nebola doposiaľ uskutočnená pre žiadny z nových členských štátov EÚ zo strednej a východnej Európy.

Zostávajúca časť nášho príspevku je organizovaná nasledovne. V prvej časti opisujeme teoretický rámec, ktorý aplikujeme pre skúmanie potravinovej diverzity. Metodológiu ekonometrických odhadov prezentujeme v druhej časti. Tretia časť sa venuje deskriptívnej analýze použitých údajov z rodinných účtov. Odhadnuté výsledky prezentujeme a diskutujeme vo štvrtej časti, kým záverečná časť sumarizuje výsledky a prezentuje návrhy možných politík na zlepšenie potravinovej bezpečnosti domácností.

1. Teoretický rámec

Z literatúry vyplýva, že rast príjmov spotrebiteľov vedie nielen k rastu dopytovaných množstiev statkov, ale aj k nárastu počtu spotrebovaných statkov (Theil a Finke, 1983; Jackson, 1984). Podobne ako Jackson (1984) špecifikujeme (očakávanú) funkciu užitočnosti $u(q)$ definovanú pre ľubovoľný vektor množstiev statku q na určitej množine potravinových statkov N

$$u(q) = u(q_1, q_2, \dots, q_n). \quad (1)$$

Funkcia užitočnosti je maximalizovaná pri rozpočtovom obmedzení $\sum p_i q_i = m$ a pri podmienkach nezápornosti $q_i \geq 0$, kde p_i predstavuje cenu i -tej potravinovej komodity, q_i sú množstvá spotrebovaných komodít a m znázorňuje príjem. Nasledovné Kuhn-Tuckerové podmienky musia byť splnené

$$\frac{\partial u}{\partial q_i} - \lambda p_i = 0 \text{ keď } i \in S, q_i > 0 \text{ a} \quad (2)$$

$$\frac{\partial u}{\partial q_i} - \lambda p_i < 0 \text{ keď } i \in \bar{S}, q_i = 0, \quad (3)$$

kde λ predstavuje Lagrangeov multiplikátor, S je množina nakúpených statkov a \bar{S} je množina statkov, ktoré neboli kúpené. V kardinalistickom ponímaní môžeme daný problém zapísať ako $|N| = |S| + |\bar{S}|$. Vyššie uvedené podmienky vedú k nasledovným (Marshallovým) dopytovým funkciám po potravinách

$$q_i = q_i(p', m), \quad (4)$$

kde p' je vektor cien potravín a m predstavuje príjem domácnosti.

Dôležitým prvkom Jacksonovho (1984) modelu je, že počet potravinových komodít v množine S je funkciou cien potravín a príjmu (celkových výdavkov) spotrebiteľa. Nech $PP_h = |S|$ určuje celkový počet potravinových položiek konzumovaných domácnosťou za určité časové obdobie, čo reprezentuje mieru potravinovej diverzity (napríklad, Jackson, 1984; Stewart a Harris, 2005). Potom PP_h môžeme zapísať ako

$$PP_h = f_h(p', m_h), \quad (5)$$

kde m_h je celkový mesačný disponibilný príjem domácnosti h , p' predstavuje vektor cien potravín a f_h predstavuje špecifickú funkciu dopytu domácnosti po potravinovej diverzite, ktorá zohľadňuje charakteristiky domácnosti a iné okolnosti vplyvajúce na spotrebu potravín.

Počet konzumovaných potravinových položiek je jedným zo spôsobov merania potravinovej diverzity. Existujú však aj alternatívne spôsoby jej merania. Populárnou premennou na meranie potravinovej diverzity (napríklad, Thiele a Weiss, 2003; Drescher a Goddard, 2011; Herzfeld a kol., 2014) je Berry index (Berry, 1971), ktorý môžeme vypočítať ako $BI = 1 - \sum s_i^2$, kde s_i predstavuje podiel výdavkov na i -tu potravinovú položku z celkových výdavkov na potraviny.² Nakoľko hodnoty BI ležia v intervale medzi 0 až 1, predpoklad normálneho rozdelenia tejto premennej nemusí byť splnený. Na to, aby sme mohli aplikovať štandardnú regresiu, je vhodné použiť logistickú transformáciu premennej, ktorú navrhol Greene (1997). Transformovaný Berry index (TBI)

následne vypočítame ako $TBI = \ln \left[\frac{BI}{(1-BI)} \right]$ a je taktiež funkciou cien potravín, príjmov domácností a demografických premenných

$$TBI_h = f_h(p', m_h). \quad (6)$$

2 Formulácia Berry indexu implikuje, že diverzita je vyššia, keď je viac potravinových položiek konzumovaných v rovnomerných proporciách a teda vyššia hodnota indexu indikuje vyššiu potravinovú diverzitu a vyváženú stravu. Berry index je tiež známy ako Simpson index (Stewart a Harris, 2005) a je úzko spojený so známym Hirschman-Herfindahl indexom (Theil a Finke, 1983).

Vyššie uvedený Jacksonov (1984) model môžeme stručne charakterizovať v nasledovných bodoch:

- nízkopríjmové domácnosti majú obmedzený počet položiek v ich spotrebnom koši;
- s rastúcim príjmom domácnosti rozširujú svoj spotrebný kôš a nové položky;
- diverzita spotrebného koša sa kontinuálne zvyšuje pri rastúcich príjmoch.

2. Metodológia

Na odhad determinantov dopytu po potravinovej diverzite aplikujeme lineárne a kvantilové regresie, ktoré sa bežne používajú v literatúre na analýzu potravinovej diverzity (napríklad, Thiele a Weiss, 2003; Variyam a kol., 2002 alebo Drescher a Goddar, 2011). Na jednej strane, hlavným nedostatkom klasickej lineárnej regresie je odhad priemerného vzťahu medzi závislou premennou a množinou vysvetľujúcich premenných na základe podmienenej očakávanej funkcie a tým pádom je takýto odhad parametrov iba jedna hodnota. Na druhej strane, kvantilová regresia (Koenker a Bassett, 1978; Koenker a Hallock, 2000) skúma vzťah medzi závislou premennou a vysvetľujúcimi premennými v rôznych kvantiloch podmieneného rozdelenia vysvetľovanej premennej. Aplikácia kvantilovej regresie je vhodná, nakoľko je pravdepodobné, že vplyvy nezávislých premenných sú v jednotlivých kvantiloch rôzne v porovnaní s priemernými odhadmi z lineárnej regresie. Okrem toho, kvantilová regresia je robustnejšia metóda, nakoľko nie je citlivá na normalitu rozdelenia náhodných chýb, ani na extrémne hodnoty vyskytujúce sa v údajoch.³

Model kvantilovej regresie môžeme riadkovo zapísať v nasledovnom tvare

$$y_i = x_i' \beta_\theta + \varepsilon_{\theta i}, \quad (7)$$

kde y_i predstavuje indikátor potravinovej diverzity (v našom prípade PP a TBI), x_i' je súbor vysvetľujúcich premenných, β_θ predstavuje parameter v θ -tom kvantile rozdelenia závislej premennej a $\varepsilon_{\theta i}$ je náhodná chyba.⁴ Špecifickým znakom kvantilovej regresie je, že odhadnuté koeficienty nezávislých premenných, β_θ , sa môžu v rôznych kvantiloch signifikantne líšiť, čo môže poukazovať na nehomogénne podmienené rozdelenie závislej premennej.

Podmienená funkcia kvantilovej regresie môže byť zapísaná v nasledovnom tvare

$$Q_Y(\theta | X = x) = x_i' \beta_\theta. \quad (8)$$

Následne, parametre podmienenej kvantilovej regresie môžeme odhadnúť riešením nasledovnej optimalizačnej úlohy

$$\hat{\beta}_\theta = \arg \min_{\beta \in R^k} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(y_i - x_i' \beta). \quad (9)$$

Nakoľko rovnica (9) nemá explicitnú formu, odhad z kvantilovej regresie je uskutočnený pomocou minimalizovania účelovej funkcie pomocou simplexovej metódy v tvare

3 Pozri Buchinsky (2002) pre detailný popis kvantilovej regresie a jej aplikácie v empirickom výskume.

4 Podrobný zoznam vysvetľujúcich premenných vstupujúcich do regresii je popísaný v tabuľke 1.

$$Q(\beta_\theta) = \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta_\theta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1-\theta) |y_i - x_i' \beta_\theta|. \quad (10)$$

Keďže ide o primárnu úlohu lineárneho programovania a jej popis je pomerne rozsiahli, metódu v tomto texte ďalej nerozvídzame. Simplexová metóda a lineárne programovanie sú podrobne popísané v Plesník (1990).

3. Údaje

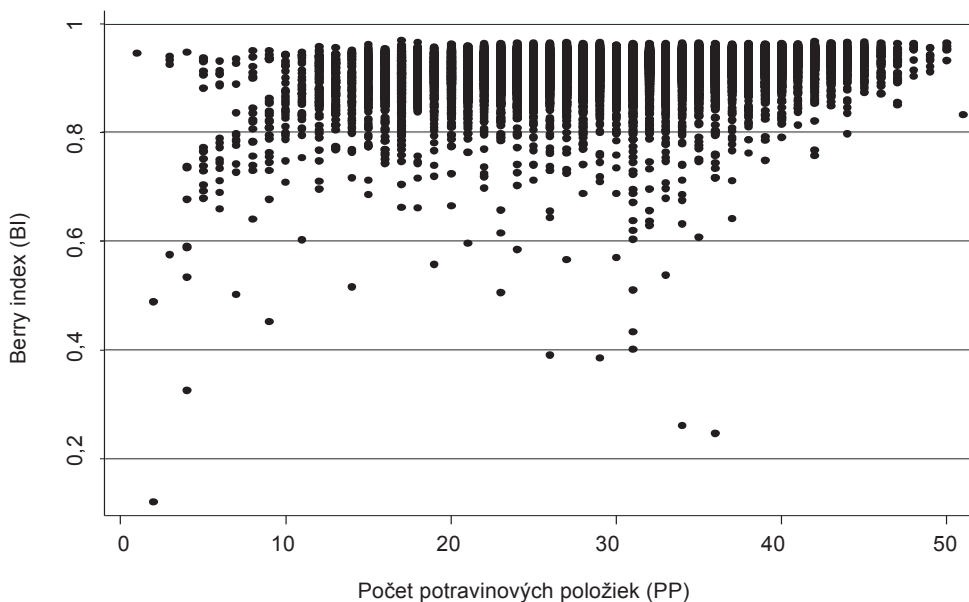
Diverzifikáciu spotreby potravín slovenských domácností analyzujeme na údajoch zo zisťovania Štatistiky rodinných účtov (ŠRÚ), ktoré každoročne zbiera Štatistický úrad Slovenskej republiky. Tieto reprezentatívne údaje sa bežne používajú na analýzu dopadov sociálnych politík, hodnotenia životnej úrovne obyvateľstva, pre výpočet váh spotrebiteľských cien alebo pre odhady spotreby domácností v národných účtoch. Naše údaje pozostávajú zo siedmich rokov pokrývajúcich obdobie 2004–2010. Primárnym cieľom ŠRÚ je poskytnúť podrobné informácie o štruktúre príjmov a výdavkoch domácností, vrátane výdavkov na potraviny. Údaje taktiež obsahujú podrobné informácie o množstvách potravín spotrebovaných jednotlivými domácnosťami, regionálne a demografické premenné, rovnako ako aj informácie o členoch domácnosti ako je vek, pohlavie, najvyššie dosiahnuté vzdelanie, povolanie, rodinný stav a podobne. Každá z prierezových ročných vzoriek obsahuje približne 4 500 až 6 000 domácností. Tieto údaje však netvoria skutočný panel, nakoľko domácnosti sú náhodne vyberané z populácie v každom roku a nezotrvávajú v prieskume dve obdobia po sebe. Informácie o demografii domácností, príjmoch a spotrebe sa zhromažďujú počas všetkých 4 kvartálov daného roku.⁵

Z údajov ŠRÚ počítame dva indikátory merajúce potravinovú diverzitu, ktoré vstupujú do našich regresíí ako vysvetľované premenné. Prvým indikátorom je počet konzumovaných potravinových položiek (PP) domácnosťou za daný mesiac. Zvýšenie PP znamená, že daná domácnosť uvádza do svojho spotrebného koša nové druhy potravín. Na druhej strane, Berry index (BI) závisí nielen od množstva konzumovaných potravinových položiek, ale aj distribúcie výdavkov na tieto položky.

V literatúre bolo diskutované, ktorý z indikátorov lepšie reflektuje diverzifikáciu spotreby potravín. Napríklad, Van Trijp a Steenkamp (1990) poskytujú empirické porovnanie jednotlivých indikátorov potravinovej diverzity a nachádzajú iba miernu koreláciu medzi PP a BI, čo potvrdzuje vhodnosť našej stratégie použiť viac ako jeden indikátor na meranie diverzifikácie spotreby potravín slovenských domácností. Aj v našom prípade sme zistili iba miernu koreláciu medzi jednotlivými indikátormi potravinovej diverzity (obrázok 1). Vývoj ich priemerných hodnôt v čase a v jednotlivých deciloch príjmového rozdelenia je znázornený na obrázku 2 a obrázku 3. Ako je možné vidieť, priemerná úroveň diverzifikácie spotreby potravín na Slovensku postupne rástla v období 2004–2010 s miernym prepadom počas ekonomickej krízy. Podobne, môžeme sledovať trend vyššej diverzifikácie spotreby potravín domácností vzhľadom na rastúci príjem domácností.

5 Príjmy, výdavky a spotreba potravín domácností sú v ŠRÚ monitorované na mesačnej báze.

Obrázok 1 | Korelácia indikátorov potravinovej diverzity

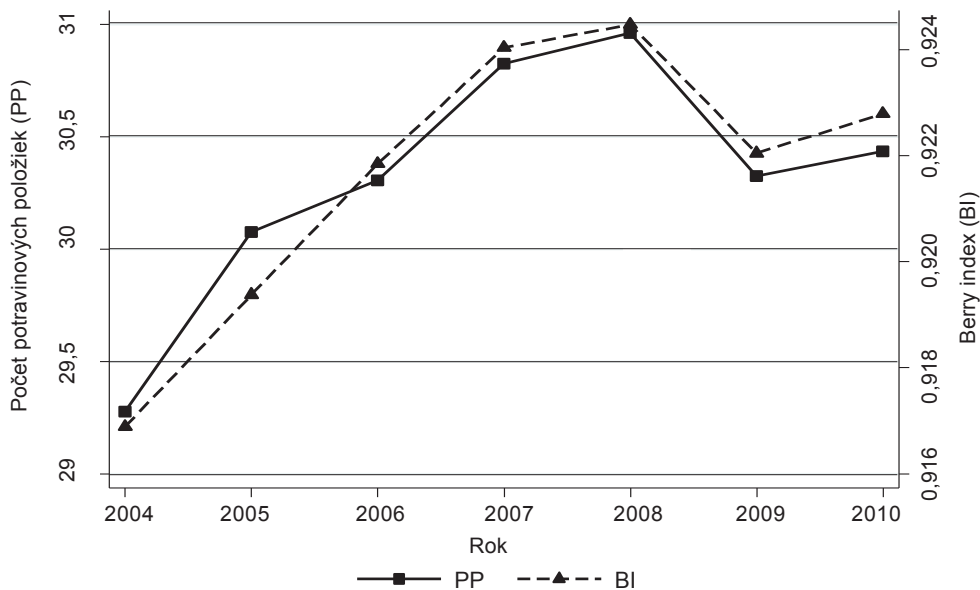


Zdroj: štatistika rodinných účtov, Štatistický úrad SR; vlastné výpočty

V empirických štúdiách je dôležité správne vymedziť časové obdobie, počas ktorého je potravinová diverzita meraná. Stravovacie odporúčania sú často vyjadrené na dennej báze. Meranie potravinovej diverzity na dennej báze by však neodrážalo skutočný cieľ stravovacích odporúčaní, ktoré sa vzťahujú na spotrebu potravín a príjem výživných látok počas primeranej doby (Shaw a kol., 1996). Moon a kol. (2002) zistili, že preferencie spotrebiteľov po potravinovej diverzite sa líšia v závislosti od dĺžky časového obdobia, počas ktorého je spotreba potravín meraná. Korelácia indikátorov potravinovej diverzity na dennej báze a indikátorov potravinovej diverzity meranej na týždennej alebo mesačnej báze je nízka, kým indikátory potravinovej diverzity na týždennej a mesačnej báze sú navzájom vysoko korelované. Stewart a Harris (2005) dokonca aplikovali merania potravinovej diverzity pre ovocie a zeleninu v USA na ročnom časovom intervale. Meranie diverzifikácie spotreby potravín u slovenských domácností za mesačné časové obdobie, ktoré umožňujú údaje zo ŠRÚ, je preto podľa nášho názoru vhodné.

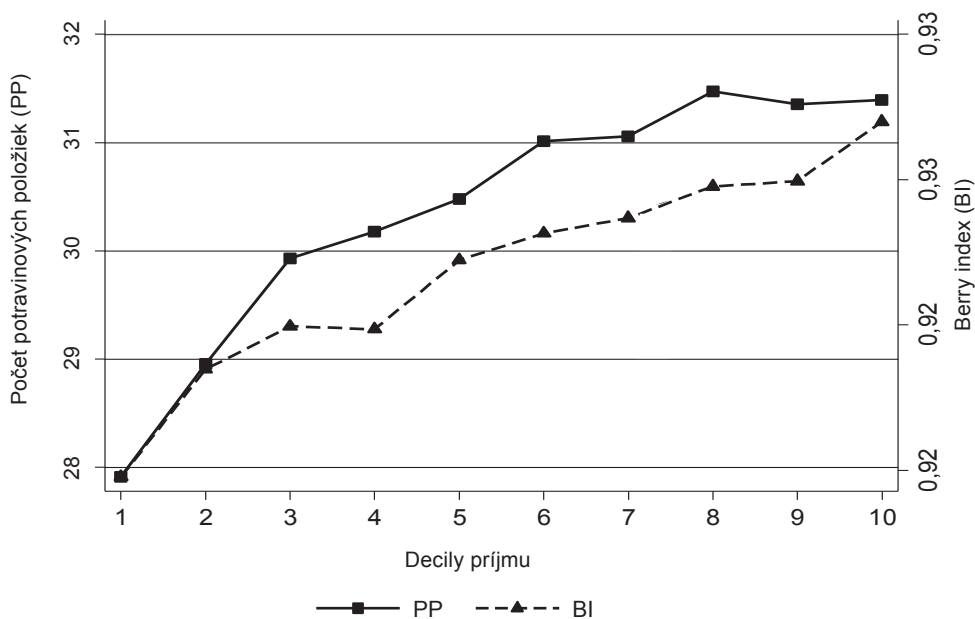
Hlavnými ekonomickými faktormi, ktoré determinujú dopyt po potravinovej diverzite, sú príjem domácnosti a ceny potravín. Okrem týchto premenných zahŕňame do regresných modelov aj ďalšie demografické charakteristiky domácností, kontrolné regionálne a časové premenné na zachytenie heterogenosti preferencií v rámci spotreby potravín. Takéto premenné boli často používané aj v iných empirických štúdiách ohľadom diverzifikácie spotreby potravín (Moon a kol., 2002; Drescher a Goddard, 2011 alebo Thiele a Weiss, 2003).

Obrázok 2 | Vývoj indikátorov potravinovej diverzity na Slovensku (priemery za roky)



Zdroj: štatistika rodinných účtov, Štatistický úrad SR; vlastné výpočty

Obrázok 3 | Vývoj indikátorov potravinovej diverzity podľa príjmového rozdelenia (priemery za decily)



Zdroj: štatistika rodinných účtov, Štatistický úrad SR; vlastné výpočty

Tabuľka 1 | Deskriptívne štatistiky a definícia premenných

Premenná	Definícia	Priemer	Smerodajná odchýlka
<i>PP</i>	Počet konzumovaných potravinových položiek za mesiac	30,33	6,33
<i>BI</i>	Berry index diverzity	0,92	0,03
<i>Prijem</i>	Mesačný disponibilný príjem domácnosti (€)	583,52	328,52
<i>P1</i>	Cenový index cereálnych produktov (€/kg)	1,53	1,06
<i>P2</i>	Cenový index mäsa a rýb (€/kg)	2,97	2,07
<i>P3</i>	Cenový index mliečnych výrobkov (€/kg)	2,15	1,64
<i>P4</i>	Cenový index ovocia a zeleniny (€/kg)	0,78	0,59
<i>P5</i>	Cenový index ostatných potravín (€/kg)	2,22	1,76
<i>Pohlavie_RO</i>	Binárna premenná: 1 ak je referenčná osoba muž	0,68	0,47
<i>Vek_RO</i>	Vek referenčnej osoby	51,41	14,69
<i>Vzdelanie1</i>	Binárna premenná: 1 ak má referenčná osoba žiadne alebo základné vzdelanie	0,12	0,32
<i>Vzdelanie2</i>	Binárna premenná: 1 ak má referenčná osoba stredoškolské vzdelanie	0,74	0,44
<i>Vzdelanie3</i>	Binárna premenná: 1 ak má referenčná osoba vysokoškolské vzdelanie	0,14	0,34
<i>Zamestnanie_RO</i>	Binárna premenná: 1 ak je referenčná osoba zamestnaná	0,62	0,49
<i>Deti</i>	Binárna premenná: 1 ak má rodina aspoň jedno dieťa	0,32	0,47
<i>Velkosť_dom</i>	Počet členov v domácnosti	2,84	1,44
<i>Jednočlenná_dom</i>	Binárna premenná: 1 ak má domácnosť jedného člena	0,21	0,40
<i>Mesto</i>	Binárna premenná: 1 ak domácnosť sídli v meste	0,59	0,49
<i>BA</i>	Binárna premenná: 1 ak domácnosť sídli v bratislavskom kraji	0,25	0,43
<i>Q1</i>	Binárna premenná: 1 ak prvý kvartál	0,25	0,43
<i>Q2</i>	Binárna premenná: 1 ak druhý kvartál	0,25	0,43
<i>Q3</i>	Binárna premenná: 1 ak tretí kvartál	0,25	0,43
<i>Q4</i>	Binárna premenná: 1 ak štvrtý kvartál	0,25	0,43
<i>Trend</i>	Časový trend	2 007,01	2,00

Poznámka: Všetky peňažné hodnoty uvedené v korunách boli transformované na euro pomocou aktuálneho kurzu uvádzaného Národnou bankou Slovenska. Následne boli všetky nominálne peňažné hodnoty očistené o infláciu pomocou deflátoru CPI (2 000 = 100).

Zdroj: štatistika rodinných účtov, Štatistický úrad SR; vlastné výpočty

Deskriptívne charakteristiky spolu s definíciami premenných, ktoré vstupujú do regresných modelov, sú opísané v tabuľke 1. V období 2004–2010 slovenské domácnosti počas daného mesiaca v priemere spotrebovali 30,3 potravinových položiek. Na druhej strane, hodnota Berry indexu (0,92) naznačuje pomerne rovnomernú distribúciu jednotlivých potravinových položiek v rámci spotrebného koša. Priemerný mesačný disponibilný príjem domácností predstavoval hodnotu necelých 584 EUR, čo je výrazne menej ako v iných západoeurópskych krajinách.⁶ Do regresných modelov zahŕňame aj cenové indexy pre hlavné potravinové skupiny (cereálne produkty; produkty z mäsa a rýb; mliečne produkty; ovocie a zelenina; a ostatné potraviny), ktoré sú vypočítané ako podiel výdavkov a množstiev jednotlivých potravinových položiek a sú následne agregované pomocou váh jednotlivých potravinových položiek v danej potravinovej skupine.⁷ Tieto ceny teda udávajú, koľko domácnosť platí za kilogram danej potravinovej skupiny. Počas sledovaného obdobia patrili mäso a ryby a mliečne výrobky medzi najdrahšie potravinové kategórie. Naopak, najlacnejšími boli ovocie a zelenina a cereálne produkty. Čo sa týka vybraných regionálnych charakteristík, približne 60% domácností žilo v mestských oblastiach a 25% v bratislavskom regióne. Demografia domácností naznačuje, že priemerná slovenská domácnosť pozostávala z približne 2,84 členov a približne 32% domácností malo aspoň 1 dieťa. Vo vzorke sa vyskytovalo približne 21% jednočlenných domácností. Priemerný vek referenčnej osoby dosahoval 51 rokov. Priemerná slovenská domácnosť mala referenčnú osobu so stredoškolským vzdelaním a v 62% prípadov bola referenčná osoba v čase realizácie prieskumu ekonomicky aktívna. Vo vzorke sú taktiež sledované 4 ročné obdobia, ktoré sú rovnako zastúpené.

4. Odhad a výsledky

Lineárne a kvantilové regresie (pre kvantily 0,1; 0,5 a 0,9) sme odhadli v ekonometrickom softvéri Stata/SE 13.1. Odhady boli vykonané na spojených (pooled) prierezových údajoch za obdobie 2004–2010 a celková analyzovaná vzorka, očistená o extrémne hodnoty v cenách a disponibilnom príjme, pozostáva z 30 430 pozorovaní.

Pred samotnými ekonometrickými odhadmi sme skúmali prítomnosť multikolinearity u vysvetľujúcich premenných, čo by mohlo mať dopad na presnosť odhadnutých koeficientov v regresných modeloch. Na detekciu multikolinearity sme použili štandardné metódy pomocou výpočtu pearsonovho korelačného koeficientu a inflačného faktora rozptylu VIF (Variance Inflation Factor) pre jednotlivé vysvetľujúce premenné. Korelačná analýza poukázala iba na slabú až stredne silnú závislosť medzi jednotlivými vysvetľujúcimi premennými. Výsledky VIF analýzy podobne naznačujú, že žiadna zo zahrnutých vysvetľujúcich premenných nespôsobuje závažnú multikolinearitu, nakoľko jednotlivé vypočítané VIF hodnoty nepresahujú kritickú hodnotu 10.⁸

6 Pre zaujímavosť, priemerný mesačný disponibilný príjem slovenských domácností očistený o infláciu sa zvýšil v období 2004–2010 z 450 na 716 EUR. Zatiaľ čo ceny obilnín a mliečnych výrobkov vzrástli v sledovanom období viac ako dvojnásobne, ceny mäsa a rýb, ovocia a zeleniny a ostatných potravinárskych výrobkov rástli pomalším tempom.

7 Detailný výpočet cenových indexov potravinových kategórií je uvedený v Cupák a kol. (2015).

8 Pre krátkosť priestoru neuvádzame celú korelačnú maticu. Pre zaujímavosť, najvyššiu hodnotu nadobúda korelačný koeficient u dvojice premenných príjem a zamestnanie referenčnej osoby domácností. Naopak, najmenej korelované sú sezónne binárne premenné s ostatnými vysvetľujúcimi premennými.

Tabuľka 2 | Determinanty potravinovej diverzity, spojené (pooled) údaje 2004–2010, N = 30 430

Premenná	Závislá premenná: (ln) PP			
	OLS	Q(0,10)	Q(0,50)	Q(0,90)
<i>(ln) Príjem</i>	0,0597*** (0,003)	0,0743*** (0,008)	0,0581*** (0,004)	0,0355*** (0,004)
<i>(ln) P1</i>	-0,101*** (0,005)	-0,120*** (0,011)	-0,0900*** (0,005)	-0,0725*** (0,005)
<i>(ln) P2</i>	-0,0333*** (0,003)	-0,0257** (0,008)	-0,0370*** (0,004)	-0,0420*** (0,004)
<i>(ln) P3</i>	0,0520*** (0,004)	0,0603*** (0,011)	0,0588*** (0,005)	0,0495*** (0,005)
<i>(ln) P4</i>	0,0169*** (0,003)	0,0282*** (0,007)	0,0145*** (0,003)	0,00804* (0,003)
<i>(ln) P5</i>	0,0421*** (0,003)	0,0546*** (0,006)	0,0435*** (0,003)	0,0363*** (0,003)
<i>Pohlavie_RO</i>	-0,0146*** (0,003)	-0,0263*** (0,007)	-0,0121*** (0,003)	-0,00225 (0,003)
<i>Vek_RO</i>	0,00113*** (0,000)	0,00135*** (0,000)	0,000993*** (0,000)	0,000638*** (0,000)
<i>Vzdelanie2</i>	0,0121** (0,004)	0,0162 (0,009)	0,0144*** (0,004)	0,00315 (0,005)
<i>Vzdelanie3</i>	0,00678 (0,005)	0,0213 (0,012)	0,00422 (0,005)	0,00184 (0,006)
<i>Zamestnanie_RO</i>	-0,000401 (0,004)	0,00114 (0,008)	-0,00139 (0,004)	0,00058 (0,004)
<i>Deti</i>	0,0121*** (0,003)	0,0144 (0,008)	0,00771* (0,004)	0,00129 (0,004)
<i>Veľkosť_dom</i>	0,00821*** (0,001)	0,0129*** (0,003)	0,00831*** (0,002)	0,00533*** (0,002)
<i>Jednočlenná_dom</i>	-0,0344*** (0,005)	-0,0740*** (0,010)	-0,0226*** (0,005)	-0,0120* (0,005)
<i>Mesto</i>	0,0355*** (0,002)	0,0455*** (0,006)	0,0388*** (0,003)	0,0214*** (0,003)
<i>BA</i>	-0,0281*** (0,003)	-0,0455*** (0,007)	-0,0252*** (0,003)	-0,00639 (0,004)
<i>Q2</i>	0,0144*** (0,003)	0,0256*** (0,008)	0,0113** (0,003)	0,00851* (0,004)
<i>Q3</i>	0,0204*** (0,003)	0,0321*** (0,008)	0,0192*** (0,004)	0,0176*** (0,004)
<i>Q4</i>	0,0122*** (0,003)	0,0238** (0,008)	0,00989** (0,004)	0,00422 (0,004)
<i>Trend</i>	0,0130*** (0,001)	0,0158*** (0,002)	0,0113*** (0,001)	0,00921*** (0,001)
<i>Konštanta</i>	-23,18*** (1,706)	-29,05*** (3,907)	-19,57*** (1,788)	-15,08*** (1,884)
<i>(Pseudo) R²</i>	0,079	0,052	0,040	0,029

Poznámka: Robustné štandardné chyby sú uvádzané v zátvorkách; * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001. Binárne premenné *Vzdelanie1* a *Q1* boli vylúčené z regresii z dôvodu perfektnej multikolinearity.

Zdroj: štatistika rodinných účtov, Štatistický úrad SR; vlastné výpočty

Tabuľka 3 | Determinanty potravinovej diverzity, spojené (pooled) údaje 2004–2010, N = 30 430

Premenná	Závislá premenná: TBI			
	OLS	Q(0,10)	Q(0,50)	Q(0,90)
<i>(ln) Príjem</i>	0,102*** (0,005)	0,128*** (0,011)	0,0983*** (0,006)	0,0719*** (0,006)
<i>(ln) P1</i>	-0,0115 (0,007)	-0,0156 (0,015)	-0,00948 (0,008)	-0,00394 (0,008)
<i>(ln) P2</i>	0,0548*** (0,005)	0,0780*** (0,011)	0,0502*** (0,006)	0,0270*** (0,006)
<i>(ln) P3</i>	0,0249*** (0,007)	0,0318* (0,014)	0,0297*** (0,008)	0,0429*** (0,008)
<i>(ln) P4</i>	-0,0908*** (0,004)	-0,0992*** (0,009)	-0,0893*** (0,005)	-0,0868*** (0,005)
<i>(ln) P5</i>	-0,0140*** (0,004)	-0,00299 (0,009)	-0,0161*** (0,005)	-0,0162*** (0,005)
<i>Pohlavie_RO</i>	-0,0560*** (0,004)	-0,0756*** (0,009)	-0,0490*** (0,005)	-0,0290*** (0,005)
<i>Vek_RO</i>	0,00189*** (0,000)	0,00314*** (0,000)	0,00174*** (0,000)	0,00150*** (0,000)
<i>Vzdelanie2</i>	0,0542*** (0,006)	0,0735*** (0,013)	0,0418*** (0,007)	0,0467*** (0,007)
<i>Vzdelanie3</i>	0,0506*** (0,008)	0,0679*** (0,016)	0,0417*** (0,009)	0,0436*** (0,009)
<i>Zamestnanie_RO</i>	-0,0123* (0,005)	-0,0147 (0,011)	-0,0102 (0,006)	-0,0104 (0,006)
<i>Deti</i>	0,0454*** (0,005)	0,0709*** (0,011)	0,0384*** (0,006)	0,0314*** (0,006)
<i>Veľkosť_dom</i>	-0,0216*** (0,002)	-0,0201*** (0,004)	-0,0204*** (0,002)	-0,0240*** (0,003)
<i>Jednočlenná_dom</i>	-0,0376*** (0,007)	-0,0790*** (0,013)	-0,0203** (0,007)	-0,0149* (0,008)
<i>Mesto</i>	0,0898*** (0,004)	0,117*** (0,008)	0,0834*** (0,004)	0,0612*** (0,004)
<i>BA</i>	0,00950* (0,005)	-0,0188 (0,010)	0,0231*** (0,005)	0,0351*** (0,006)
<i>Q2</i>	0,0288*** (0,005)	0,0255* (0,010)	0,0269*** (0,006)	0,0245*** (0,006)
<i>Q3</i>	0,0154** (0,005)	0,0134 (0,010)	0,0103 (0,006)	0,0167** (0,006)
<i>Q4</i>	0,0185*** (0,005)	0,0201 (0,010)	0,0218*** (0,006)	0,00973 (0,006)
<i>Trend</i>	0,00161 (0,001)	0,00645* (0,003)	-0,00179 (0,001)	-0,00135 (0,001)
<i>Konštanta</i>	-1,365 (2,526)	-11,73* (5,283)	5,52 (2,845)	5,129 (2,978)
<i>(Pseudo) R²</i>	0,077	0,052	0,039	0,039

Poznámka: Robustné štandardné chyby sú uvádzané v zátvorkách; * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001. Binárne premenné *Vzdelanie1* a *Q1* boli vylúčené z regresii z dôvodu perfektnej multikolinearity.

Zdroj: štatistika rodinných účtov, Štatistický úrad SR; vlastné výpočty

Odhadnuté výsledky z lineárnych a kvantilových regresíí pre oba spôsoby merania potravinovej diverzity (PP a TBI) sú uvedené v tabuľkách 2 a 3 a sú v súlade s aplikovaným teoretickým rámcom a predchádzajúcimi štúdiami. Celkovo je väčšina odhadnutých koeficientov štatisticky významná a existujú rozdiely medzi odhadmi z lineárnej a kvantilovej regresie. Vzhľadom na charakter mikroekonomických dát, regresné modely vysvetľujú pomerne nízku variabilitu vysvetľovaných premenných. Podobne nízke hodnoty koeficientov determinácie boli odhadnuté aj v iných štúdiách zameriavajúcich sa na potravinovú diverzitu (napríklad, Thiele a Weiss, 2003).

Premenná, o ktorú sa najviac zaujímate, príjem domácnosti, významne pozitívne vplyva na dopyt po potravinovej diverzite a je potrebné zdôrazniť heterogénnosť odhadnutých koeficientov z kvantilovej regresie. Príjem domácnosti má ďaleko väčší vplyv na domácnosti s nízkou diverzitou potravín ako na domácnosti s vysokou diverzitou. Takéto zistenia sú zaujímavé a potvrdzujú skutočnosť, že správanie domácností v otázke dopytu po diverzifikovanej strave nie je jednotné, ale sa môže meniť s meniacimi sa príjmami domácností. Tvorcovia potravinových politík by takéto zistenia mali mať na zreteli pri zabezpečovaní potravinovej bezpečnosti, najmä u nízkopríjmových domácností.

Podľa teórie majú ceny potravín dôležitý vplyv na dopyt po potravinovej diverzite. Niektoré ceny vybraných potravinových skupín štatisticky významne vplyvajú na diverzifikáciu spotreby potravín. Smery vplyvov (znamienka) nie sú nevyhnutne záporné. Thiele a Weiss (2003) argumentujú, že smer vplyvu cien na potravinovú diverzitu je zložitý interpretovať kvôli možným substitučným a komplementárnym vzťahom medzi jednotlivými potravinovými položkami.

Zaujímavou demografickou premennou je vzdelanie hlavy domácnosti, ktorej metódika merania sa menila viackrát počas rokov 2004–2010. Preto sme vytvorili binárne premenné merajúce úroveň vzdelania referenčnej osoby domácnosti: žiadne formálne alebo základné vzdelanie, stredoškolské vzdelanie a vysokoškolské vzdelanie. Odhadnuté efekty úrovne vzdelania referenčnej osoby domácnosti sú štatisticky významné v TBI špecifikácii a naopak, štatisticky významným je iba stredoškolské vzdelanie v PP špecifikácii potravinovej diverzity. Podobne ako pri príjme, odhadnuté efekty sú silnejšie v nižších kvantiloch rozdelenia potravinovej diverzity. Napríklad, Blisard a kol. (2003) tvrdia, že vzdelanejší spotrebiteľia sú si viac vedomí dôležitosti zdravej výživy, a preto majú kvalitnejšiu a pestrejšiu stravu. Podobne, Moon a kol. (2002) empiricky potvrdili tento argument v analýze dopytu po potravinovej diverzite v Bulharsku. Na druhej strane, niektoré štúdie nenašli štatisticky významný vzťah medzi vzdelaním a dopytom po potravinovej diverzite (napríklad, Thiele a Weiss, 2003).

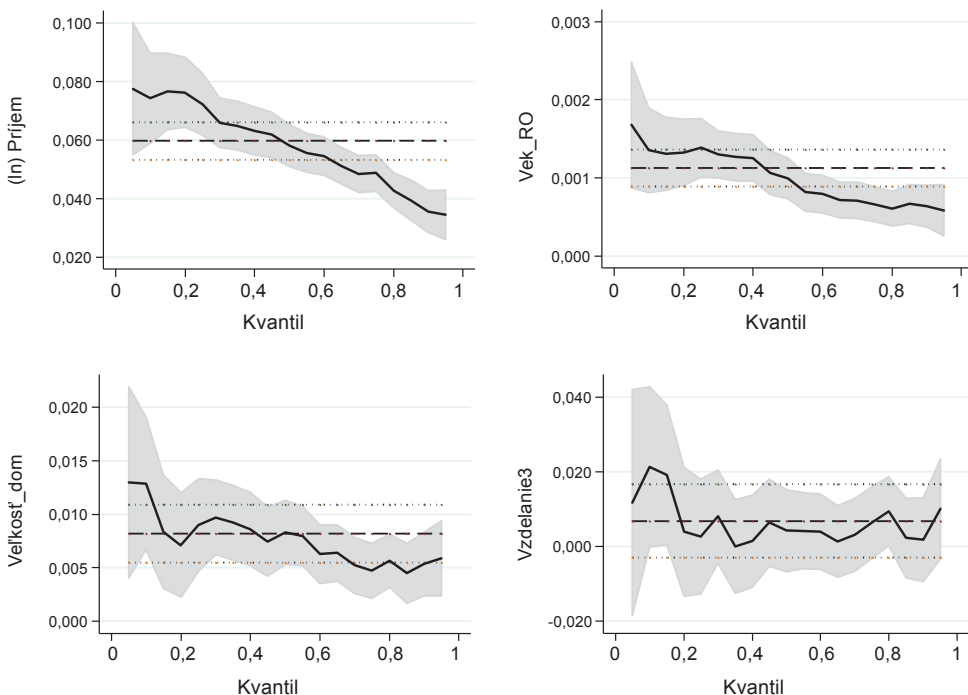
Veľkosť domácnosti má opačný vplyv na dopyt po potravinovej diverzite v PP a TBI špecifikácii potravinovej diverzity. V TBI špecifikácii je efekt štatisticky významne negatívny, zatiaľ čo v PP špecifikácii štatisticky významne pozitívny. Thiele a Weiss (2003) konštatujú, že vplyv veľkosti domácnosti na dopyt po potravinovej diverzite môže byť rôznorodý v závislosti od použitého merania potravinovej diverzity, nakoľko každé z meraní odrzkadľuje iné aspekty spotreby potravín v rámci domácnosti. Kinsey (1990) poznamenáva, že väčšie domácnosti s tromi alebo viac deťmi sú považované za primárny trh pre základné potraviny, ktoré sú tradične poskytované lacnými obchodmi alebo diskontmi. Na druhej strane, pre dostatočne malé domácnosti, Lee a Brown (1989) zistili, že zvýšenie veľkosti domácnosti rozšíri sortiment nakupovaných potravín. Lee a Brown (1989) navyše zistili, že účinok každého ďalšieho nového člena domácnosti bude menší

pri postupnom zvyšovaní veľkosti domácnosti a dokonca môže byť negatívny pri prekročení určitej prahovej hranice. Možným vysvetlením je fakt, že rozšírenie domácnosti o ďalšiu osobu môže zvýšiť náklady prípravy potravín, ktoré sú prijateľné a akceptované všetkými členmi rodiny, čo vedie v konečnom dôsledku k príprave jednoduchšej a harmonizovanej stravy, ktorá by mohla vyhovovať rôznym heterogénnym preferenciám jednotlivcov vo veľkej rodine.

Odhadnuté koeficienty pre ďalšie dve demografické charakteristiky, reprezentované binárnymi premennými pre jednočlenné domácnosti a domácnosti s deťmi, sú v súlade s našimi predchádzajúcimi výsledkami o veľkosti domácnosti. Vo všeobecnosti jednočlenné domácnosti konzumujú menej pestrú stravu v porovnaní s väčšími domácnosťami, zatiaľ čo prítomnosť detí vedie k zvýšeniu potravinovej diverzity meranej pomocou TBI, s väčšími efektmi v nižších kvantiloch rozdelenia indikátora diverzity. Vysvetlenie môže byť nasledovné. Deti, predovšetkým vo vývoji, vyžadujú špecifický druh stravy vo forme rôznych doplnkov výživy. Takéto druhy potravín bežne dospelý človek nekupuje, a teda, ceteris paribus, domácnosti s deťmi majú väčší dopyt po potravinovej diverzite.

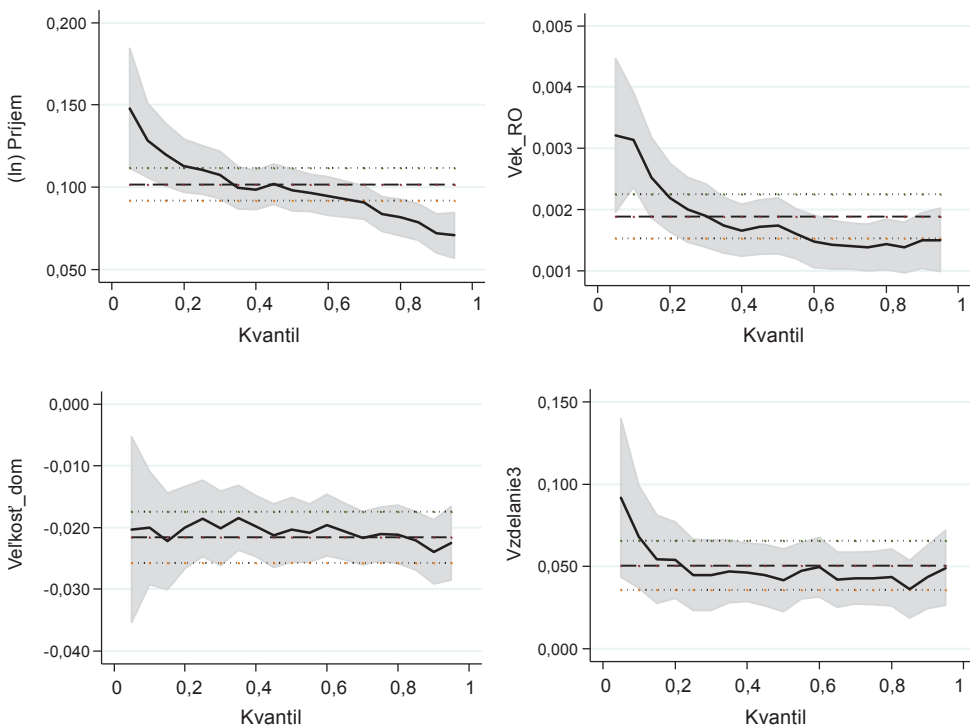
Do všetkých odhadnutých regresných modelov sme navyše zahrnuli kontrolné premenné pre čas (trend), binárne premenné pre jednotlivé kvartály roku a regionálne binárne premenné, ktoré sú takisto štatisticky významné.

Obrázok 4 | Odhadnuté sklony vybraných premenných v jednotlivých kvantiloch rozdelenia závislej premennej, (ln) PP špecifikácia



Zdroj: štatistika rodinných účtov, Štatistický úrad SR; vlastné výpočty

Obrázok 5 | Odhadnuté sklony vybraných premenných v jednotlivých kvantiloch rozdelenia závislej premennej, TBI špecifikácia



Zdroj: štatistika rodinných účtov, Štatistický úrad SR; vlastné výpočty

Hlavným argumentom, prečo použiť kvantilovú regresiu na analýzu diverzifikácie spotreby potravín domácností, je možný heterogénny vplyv jednotlivých vysvetľujúcich premenných v rozličných kvantiloch rozdelenia závislej premennej. Na obrázkoch 4 a 5 môžeme skutočne pozorovať rozličné vplyvy vybraných premenných (príjem, veľkosť domácnosti, vek a vzdelanie referenčnej osoby) na obidva indikátory potravinovej diverzity, zobrazené hrubou čiarou, v porovnaní s priemernými efektmi odhadnutými z lineárnej regresie, ktoré sú znázornené tenkou, prerušovanou čiarou.

Navyše, v tabuľke 4 znázorňujeme výsledky F-testu pre rozdielnosť odhadnutých sklonov naprieč kvantilmi v obidvoch špecifikáciách PP a TBI. Na základe p-hodnôt vypočítaných štatistík môžeme zamietnuť nulové hypotézy o žiadnom rozdielne medzi odhadnutými koeficientmi naprieč kvantilmi distribúcie. V našom prípade prezentujeme dvojice kvantilov (0,1 a 0,9) a (0,25 a 0,75).

Tabuľka 4 | F–test rovnosti sklonov odhadnutých koeficientov naprieč kvantilmi rozdelenia závislej premennej

Premenná	(ln) PP špecifikácia		TBI špecifikácia	
	Q(0,10) = Q(0,90)	Q(0,25) = Q(0,75)	Q(0,10) = Q(0,90)	Q(0,25) = Q(0,75)
(ln) <i>Prijem</i>	32,800***	22,000***	24,540***	13,480***
(ln) <i>P1</i>	9,840***	31,100***	0,350	0,660
(ln) <i>P2</i>	7,170***	0,860	1,310	2,390
(ln) <i>P3</i>	8,000***	12,530***	20,650***	28,950***
(ln) <i>P4</i>	1,080	3,860**	0,600	1,720
(ln) <i>P5</i>	9,780***	12,740***	1,230	0,300
<i>Pohlavie_RO</i>	14,730***	9,180***	42,700***	11,140***
<i>Vek_RO</i>	7,830***	12,880***	11,800***	8,370***
<i>Vzdelanie2</i>	1,720	0,400	4,010**	0,110
<i>Vzdelanie3</i>	3,370*	0,190	4,380**	0,030
<i>Zamestnanie_RO</i>	0,000	0,150	0,120	0,260
<i>Deti</i>	2,770*	17,720***	13,030***	3,630*
<i>Veľkosť_dom</i>	6,070**	3,420*	0,770	0,530
<i>Jednočlenná_dom</i>	36,870***	35,140***	17,730***	21,550***
<i>Mesto</i>	24,930***	16,550***	41,840***	14,770***
<i>BA</i>	23,080***	33,300***	70,720***	10,550***
<i>Q2</i>	4,090**	0,220	0,010	0,260
<i>Q3</i>	4,580**	0,740	0,070	0,280
<i>Q4</i>	7,650***	0,610	0,990	0,120
<i>Trend</i>	5,72**	19,130***	6,700**	2,240

Poznámka: * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001.

Zdroj: štatistika rodinných účtov, Štatistický úrad SR; vlastné výpočty

5. Záver

V tomto príspevku sme analyzovali diverzifikáciu spotreby potravín na Slovensku s využitím mikroekonomických údajov zo zisťovania Štatistiky rodinných účtov SR za obdobie 2004–2010. Potravinová diverzita je indikátorom kvality stravovania, a teda jedným z aspektov potravinovej bezpečnosti domácností.

Potravinová diverzita, ktorú sme merali počtom konzumovaných potravinových položiek a prostredníctvom Berry indexu, sa za sledované obdobie zlepšila. Domácnosti

na Slovensku majú v súčasnosti v priemere viac diverzifikovanú spotrebu potravín v porovnaní s referenčným rokom 2004. Za sledované obdobie sa disponibilné príjmy domácností takmer zdvojnásobili. Zatiaľ čo ceny obilnín a mliečnych výrobkov vzrástli viac ako dvojnásobne, ceny mäsa a rýb, ovocia a zeleniny a ostatných potravinárskych výrobkov rástli pomalším tempom.

V analyzovanom období došlo k starnutiu obyvateľstva Slovenska, poklesu počtu detí v rodinách, nárastu jednočlenných domácností a v malej miere aj k sťahovaniu z miest na vidiek, čo mohlo významne vplývať na dopyt po potravinách a potravinovej diverzite.

Príjem domácností má signifikantný pozitívny vplyv na dopyt po potravinovej diverzite, čo je v súlade s Jacksonovým (1984) teoretickým rámcom a má výraznejší vplyv na domácnosti s nižšou ako na domácnosti s vyššou potravinovou diverzitou. Dopyt po diverzifikovanej strave je taktiež ovplyvnený demografickými charakteristikami ako veľkosť domácnosti, výskyt detí v rodine, a charakteristikami hlavy domácnosti, ktorých odhadnuté koeficienty sú vo väčšine prípadov štatisticky významné a majú očakávané vplyvy. Na Slovensku stále existuje výrazná sezónnosť v dopyte po potravinovej diverzite, kedy domácnosti spotrebovávajú významne menej diverzifikovanú stravu počas prvého kvartálu roku, čo môže naznačovať možné obmedzenia na strane ponuky potravín v tomto ročnom období. Taktiež sme zistili štatisticky významné rozdiely v dopyte po potravinovej diverzite medzi mestskými a vidieckymi oblasťami a medzi hlavným mestom a ostatnými regiónmi.

Naše výsledky za Slovensko sú všeobecne v súlade s predchádzajúcimi štúdiami z iných vyspelých krajín, ako Nemecko, USA, alebo Kanada, kde kvalita stravovania a zabezpečenie potravinovej bezpečnosti nepredstavujú takú významnú výzvu ako v niektorých menej rozvinutých krajinách sveta. V odbornej literatúre zameranej na výživu sa argumentuje, že konzumácia pestrej stravy zabezpečuje vyvážený príjem makro- a mikro-nutrientov (živín), podporuje celkový zdravotný stav ľudí, čím sa predchádza viacerým závažným ochoreniam. Preto, s cieľom zlepšiť prístup domácností k potravinám a stimulovať dopyt po diverzifikovanej strave (najmä zdravých potravín), politiky orientované na podporu príjmov by mohli byť vhodným nástrojom na zlepšenie kvality stravovania, najmä u nízkopríjmových (marginalizovaných) skupín domácností. Ďalším možným opatrením by mohlo byť zvýšenie informovanosti obyvateľstva o dôležitosti konzumovania pestrej stravy, keďže vzdelanie má podstatný vplyv na dopyt po diverzifikovanej strave. Naše výsledky taktiež naznačujú, že existuje výrazná sezónnosť v potravinovej diverzite a rozdiely medzi vidiekom a mestom, čo sa dá zmierniť budovaním lepšej dopravnej infraštruktúry. Keďže potravinová bezpečnosť je dôležitým aspektom blahobytu, podporné politiky v oblasti poľnohospodárstva ako aj sociálne politiky by mali tento fakt zohľadňovať.

Literatúra

- Berry, C. (1971). Corporate growth and diversification. *Journal of Law and Economics*, 14(2), 371–383. DOI: 10.1086/466714.
- Blisard, N., Variyam, J., Cromartie, J. (2003). *Food Expenditures by U.S. Households: Looking Ahead to 2020*. U.S. Department of Agriculture, ERS, Agricultural Economics Report No. 821.
- Buchinsky, M. (2002). Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guide-line for Empirical Research. *The Journal of Human Resources*, 33(1), 94–100.

- Cornia, G. A. (1994). Poverty, food consumption, and nutrition during the transition to the market economy in Eastern Europe. *Proceedings of American Economic Review*, 84(2), 297–302.
- Cupák, A., Pokrivčák, J., Rizov, M. (2015). Food Demand and Consumption Patterns in the New EU Member States: The Case of Slovakia. *Ekonomický časopis*, 63(4), 339–358.
- Drescher, L. S., Goddard, E. (2011). *Heterogeneous demand for food diversity: a quantile regression analysis*. Přednáška na konferenci GEWISOLA, Halle, 28.–30. září 2011.
- Drescher, L. S., Thiele, S., Mensink, G. B. M. (2007). A new index to measure health food diversity better reflects healthy diet than traditional measures. *The Journal of Nutrition*, 137(3), 647–651.
- Dybczak, K., Tóth, P., Vonka, D. (2014). Effects of Price Shocks on Consumer Demand: Estimating the QUAIDS Demand System on Czech Household Budget Survey Data. *Finance a úvěr*, 64(6), 476–500.
- FAO (1998). *Rome Declaration on World Food Security and World Food Summit Plan of Action*. Přednáška na World Food Summit, Řím, 13.–17. listopadu 1996.
- Greene, W. H. (1997). *Econometric Analysis*. 3. vyd. Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ. ISBN-10: 0023466022.
- Hatloy, A., Torheim, L. E., Oshaug, A. (1998). Food variety – a good indicator of nutritional adequacy of the diet? A case study from an urban area in Mali, West Africa. *European Journal of Clinical Nutrition*, 52(12), 891–898. DOI: 10.1038/sj.ejcn.1600662.
- Herzfeld, T., Huffman, S., Rizov, M. (2014). The dynamics of food, alcohol and cigarette consumption in Russia during transition. *Economics and Human Biology*, 13(C), 128–143. DOI: 10.1016/j.ehb.2013.02.002.
- Hoddinott, J. (1999). *Choosing outcome indicators of household food security*. International Food Policy Research Institute, Washington D.C.
- Jackson, L. F. (1984). Hierarchic demand and the Engel curve for variety. *The Review of Economics and Statistics*, 66(1), 8–15. DOI: 10.2307/1924690.
- Janda, K., McCluskey, J. J., Rausser, G. C. (2000). Food Import Demand in the Czech Republic. *Journal of Agricultural Economics*, 51(1), 22–44. DOI: 10.1111/j.1477-9552.2000.tb01207.x.
- Janda, K., Mikolášek, J., Netuka, M. (2009). *The estimation of complete Almost Ideal Demand System from Czech Household Budget Survey data*. IES Working Paper 31/2009, IES FSV, Univerzita Karlova.
- Kinsey, J. (1990). A Geographic Look at Key Economic Figures. Diverse Demographics Drive the Food Industry. *Choices*, 5(2), 22–23.
- Koenker, R., Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50. DOI: 10.2307/1913643.
- Koenker, R., Hallok, K. F. (2000). Quantile regression. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 143–156.
- Lee, J. (1987). The Demand for Varied Diet with Econometric Models for Count Data. *American Journal of Agricultural Economics*, 69(3), 687–691. DOI: 10.2307/1241703.
- Lee, J., Brown, M. (1989). Consumer demand for food diversity. *Southern Journal of Agricultural Economics*, 21(2), 47–53.
- Liu, J., Shively, G., Binkley, J. (2014). Access to variety contributes to dietary diversity in China. *Food Policy*, 49(1), 323–331. DOI: 10.1016/j.foodpol.2014.09.007.

- Maxwell, S., Smith, M. (1992). Household food security; a conceptual review, in Maxwell, S., Frankenberger, T. R., eds., *Household Food Security: Concepts, Indicators, Measurements: A Technical Review*. New York and Rome: UNICEF, IFAD.
- Moon, W., Florkowski, W. J., Beuchat, L. R., Resurreccion, A. V., Paraskova, P., Jordanov, J., Chinnan, M. S. (2002). Demand for food variety in an emerging market economy. *Applied Economics*, 34(5), 573–581. DOI: 10.1080/00036840110037863.
- Plesník, J., Dupačová, J., Vlach, M. (1990). *Lineárne programovanie*. 1. vyd. Bratislava: Alfa, vydavateľstvo technickej a ekonomickej literatúry. ISBN 80-05-00679-9.
- Rizov, M., Cupák, A., Pokrivčák, J. (2014). *Food Security and Household Consumption Patterns in Slovakia*. LICOS Discussion Paper Series No. 360/2014, Leuven. Dostupné z: <http://ssrn.com/abstract=2557372>
- Shaw, A., Fulton, L., Davis, C., Hogbin, M. (1996). *Using the Food Guide Pyramid: A Resource for Nutrition Educators*. U.S. Department of Agriculture, Center for Nutrition Policy and Promotion.
- Shonkwiler, J. S., Lee, J.-Y., Taylor, T. G. (1987). An empirical model of demand for a varied diet. *Applied Economics*, 19(10), 1403–1410. DOI: 10.1080/00036848700000127.
- Stewart, H., Harris, J. M. (2005). Obstacles to overcome in promoting dietary variety: The case of vegetables. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 27(1), 21–36. DOI: 10.1111/j.1467-9353.2004.00205.x.
- Swinnen, J., Squicciarini, M. (2012). Mixed Messages on Prices and Food Security. *Science*, 335(6067), 405–406. DOI: 10.1126/science.1210806.
- Šikula, M. a kol. (2008). *Dlhodobá vízia rozvoja slovenskej spoločnosti*. SAV Bratislava. ISBN: 788022410502.
- Theil, H., Finke, R. (1983). The consumer's demand for diversity. *European Economic Review*, 23(3), 395–400. DOI: 10.1016/0014-2921(83)90039-9.
- Thiele, S., Weiss, C. (2003). Consumer demand for food diversity: evidence for Germany. *Food Policy*, 28(2), 99–115. DOI: 10.1016/s0306-9192(02)00068-4.
- Van Trijp, H. C. M., Steenkamp, J. E. M. (1990). An investigation into the validity of measures for variation in consumption used in economics and marketing. *European Review of Agricultural Economics*, 17(1), 19–41. DOI: 10.1093/erae/17.1.19.
- Variyam, J., Blaylock, J., Smallwood, D. (2002). Characterizing the distribution of macronutrient intake among U.S. adults: A quantile regression approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 84(2), 454–466. DOI: 10.1111/1467-8276.00310.