

# Working Papers Pracovní texty

Working Paper No. 4/2002

## **Stochastický přístup k měření inflace**

Michal Andrlé

INSTITUT PRO EKONOMICKOU A EKOLOGICKOU POLITIKU

A

KATEDRA HOSPODÁŘSKÉ POLITIKY

VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE – FAKULTA NÁRODOHOSPODÁŘSKÁ

Institut pro ekonomickou a ekologickou politiku  
Vysoká škola ekonomická v Praze – Fakulta národohospodářská  
katedra hospodářské politiky

Pracovní text číslo 4

**Stochastický přístup k měření inflace**

Projekt: GAČR 402/02/1290A

Michal Andrlé

Michal Andrlé - [michal@ecosse.net](mailto:michal@ecosse.net)



## Abstrakt

V této práci prezentujeme alternativní přístup k inflaci a k jejímu měření, založený na Mengerově vnitřní směnné hodnotě peněz a stochastickém přístupu k indexním číslům. Nejprve uvádíme běžné přístupy k inflaci a některé pojmy si pracovně upravujeme. Poté diskutujeme vážený a nevážený stochastický přístup k měření inflace, stručně také dopad Keynesovy kritiky. Krátce rovněž pojednáváme o charakteristice průřezových rozdělení cenových změn. Jako vhodný přístup k měření inflace navrhuje výpočet Törnqvistova cenového indexu upraveného pomocí (a)symetrických trimmed means.

**JEL:** E31, C43

**Klíčová slova:** měření inflace, indexní teorie, jádrová inflace, trimmed means, medián, průřezové rozdělení cenových změn

## Abstract

### Measurement of Inflation: A stochastic approach

In this paper, we present an alternative approach to inflation and inflation measurement based on Menger's theory of inner exchange value of money and on the stochastic approach to index numbers. First, we review mainstream approach to inflation and redefine some terms. Then we discuss the unweighted and weighted stochastic approach to inflation measurement and the impact of Keynes' critique. We briefly describe the characteristics of the sample cross-section distribution of price changes. We propose a measure of inflation based on Törnqvist price index adjusted by the (a)symmetric trimmed means.

**JEL:** E31, C43

**Keywords:** inflation measurement, index theory, core inflation, Edgeworth, trimmed means, median, cross-section distribution of price changes



# Obsah

<b>1 Úvod</b>	<b>7</b>
<b>2 Pojetí inflace v současné ekonomii</b>	<b>7</b>
<b>3 Definování inflace</b>	<b>8</b>
<b>4 Inflace jako změna vnitřní hodnoty peněz</b>	<b>10</b>
<b>5 Stochastický přístup k měření inflace</b>	<b>14</b>
5.1 Motivace pro stochastický přístup . . . . .	14
5.2 Rané pokusy o měření inflace . . . . .	15
5.3 Počátky stochastického přístupu měření inflace . . . . .	16
<b>6 Keynesova kritika</b>	<b>18</b>
<b>7 Vážený stochastický přístup k indexním číslům</b>	<b>21</b>
<b>8 Chování cen</b>	<b>23</b>
<b>9 Konstrukce míry inflace</b>	<b>25</b>
9.1 L-estimátory . . . . .	25
9.2 Konstrukce vydatné a robustní míry inflace . . . . .	30
<b>10 Závěr</b>	<b>34</b>



# 1 Úvod

Inflace je jedním z nejdiskutovanějších témat v ekonomii. Domníváme se, že inflace je také jedním z nejméně chápaných a nejvíce zneužívaných pojmů v současné ekonomické teorii. Cílem této práce je nabídnout alternativní přístup k definování inflace a také k jejímu měření. Hlavní tezí práce je odmítnutí měření inflace motivovaného *cost-of-living* teorií či teorií čistého cenového srovnání, neboť se *netýkají přímo inflace*.

V první části provedeme kritiku standardních pojetí inflace a představíme koncept vnitřní směnné hodnoty peněz. Navážeme základními tezemi stochastického přístupu k indexním číslům a k měření inflace. Práce většiny autorů, pokud na ně odkazujeme, reinterpreтуjeme a převádíme na společného jmenovatele – vnitřní směnnou hodnotu peněz. Tato práce vychází z první části rozsáhlejší teoreticko-empirické stati Andrla (2002), která obsahuje také výpočty pro ČR motivované v tomto textu.

## 2 Pojetí inflace v současné ekonomii

Lze konstatovat – viz. např. Bryan (1997), že pojem inflace byl nejdříve spojen s množstvím papírových peněz v ekonomice. Dnes je pojem inflace až nebezpečně spojen s cenami. Současná ekonomie zachází s terminologií obecně poměrně volně, na rozdíl od klasických ekonomů, kteří používali jazyka přesnějšího.

Inflace se týkala peněz a inflaci (resp. deflaci) chápali jako změnu poměru „peněz ku potřebám obchodu“.<sup>1</sup> Jak ale určit, kdy je tohoto obíhajícího média více, než si obchod skutečně žádá? Začalo být zřejmé, že možným indikátorem je *všeobecná cenová hladina*. Pro význam slova inflace citujeme z Bryan (1997, pp. 4): „*Inflace se objeví, pokud se při dané cenové úrovni obíhající médium dané země – hotovost a depozita – zvýší relativně ku potřebám obchodu.*“<sup>2</sup> Nebo také: „*Inflace v zemi existuje tehdy, pokud se nabídka peněz a obíhajících depozit... zvýší relativně k poptávce po prostředku směny, a to s důsledkem na růst všeobecné cenové hladiny.*“<sup>3</sup>

To, co bývalo popisováno jako měnová příčina, začalo být tedy přiřazováno k popisování *cenového efektu*. Velký vliv na vývoj chápání pojmu

---

<sup>1</sup>Penězi rozumíme aktivum, které je všeobecně přijímáno při placení za statky a také při úhradě dluhu. Na konci 19. století se v ekonomii vyostřuje problém rozlišování mezi oběživem (*currency*) a penězi (*money*), a tak v literatuře je víceméně jakékoliv obíhající médium označováno jako *peníze*.

<sup>2</sup>Edwin Walter Kemmer (1918) in: Bryan (1997)

<sup>3</sup>Edwin Walter Kemmer (1934), in: Bryan (1997)

inflace pak měl Keynes, který ve své *Obecné teorii* oddělil cenovou hladinu od peněžní zásoby (za stavu ekonomiky s trvale nevyužitými zdroji) a pojem inflace se začal oddělovat od peněz a začal být používán pro pohyb cen, respektive se stal synonymem pro *jakýkoliv* cenový růst. O tom se lze každý den přesvědčit v denním tisku. Rovněž někteří ekonomové hovoří o „segmentech inflace“, čímž míní vývoj podskupiny spotřebitelských cen.<sup>4</sup> Někteří dnes dokonce tvrdí, že důraz na peníze (tj. monetární inflace) je příliš specifické a úzké pojetí inflace. V této stati prezentujeme názor, že je nutné metodologicky přísně rozlišovat definici jevu (inflace) a měření tohoto jevu (míru inflace).

### 3 Definování inflace

Definice inflace je klíčová – a to jak pro ekonomickou teorii, tak ekonomickou praxi. Avšak ani definice inflace, které se nedopouštějí omylu záměnou inflace za cenový růst, nejsou jednotné. Většina také naráží na problém, že používají velice nebezpečný pojem *všeobecná cenová hladina*, který je velice nejednoznačný, a jak ukážeme – falešný. Domníváme se, že koncept agregátní cenové hladiny není vhodné východisko pro definování ani pro měření inflace.

V souvislosti s inflací se v literatuře objevuje pojem „jádrová inflace“, v jehož používání panuje ještě větší zmatení jazyků než u samostatné inflace. Jsme toho názoru, že *jádrovou inflaci* a *inflaci* bychom měli chápat jako jedno a totéž. Domníváme se tedy, že pouze nedostatečné teoretické vymezení inflace a praktické nesnáze změřit skutečnou inflaci vedou k tomu, že se dnes hovoří o jádrové inflaci, když je snaha hovořit o inflaci a nikoliv o růstu cen či růstu určitého cenového indexu, který nedokáže postihnout teoretický ideál inflace.

Jedním z velice častých přístupů k definování pojmu inflace je položení důrazu na trvanlivost (perzistenci) v cenovém pohybu. Tak činí např. Friedman (1963, pp. 1), který hovoří o inflaci jako o „*vytrvalém a udržujícím se nárůstu všeobecné cenové hladiny*“.<sup>5</sup> Toto pojetí je známé a patrně nejčastěji užívané. V dlouhém období pak podle Friedmana (a většiny současných ekonomických škol) dochází k neutralitě peněz, tj. inflace nemá vliv na reálný produkt a Phillipsova křivka je v dlouhém období vertikální. Příběhů, proč v krátkém období toto neplatí, lze nalézt mnoho, viz (Fischer 1981a, Romer 1998, Barro 1993).

---

<sup>4</sup>Svůj postup omlouvají tím, že CPI chápou jako míru inflace.

<sup>5</sup>... steady and sustained increase in the general price level.

Další zajímavou a podobnou definici podávají ve své stati Laidler and Parkin (1975, pp. 741), kteří definují inflaci jako „... *proces kontinuálního růstu cen, nebo shodně, kontinuálního poklesu hodnoty peněz*“.<sup>6</sup> Tato definice je o poznání zajímavější, neboť hovoří o *hodnotě peněz*.

Lze se ovšem setkat také s jiným přístupem k definování inflace. Tento přístup klade naopak důraz na *všeobecný* prvek cenových pohybů, nikoliv na trvání v čase. Můžeme citovat např. definici, kterou podává Flemming (1976, pp. 2), že míra inflace je „... *míra, ve které se mění všeobecná cenová úroveň v ekonomice*“.<sup>7</sup> Tento přístup se tak soustředí na všeobecnost (generality) v cenových pohybech bez ohledu na časové hledisko.

Říkáme tedy, že existují dva hlavní přístupy k chápání inflace, a to jako (i) *perzistentního růstu cenové hladiny* a jako (ii) *všeobecného pohybu v cenách*. Ze stati Rogera (1998), která se – v podstatě jako jediná – zabývá teoretičtěji jádrou inflací, plyne, že existují dva přístupy k jádové inflaci, a to k jádové inflaci jako perzistentní inflaci (perzistent inflation), nebo jako k všeobecné inflaci (generalised inflation).

Takto postavený pojmový aparát považujeme za důsledek skutečnosti, že výše uvedené definice inflace definují inflaci pomocí odvození z tzv. *měřené inflace*, resp. z pohybu všeobecné cenové hladiny. Domníváme se, že právě definování inflace přes změny ve všeobecné cenové hladině měřené indexem agregátní cenové hladiny nemusí být úplně vhodné. Inflaci tak definujeme pomocí důsledku – cenového efektu a jen letmo zmiňujeme nejdůležitější pojem, kterým jsou *podle nás* peníze. Výše uvedené definice se snaží definovat inflaci z měřených hodnot, z cenového pohybu, a proto přijímají každá jinou *omezující podmínku k identifikaci inflace* z této měřené míry. Pro jeden přístup je to pokračující růst v čase, kdy pak není pochyb, že se v určité míře jedná o změny inflační, druhý přístup bere jako základ všeobecný pohyb v cenách jako svou podmínku identifikace inflace.

Domníváme se, že takovýto postup může být vhodný pro měření inflace, kdy se snažíme odhalit inflaci pomocí dostupných *cenových dat* a statistických metod. *Jsme však toho názoru, že definice inflace (jako monetárního jevu) by neměla být definována přímo pomocí svého cenového efektu*. Cenový efekt by měl podle nás být (a je) využíván k získání aproximace teoretické míry inflace, tj. k měření jevu zvaného inflace. Tím, že samu definici inflace jako jevu opřeme o měření, musíme nutně dojít

---

<sup>6</sup>... a process of continuously rising prices, or, equivalently, of continuously falling value of money.

<sup>7</sup>... the rate at which the general level of prices in the economy is changing.

k nutnosti definovat pojem jádrová inflace, který opět z naměřených hodnot určuje onen ideál, tj. všeobecný pohyb v cenách po vyloučení změn relativních cen či trendový růst po vyloučení složek způsobených změnami relativních cen.

## 4 Inflace jako změna vnitřní hodnoty peněz

Na konci 19. století představil ekonom Carl Menger originální koncept vnitřní a vnější hodnoty zboží,<sup>8</sup> a tak i peněz. Výklad Mengerovy teorie provedeme podle Menger (1976), Mises (1953) a stati (Fase and Folkertsma 1997, pp. 1-4).<sup>9</sup> Tato teorie bude známá a snad blízká především stoupencům rakouské školy, do níž Menger patří. *Vnější hodnotou zboží měl Menger na mysli cenu zboží, tj. objem peněžních prostředků na jednotku zboží, které musí být vynaloženy na směnu tohoto zboží (v rovnovážné situaci). Analogicky tak vnější hodnota peněz je jejich kupní síla (purchasing power), tj. zbožíový koš, který lze na trhu získat za jednotku směny.* V Mengerově terminologii tak nutně index spotřebitelských cen, jak ho dnes všichni známe, je mírou pro změnu ve vnější hodnotě peněz.

Samozřejmě podle Mengera poměr, ve kterém jsou statky v „rovnováže“ směňovány, je zcela určen mezním užitekem z uvažovaných statků. Odmítá, že by změna v tomto vztahu mohla být způsobena změnou, která by se dotýkala jen jednoho statku. Takové změny pak nazývá pohyby ve vnitřní hodnotě zboží.

*Analogicky pak změna ve vnitřní hodnotě peněz jsou takové cenové změny, které jsou způsobeny pouze a pouze měnovými faktory. Podle Carla Mengera by se tak snížení vnitřní hodnoty peněz mělo projevit proporčním růstem nominálních cen všech statků. Tj. podle něj, pokud jsou tyto změny pouze v důsledku peněžních vlivů, relativní ceny statků zůstávají konstantní. Ovšem i sám Menger uznává, že samotný proporcionální růst ve všech cenách nemusí být nezbytně způsoben změnou vnitřní hodnoty peněz, ale také díky simultánnímu působení reálných faktorů. Sám Menger je tak skeptický vůči měření změny vnitřní hodnoty peněz.*

S tímto přístupem souhlasíme a definujeme tak inflaci jako změnu ve vnitřní směnné hodnotě peněz (resp. její snížení). Odlišme totiž definici

---

<sup>8</sup>Vnitřní hodnota – innerer Tauschwert, inner value, vnější hodnota – ausserer Tauschwert, outer value. Proto pak innerer Tauschwert des Geldes, vnitřní hodnota peněz.

<sup>9</sup>Pozn.: Fase and Folkertsma (1997) se však, co se měření týká, vydávají jinou cestou než my.

pojmu inflace (změna vnitřní hodnoty a výše zmíněná tvrzení o konstantních relativních cenách) a měření tohoto jevu. Pokud bychom nebrali výše uvedenou Friedmanovu definici inflace pouze jako možnou identifikující podmínku pro měření inflace (*extrakci signálu*), ale jako definici tohoto jevu, potom bychom cenové změny v důsledku měnové příčiny, které by nebyly opakované, nemohli nazývat inflací. Z hlediska teoretického, ale také z hlediska měnové politiky je ovšem relevantní snaha měřit tyto cenové změny plynoucí z měnového vlivu (šoku). Proto považujeme za důležité rozlišovat mezi definicí inflace a identifikující podmínkou inflace.

My ovšem netvrdíme, že takto vymezený jev inflace je přímo pozorovatelný, a tedy přímo měřitelný. Chápeme jej jako jev vskutku existující, avšak nepozorovatelný. A od tohoto konstatování se odvíjí naše snaha o jeho měření, identifikaci, resp. aproximaci jako nepozorovatelné komponenty.

Podobně jako Carl Menger také Ludwig von Mises (1953) rozlišuje mezi změnami ve směnné hodnotě peněz, které pocházejí z měnových vlivů a které pocházejí z reálného sektoru. Za tímto přístupem nemusí nezbytně stát kvantitativní teorie peněz, kterou Mises odmítal.<sup>10</sup> Mises tedy také explicitě rozlišuje mezi vnitřní a vnější směnnou hodnotou peněz.<sup>11</sup> Z hlediska hospodářské politiky je zajímavé, že Mises (1953, pp. 268-269) konstatuje, že zájmem osvíceného politika či národohospodáře by měla být právě změna ve vnitřní směnné hodnotě peněz. Misesův ideál tedy nejsou peníze s konstantní směnnou hodnotou, ale peníze s konstantní vnitřní směnnou hodnotou, tedy s vnější směnnou hodnotou měnící se v závislosti na změnách reálného substrátu ekonomiky.

Domníváme se, že jedna z výhod (nikoliv jediná) definování inflace podle Mengera či Misesa tkví v tom, že neoperujeme s pojmem cenová hladina, tedy že definice není postavena přímo na cenovém efektu inflace. Pokud operujeme s pojmem cenová hladina, míníme jím jakousi průměrnou cenu, která ovšem objektivně neexistuje, resp. existuje nekonečně mnoho způsobů, jak tuto průměrnou cenu v ekonomice zkonstruovat. Cenová hladina jako funkční zobrazení množiny cen do skaláru je samozřejmě ovlivňována každou změnou ceny, a tedy i změnami relativních cen. I v dokonalém případě, že by se v ekonomice neobjevila inflace, ale pouze změna relativních cen vlivem reálných faktorů, se může stát, že díky nedokonalému zachycení těchto cenových změn je nový rovnovážný stav provázen růstem cenové hladiny (úrovně) – viz dále.

---

<sup>10</sup>např. jako Karel Engliš

<sup>11</sup>Diskusi Misesova obhajování zlatého standardu provádět nebudeme z ohledem na prostor a na dnešní standardy.

Již v úvodu práce musíme bohužel konstatovat, že inflaci (definovanou jako změnu vnitřní směnné hodnoty peněz) z definice nelze přesně změřit, neboť nelze řádně za použití (navíc pouze) cenových dat rozlišit mezi inflací a změnou relativních cen. Menger s Misesem byli velice skeptičti, co se týká měření změny vnitřní směnné hodnoty peněz. Menger však připouštěl užitečnost snahy aproximovat tyto změny směnné hodnoty peněz.

Na podporu tohoto tvrzení si dovoluujeme ocitovat z Mises (1953, p. 189) pasáž, kterou zde pracovně nazveme jako *Misesovu kritiku*: „*Téměř všechny pokusy o měření objektivní směnné hodnoty peněz, které byly provedeny, vycházely z myšlenky, že pokud cenové pohyby velkého množství komodit jsou dány dohromady zvláštní výpočetní metodou ... [že] takové výpočty mohou umožnit objevit směr a rozsah efektů, které jsou způsobeny determinanty cenových pohybů, jež leží na straně měnové. Tento předpoklad by byl správný a dosáhlo by se kýžených výsledků, pokud by směnné relace mezi statky byly konstantní. Jelikož tento předpoklad neplatí, je nutno se uchýlit k umělým hypotézám, abychom získali alespoň jakousi představu o významu získaných výsledků. Avšak pokud toto učiníme, opouštíme bezpečnou půdu statistiky a vstupujeme do míst, kde se musíme bez jakéhokoliv spolehlivého vedení (které může být získáno pouze úplným poznáním všech zákonů hodnoty peněz) jistojistě ztratit.*“

Pojďme si poněkud formálněji vyjádřit problém v duchu Mengera. Nechť  $\pi_{i,t}$  je relativní změna nominální ceny statku  $i$  v čase  $t$ . Definujeme proto v návaznosti na Menger (1976) a Fase and Folkertsma (1997) následující vztah:

$$\pi_{i,t} = \alpha_t^M + \alpha_{i,t}^M + \beta_{i,t} + \lambda_{i,t} \quad (1)$$

Říkáme, že pozorovaná (relativní) změna ceny statku  $i$  je výsledkem změny ceny v důsledku změny jeho relativní ceny v důsledku reálných faktorů ( $\beta_{i,t}$ ), a změny ceny v důsledku peněžní expanze ( $\alpha_t^M + \alpha_{i,t}^M$ ). Výraz  $\lambda_{i,t}$  poté vystihuje možnou chybu měření (pozorování). Vliv (nadměrné) peněžní expanze můžeme navíc rozložit na faktor  $\alpha_{i,t}^M$ , tj. změnu *relativní ceny* statku  $i$  způsobenou měnovou expanzí, a na faktor  $\alpha_t^M$ , což je změna vnitřní směnné hodnoty peněz, jež je z definice společná pro všechny statky (proto chybí subscript  $i$ ). Domníváme se, že výraz (1) lze chápat jako identitu, a tak činíme. Navíc jde o koncept moderní, neboť připouštíme, že v krátkém období může peněžní emise způsobit změnu relativní ceny statku  $i$ .

Neříkáme tedy, že s peněžní expanzí (nadměrnou vůči potřebám obchodu) musí růst všechny ceny o změnu vnitřní hodnoty peněz. A ani nemohou, neboť efekt peněžní emise je z mikroekonomického hlediska poměrně komplikovaný kvůli své decentralizované a svým způsobem skryté

povaze. Důvodů, proč se ceny, které nejsou administrativně omezovány, nemusí vždy flexibilně přizpůsobovat, je hned několik. Pro přehled většiny důvodů nepřizpůsobení cen viz Fischer (1981a) či Romer (1998).

Domníváme se také, že tak, jak jsme výše definovali termíny a přístup, můžeme také zajímavě vykládat Lucasův model nepřesného rozlišení mezi změnou relativní ceny a (v našem případě) změnou vnitřní hodnoty peněz. Ta je totiž přímo nepozorovatelná (než se projeví např. v čase velice výrazně co do trvání či důrazu) a navíc při nedokonalé informaci na trzích vždy musí docházet k velmi špatnému rozlišování mezi inflací a změnou relativních cen. Jednu z námitek proti Lucasovu modelu, že míru inflace měsíčně statistické úřady publikují, tak v tomto textu de facto zpochybňujeme, neboť pomýlená statistika vede k pomýleným výsledkům.

Změna vnitřní směnné hodnoty peněz probíhá v čase spojitě s ohledem na vztah peněz k „potřebám obchodu“. Samozřejmě endogenní úvěrová kreace mění vnitřní směnnou hodnotu peněz, uváděný koncept není založen na exogenním pojetí peněz. Tento nepozorovatelný jev se tak z mnoha důvodů manifestuje v cenách často až po dosažení určitých prahových hodnot. Při decentralizované úvěrové kreaci pak (1) platí, dochází ke změnám relativních cen, kterých si ovšem subjekty nemusí být do jisté míry (v daném čase a prostoru) vědomy, a tak nemusí dojít k přizpůsobení ostatních cen.

Změna ceny statku se tak skládá ze změny relativní ceny daného statku a změny ceny v důsledku změny ve vnitřní hodnotě peněz. Pokud opomíme rozlišení změny relativní ceny v důsledku reálných a monetárních příčin (krátkodobá změna relativní ceny), můžeme (1) upravit na

$$\pi_{it} = \Pi_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

kde  $\Pi_t = \alpha_{i,t}^M$  a  $\epsilon_{i,t} = \alpha_{i,t}^M + \beta_{i,t} + \lambda_{i,t}$ . Výraz (2) je konzistentní s námi používanou definicí inflace jako snížení vnitřní směnné hodnoty peněz.

S ohledem na Roger (1998) a Wynne (1999) můžeme konstatovat, že ostatní autoři chápou jádrovou inflaci v podstatě jako  $\Pi_t$ , nicméně toto tvrzení není zcela přesné, neboť jádrová inflace není jednoznačně definovaný pojem.<sup>12</sup>

S využitím výrazu (2) a dostupných informací o individuálních cenových pohybech se budeme zabývat tím, jak identifikovat komponentu  $\Pi_t$ . Naší snahou je zkonstruovat takovou míru (resp. model), která bude co

<sup>12</sup>Jak ukazuje Roger (1998), jádrová inflace obsahuje odlišné části rozkladu změny ceny statků podle toho, zda se jedná o jádrovou inflaci jako perzistentní složku měřené „inlace“ nebo jako o všeobecnou složku měřené „inlace“. Měřenou inflací je myšlen nejčastěji CPI, jako headline-rate.

nejlepší aproximací změny vnitřní směnné hodnoty peněz. Misesovu kritiku chápeme tak, že Mises souhlasí s tím, že lze provést rozklad provedený v (1) či (2), nicméně je skeptický ohledně identifikace nepozorovatelné komponenty  $\Pi_t$ .

Je otázkou, zda se nám podaří předvést uspokojivou aproximaci změny vnitřní směnné hodnoty peněz, nicméně důležitý je přístup. Snažíme se měřit inflaci jako „vždy a všude peněžní jev“ (Friedman 1963). Nejde nám tedy o měření skutečnosti, o kolik se musí zvýšit výdaje individuálního spotřebitele, aby byl nakoupen stejný koš statků (přístup čistého cenového srovnání), ani nechceme měřit, jak se změní výdaje spotřebitele, aby byla udržena stejná úroveň užitečnosti (COLI – cost-of-living index). Těmito dvěma přístupy totiž bývá obvykle „měření inflace“ motivováno a diskutováno s ohledem na indexní čísla.

*Tudíž index spotřebitelských cen založený na jednom z těchto dvou přístupů je koncepčně zcela nevhodnou mírou inflace, a to bez ohledu na svou indexní formuli či hodnotu výsledku.*

Při měření jakékoliv veličiny záleží velice na účelu měření. V případě měření inflace je tedy úloha určité míry inflace (indexu, indikátoru) jiná než např. v případě snahy o měření costs-of-living. I kdybychom používali stejnou indexní formuli, interpretace výsledků je jiná, a právě interpretace – jak pevně věříme – je nedílnou součástí měření. Již Edgeworth ve svém díle zmiňoval, že kolik účelů, tolik typů indexních čísel a nelze je nerozvážně kombinovat.

## 5 Stochastický přístup k měření inflace

### 5.1 Motivace pro stochastický přístup

Stochastický přístup k měření inflace je dnes tak trochu znovuobjevený přístup k měření inflace, jehož základy položili<sup>13</sup> především W. S. Jevons a F. Y. Edgeworth. Dnešními hlavními nositeli stochastického přístupu k indexním číslům vůbec jsou K. W. Clements, H. Y. Izahn, E. A. Selvanathan a D. S. Prasada Rao. Ke stochastické perspektivě měření inflace velice výrazně přispěli Michael F. Bryan a Stephen G. Cecchetti.

V předchozích odstavcích jsme provedli pracovní redefinici inflace jako poklesu vnitřní směnné hodnoty peněz. Nyní musíme udělat druhý krok – zvolit přístup k měření tohoto jevu. Znovu opakujeme, že je to až druhý krok. *Jako identifikující podmínku pro měření volíme všeobecnost v cenových změnách.*

---

<sup>13</sup>viz (Aldrich 1992) a další

Sám Carl Menger byl skeptický k měření inflace jako změny vnitřní hodnoty peněz, navíc pouze z cenových dat. Nicméně rovněž tvrdil, že pokud pozorujeme růst všech cen stejným směrem a ve stejném rozsahu,<sup>14</sup> potom hypotéza změny vnitřní směnné hodnoty peněz je *pravděpodobnější*, než hypotéza, že vzrostla vnitřní hodnota všech uvažovaných statků ve stejném rozsahu. Pokud se všechny statky nepohybují ve stejném rozsahu, pak jednou z možností, jak se pokusit aproximovat změnu vnitřní hodnoty peněz, je použít *modus* průřezového rozdělení cenových změn  $\pi_{i,t}$ . Menger jedním dechem dodává, že tato metoda je tím méně přesvědčivá, čím více jsou cenové změny rozptýleny (tj. čím větší je variabilita cenových změn).<sup>15</sup> Dále se pokusíme uvedený přístup k inflaci a jejímu měření plně operacionalizovat.<sup>16</sup>

Předchozí odstavec je v podstatě vše, co potřebujeme pro motivaci stochastického přístupu k měření inflace. Z Mengerova textu přímo číší pravděpodobnostní základy jeho tvrzení – úvod do světa pravděpodobnosti. Budeme se tedy snažit zvyšovat pravděpodobnost, že extrahovaný signál z dostupných dat se co nejvíc přibližuje skutečné změně ve vnitřní směnné hodnotě peněz. Jako druhý pravděpodobnostní aspekt celé úlohy chápeme skutečnost, že použitá cenová data bereme jako *výběr* ze základního souboru.<sup>17</sup>

## 5.2 Rané pokusy o měření inflace

Měřením rozumíme přiřazení kvantitativní hodnoty koncepčně kvantifikovatelné proměnné na základě empirických dat. Je otázkou, do jaké míry bychom v této práci měli rozlišovat měření (measurement) a odhad (inference), proto je chápeme v textu shodně.

Zajímavé je, že dříve, než byl všeobecně přijat CPI motivovaný na základě čistých cenových srovnání či cost-of-living přístupu, ekonomové se samozřejmě snažili měřit inflaci. Ač jejich teoretické motivace byly odlišné, ve vztahu k našemu pojetí lze některé práce rámcově vztáhnout. Kupříkladu Adam Smith se ve svém *Bohatství národů* snaží v podstatě rozlišit změnu ve tržní ceně statku, kterou lze vysvětlit změnou ceny stříbra a

---

<sup>14</sup>uvažujeme relativní změny

<sup>15</sup>Kupř. Hayek (1934, pp. xxxi) poznamenává (rovněž viz (Fase and Folkertsma 1997), že Mengerův přístup je mimořádně moderní, ačkoliv použité pojmy mohou být pro současné ekonomy matoucí.

<sup>16</sup>Zajímavé je, že my se vydáme cestou stochastického přístupu, kdežto Fase and Folkertsma (1997) se vydávají cestou SVAR modelu – viz (Fase and Folkertsma 1997, Quah and Vahey 1995).

<sup>17</sup>To má výrazné implikace pro testový a ekonomický přístup k indexním číslům (Diewert 1995).

změnou ceny z jiných důvodů. Thomas Tooke ve svém šestisvazkovém díle *History of prices*, s prvním svazkem z roku 1838 (Tooke 1838-1857), zkoumá změny v „hodnotě peněz“ se zaměřením na měnovou politiku.

Tito a mnozí další autoři postupovali metodou *reziduálu*.<sup>18</sup> Metoda reziduálu spočívá v tom, že se snažíme vyloučit co možná nejvíce cenových pohybů v důsledku reálných faktorů, které jsme schopni přesně identifikovat, abychom co nejlépe identifikovali pouze měnovou příčinu. Dá se říci, že se tak snažíme zvýšit pravděpodobnost, že reziduál obsahuje pouze takovou změnu cen, jež je způsobena změnou ve vnitřní směnné hodnotě peněz. Tooke a Smith ovšem explicitě nepoužívají pravděpodobnostní pojmy.

Proč ale vymezujeme při metodě reziduálu měření negativně? Je to proto, že změna vnitřní směnné hodnoty peněz je přímo nepozorovatelný jev a je snazší měřit to, co změna ve vnitřní směnné hodnotě peněz zcela určitě není. Získané reziduum pak obsahuje změnu vnitřní hodnoty peněz. Tooke (a jiní) tak provádí extrakci signálu snižováním šumů způsobených změnami relativních cen, které vyvstávají v důsledku dynamické interakce nabídky a poptávky po jednotlivých statcích.

### 5.3 Počátky stochastického přístupu měření inflace

W. S. Jevons je spolu s F. Y. Edgeworthem jednou z nejvýraznějších osob zabývajících se stochastickým přístupem k měření inflace. Jevons ve své práci *A Serious Fall in the Value of Gold Ascertained and Its Social Effects Set Forth* (1863) sepsal historii vývoje cen, kde použil jako formu redukce indexní čísla.

Čistá metoda reziduálu spočívá v měření, které se pokouší kauzálně rozlišovat, neboť vylučované šoky musí být přesně identifikovány. Domníváme se, že je důležité zdůraznit onu přesnou identifikaci. Čistou metodu reziduálu kritizuje Jevons (1863, pp. 58) právě kvůli snaze o přesnou identifikaci. Jevons namítá, že není možné detailně prozkoumat kontext nabídky a poptávky po každém statku. Výzkumník by tak nakonec musel vyloučit všechny změny, neboť odebráním jednotlivých položek by více a více narušoval vzájemně se kompenzující změny v systému relativních cen. Je důležité si uvědomit, že nepracujeme se systémem všeobecné rovnováhy. Právě proto chápeme uvažované cenové změny (použité pro výpočty) pouze jako výběr z daného základního souboru.

---

<sup>18</sup>Podle Hoover (2000) J. S. Mill popisuje tuto metodu následovně: „Subduct from any phenomenon such part as is known by previous inductions to be effect of certain antecedents, and the residue of the phenomenon is the effect of the remaining antecedents.“

Jevons se tak domníval, že *zprůměrováním* neutralizuje všechny specifické šoky a příčiny cenových změn. Jevons tak vsadil na své „široké průměry“, tj. snažil se do výpočtu zahrnout co nejvíce komodit. Přestože pracujeme s odlišnou teoretickou motivací, můžeme prvky Jevonsových úvah celkem dobře reinterpretovat a rozvést.

Nyní již výraz  $\pi_{it} = \Pi_t + \epsilon_{it}$  nechápeme jako identitu, ale děláme předpoklady o  $\Pi_t$  a o  $\epsilon_{it}$ , jež nám mohou pomoci obě složky identifikovat.

Jevons zvolil své široké průměry, konkrétně se rozhodl pro konstrukci neváženého geometrického průměru. Jevons věřil, že se změny relativních cen vzájemně zcela vykompenzují. To jednoduše není pravda, neboť pracujeme pouze s výběrem ze základního souboru. Jevons tak nepředpokládá žádnou změnu v relativních cenách a jednotlivé cenové změny jsou zde chápány jako *nezávislá pozorování*. To je příliš silný předpoklad.

Přidejme trochu formalismu, abychom problém více objasnili. Předpokládejme jednoduchý model

$$\pi_{i,t} = \Pi_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

pro  $t = 1, 2, \dots, T$  a  $i = 1, 2, \dots, N$ , kde  $\pi_{i,t} = \ln(p_{i,t}/p_{i,t-1})$ . Jedná se v podstatě o nám známý výraz, nyní ovšem musíme pro izolování komponenty společné všem cenovým změnám přijmout identifikující podmínky. Předpokládejme, že  $\epsilon_{i,t}$  je nezávisle rozdělená náhodná veličina s nulovou střední hodnotou  $E(\epsilon_{i,t}) = 0$ . Předpokládejme rovněž, že změny relativních cen jsou na sobě, co se týká komodit, nezávislé, tj.  $\text{cov}(\epsilon_{it}, \epsilon_{j,t}) = 0$  pro  $i \neq j$  a mají společný rozptyl  $\text{var } \epsilon_{i,t} = \sigma_t^2$ .

Za těchto podmínek je odhad (BLUE)  $\Pi_t$  metodou maximální věrohodnosti i nejmenších čtverců jednoduchý nevážený aritmetický průměr  $N$  logaritmů cenových změn ( $\pi_{i,t}$ )

$$\hat{\Pi}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \pi_{i,t} \quad \hat{\sigma}_t^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (\pi_{i,t} - \hat{\Pi}_t)^2. \quad (4)$$

Uvědomíme-li si, že  $\epsilon_{i,t} = \pi_{i,t} - \Pi_t$  je změna relativní ceny (lze chápat i jako změnu ceny deflovanou  $\Pi_t$ ), pak potvrzujeme Mengerův a Jevonsův intuitivní závěr, že čím větší je variabilita relativních cen, tím hůře (resp. méně přesně) lze odhadnout komponentu  $\Pi_t$ , kterou zde chápeme jako změnu vnitřní směnné hodnoty peněz. Tím v podstatě říkáme, že pro zacílení správného signálu je důležitý tvar průřezového rozdělení cenových změn.

Vraťme se k Jevonsovi a provedme exponenciaci  $\hat{\Pi}_t$ , čímž získáme

$$\exp\left(\hat{\Pi}_t\right) = \prod_{i=1}^N \left(\frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}}\right), \quad (5)$$

nevážený geometrický průměr, který je nazýván *Jevonsův index*. Jevonsovo původní odvození (5) bylo mírně odlišné, ovšem za použití explicitně či implicitně vyjádřených stejných předpokladů. Později také na (3) aplikoval metodu nejmenších čtverců a vypočetl „pravděpodobnou chybu“, dnes bychom řekli interval spolehlivosti. S ohledem na testový přístup k indexním číslům lze podotknout, že tento složený index splňuje mj. time-reversal podmínku.<sup>19</sup>

Tento přístup k měření je přitažlivý svým konceptem, svými základy. Velký problém však leží ve skutečnosti, že předpokládáme změny cen jednotlivých komponent jako nezávislé a že předpokládáme konstantní relativní ceny, respektive Jevons *věřil*, že se při velkém počtu cenových reprezentantů změny relativních cen navzájem neutralizují. Druhou otázkou je, zda je oprávněné brát všechny cenové změny (jednotlivých komodit) jako stejně významné. Třetí otázkou – kterou se ovšem Jevons nezabýval – je pak zohlednění charakteristik rozdělení cenových změn.

Můžeme tedy vymezit tři základní problémové okruhy: (i) *předpoklady o chování relativních cen*, (ii) *zda a jak vážit cenové změny jednotlivých komodit* a (iii) *otázku vhodnosti zvoleného estimátoru vzhledem k charakteru rozdělení cenových změn*.

Tyto problémové okruhy se tedy vztahují v podstatě na to, jak vážit jednotlivé cenové pohyby, tj. půjde nám o stanovení vah v estimátoru  $\hat{\Pi}_t = \sum_{i=1}^N w_{i,t} \pi_{i,t}$ , kde  $w_{i,t}$  jsou *nenáhodné váhy* v čase  $t$  pro komodity  $i$ . Jevons tak odvodil speciální případ, kdy pro všechny váhy  $w_{i,t}$  platí  $w_{i,t} = 1$  a všechny cenové změny jsou brány jako stejně významné. Toto období je nazýváno jako *nevážený stochastický přístup k indexním číslům* a je významně kritizováno.

## 6 Keynesova kritika

Významnými kritiky Jevonsova a především Egdworthova přístupu se stali dva lidé – Correa M. Walsh a J. M. Keynes. Tzv. *Keynesova kritika* se týká především dvou prvních problémových okruhů, které jsme si vymezili.

<sup>19</sup>Pokud bychom výše uvedený model formulovali bez použití logaritmické transformace, potom BLUE estimátor je Carliho index. Mezi oběma modely je úzký vztah právě díky možnosti odlogaritmování  $\hat{\Pi}_t$ .

Nyní uvedeme hlavní prvky Keynesovy kritiky, podrobnější diskusi vede Andrlé (2002).

Keynes ve svém díle přiznává, že má cenu separovat tu část fluktuací v cenách, která je způsobena čistě měnovými příčinami. Tj. Keynes samozřejmě přiznává, že je důležité rozlišovat  $\alpha_t^M$  od  $\beta_{i,t}$  – měnovými příčinami nyní nebudeme rozumět  $\alpha_{i,t}^M$ , což je změna relativních cen v důsledku peněžní expanze.

Keynes (1930) říká, že koncept cenové hladiny je falešný a inflace jako změna hodnoty (vnitřní směnné) peněz nemůže být měřena jako změna cenové hladiny, neboť sama změna cenové hladiny je ovlivněna změnami relativních cen. S touto částí Keynesovy kritiky nejen že zcela souhlasíme, ale domníváme se, že nás jen a jen podporuje v „útoku“ proti současným praktikám měření „inflace“ a problematickému používání pojmu cenová hladina.

Pakliže chceme určit cenovou hladinu jako *průměrnou cenu*, musíme udělat za pomoci nejlépe nenáhodně zvolené funkce zobrazení množiny všech cen v ekonomice  $p_i$  do obtížně interpretovatelného skaláru. Nejedná se o *cenovou hladinu*, ale o průměrnou cenu.<sup>20</sup> Navíc se jedná o průměrnou cenu vyjádřenou z jednotlivých  $p_{i,t}$ , kdy  $\pi_{i,t} = \Pi_t + \epsilon_{i,t}$ . Změna skaláru, průměrné ceny, kterou nazýváme *cenová hladina*, tak nutně – jak Keynes výtečně formuluje – obsahuje rovněž vliv změn relativních cen.

My jsme ovšem v našem rozkladu (2) na rozdíl od mnoha dnešních autorů neinterpretovali  $\Pi_t$  jako změnu cenové hladiny, tj. např. jako  $\Pi_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ . To by bylo chybné a nemohli bychom dále tento rozklad považovat za platnou identitu. Ač se to někomu může zdát jako nevýznamná záležitost, není tomu tak. Pokud bychom tak učinili, již v definici bychom se odvolávali na problematickou proměnnou a navíc již v definici bychom činili značně restriktivní předpoklady týkající se konstantnosti změny relativních cen.

Musíme tedy rozlišovat mezi definicí a měřením. Autoři, kteří používají pojem cenová hladina již v definici, pak musí užívat identifikující podmínky na definování skutečné inflace (nikoliv jen na měření). Při měření nicméně máme dostupná ta samá cenová pozorování. Nevyužíváme však, řekněme, dvoustupňovou metodu měření – zkonstruovat nenáhodně definovaný index cenové hladiny a pak postupovat s pomocí „friedmanovské“ identifikující podmínky –, ale místo *cenové hladiny* doporučujeme pro měření inflace operovat s *výběrovým průřezovým rozdělením cenových změn*, které objektivně existuje.

---

<sup>20</sup>Idea cenové hladiny připodobněná např. k hladině vodní je zcela zavádějící.

Jevons při měření spoléhal na to, že se změny v relativních cenách velkého vzorku komodit vzájemně vykompenzují. Jevons se však zcela mylně domnívá, že se vykompenzují zcela. My dnes jeho práci interpretujeme tak, že se částečně vykompenzují, což lze ošetřovat i jinými metodami. *Hlavní je však skutečnost, že se jedná o pravděpodobnostní přístup k měření, nikoli k definicím.*

Keynes také provádí kritiku předpokladu nezávislosti změn relativních cen. Skutečně, při měření vycházíme z modelů se zjednodušujícími předpoklady a v závislosti na charakteristice výběrového průřezového rozdělení cenových změn volíme takové statistické metody, které zvyšují pravděpodobnost správnosti extrahovaného signálu. Keynesova kritika se tedy – jak se domníváme – nevztahuje na naši teoretickou fundaci, ale na měření.

Nevěříme, že relativní ceny jsou skutečně konstantní, ani že jsou nezávislé. Inflaci tedy (jak jsme již několikrát uvedli) můžeme pouze aproximovat. Pokud je náš přístup chybný, potom je jeho pomýlenost menší nebo rovna pomýlenosti všech ostatních přístupů k měření (např. přes cenovou hladinu), které se ani nesnaží extrahovat inflační signál.<sup>21</sup>

Keynes však pokračuje ve zpochybnění námi zvoleného přístupu k měření inflace v Keynes (1930, pp. 77). V podstatě konstatuje, že cenové změny v ekonomice nejsou nezávisle rozděleny a nelze je řádně uvažovat bez ohledu na kvantitu daných komodit v ekonomice. Rovněž v podstatě naznačuje, že jediným přípustným nástrojem pro analýzu je model všeobecné rovnováhy. Zde a i v jiných dílech tak Keynes zdůrazňuje, že by se měly *cenové změny vážit s ohledem na jejich ekonomický význam, tj. množství nebo výdaje.*<sup>22</sup>

S touto kritikou je nutno souhlasit a jsme si jí od samého počátku vědomi. Rovněž je to velice vážná výtka, díky níž se od stochastického přístupu de facto ustoupilo. Keynes však nenavrhl nikdy více, než že se mají statky vážit, ale to problém opět zcela dokonale neřeší. Keynes výrazně brojil proti neváženému (s ohledem na „ekonomický“ význam statků) přístupu aplikovanému Jevonsem a Edgeworthem. Nakonec je přistoupeno k vážení na základě významu pro spotřebitele (spotřebitelský koš).

Na tyto argumenty je rovněž v současné literatuře snaha odpovědět, nicméně dopředu lze říci, že ne stoprocentně věrohodně. Jedním směrem v tradici stochastického přístupu k indexním číslům je postup užitý v (Clements and Izahn 1981, Clements and Izahn 1987, Prasada Rao and Selvanathan 1992) a dalších, kdy se přijímají dodatečné identifikující

---

<sup>21</sup>Neboť jsou kupř. motivovány jinou teorií, ať už čistým cenovým srovnáním nebo cost-of-living teorií.

<sup>22</sup>Podle (Andrle 2002) lze de facto v (Keynes 1930, pp. 76 – 77) nalézt tvrzení, že neexistuje nic jako míra inflace! Tento závěr naznačuje také (Diewert 2001).

podmínky<sup>23</sup> a lze tak aplikací všeobecných nejmenších čtverců odhadnout např. Törnqvist-Theilův cenový index včetně intervalů spolehlivosti, případně taktéž Lespayresův, Paascheho (Selvanathan 1991, Crompton 2000).

## 7 Vážený stochastický přístup k indexním číslům

Jevons se *samozejmě* zabýval otázkou vážení. Kladl si otázku, zda vážit statky podle variability v jejich cenách, či podle jejich transakčního významu v ekonomice. Rovněž si byl vědom problematičnosti chápání cenových pohybů jako nezávislých pozorování. Nakonec ale zůstal z mnoha důvodů pouze u svých „širokých průměrů“. F. Y. Edgeworth šel dále a zkoumal více statistickou i ekonomickou teorii podkládající dané indexní číslo. Více než vážením z hlediska ekonomického se zabýval vážením na základě statistických argumentů – ty se však pokoušel propojovat s ekonomickou teorií.

Edgeworth byl názoru, že tvar indexní formule by měl odpovídat charakteru průřezového rozdělení cenových změn. Vzhledem k dnes již jakémusi „stylizovanému faktu“, že výběrové rozdělení cenových změn je pro „chronicky“ non-Normální, nebyl Edgeworth stoupencem Jevonsova indexu. Sám proto navrhoval jako vhodnější použití *neváženého mediánu*. Edgeworth tak stále používal *nevážený přístup* v tom ohledu, že všechny statky bral na stejnou váhu, i jeho medián je *nevážený s ohledem na transakce*.<sup>24</sup> Byl si však vědom toho, že některé komodity jsou velice volatilní a že se jejich relativní ceny mění velice často.

Edgeworth konstatuje, že statky by měly být váženy ve vztahu ke své volatilitě, a tak daná indexní formule je výrazně ovlivňována výběrovým průřezovým rozdělením cenových změn. Časté změny relativních cen nám ztěžují extrakci inflačního signálu. Argumenty vážení v tomto smyslu výrazně rozpracoval v (Edgeworth 1887, Edgeworth 1901, Edgeworth 1923, Edgeworth 1925) a dalších statích. Rozhodně a explicitně však odmítá vážení statků s ohledem na spotřebitele a na *cost-of-living* teorii. Edgeworth však podle nás nakonec podcenil význam kvantity statků s ohledem na

---

<sup>23</sup>Jde především o předpoklady o rozptylu cenových změn. Tyto modely se rovněž snaží umožnit systematický trend v relativních cenách atp. Do rámce našeho přístupu je zasazuje (Andrle 2002).

<sup>24</sup>Na druhou stranu je nutno medián chápat tak, že všem cenovým změnám kromě odpovídajícího percentilu je přiřazena nulová váha.

transakce v ekonomice – ta hraje významnou roli. Transakční (ekonomické) vážení spolu s „edgeworthovským“ je nutno spojit ve vahách  $w_{i,t}$ . Domníváme se však, že právě díky skutečnosti, že chápeme cenové změny jako výběr ze základního souboru, lze transakční význam statků podle nás uspokojivě zohlednit a zdůvodnit. Použijeme přirozeně opět pravděpodobnostní motivace.

Zohlednění transakčního významu můžeme podpořit jednoduchou úvahou, kterou činí v podstatě také Theil (1967, pp. 136 – 137), jenž se také zabývá indexními čísly. Předpokládejme, že provádíme náhodný výběr cenových reprezentantů v základním období, a to způsobem, že každá koruna výdajů v základním období má stejnou možnost být vybrána. Pravděpodobnost, že vybereme změnu ceny  $i$ -tého statku, je

$$s_i^0 = \frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_{k=1}^N p_k^0 q_k^0}, \quad (6)$$

kde  $p_i^0$  značí cenu statku  $i$  v základním období a  $q_i^0$  množství tohoto statku v základním období. Poté celkový průměr vážený základním období můžeme vyjádřit jako

$$\sum_{i=1}^N s_{i,t-1} \ln \left( \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} \right) = \sum_{i=1}^N s_{i,t-1} \pi_{i,t}. \quad (7)$$

Nyní zopakujeme náš logický experiment znovu zcela stejným způsobem jako v čase  $t - 1$  také v čase  $t$ . Dojdeme k průměru

$$\sum_{i=1}^N s_{i,t} \ln \left( \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} \right) = \sum_{i=1}^N s_{i,t} \pi_{i,t}. \quad (8)$$

Tak v (7) získáme v podstatě bazicky vážený geometrický průměr neboli tzv. *logaritmický Laspeyresův index* a v (8) tzv. *logaritmický Paascheho index*. Každá z těchto měř (a tedy bází) má své opodstatnění, které je stejně hodnotné.

Již Correa Moylan Walsh hovořil o tom, že můžeme získat váhy pro komodity v čase  $t$  a  $t - 1$ , nicméně používáme cenovou změnu, která se udála mezi těmito obdobími, jaká váha je tedy více vhodná? Walsh, stejně jako později Theil, to řeší aritmetickým průměrem vah z obou období.<sup>25</sup> Konstruujeme tak index

$$\ln P_T = \sum_{i=1}^N \frac{1}{2} (s_{i,t} + s_{i,t-1}) \ln \left( \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} \right), \quad (9)$$

---

<sup>25</sup>přesněji – Walsh používá geometrický průměr

resp.

$$\ln P_T = \sum_{i=1}^N \rho_{i,t} \pi_{i,t} \quad \text{kde} \quad \rho_{i,t} = \frac{1}{2}(s_{i,t} + s_{i,t-1}), \quad (10)$$

kteřý se rovná tzv. Törnqvistovu indexu. Odlogaritmováním obou stran získáme tzv. Törnqvist-Theilův index.<sup>26</sup>

Při absenci systému všeobecné rovnováhy tedy pracujeme s takto motivovanými pravděpodobnostními vahami, čímž zohledňujeme transakční význam daných komodit. Nyní je tak nutno zohlednit – v návaznosti na Edgeworthe – také druhý typ vážení.

## 8 Chování cen

Již jsme hovořili o tom, že ceny jednotlivých komodit se nevyvíjejí – i při absenci reálných šoků – vždy proporčně k inflaci ( $\Pi_t$ ). Důvodem, proč tomu tak může být, je (*u tržních cen*) hned několik, počínaje náklady spojenými se změnami cen, menu costs – např. Sheshinski and Weiss (1977), Ball and Mankiw (1994) či Ball and Mankiw (1995) – až po obtížné rozlišování mezi změnami relativních cen a působením inflace v ostrůvkových modelech Lucasových, viz např. Lucas (1973). Rovněž lze pracovat s modely se state-dependent či time-dependent pricing, viz např. Caplin and Leahy (1991), Fischer (1981b), a dalšími (Barro 1976).

Výrazným prvkem v cenách je také jejich *sezónnost*. Sezónnost může být v podstatě indukována jak poptávkovým, tak nabídkovým šokem, kdy dochází k výrazným změnám ve struktuře relativních cen v ekonomice. Rovněž nedochází jen k cenovým změnám, ale také ke změnám kvantity daného statku, který je předmětem transakcí ekonomických agentů. Počítáme-li potom změny ceny v období s nestejnou sezónou, komodity nesledují  $\Pi_t$ , neboť  $\epsilon_{it}$  je výraznější. Tyto komodity jsou poměrně značně volatilní. Málo uvažovanou skutečností je, že sezónní komoditou je i taková, která v některých obdobích vůbec není k dispozici.

Dalším zajímavým tématem jsou také administrativně ovlivňované ceny, ať už přímo určované, či věcně usměrňované, atp. Tyto ceny se také

---

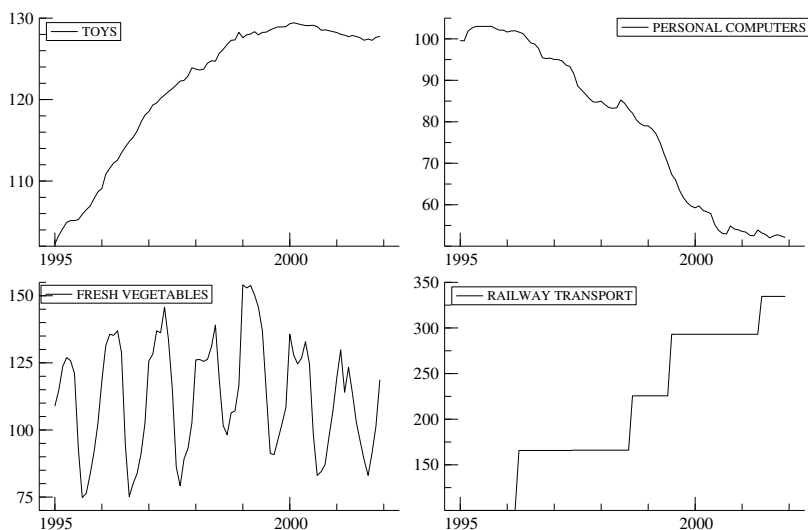
<sup>26</sup>Skutečnost, že docházíme k Törnqvistovu (resp. Törnqvist-Theilovu) indexu, je významná. Törnqvistův index je totiž z pohledu cost-of-living teorie (resp. ekonomického přístupu k indexním číslům) chápán jako index *superlativní* a lze dokázat, že Törnqvist-Theilův je tak chápán také. Rovněž z pohledu testového (axiomatického) přístupu k indexním číslům má T-T index zajímavé vlastnosti, mj. splňuje time-reversal test – stejně jako Jevonsův index. Připomeňme, že T-T index také odvozují jako reakci na Keynesovu kritiku (s jinými předpoklady) pomocí GLS také Clements and Izahn (1987) i s intervalem spolehlivosti. Blíže viz (Andrle 2002).

z těchto důvodů nepřizpůsobují odhadům  $\Pi_t$ . Buď jsou úmyslně drženy od trendu  $\Pi_t$ , nebo se upravují skokově především s ohledem na regulátorem zamýšlenou úroveň ceny, spíše než na kompenzaci změny vnitřní směnné hodnoty peněz.

Dalším zdrojem pohybů v cenách, ovšem pouze s ohledem na měření inflace, jsou statistické chyby měření, plynoucí ze špatně provedených šetření, řídké sámkované ceny a imputování hodnot, nebo rovněž otázka vhodné geografické agregace cenových dat (Shapiro and Wilcox 1997). Tyto problémy jsme měli především na mysli pod složkou  $\lambda_{i,t}$  ve výrazu (1).

Můžeme tedy shrnout – významné důvody, proč se ceny nemusí vyvíjet v souladu s  $\Pi_t$ , jsou změny relativních cen v důsledku (i) *reálných a nominálních šoků* – *nepřizpůsobení reálným či nominálním šokům v důsledku menu-costs, nedokonalé informace, ...* (ii) *sezónnost*, (iii) *administrativní řízení cen* a (iv) *statistické chyby a diskrepance*. Toto členění je značně arbitrární a jednotlivé body jsou někdy podmnožinou ostatních. Ač se ekonomická teorie především zaměřuje na výzkum mechanismu a významu důvodů ad (i), je zajímavé, že v praxi jsou – podle našeho názoru – velice výrazné vlivy (ii) až (iv), které příliš zkoumány nejsou.

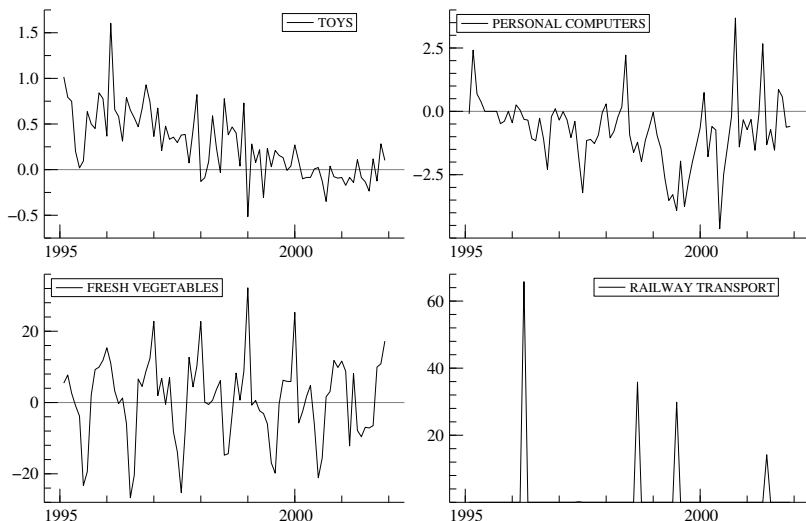
Obr. 1: Vývoj vybraných cen – úrovně, (SKP4, ČR)



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočet

Pro předvedení jisté cenové typologie volíme na Obr. 1 čtyři komodity, na kterých se dají ilustrovat hlavní „trendy“ v cenách, které je možno v realitě pozorovat.

Obr. 2: Vývoj vybraných cen – m/m, (SKP4, ČR)



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočet

Jelikož naším primárním cílem je co nejbližší aproximace inflačního signálu  $\Pi_t$  v (těchto) cenách obsaženého, podívejme se na meziměsíční změny výše uvedených cen, které prezentujeme na Obr. 2. Na tomto příkladu bychom chtěli ukázat, že ač je v každé ceně obsažen stejný inflační signál, může být *možnost extrakce inflačního signálu* pomocí reálných dat za danou komoditu značně různá a nemusí nutně záviset (pouze) na objemu transakcí s touto komoditou v ekonomice.

## 9 Konstrukce míry inflace

### 9.1 L-estimátory

Uvedené „typizované“ chování cen je nutno ve vahách  $w_{i,t}$  rovněž zohlednit. V návaznosti na Edgewortha tak lze učinit dvěma způsoby. Prvním

je přístup přes neoedgeworthovské indexy (Diewert 1995, Wynne 1997).<sup>27</sup> My se vydáme druhou cestou – přímým zohledněním charakteristik průřezového rozdělení cenových změn. Ačkoliv výpočetní provedení je odlišné (a má také odlišné vlastnosti), základní motivace je shodná jako u neoedgeworthovských indexů.

Opět si připomeňme přístup, se kterým zde v průběhu textu pracujeme (Theil 1967, Clements and Izahn 1987). Cenové změny používané ke konstrukci daného indexu (estimátoru) chápeme jako *výběr* (sample) ze *základního souboru* (populace) cenových změn. Naším cílem je co nejlépe odhadnout centrální tendenci tohoto základního souboru jako – dle našeho názoru – nejlepší aproximaci vnitřní směnné hodnoty peněz z cenových dat. V každém období tak máme k dispozici pouze výběr cenových změn, z nichž některé mohou být značně nereprezentativní pro odhad centrální tendence rozdělení základního souboru.<sup>28</sup> Je mnoho důvodů, proč je běžné, že se výběrové rozdělení cenových změn může lišit od rozdělení základního souboru.

Naším cílem je najít vhodný estimátor centrální tendence základního rozdělení. Vhodnost estimátorů závisí na vlastnostech rozdělení základního souboru cenových změn, tj. závisí na chování cen. S ohledem na předchozí text tak hledáme estimátor, který bude co nejméně zohledňovat „extrémní,“ resp. nereprezentativní cenové pohyby pro určení míry inflace. Jednoduchým příkladem může být prudký výkyv ceny ropy nebo železniční dopravy. Je pravděpodobné, že se jedná *prvotně* především o změnu relativní ceny a tento cenový pohyb nedává správný signál pro zjištění současné inflace v daném období. My můžeme takovýto cenový pohyb chápat jako „špatný výběr“ cenového pohybu a tak s ním pracovat. Pokud daný šok není tranzitivní a proběhne měnové uvolnění, které může vést k inflaci, potom teprve bude efekt tohoto šoku inflační a bude inflace zaznamenána.

Hledáme takový estimátor, který bude co nejvíce (i) *nevychýleným*, (ii) *vydatným* a (iii) *robustním* odhadem centrální tendence základního souboru. Je častou chybou se domnívat, že výběrový průměr je nejvhodnějším estimátorem centrální tendence základního souboru pro všechny druhy rozdělení, *ale tak tomu rozhodně není*. Stačí překvapivě malá odchylka od Normality a výběrový průměr může být stále nevychýleným odhadem, nicméně pravděpodobně o mnoho méně vydatným než jiné estimátory centrální tendence. Ač neznáme skutečné rozdělení základního

---

<sup>27</sup>Zjednodušeně lze říci, že váhy  $w_{i,t}$  jsou funkcí variability ceny, např. inverzně vůči variabilitě celého indexu. Výhody a nevýhody uvádí Andrieu (2002).

<sup>28</sup>Toto rozdělení je navíc neznámé a pravděpodobně v čase proměnlivé.

souboru, empirické analýzy za různé země pro různá časová období nás opravňují se na základě výběrových rozdělení domnívat, že rozdělení základního souboru není Normální.

Relativní vydatnost jednotlivých estimátorů je obzvláště citlivá na kurtotičnost (špičatost, kurtosis) rozdělení, pro otázky vychýlenosti je rovněž podstatná šikmost daného rozdělení (skewness). S ohledem na cenovou problematiku můžeme konstruovat koeficienty šikmosti a špičatosti na základě jak nevážených, tak vážených momentů – (Theil 1967). V našem případě uvažujeme vážené momenty, a to pravděpodobnostními vahami motivovanými výše.

Koeficient šikmosti ( $S$ ) je standardizovaný třetí centrální moment. Pro *symetrické rozdělení* bude koeficient šikmosti nulový, nicméně opak neplatí (Spanos 1999, Kearns 1998),<sup>29</sup> proto mohou být vhodnou pomůckou grafy. Koeficient šikmosti nám umožní rozlišit symetrická a nesymetrická rozdělení, ale nemožňuje rozlišit mezi více symetrickými rozděleními odlišných tvarů. K tomu nám pomůže míra špičatosti ( $K$ ), což je čtvrtý standardizovaný centrální moment.

Označíme-li  $m_{r,t}^h$  jako  $r$ -tý centrální moment, potom

$$m_{r,t}^h = \sum_{i=1}^N w_{i,t}^h (\pi_{it}^h - \bar{\Pi}_t^h)^r, \quad (11)$$

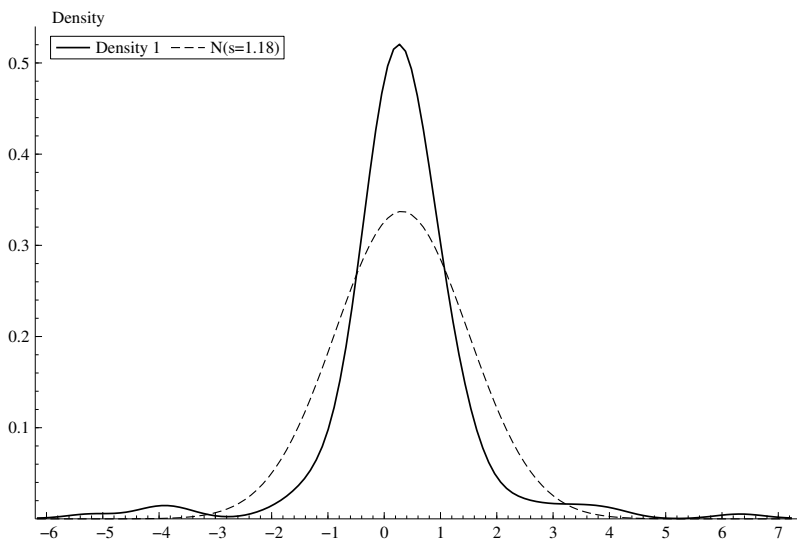
kde  $w_{it}$  jsou příslušné nenáhodné váhy motivované v předchozím textu,  $N$  je počet komodit,  $\bar{\Pi}_t = \sum_{i=1}^N w_{it} \pi_{it}$  a  $\pi_{it}^h = \ln p_{i,t} - \ln p_{i,t-h}$ . Druhý moment ( $r = 2$ ) je rozptyl, jeho druhou odmocninou označíme  $\sigma_t$  a definujeme šikmost  $S_t$  a špičatost  $K_t$  jako

$$S_t^h = \frac{m_3^h}{(\sigma_t^h)^3} \quad K_t^h = \frac{m_4^h}{(\sigma_t^h)^4}. \quad (12)$$

Je pro nás tedy důležité pozorovat distribuci cenových změn (výběrovou), abychom si mohli utvořit představu o cenových pohybech. Vzhledem k existující empirické evidenci si dovolíme konstatovat, že je jakýmsi stylizovaným faktem, že distribuce (pozorované) cenových změn vykazují (i) *výraznou kurtotičnost* a (ii) *asymetričnost s tendencí k sešikmení doprava*. Rovněž čím více jsou data za cenové změny agregovaná jak v čase, tak podle komodit, tím menší je výběrová kurtotičnost a šikmost. Tyto trendy lze pozorovat pro většinu zemí EU, Nový Zéland, Austrálii atp. a rovněž výrazně pro Českou republiku (Andrle 2002). Konstatujeme rovněž, že tato

<sup>29</sup>tj. šikmost a symetričnost nejsou synonyma, což plyne z konstrukce míry šikmosti

Obr. 3: Příklad průměrného rozdělení cenových změn



Zdroj: vlastní výpočet, ČSÚ

statistická měření svědčí pro skutečnost, že rozdělení základního souboru rozhodně není Normální, ale je mnohem více kurtotické. Otázka šikmosti je již problematičtější, neboť je jisté, že kurtotičnost a šikmost rozdělení populace jsou v čase proměnlivé a je nutno je vždy vztahovat k časové periodě.

Jako ilustrace může sloužit Obr. 3, kde je zachyceno „průměrné“, záměrně neextrémní výběrové rozdělení cenových změn<sup>30</sup> v ČR – pro srovnání porovnáno s odpovídajícím Normálním rozdělením. Je obvyklé, že výběrové rozdělení cenových změn je o mnoho více kurtotické než Normální. Je vidět dramaticky odlišný poměr mezi špičatostí rozdělení a délkou konců. Ukazuje se (výrazně pro ČR), že tato rozdělení nemají ani tak „tlusté“ konce, ale „dlouhé“ konce – obsahují relativně malé množství velkých extrémů.

Můžeme také pozorovat v tomto výběrovém rozdělení sešikmenost doprava (pozitivní), tj. že je více pozitivních cenových změn nežli negativních. Na (značně volatilní) koeficient šikmosti v empirických rozděleních je nutno se dívat obezřetně. Pokud průměrná šikmost po delší období

<sup>30</sup> resp. přesněji – kernelem vyhlazený histogram

indikuje pozitivní šikmost, lze částečně usuzovat rovněž na rozdělení základního souboru. Např. Roger (1997) nachází na čtvrtletních datech Nového Zélandu chronickou tendenci k sešikmení doprava, zatímco Bryan and Cecchetti (1998) na analyzovaných datech pro USA usuzují na rozdělení v průměru symetrické. Výpočty v Andrle (2002) ukazují, že v ČR je tendence spíše k výraznému sešikmení doprava.

Je nutno si uvědomit, že i ze symetrického rozdělení základního souboru je možné získat asymetrické výběrové rozdělení – nicméně v průměru by mělo být symetrické. Čím více je základní rozdělení kurtotické, tím větší je pravděpodobnost, že se do našeho výběru dostane extrémní pozorování, které nebude vybalancováno stejně na opačném konci rozdělení.<sup>31</sup> Tj. jak se zvyšuje kurtotičnost základního souboru (resp. data generujícího procesu), zvyšuje se také pravděpodobnost, že výběrové rozdělení bude sešikmené.

Již tyto skutečnosti samy o sobě jsou podle našeho názoru postačující podmínkou k hledání vhodnějšího estimátoru centrální tendence základního souboru, než je výběrový průměr. Jsou tyto motivy však také podpořeny ekonomickou úvahou?

Domníváme se, že ano. Andrle (2002, pp. 59 – 63) rozebírá hlavní důvody daných tvarů rozdělení cenových změn – (i) administrativní ceny, (ii) sezónnost, (iii) nepřizpůsobení v důsledku menu-costs, nedokonalých informací a samozřejmě (iv) reálné šoky. Po částečné reinterpretaci<sup>32</sup> – nezbytné kvůli námi uvažované koncepci inflace jako změny vnitřní směnné hodnoty peněz – lze také vysvětlit charakter rozdělení modely v Ball and Mankiw (1995) a Ball and Mankiw (1994). Tyto modely jsou postaveny na menu-costs.

Pokud v modelu (Ball and Mankiw 1995) představíme měnový šok, který posunuje v čase rozdělení cenových změn jako celek, pak za dokonalých informací o tomto měnovém šoku (a tedy vnitřní hodnotě peněz) a při dokonale flexibilních cenách by neměl působit na relativní ceny. Pracujeme tedy s  $\alpha_t^M$ , které ovlivní všechny ceny shodně. V modelu (Ball and Mankiw 1995) však díky menu-costs pozitivní měnový šok zvýší „cenovou hladinu“ a autoři říkají, že „roste agregátní inflace“. Ano, vnitřní směnná hodnota se mění o  $\alpha_t^M$ , ale v důsledku menu-costs dochází také k nenulové hodnotě  $\alpha_{it}^M$ , která by ale po proběhnutí přizpůsobení měla být opět nulová. Oproti autorům tuto změnu  $\alpha_{it}^M$  v realitě spíše vidíme kvůli větší síle nedokonalé informace o  $\alpha_t^M$  a decentralizaci měnového toku. Zároveň to ale znamená také kauzalitu od měnových šoků k sešikmenosti rozdělení

---

<sup>31</sup>roli v tom sehraje i způsob ekonomického vážení cenových pohybů, tj.  $w_{it}$

<sup>32</sup>viz Andrle (2002)

cenových změn.

To ale může působit problémy při statistickém měření inflace. Pokud budeme filtrovat extrémní výkyvy ve snaze eliminovat nereprezentativní pozorování s málo cennou informací, může se nám za jistých okolností stát, že odfiltrujeme právě důležitá pozorování! A toto je právě tento případ. Představme si, že dojde ke zvýšení  $\alpha_t^M$  za absence jakýchkoliv reálných šoků (všechna  $\beta_{it} = 0$ ), ale v důsledku menu-costs (atd.) se nepřizpůsobí všechny ceny o  $\alpha_t^M$ , ale jen některé, ostatní výrobci nechávají ceny nezměněny. Pokud se provede jen těchto několik málo cenových přizpůsobení, mohou být v relaci k ostatním vnímána jako extrémní, a pokud je námi konstruovaná míra, která nerozlišuje věcně, ošetří jako extrém, může tento jediný signál o  $\alpha_t^M$  podcenit nebo zcela eliminovat, a to opakovaně. Poněkud odlišné příklady prezentují Bakhshi and Yates (1997).

## 9.2 Konstrukce vydatné a robustní míry inflace

**Odhad signálu ze symetrického základního souboru** Předpokládejme nyní, že základní soubor je symetrický. Nejvýhodnější estimátor centrální tendence tohoto rozdělení výrazně závisí na kurtotičnosti daného rozdělení. V našem případě uvažujeme rozdělení s výraznou kurtotičností. Pokud je symetrické rozdělení vysoce kurtotické, potom výběrový průměr je o mnoho méně vydatný (efficient) odhad centrální tendence základního souboru než ostatní, kupříkladu výběrový medián. Na základě podobné úvahy proto Edgeworth jako svou favorizovanou míru prosazoval (nevážený) medián.

My ovšem nehledáme jen vydatnou míru centrální tendence, ale také „robustní“. To plyne z faktu, že ve skutečnosti neznáme rozdělení základního souboru. Pokud bychom ho znali, mohli bychom si najít nejvydatnější estimátor a ten uvažovat. Tím, že rozdělení neznáme, požadujeme robustnost estimátoru, tj. (zjednodušeně) aby nebyl citlivý na určité změny v rozdělení, aby se hodil pro určitou rodinu rozdělení, kterou s ohledem na (často relativně dobrou) informaci z opakovaných výběrů můžeme uvažovat.<sup>33</sup> Vybraný estimátor tak nemusí být nutně nejvydatnější pro žádný základní soubor, ale je stále dostatečně vydatný pro všechny uvažované.

Z teorie robustní statistiky se tak zaměříme na jeden druh (z několika) estimátorů – na L-estimátory, blíže viz (Huber 1981, Huber 1964, Blatná 2000, Pawitan 2001, Spanos 1999, Lehman 1991, Roger 2000) a další. Jedná o estimátory založené na *lineárních kombinacích* pořadových statistik. Typickým představitelem L-estimátorů jsou tzv.  $\alpha$ -**trimmed**

---

<sup>33</sup>Pojem robustnosti blíže viz např. (Blatna 2000, Huber 1981, Huber 1964).

**means**, tj. o  $\alpha$  „ořezané“ průměry.

L-estimátory se konstruují tak, že se nejprve pozorované hodnoty (cenové změny – a to buď vážené, či nevážené) seřadí vzestupně. Pozorování jsou poté převážena v závislosti na jejich relativní poloze a je spočítán průměr z takto převážených pozorování. Trimmed means potom fungují tak, že se na každém konci přidělí podíl  $\alpha$  pozorování na každém konci *nulová váha*. Tímto se zde eliminují extrémny. Krom vcelku nenáročného výpočtu<sup>34</sup> je půvabnou vlastností trimmed means skutečnost, že výběrový průměr a výběrový medián jsou podmnožinou těchto měr, kdy pro výběrový průměr platí  $\alpha = 0$ , tj. eliminujeme nula procent pozorování, a pro medián  $\alpha \rightarrow 50$ .

Tyto míry aplikovali na měření inflace jako první Bryan and Pike (1991), kteří analyzují a doporučují použití mediánu, a Bryan, Cecchetti and Wiggins II (1997) s Bryan and Cecchetti (1998), kteří se již zaměřují na nalezení nejvýhodnějšího  $\alpha$ -trimmed mean. To vše dělají v podstatě bez explicitní motivace Edgeworthem, nicméně Edgeworth jako první aplikoval (ovšem nevážený) medián, a tedy L-estimátor – viz úžasná stať Edgeworth (1888).

V souladu s Bryan et al. (1997) konstruujeme  $\alpha$ -trimmed mean  $TM(\alpha)$  následovně: Nejprve si seřadíme vzestupně všechna dostupná pozorování  $\{\pi_{1,t}, \dots, \pi_{N,t}\}$  a jim korespondující váhy  $\{w_{1t}, \dots, w_{N,t}\}$ . Poté definujeme  $W_{it}$  jako kumulativní váhu  $W_{it} = \sum_{i=1}^j w_{it}$ . Určíme množinu pozorování, která má být použita pro výpočet, aby byla centrována následujícím způsobem:  $\frac{\alpha}{100} < W_i < (1 - \frac{\alpha}{100})$ , a tento interval označíme jako  $I_\alpha$ . Potom již

$$TM_\alpha = \frac{1}{1 - 2\frac{\alpha}{100}} \sum_{i \in I_\alpha} w_{it} \pi_{it}, \quad (13)$$

kde  $\pi_{i,t} = \ln(p_{i,t}/p_{i,t-1})$  a  $w_{it}$  jsou nenáhodné, v čase proměnlivé váhy motivované výše v textu s ohledem na ekonomický význam jednotlivých komodit ve výběru (Theil 1967, Clements and Izahn 1987), podle našeho názoru nejlépe stanovené přístupem na základě pravděpodobnosti výběru, tj. pravděpodobnostně transakční váhy.

Samozřejmě, že ideální by bylo představit jemnější vážení, kupříkladu v duchu Edgeworthově vážit jednotlivé změny inverzně proporcionálně k relativní vzdálenosti od centrální tendence základního souboru. Potíž je právě v tom, že její neznalost nás právě motivuje ke konstrukci robustních měr. Nicméně lze souhlasit s Bakhshi and Yates (1997), kteří podotýkají,

---

<sup>34</sup>oproti nutnosti řešit některé ostatní míry iteračně

že je možné o něco vylepšit použité "binární" vážení. Otázkou je, čím případně zvolené schéma obhájit.

Dalším významným problémem při měření inflace je, jak velkou a podle jakého kritéria zvolit optimální velikost  $\alpha$ , tj. jakou část cenových pohybů neuvažovat. Intuitivně a správně jsme vedeni k odpovědi, že velikost  $\alpha$  by měla záviset na kurtotičnosti rozdělení základního souboru. A jsme u našeho starého problému – toto rozdělení neznáme. S ohledem na motivaci robustních statistik bychom však vcelku dobrou informaci mohli získat z výběrové kurtotičnosti. Doposud (pokud víme) jediný, kdo se pokusil zatím takto postupovat, je Aucremanne (2000), který využívá odchylky od Normality (Jarque-Berrův test s využitím  $K$  a  $S$ ). Aucremanne (2000) konstruuje dva typy tzv. JB-estimátorů. První je po určité období konstantní a druhý je variabilní, v závislosti na každém  $t$  a možnosti nezamítnutí hypotézy Normality. Tento optimální trim je tak v čase proměnlivý a oproti *všem* konstantním trimům (vždy pro určité období) má tu výhodu, že je zde menší pravděpodobnost, že se zbavíme více informací, než je nutno, či naopak se nezbavíme tolika informací, kolik je nutno.

Obykle se však volí metoda kalibrace optimálního trimu pro určité časové období na trend, vyjádřený klouzavým průměrem o délce 36, 24 případně 12 měsíců (Bryan et al. 1997). Tento postup má však hned několik potíží – viz (Andrle 2002, Aucremanne 2000). První je sama filozofie, že optimální trim nastavujeme vůči historickému průměru. Dále – trim je konstantní, a tak v určitých obdobích je zcela jistě „ničeno“ příliš mnoho informace a v některých měsících pak příliš málo. Optimální trim je také citlivý na použitý benchmark, dezagregaci a délku období, pro kterou je zvolen jako konstantní a na které je kalibrován. To ale neznamená, že jsou tyto výsledky nehodnotné. Naopak – oproti výběrovému (váženému) průměru jde o skutečně výrazné zlepšení směrem k přesnější extrakci inflačního signálu.

Rovněž záleží na tom, jakou míru zvolíme pro vyhodnocení vzdálenosti od zvoleného benchmarku. Používají se většinou dvě míry: RMSE (Root Mean Square Error) a MAD (Mean Absolute Deviation), které můžeme zapsat jako:

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (\text{TM}_\alpha - B)^2} \quad \text{MAD} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T |\text{TM}_\alpha - B|, \quad (14)$$

kde  $T$  je počet období, za která porováváme benchmark ( $B$ ) s trimmed means. Obě míry mohou dávat (a dávají) odlišný výsledek pro optimální hodnotu  $\alpha$ , a to často poměrně značně. Je to z důvodu konstrukce, neboť

RMSE penalizuje větší odchylky od benchmarku větší vahou, kdežto MAD tak nečiní. Kritérium, která míra je vhodnější, však neexistuje, nicméně vzhledem k jeho vlastnostem považujeme za vhodnější RMSE.

**Odhad signálu z asymetrického rozdělení** Pokud čelíme asymetrickému rozdělení základního souboru, poté se již např. medián a průměr základního souboru neshodují. Pokud je rozdělení pozitivně sešikmeno – jak tomu u rozdělení cenových změn často bývá –, potom průměr je větší než medián. Medián je tak vůči průměru systematicky vychýlený. Výrazným motivem pro asymetričnost jsou například málo často přizpůsobované ceny, především administrativní, které generují nesymetričnost i v jinak symetrickém rozdělení.

Pokud pro nesymetrické základní rozdělení budeme aplikovat symetrický trimmed mean, potom je tato míra systematicky vychýlená. Jak jsme již řekli, v symetrickém rozdělení je průměr základního rozdělení shodný s 50. percentilem procentních změn. U asymetrického rozdělení odpovídá jinému percentilu. V případě pozitivně (doprava) sešikmeného rozdělení to bude percentil větší než 50., tj. mezi 50. a 100. percentilem. Pokud se nám podaří určit tento percentil, potom jej můžeme považovat za odhad průměru asymetrického rozdělení populace, stejně jako je tomu u mediánu v případně symetrického rozdělení (Roger 2000).<sup>35</sup>

Jinými slovy, při měření si musíme uvědomit, že pokud je základní rozdělení pozitivně sešikmeno,<sup>36</sup> jsou pozorování na pravém konci dále od průměru než na levém, tj. pokud bychom provedli symetrický trim, pak tato míra bude zaznamenávat *systematicky nižší* hodnoty než centrální tendence. Abychom toto vychýlení odstranili, budeme z levého konce odstraňovat větší proporci pozorování než z pravého (tj. průměrový percentil je větší než 50. percentil). Stanovení optimální hodnoty průměrového percentilu (resp. trimu levého a pravého) je ve své podstatě shodné jako v případě symetrického rozdělení. Tento postup na data pro ČR je superiorní aplikaci symetrických trimmed means (Andrle 2002).

---

<sup>35</sup> Je to koncepce tzv. Boskových-Laplaceova mediánu. Jejich koncepci změnil v 19. století Edgeworth a vytvořil dnešní podobu mediánu.

<sup>36</sup> my usuzujeme z průměrných hodnot výběrové šikmosti

## 10 Závěr

V této stati jsme představili alternativní přístup k definování, chápání a především měření inflace. Na základě teorie vnitřní směnné hodnoty peněz a pravděpodobnostního chápání měření inflace jsme jako vhodnou aproximaci inflačního signálu představili (a)symetrické trimmed means na základě Törnqvistova (resp. Törnqvist-Theilova) indexu. Tento přístup samozřejmě není bez potíží, ale domníváme se, že nemůže být horší než dosavadní přístupy k měření inflace, založené na *zcela nevhodném teoretickém konceptu*.

Nejdůležitější je však odmítnutí motivace výpočtu měř inflace na základě cost-of-living teorie a tak vážení cenových změn podle významu pro spotřebitele. Nešlo nám tedy o to ukázat, s jakými potížemi se potýká měření změny výdajů spotřebitele, aby dosahoval nezměněné úrovně užitečnosti, ale *měřit, odhadnout inflaci*. Pokud tento text přispěl alespoň k zamyšlení nad současným chápáním inflace, je jeho poslání splněno.

## Literatura

- Aldrich, John**, “Probability and Depreciation: A History of the Stochastic Approach to Index Numbers,” *History of Political Economy*, 1992, 24 (3), 657–687.
- , “R.A. Fischer and the making of maximum likelihood,” *Statistical Science*, 1997, 44, 162–176.
- Andrie, M.**, “Stochastický přístup k měření inflace,” 2002. diplomová práce, FNH VŠE.
- Aucremanne, Luc**, “The Use of Robust Estimators as Measures of Core Inflation,” 2000. National Bank of Belgium WP No. 2.
- Bakhshi, H. and A. Yates**, “To trim or not to trim,” 1997. mimeo, Bank of England.
- Balk, B.M.**, “Changing Consumer Preferences and the Cost-of-Living Index: Theory and Nonparametric Expressions,” *Journal of Economics*, 1989, 50, 157–169.
- Ball, Laurence and Gregory N. Mankiw**, “Assymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations,” *The Economic Journal*, 1994, March, 247–262.
- and —, “Relative Price Changes as Aggregate Supply Shocks,” *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110, 161–193.
- Barro, J.R.**, *Macroeconomics*, 4th ed., New York: John Wiley and Sons Inc., 1993.

- Barro, Rober J.**, “Rational Expectations and the Role of Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, 1976, 2, 1–32.
- Blatná, Dagmar**, “Parametric, Nonparametric and Robust Estimates of Location,” *Acta Oeconomica Pragensia*, 2000, 3, 11–21.
- Bryan, M.F.**, “On the Origin and Evolution of the Word Inflation,” *Economic Commentary*, 1997, (October 12).
- Bryan, Michael F. and Christopher J. Pike**, “Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation,” 1991. Federal Reserve Bank of St. Louis, Economic Commentary, December.
- **and Stephen G. Cecchetti**, “Inflation and the Distribution of Price Changes,” *Review of Economics and Statistics (forthcoming)*, 1998.
- , — , **and Rodney L. Wiggins II**, “Efficient Inflation Estimation,” 1997. NBER WP 6183.
- Caplin, Andrew and John Leahy**, “State-Dependent Pricing and the Dynamics of Money and Output,” *Quarterly Journal of Economics*, 1991, August (106), 683–708.
- Clements, Kenneth W. and H. Y. Izahn**, “The measurement of inflation: a stochastic approach,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 1987, (5), 339–350.
- **and** — , “A note on estimating Divisia index numbers,” *International Economic Review*, 1981, (22), 745–747.
- Crompton, Paul**, “Extending the stochastic approach to index numbers,” *Applied Economics Letters*, 2000, (7), 367–371.
- Diewert, E.W.**, “Axiomatic and Economic Approaches to Elementary Price Indexes,” 1995. DP 95-01m Dept. of Economics, Univ. of British Columbia, Vancouver.
- , “Comment on CPI Biases,” *Business Economics*, 1996, 31 (2), 30–35.
- , “Commentary,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1997, 79 (3), 127–137.
- , “The Consumer Price Index and Index Number Theory: A Survey,” 2001. Univ. of British Columbia, DP No. 01-02, pp.1-105.
- , “Exact and Superlative Index Numbers,” *Journal of Econometrics*, 1976, 4, 115–45.
- , “On the Stochastic Approach to Index Numbers,” 1995. Univ. of British Columbia, DP No. 95-31, pp.1-37.
- **and K.J. Fox**, “The Measurement of Inflation after Tax Reform,” *Economics Letters*, 1998, 61, 279–284.

- Edgeworth, F.Y.**, “The Doctrine of Index Numbers According to Mr. Correa Walsh,” *The Economic Journal*, 1923, 11, 343–315.
- , “The Element of Probability in Index Numbers,” *Journal of the Royal Statistical Society*, 1925, 88, 557–575.
- , “Measurement of Change in Value of Money,” 1887. reprinted as pp.198-259 in *Papers Relating to Political Economy*, vol. I, New York: Burt Franklin, 1925.
- , “Mr. Walsh on the Measurement of General Exchange Value,” *The Economic Journal*, 1901, 11, 404–416.
- , *Papers Relating to Political Economics*, New York: Burt Franklin [cepa.newschool.edu/het/texts/edgeworth/edgепapers.htm](http://cepa.newschool.edu/het/texts/edgeworth/edgепapers.htm), 1925.
- , “The Plurality of Index Numbers,” *The Economic Journal*, 1923, 35, 379–388.
- , “Some new methods of measuring variation in general prices,” *Journal of the Royal Statistical Society*, 1888, 51, 346–68.
- Engliš, K.**, *Soustava národního hospodářství*, Vol. I. a II., Praha: Melantrich, 1938.
- Fase, M.M.G and C.K. Folkertsma**, “Measuring Inflation: An Attempt to Operationalize Carl Menger’s Concept of Inner Value of Money,” 1997. De Nederlandsche Bank Staff Pap. no. 8.
- Fischer, Stanley**, “Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981, 2, 381–431.
- , “Towards an Understanding of the Costs of Inflation: II,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1981, 15, 5–42.
- Flemming, John**, *Inflation*, Oxford: Oxford Univ. Press, 1976.
- Friedman, M.**, *Inflation - Causes and Consequences*, New York: Asia Publishing House, 1963.
- Gordon, R.J.**, “The Boskin Commission Report and its Aftermath,” 1999. IMES DP 99-E-27.
- Hoover, Kevin D.**, “Measuring Causes: Episodes in the Quantitative Assessment of the Value of Money,” 2000. Dept. of Economics, Univ. of California.
- Huber, P. J.**, “Robust estimation of a location parameter,” *Annals of Mathematical Statistics*, 1964, 35, 73–101.
- , *Robust Statistics*, New York: John Willey, 1981.
- Jevons, W.S.**, “A Serious Fall in the Value of Gold Ascertained and its Social Effects Set Forth,” 1863. reprinted as pp.13-118 in *Investigations in Currency and Finance*, London: Macmillan and Co., 1884.

- Kearns, J.**, “The distribution and measurement of inflation,” 1998. Reserve Bank of Australia Research DP 9810.
- Keynes, J.M.**, *A Treatise on Money, vol. 1*, London: Macmillan, 1930.
- , *A Treatise on Probability (vol. 8 of Collected Writings)*, London: Macmillan, 1921.
- Konüs, A.A.**, “The Problem of the True Index of the Cost of Living,” *translated in: Econometrica, 1939, 1924, 7, 10–29.*
- Laidler, D.**, “The Quantity of Money and Monetary Policy,” 1999. Working Paper 99-5.
- **and M. Parkin**, “Inflation: A Survey,” *The Economic Journal*, 1975, *85* (Dec.), 741–809.
- Lehman, E.L.**, *Theory of Point Estimation*, Belmont: Wadsworth and Brooks/Cole, 1991.
- Lucas, R.E. Jr.**, “Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs,” *American Economic Review*, 1973, *63* (3), 326–333.
- Menger, Carl**, *Principles of Economics*, N.Y.: New York Univ. Press, 1976.
- of the EC Commision**, “On Harmonization of Consumer Price Indices in the EU,” 2000. Report from the Commision to Council, Brussels, COM(2000) 742 final.
- Parks, R.**, “Inflation and relative price variability,” *Journal of Political Economy*, 1978, *86* (1), 79–96.
- Pawitan, Yudi**, *In All Likelihood: Statistical Modelling and Inference Using Likelihood*, New York: Oxford Univ. Press, 2001.
- Pollak, R.A.**, “Group Cost-of-Living Index,” *American Economic Review*, 1980, *70*, 273–278.
- Prais, S.J.**, “Whose Cost of Living?,” *The Review of Economic Studies*, 1959, *26*, 126–134.
- Quah, Danny and Shaun Vahey**, “Measuring Core Inflation,” *The Economic Journal*, 1995, *September* (105), 1130–44.
- Rao, D.S. Prasada and E.A. Selvanathan**, “Uniformly minimum variance unbiased estimators of Theil- Tornqvist index numbers,” *Economics Letters*, 1992, (39), 123–127.
- Roger, Scott**, “Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement,” 1998. Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper G98/9.
- , “Relative Prices, Inflation and Core Inflation,” 2000. IMF WP n. 58.
- , “A robust measure of core inflation in New Zealand 1949-96,” 1997. RBNZ DP. G97/7.
- Romer, David**, *Advanced Macroeconomics*, New York: McGraw-Hill, 1998.

- Selvanathan, E.A.**, “Standard Errors for Laspeyres and Paasche Index Numbers,” *Economics Letters*, 1991, (35), 35–38.
- Shapiro, M. and D. Wilcox**, “Alternative strategies for aggregating prices in the CPI,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1997, 70 (3), 113–125.
- Sheshinski, E. and Yoram Weiss**, “Inflation and Cost of Price Adjustment,” *Review of Economic Studies*, 1977, 44 (June), 287–303.
- Spanos, Aris**, *Probability and Statistical Inference - Economic Modelling with Observational Data*, Cambridge Univ. Press, 1999.
- Theil, H.**, *Economics and Information Theory*, Amsterdam: North-Holland, 1967.
- Tooke, Thomas**, “A History of Prices and the State of the Circulation from 1793-1823,” 1838-1857. N.Y. Johnson Reprint 1972.
- Triplett, Jack E.**, “Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework of a CPI?,” 1999. Brookings Institution.
- Vencovský, F.**, “Přínos Karla Engliše pro ekonomickou vědu,” *Politická ekonomie*, 2000, XLVIII (4), 451–69.
- von Hayek, F.A.**, “Carl Menger,” 1934. In: *The Collected Work of Carl Menger I.*, London: MacMillan.
- von Mises, L.**, *The Theory of Money and Credit*, London: Jonathan Cape, 1953.
- Wynne, Mark A.**, “Commentary,” *Federal Reserve Bank of St. Louis*, 1997, June.
- , “Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues,” 1999. Federal Reserve Bank of Dallas.