
RCESR Discussion Paper Series

POS データからみた生計費指数と物価指数

2015 年 9 月

阿部修人

一橋大学経済研究所

稲倉典子

大阪産業大学

遠田敏生

松戸市役所

外木暁幸

一橋大学経済研究所

RCESR

一橋大学 経済研究所
経済社会リスク研究機構

〒186-8603 東京都国立市中 2-1
<http://risk.ier.hit-u.ac.jp/>

POSデータからみた生計費指数と物価指数*

阿部修人[†]

一橋大学経済研究所

遠田敏生

松戸市役所

稲倉典子

大阪産業大学

外木暁幸

一橋大学経済研究所

2015年9月

要約

POSデータに基づき、新商品の影響を加味しながら生計費指数(COLI, True Cost of Living Index)および様々な物価指数を計測した。具体的には、CES型効用関数を仮定し、代替の弾力性を様々な方法で試みた上で、各種指数を作成、比較した。その結果、多くの指数の動きは、2007年から2013年までの間はほぼ同一であり、計測手法に依存しない結果となった。しかしながら、財の登場、消滅の効果を考慮するFeenstra(1994)型のCOLIは、弾力性の推定値によっては全期間において非常に大きな変動を記録し、特に2013年以降に不自然な動きとなった。これは、CESという関数形をPOSデータに直接利用する際には慎重に扱う必要があることを示唆する。一方、容量単価を用いた価格指数もまた、2013年までは他の指数とほぼ同じ動きとなるが、それ以降は上昇し、人々の物価上昇に関する意識調査と同様の動きとなり、2013年以降の価格変動は、それまでと異なるメカニズムが働いていることを示唆している。

JEL: E31, C43

Keywords: 生計費指数、物価指数、代替の弾力性、POSデータ、CES

* 本論文は日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究A(15H01945)および基盤研究C(15K03349)の成果物である。また、上野有子、田中晋矢両氏から貴重なコメントを頂いた。さらに、本研究の遂行にあたり、株式会社インテージから貴重なデータの提供を受けた。ここに感謝したい。

[†] 東京都国立市中 2-1 一橋大学経済研究所. E-mail: nabe@ier.hit-u.ac.jp.

[1] 導入

近年、世界各国で、店舗における取引記録であるPOS(Point of Sales)データの学術利用が進んでいる。POSデータは古くから、マーケティングサイエンスにおいて、特定地域における特定店舗や特定商品における需要予測等に用いられていたが³、現在では、アメリカやイギリス全土の、数多くの店舗における、ほぼ全ての取引記録データ利用が経済学者に開かれている⁴。日本でも、2000年代半ばから大規模なPOSデータを用いた研究が開始されるようになった。

取引された価格のみならず、数量の情報も利用可能なPOSデータは、物価計測上のメリットが古くから指摘されており、いわゆるボスキンレポート(1996)でも、各国の統計局に対し、積極的にPOSデータを活用するよう提言されている。実際、経済学分野におけるPOSデータの活用は物価指数の計測及びその周辺分野で活発に行われており、従来のサーベイ中心の物価指数よりも高頻度で、カバーされている商品の種類が多く、かつ特売等の多くの情報を有するPOSデータの特徴を活用した様々な経済指標が開発、発表されている。

POSデータは店頭で販売されている全商品を記録しており、新たな商品が登場する場合、直ちにその情報が登録される。本稿で使用する後述の調査会社インテージによるPOSデータ(「SRI(全国小売店パネル調査)」、これ以降SRIと記す)を構成する商品マスターは毎週更新されており、日本のメーカーが新商品を頻繁に開発、投入していることを窺うことが出来る。図1は、SRIの調査対象店舗において、前年同期に取引レコードのなかった商品の割合(商品数及び売上シェアをウェイトにしたもの)をプロットしたものである⁵。生鮮食料品が含まれていないことを考慮しても、図1から、我々が日本の小売店に行くと、そこで販売されている多くの商品が、去年には取引されていないもの、すなわち新商品であることがわかる⁶。商品数において約半数が入れ替わっているのである。POSデータを用いて価格指数を構築、あるいは価格改定頻度を計測する場合、通常は、同一店舗における同一商品(同一商品コードを有する商品)の価格変化を計測することが一般的であるが、前年同期からの変化を用いる場合、データの半分近くの情報が欠落することを意味する。

図1には、日本の総務省が発表している全国消費者物価指数(CPI)及び後述する⁷、SRIに基づ

³ 初期の研究の一つに、カンザスシティのスーパーマーケットにおけるコーヒー豆(粉状)のPOSデータを用い需要モデルの推計を行った Guadagni and Little (1983)がある。

⁴ 例えば、シカゴ大学ブースビジネススクールには全米をカバーした Nielsen のPOSデータ、ロンドンの財政研究所(Institute of Fiscal Studies, IFS)では全英を対象とした TNS のPOSデータを用いたプロジェクトが進行している。

⁵ SRIデータに関しては第4節で詳しく説明するが、日本全国のスーパーマーケット約3800店舗における、加工食料品、日用品、化粧品、薬などのPOSデータである。

⁶ 図1は、店単位で計算しているため、新しく取引を開始した商品がメーカーにとって新商品とは限らないことに注意する必要がある。

⁷ 2014年4月における消費税増税の影響は除いてある。

く物価指数(Sato-Vartia型生計費指数)および特売比率の推移も示されている。2007年から公式CPIは上昇し、リーマンショック後急速に低下するが、新商品割合は公式CPIに遅れ2008年に増加し、やはり公式CPIから多少遅れ、リーマンショック後に低下している⁸。特売比率やSRIに基づく価格指数には、2011年3月の東日本大震災の影響などが新商品割合よりも強く表れているが、全体としては、新商品割合は、価格指数とは正の、特売比率とは負の相関がある⁹。これは、新商品割合は、時間を通じて一定ではなく、なんらかの経済的な背景があつて変化していることを示唆している¹⁰。それでは、これら、新商品、消滅商品の影響を考慮する場合としない場合で、価格指数の計測値にどのような影響があるだろうか？

本稿は、大規模なPOSデータを用い、商品の登場、消滅を考慮にいれた生計費指数の推計を試みる。具体的には、効用関数の形状を特定化し、様々な構造パラメーターの推定を通じ、支出関数の比、すなわち、Konüs (1939)による生計費指数を計測する。その際、特に生計費指数の値に重要な役割を果たす代替の弾力性の計測を商品のシェアや数量、価格に関するWithin, Between Variations等、多様な情報と手法に基づいて行い、Feenstra(2004)に従う生計費指数等を計算する。また、商品の容量からのみ効用を得ると仮定した場合の容量単価指数も計測し、比較する。主要結果は下記の通りである。

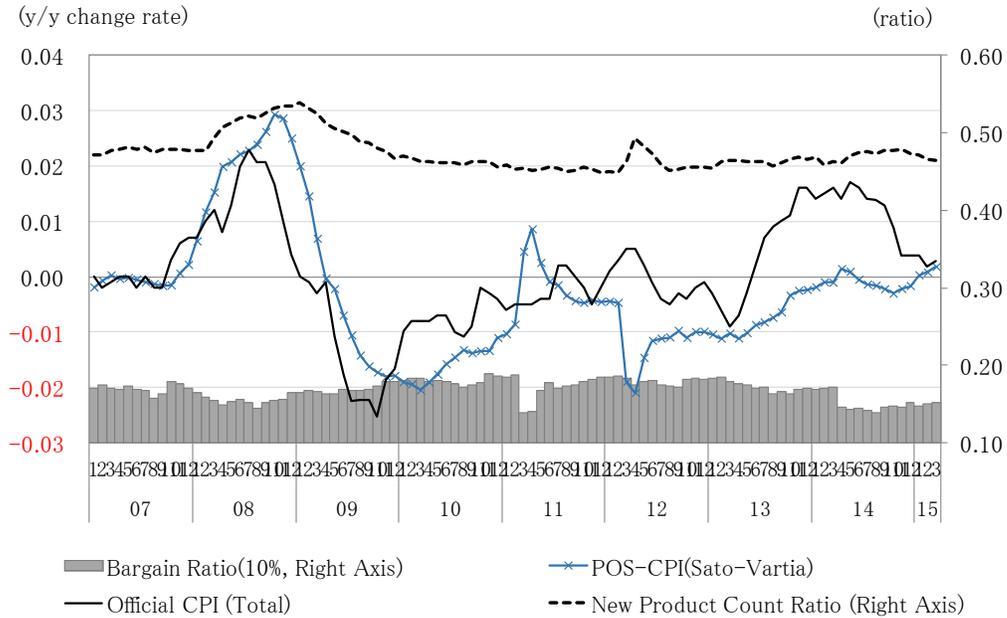
効用関数の形状を特定化し、弾力性の推計値を利用し作成した様々な生計費指数やSato-Vartia指数および単価指数は、基準時と比較時の二時点で販売記録のある継続商品に限定した場合、2007年から2013年までの間の動きはほぼ同一であり、計測手法に依存しない結果となった。これは、継続商品に限定する場合に限って、特に弾力性の推計等、複雑な効用関数を特定化する必要がないことを示している。しかしながら、新たに登場する商品の効果も考慮する場合、低い弾力性を想定した場合のFeenstra (1994)型の生計費指数は非常に大きな変動を示し、特に2013年以降は極端に低下する。一方、新商品と継続商品の価格差に注目する容量単価指数もまた、2013年までは他の生計費指数、価格指数とほぼ同様の動きを示しているが、それ以降は増加し、高い水準で安定している。この容量単価指数の動きは、人々の実感する物価の変化と大きくは乖離しない結果となっている。

⁸ 特売比率の計測については Midrigan (2011)に従い、10%以上の一時的な価格変化があるものを特売と定義した。詳細については阿部他(2015)を参照されたい。

⁹ 新商品割合とSato-Vartia指数との相関係数は0.685、特売比率とは0.400であり、どちらも1%基準で統計的に有意となっている

¹⁰新商品開発の景気循環における重要性は近年、Bernard et al. (2010)等、多くの研究で指摘されている。

図1: 新登場品比率と価格指標



(データ出所) SRI、総務省『消費者物価指数(CPI)』

[2] 生計費指数(COLI)の計算

2.1 生計費指数の理論

異なる二つの商品価格ベクトルの間の経済厚生を比較する指標は、生計費指数(True Cost of Living Index, COLI)として知られ、その歴史はKonüs (1939)まで遡ることができる¹¹。二期間(0と1)の価格ベクトルをそれぞれ p_0, p_1 、ある消費ベクトル x の下での効用水準を $u(x)$ とすると、COLI は一般的に下記のように定義可能である。

$$COLI(p_0, p_1, x) = \frac{E(u(x), p_1)}{E(u(x), p_0)} \quad (1)$$

ただし、 $E(u(x), p)$ は効用水準 u 、価格ベクトル p の下での支出関数である。基準となる数量ベクトル x をどのように設定するかで様々なCOLIを定義することが可能であり、 p_0 の下で観察された数量ベクトル x_0 を用い、

$$COLI_L(p_0, p_1, x_0) = \frac{E(u(x_0), p_1)}{E(u(x_0), p_0)} \quad (2)$$

¹¹ COLIと価格指数全般に関する包括的な教科書として、ILO (2005)は非常に優れている。

とした場合のCOLIはLaspeyres-Konüs型COLIと呼ばれる。また、 p_1 の下で観察された数量ベクトル x_1 を用い、

$$COLI_P(p_0, p_1, x_1) = \frac{E(u(x_1), p_1)}{E(u(x_1), p_0)} \quad (3)$$

とした場合は、Paasche-Konüs型COLIと呼ばれる。さらに、通常の価格指数と同様に、

$$COLI_F(p_0, p_1, x_0, x_1) = \sqrt{COLI_L(p_0, p_1, x_0) \times COLI_P(p_0, p_1, x_1)} \quad (4)$$

とし、Fisher型のCOLIを計算することも可能である。本稿では、COLIとして、このFisher型のCOLIを用いる。

2.2 Sato-Vartia型COLI

実際にCOLIを推計するには効用関数、あるいは支出関数の形状を特定化せねばならない。POSデータを用いた分析では、多くの場合代替の弾力性が一定(Constant Elasticity of Substitution, CES)の効用関数が利用されている¹²。ここでは、加工食料品および日用品を1000程度の品目に分け、それぞれの品目内においては弾力性が一定であり、品目間ではコブ・ダグラス型の効用関数を仮定する。具体的には、

$$U_t = \sum_{j=1}^J \beta_{jt} \ln C_{j,t}, \quad \beta_j \geq 0, \quad \sum_{j=1}^J \beta_{jt} = 1. \quad (5)$$

ただし、 $C_{j,t}$ は品目jのt期におけるアグリゲーターであり、 β_{jt} は各品目への支出シェアとなる。煩雑さを避けるためにjを落として記述すると下記ようになる。

$$C_t = \left(\sum_{i=1}^{I_t} a_{it} x_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad a_{it} \geq 0, \quad (6)$$

ここで、 x_{it} は財iのt期における消費量である。 σ は正の値をとる代替の弾力性であり、1のときにコブ・ダグラス型となる¹³。この効用関数に対応する生計費指数はSato-Vartia型と呼ばれ、下記で与えられる。

¹² Handbury and Weinstein (2014), Broda and Weinstein (2010)等。

¹³ ここでは、財の数 I_t は時間により変化しうことに注意されたい。

$$\frac{E_t}{E_{t-y}} = \left[\prod_{i=1}^{I_t} \left(\frac{b_{it}}{b_{i,t-y}} \right)^{w_{it}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \times \left[\prod_{i=1}^{I_t} \left(\frac{p_{it}}{p_{i,t-y}} \right)^{w_{it}} \right]. \quad (7)$$

ここで、 w_{it} は財*i*への支出シェア $s_{it} = \frac{p_{it}x_{it}}{E_t}$ の関数であり、下記のように定義されている。

$$w_{it} \equiv \frac{\Delta s_{it} / \Delta \ln s_{it}}{\sum_{i=1}^{I_t} (\Delta s_{it} / \Delta \ln s_{it})} \quad (8)$$

選好ショックである b_{it} が時間*t*によらず一定ならば、右辺は σ に依存しなくなる。したがって、CES型効用関数のCOLIは、弾力性に依存せず、シェア変化に関するウェイト w_{it} と個々の商品の価格変化率のみから求めることが可能である¹⁴。ただし、この性質は、いくつかの非常に強い仮定に基づいていることに注意する必要がある。たとえば、観察される消費量に、CES型の需要関数で定まる数量に加えて、さらに他の要因が含まれる場合、たとえ b_{it} が時間を通じて一定でも、Sato-Vartia指数は需要弾力性 σ に依存することを容易に示すことが可能である¹⁵。POSデータで観察される消費量は、概して変動が大きく、特に特売時の変動は数百パーセントから数千パーセントに及ぶことがある。また、特売で販売された場合、途中で売り切れている可能性は高く、内点解になっていない恐れもある。これは、現実の家計の効用関数がCES型であっても、効用関数から導出される需要量と観察される需要量が必ずしも一致するとは限らないことを意味しており、需要関数の特定の形状に全面的に依存するSato-Vartia型のCOLIは、POSデータを用いる場合は特に誤差が多く含まれる可能性は否定できない¹⁶。

一方、Sato-Vartiaを用いずに、弾力性を別途推計することで、支出関数を用い、直接COLIを計算することも可能である。この場合は、需要関数の弾力性、および価格比に関してSato-Vartiaほど厳密な関係を想定せずに推計可能となる。これは、弾力性の推計値を利用するか、強い仮定を採用するか、の選択となる。

¹⁴ 本式の導出に関しては、阿部他(2015)を参照されたい。

¹⁵ 詳しくは阿部他(2015)を参照せよ。

¹⁶ Sato-Vartia型のCOLIは、価格指数理論における単調性の仮定を満たさない。すなわち、すべての価格が上昇しても、COLIが低下する可能性がResinsdorf and Dorfman (1999)により指摘されている。Sato-Vartia型のCOLIとトルクピストなどの伝統的価格指数の比較に関しては、Fattore (2010)を参照せよ。

2.3 Feenstra型COLI

Feenstra(1994)は、商品の種類が変化していくことを許容するCOLIを提案している。財のうち、基準時点(t)と比較時点($t - y$)の二時点で同時に存在する商品の集合を $\theta_{t,t-y}$ 、比較時点における全商品の集合を θ_t 、基準時点における全商品の集合を θ_{t-y} とする。CES型の効用関数を仮定する。

t 期と $t - y$ 期の二時点で存在する商品に限定したCOLIを $P(p_t, p_{t-y}, q_t, q_{t-y}, \theta_{t,t-y})$ とすると、FeenstraのCOLIは下記のように定義される。

$$P(p_t, p_{t-y}, q_t, q_{t-y}, \theta_{t,t-y}) \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_{t-y}} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}}, \quad (9)$$
$$\lambda_t = \frac{\sum_{i \in \theta_{t,t-y}} p_{it} x_{it}}{\sum_{i \in \theta_t} p_{it} x_{it}}.$$

λ_t は支出総額に占める継続商品への支出割合である。新商品割合が増加すると λ_t が低下し、COLIもまた低下する。これは、財のバラエティが増えることで効用が増加し、特定の効用水準を実現するために必要な費用が低下するためである。バラエティのCOLIに与える影響は λ -Ratio、すなわち λ_t/λ_{t-y} の $1/(\sigma - 1)$ 乗となっている。累乗の分母が $\sigma - 1$ であるため、代替の弾力性が1に近づくにつれバラエティ効果は非常に大きくなり、1のときに無限大となる。これは、CESという効用関数の形状からくる性質である。

2.4 容量単価指数

最後に、極端に単純化されたケースであるが、効用が財の総量のみ依存すると仮定しよう。すなわち、複数の財が存在しても、各財の間には質の差は存在せず、したがって、ある商品Aを100g、商品Bを200g消費する場合の効用は、単に商品財300gと同じであると仮定する。これは、全ての財が完全代替であると仮定することと等しい。この場合、完全競争市場に参加する家計は、最も安い単価の財のみを購入することになる。しかしながら、現実経済では家計が完全競争市場で商品を購入する状況はほとんどなく、店舗で販売されている商品に限って購入するか否かの意思決定を行うため、市場全体で最も単価の安い財を任意の量だけ買うことはできないと仮定しよう。店頭で売り切れている場合は、より多くの購入を希望しても不可能であるということである。すると、ホモセティック効用関数の場合のCOLIは、単に財の取引された際の平均単価の比に等しくなる。すなわち、財の平均取引容量単価の推移がCOLIとなる。

単価指数が他の指数に比べて優れている特徴として、新しい商品の価格を容易に考慮に入れ

ることが出来る点を挙げる事ができる。容量単価指数(Unit Value Price Index, UVPI)は輸出・輸入の価格指数として各国で利用されているが、容量単価を用いることで財間の価格比較を容易に行うことが可能であることが近年注目を集め、Silver (2009, 2010)、Diewert and Lippe (2010)等でその性質が深く考察されている。特に、Diewert and Lippe (2010)では、単価の変動を標準的な価格変動と財の間の代替効果等に分解する手法が提案されている。日本においては、Abe et al. (2015)が容量単価指数を構築し、2014年4月に行われた消費税率改定前後の単価の動きを、財間の代替効果や割高(割安)な商品の投入によるものなどに分解している。

[3] 弾力性の推計

COLIの推計には、弾力性の推定値が必要である。特に、Feenstra(1994)流COLIにおいては、弾力性の値は支出関数の曲率のみでなく、 λ -Ratioのインパクトの大きさも決定する、極めて重要なパラメータとなっている。CES型の効用関数から導出される需要関数から弾力性を推計する手法はいくつか提案されており、本稿では特に、下記で説明する四種類の手法で弾力性を推計し、その比較を行う。

3.1 Feenstra流弾力性(弾力性(1))

まず、Feenstra (1994)に従い、価格変化と支出変化の情報から、需要と供給両方の弾力性の同時推計を試みる。財の生成、消滅を考えずに、二期間のいずれにも存在している商品(継続商品)に限定してみよう。CES型効用関数の下では、財iの品目内のシェアは下記で与えられる。

$$s_{it} = (E_t)^{\sigma-1} b_{it} p_{it}^{1-\sigma} \quad (10)$$

対数を取り、一階の階差をとると。

$$\Delta \ln s_{i,t} = \phi_t - (\sigma - 1) \Delta \ln p_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

ただし、 $\phi_t = (\sigma - 1) \Delta \ln E_t, \varepsilon_{i,t} = \Delta \ln b_{i,t}$ 。

つぎに、下記のような供給関数を考える。

$$\Delta \ln p_{i,t} = \omega \Delta \ln x_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (12)$$

これを需要方程式に代入して整理すると下記を得ることができる。

$$\Delta \ln p_{i,t} = \left(\frac{\omega}{1 + \sigma\omega} \right) (\phi_t + \Delta \ln E_t) + \left(\frac{\omega}{1 + \sigma\omega} \right) \left(\frac{1}{\omega} \xi_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \right) \quad (13)$$

ここで、

$$\rho = \omega(\sigma - 1)/(1 + \sigma\omega), \delta_{i,t} = \xi_{i,t}/(1 + \sigma\omega)$$

とすると、

$$\Delta \ln p_{i,t} = \left(\frac{\omega}{1 + \sigma\omega} \right) (\phi_t + \Delta \ln E_t) + \frac{\rho}{(\sigma - 1)} \varepsilon_{i,t} + \delta_{i,t} \quad (14)$$

Feenstra (1994)は、需要、供給いずれにおいても同一品目内の他の商品との乖離をとり、その残差をとり、需要と供給の残差が直交するというモーメント条件を用いて推定することが可能であることを示している¹⁷。このように、シェアと価格のWithin Variationに基づく弾力性の推定値を本稿では弾力性(1)と呼ぶことにする。

3.2 数量を用いる弾力性の推計(弾力性(2))

Feenstra (1994)は弾力性の推計の際に各財のシェアの情報を用いているが、これはそもそも、Feenstra(1994)が用いている貿易データが取引総額とノイズの大きい容量単価の情報しかなく、数量情報に強いノイズが入ってしまうためと思われる。しかし、一般にPOSデータの数量情報は、貿易データに比べて数量情報に含まれるノイズは少なく、シェアに変換する必要はないと思われる。そこで、需要、供給いずれに対しても数量と価格の関係式として、

$$\tilde{\varepsilon}_{it} = \left(\Delta \ln x_{it} - \frac{1}{n-1} \sum_{k \neq i} \Delta \ln x_{kt} \right) + \sigma \left(\Delta \ln p_{it} - \frac{1}{n-1} \sum_{k \neq i} \Delta \ln p_{kt} \right) \quad (15)$$

$$\tilde{\xi}_{it} = \left(\Delta \ln p_{it} - \frac{1}{n-1} \sum_{k \neq i} \Delta \ln p_{kt} \right) - \omega \left(\Delta \ln x_{it} - \frac{1}{n-1} \sum_{k \neq i} \Delta \ln x_{kt} \right) \quad (16)$$

を用いて推計することが可能である¹⁸。

¹⁷ 階差をとる基準となる商品 k として、本稿では同一店舗の商品カテゴリー内における平均値を採用した。詳細は阿部他(2015)を参照のこと。

¹⁸ 導出詳細に関しては、阿部他(2015)を参照のこと。

このように、価格と数量のWithin Variation情報から求めた弾力性を弾力性(2)と呼ぶことにする。なお、この定式化ではCESの関数形情報を限定的にしか使っておらず、そのため、弾力性の真の値が1であっても推定可能になっていることに注意されたい。

3.3 財間(Between)の情報を用いた弾力性の推計(弾力性(3))

Feenstra (1994)に従う弾力性の推計では、各商品の価格変化とシェア、あるいは数量の変化(Within)情報に基づく推計であるが、各変数にモデルが想定していない一時的変動が含まれる場合、Within推定は大きなバイアスを含む可能性がある。実際、POSデータには特売等、多量の一時的変動が含まれている。一方、短期的な需要変動の影響を軽減するため、長期間の取引データの時間集計を行う場合、商品の生成、消滅の影響が無視できなくなる。

観察される各変数に一時的変動が多く含まれている場合は、WithinではなくBetween推計のほうが正確な値になる可能性がある。Abe et al. (2014)は、東日本大震災直後のPOSデータを用い、多くの財が発生、消滅するような経済における代替の弾力性を、財間のBetween情報を用いて推計しているCES型の需要関数は一般に下記のように定式化される。

$$x_i = \frac{a_i^\sigma}{a_k^\sigma} \left(\frac{p_i}{p_k} \right)^{-\sigma} x_k \quad (17)$$

これは、財価格が財*i*と財*k*で等しい場合、財のシェアは外生的に a_i と a_k で決定されることを意味する。しかし、ここで、強い仮定ではあるが、財の間の差異は容量のみであり、同一容量で基準化した場合、同一価格であれば同一の需要量になる、すなわち、

$$x_i = \left(\frac{p_i}{p_k} \right)^{-\sigma} x_k \quad (18)$$

が成立していると仮定する。これは、財の間の品質の差を無視していること、しかしながら二つの財は完全代替ではないことを意味している。この場合、商品内のWithin Variationを取らずに推計することが可能となる。具体的には、弾力性(1)および(2)と同様に、自らの値を除いた平均からの乖離をとり、需要と供給の残差が直交するというモーメント条件を用いて弾力性パラメーターを推計することができる¹⁹。

¹⁹ 推計の詳細については、阿部他(2015)を参照されたい。

3.4 Balkの弾力性(弾力性(4))

Balk (2000)はこれまでと全く異なる推定手法を提案している。まず、商品空間を継続商品に限定し、COLI下記のように定義する。

$$COLI = \frac{\left(\sum_{i=1}^I b_i p_{it}^{1-\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}}{\left(\sum_{i=1}^I b_i p_{it-y}^{1-\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}} \quad (19)$$

COLIの分母と分子に $\left(\sum_{i=1}^I b_i p_{it-y}^{1-\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ を乗じ整理すると、

$$COLI = \left(\sum_{i=1}^I w_{i,t-y} \left(\frac{p_{it}}{p_{it-y}} \right)^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (20)$$

となり、Laspeyres-Konüs型のCOLIとなる。また、分母と分子に $\left(\sum_{i=1}^I b_i p_{it}^{1-\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ を乗じると

$$COLI = \left(\sum_{i=1}^I w_t^i \left(\frac{p_{it}}{p_{it-y}} \right)^{-(1-\sigma)} \right)^{\frac{-1}{1-\sigma}} \quad (21)$$

となり、Paasche-Konüs型のCOLIとなる。

無論、CES型の効用関数の場合は、両者は一致するので、

$$\left(\sum_{i=1}^I w_t^i \left(\frac{p_{it}}{p_{it-y}} \right)^{-(1-\sigma)} \right)^{\frac{-1}{1-\sigma}} = \left(\sum_{i=1}^I w_{t-y}^i \left(\frac{p_{it}}{p_{it-y}} \right)^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (22)$$

が成立せねばならない。これは、 σ と価格比、および二期間のシェアの間で常に成立せねばならない関係式であり、もしもシェアと価格比の情報が利用可能であれば、そこから σ を推計することが可能となる。この二つのCOLIが一致するような弾力性をBalk型弾力性(弾力性(4))と呼ぶことにする。

[4] データ

本稿では、株式会社インテージによるPOSデータ(SRI)を利用し、様々な指数および弾力性の推計を試みる。SRIは日本全国のGMS(General Merchandise Store)、スーパーマーケット、ドラッグストア、コンビニエンスストア、ホームセンター等の小売店約3,800店舗で記録された販売データである。店舗の標本は1年間で7%程度が入れ替えられるため、毎週の店舗数に多少の変動がある。本研究では販売カテゴリー数、カテゴリー内の商品数の多いGMS、スーパーマーケットについて検討を行う。通時の平均店舗数はGMSで214店、スーパーマーケットで1,050店である。

データ期間は2007年1月第1週から、2015年8月第1週までの月曜を開始とする週次データである。1週間に記録される商品数(同じ商品でも違う店舗で販売されたものは違う商品としてカウントしている)の通時平均記録数はGMSで約200万点、スーパーマーケットでは約400万点に及ぶ。SRIではカバーしている商品(加工食品、日用品、医薬品等)を1,744の詳細な品目に分類している。次節ではこの品目のうち、前節の4つの手法で弾力性が推計できた品目(GMSで615品目、スーパーマーケットで623品目)に絞って実証分析を行う。このようなカテゴリーの絞り込みによって実証分析に用いるデータの売上高、記録商品数はGMSでSRI全体の50%弱、スーパーマーケットで50%強となる。表1にSRIデータ及び、本稿の実証研究に用いるデータの記述統計を示す。

表1：SRIデータの記述統計

SRI Total									
	支出額(千円)		商品数		カテゴリー数		店舗数		
	GMS	SMT	GMS	SMT	GMS	SMT	GMS	SMT	
平均	5,400,673	7,606,117	1,979,802	4,130,098	1,521	1,511	214	1,050	
標準偏差	369,382	449,596	176,198	277,561	12.4	10.9	6.2	29.2	
最大値	7,312,957	9,262,051	2,389,888	4,905,366	1,554	1,533	233	1,134	
中央値	5,369,341	7,563,274	1,975,737	4,011,490	1,523	1,512	216	1,040	
最小値	4,509,567	5,557,045	1,710,647	3,547,969	1,490	1,485	199	997	
SRI COLI Data									
	支出額(千円)		商品数		カテゴリー数		店舗数		
	GMS	SMT	GMS	SMT	GMS	SMT	GMS	SMT	
平均	2,637,777	4,207,336	940,438	2,210,606	615	623	214	1,050	
標準偏差	163,968	231,199	96,368	167,713	1.7	1.5	6.2	29.2	
最大値	3,452,579	5,056,480	1,146,242	2,670,986	617	625	233	1,134	
中央値	2,627,662	4,185,171	936,700	2,140,072	615	624	216	1,040	
最小値	2,254,981	3,128,001	801,324	1,866,813	609	620	199	997	

注) Sample Period = Jan 1st week, 2007 to Aug 1st week, 2015.

GMS: General Merchandise Store, SMT: Supermarket

対象商品は、JANコードが附された加工食料品、日用品、化粧品、医薬品であり、生鮮食料品や耐久消費財は含まれていない。

[5] 推定結果

5.1 弾力性

弾力性を推計する際、特売などの短期変動の影響を除くため、4週間の取引記録を集計したものをを用いた。価格は同一の商品コードであっても、販売店舗が異なる場合は異なる商品として扱い、店舗ごと、財ごとの変化を観察値としている²⁰。また、季節性の影響を除くため、前年同月から階差をとっている。弾力性の推計結果は表2でまとめている²¹。

代替の弾力性は、シェアと価格変化の二つの Within を用いる、Feenstra(1994)に従った弾力性(1)で、OLS を用いた平均値は 16 と非常に大きい、中央値だと 11 と小さくなり、Weighted Least Squares を用いた場合の中央値は 6.2 と、それほど極端に大きな値ではなくなっている。本稿と同様、Feenstra(1994)の手法に従い σ を推計している Hottman(2014)では、商品カテゴリー内の弾力性(Lower-Tier の弾力性)の中央値は 7.0 となっている。また、同じくシェアと価格情報の Within Variation を用いている Broda and Weinstein(2010)では、商品カテゴリー内の弾力性の中央値は 11.5 である。本稿の分析の結果は彼らの推計値よりは小さいものの、先行研究と同様、商品間の代替性がかなり高い水準となっている²²。

数量情報を用いる弾力性2は、OLS、WLSいずれでもシェア情報を用いる場合よりも小さな値となっており、標準偏差も小さい。これは、シェア情報を用いる場合、CES型支出関数にシェファード・マッケンジーの補題を適用して情報を得ているが、数量の場合は需要関数を直接推計しており、より制約の少ない推計の結果である可能性がある。一方、容量情報を用いるBetween推計である弾力性3は、OLS、WLS共に非常に小さい値となっており、中央値は2から3程度となっている。最後に、Balkによる、BetweenとWithinの混合情報を用いる推計(弾力性4)はBetween情報のみに依存する弾力性3よりもさらに小さい値となっており、標準偏差も著しく小さい。しかしながら、このBalkの弾力性は他の弾力性と負の相関を有している。

表3は、推計された弾力性間の相関行列を示している。Balkの弾力性(弾力性4)のみ、Within情報に基づく弾力性1および2と負の相関を有しており、Between推計である弾力性3とはかろうじて正の相関となっている。Balkの弾力性は、供給側の要因を考えていないこと、CES型効用関数の非線形性に全面的に依存した推計であること、等、他の弾力性推計と大きく異なる情報に基づく推計値であるが、負の相関が生じるメカニズムについては今後の研究課題としたい。

²⁰ Balk流の弾力性の推計の場合は、店舗ごとに弾力性を推計することは非現実的なので、品目ごと、店舗形態ごとにシェアを定義して推計している。

²¹ シェアと数量の情報からも弾力性を推計することが可能であるが、結果はシェアと価格情報による推計とほぼ一致したので、本稿ではその結果は割愛する。

²² 週次データを用いると弾力性は 20 を超えるケースが頻発する。これは、特売や在庫調整を反映していると思われる。また、三か月の集計データを用いても、弾力性は一か月の場合よりも高い値となるが、これは日本では商品の入れ替わりが激しいため、商品の投入、消滅に伴う効果が含まれてしまうためと思われる。

表 2: 弾力性推計値

	弾力性1(OLS)	弾力性2(OLS)	弾力性3(OLS)	弾力性1(WLS)	弾力性2(WLS)	弾力性3(WLS)	弾力性4(Balk)
count	1345	1345	1345	1345	1345	1345	1345
mean	16.093	11.660	6.673	32.177	17.462	7.680	2.334
sd	21.478	14.188	84.794	464.392	269.149	47.772	6.078
min	3.652	2.409	-260.528	2.910	1.162	-252.616	-181.851
p1	4.646	3.591	0.421	3.484	2.685	0.255	-0.907
p5	5.990	4.876	1.195	4.131	3.283	1.087	0.000
p10	6.813	5.415	1.496	4.475	3.667	1.514	0.875
p50	11.049	8.287	3.203	6.208	5.116	3.461	2.544
p90	26.087	18.711	7.283	17.507	10.562	8.945	3.865
p95	38.746	27.464	10.782	31.386	17.176	15.147	4.306
p99	91.945	73.708	28.586	178.022	93.197	56.632	5.781
max	439.489	221.126	2,989.236	12,361.040	9,721.833	1,146.172	97.289

注) いずれも、月次で集計し、前年同月からの乖離を用いた推計

弾力性1: 売上シェアと価格の変化率、弾力性2:数量と価格の変化率、弾力性3:容量単価を用いたBetween推計、弾力性4:Balk (1999)に従う弾力性

WLS: 売上により各財にウェイトをつけたWeighted Least Squares

OLS: Ordinary Least Squares

さらに詳細な記述統計に関しては、阿部他(2015)を参照のこと

表 3: 推計方法別弾力性間の相関行列

	弾力性1(OLS)	弾力性2(OLS)	弾力性3(OLS)	弾力性1(WLS)	弾力性2(WLS)	弾力性3(WLS)	弾力性4(Balk)
弾力性1(OLS)	1.0000						
弾力性2(OLS)	0.8674*	1.0000					
弾力性3(OLS)	0.0182*	0.0216*	1.0000				
弾力性1(WLS)	0.2556*	0.3561*	-0.0015	1.0000			
弾力性2(WLS)	0.3313*	0.4659*	-0.0002	0.8144*	1.0000		
弾力性3(WLS)	0.0417*	0.0444*	0.7077*	0.0001	0.0016	1.0000	
弾力性4(Balk)	-0.0287*	-0.0258*	0.0353*	-0.0366*	-0.0219*	0.0237*	1.0000

注1) いずれも、月次で集計し、前年同月からの乖離を用いた推計

注2) 弾力性1: 売上シェアと価格の変化率、弾力性2:数量と価格の変化率、弾力性3:容量単価を用いたBetween推計、弾力性4:Balk (1999)に従う弾力性

WLS: 売上により各財にウェイトをつけたWeighted Least Squares

OLS: Ordinary Least Squares

注3) *は5%有意であることを示す

5.2 COLI

COLIを推計する際は、まず品目内のCOLIを推計し、その後、支出シェアに関して基準時と比較時のシェアを用いたコブ・ダグラスに対応したLaspeyres-Konüs型およびPaasche-Konüs型COLIを計測し、その幾何平均(Fisher型COLI)を用いている。

図2_1は、基準時(前年同週)と比較時の二時点で販売記録のある商品(継続商品)に限定した

場合の、スーパーマーケットにおけるCOLIとSato-Vartia型価格指数を図示したものである²³。一見してわかるように、弾力性の推計値によらず、COLIはほぼ同一であり、弾力性情報を直接用いないSato-Vartia型指数とも、2014年以降を除けばほぼ一致する。2008年の資源価格高騰時の価格上昇、およびその後のリーマンショック時の価格低下、および2011年3月に生じた東日本大震災時の価格上昇と一年後の価格下落などが明確になっている。

次に、商品の変遷を考慮したFeenstra(1994)流のCOLIをプロットしたのが図2_2である。今度は、特に低い弾力性となっているBalk型(弾力性4)の値を用いる場合、他のCOLIやSato-Vartia型との乖離が著しくなっている。弾力性4を用いるCOLIは変動が激しいが、これは、 λ -Ratioの累乗である $1/(\sigma - 1)$ が非常に大きな値になるためであり、特に東日本大震災直後、物不足となった時点でのCOLIの上昇および、その一年後の下落が非常に大きな値となっている。 λ -Ratioの変動は図2-3で示しているが、特に震災直後とその一年後に λ -Ratioが大きく変動していることを窺うことが出来る。東日本大震災後、東日本の多くの地域で物不足となった一方、価格改定等はほとんど行われなかったことから、通常の価格指数では大規模な上昇とはならないが、Love of Varietyを重視するFeenstra(1994)型では、この、物不足が大きく反映されるのである。また、弾力性4に基づくFeenstra(1994)型では、2015年初頭に7%近い下落を示している。これは、当時、割高な新商品が多く登場し²⁴、継続商品に対する支出割合が低下し、 λ -Ratioが下落する一方、新たな割高な商品の価格情報そのものはCOLIには反映されないためと思われる。図2-3で観察される λ -Ratioの低下そのものは2015年初頭では大きなものではないが、品目によっては1に近い弾力性が附されており、 λ -Ratioの影響が拡大されてしまう。Feenstra(1994)流のCOLIは、多くの商品が割高な新商品に置き換わってしまう場合、生計費指数が低下する性質があり、生計費指数としては不自然な性質があることは否めない。

Feenstra (1994)型のCOLIは、効用水準がVarietyに依存しており、商品種類の増加は生計費指数を低下させる。これは、東日本大震災直後の東日本のように、店頭で販売されている商品の種類が激減した場合の経済厚生効果を把握するには適している。しかし、通常の景気循環において適用する場合、財間の代替の弾力性が一定であるという仮定が強いように思われる。例えば、家計にとってほとんど見分けのつかないような商品の種類が増えても、実質的に家計の選択肢は増加しておらず、経済厚生を改善するとは限らない。Feenstra (1994)型のCOLIをPOSデータに適用する場合は、その、各財間で代替の弾力性が同一であるという仮定が適切かどうかを真剣に考察する必要があると思われる。

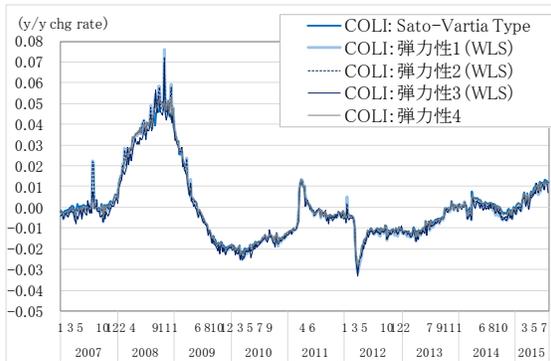
²³弾力性の推計値はWLSによるものを用いている。

²⁴一橋大学経済研究所経済社会リスク研究機構が作成している容量単価指数およびその要因分解の図表に(<http://risk.ier.hit-u.ac.jp/Japanese/nei/posuvpi.html>)によると、2014年末から2015年初頭にかけて、容量単価指数は前年に比べて2%程度の上昇となっているが、より割高な新商品の登場による押し上げが2%程度(割安な商品への代替が-1%、商品の値上げが+1%)となっており、この時期に割高な新商品が多く登場したことを示している。

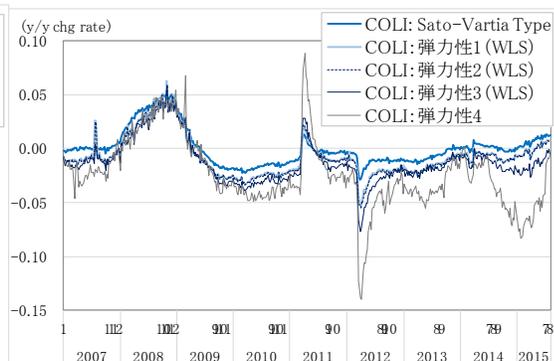
図2_4は標準的な価格指数と、本稿で計算された生計費指数を比較したものである²⁵。なお、Feenstra(1994)型COLIとしては、WLSの弾力性1の結果を用いている。Sato-Vartia型指数と容量単価指数は2013年までほぼ同一の動きを示しており、Feenstra (1994)流のCOLIも、レベルの差こそあれ、動きそのものは大きく異なる。しかしながら、容量単価指数とSato-Vartia型は2013年末から大きく乖離している。これは、2013年以降の価格変動は、それまでと異なるメカニズムが働いていたことを強く示唆している。例えば、2014年4月の消費税率改定や円安等の外的環境変化により、企業が容量単価の高い新商品を投入したことも考えられる²⁶。

図2: 生計費指数、価格指数及び λ -Ratioの推移

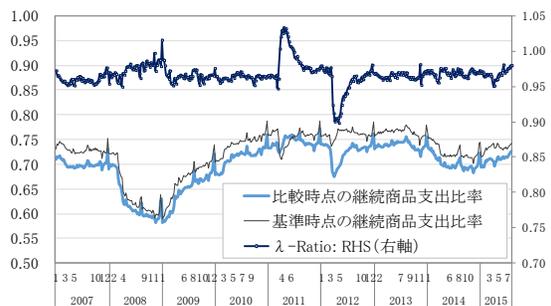
2_1: 継続商品限定COLI比較



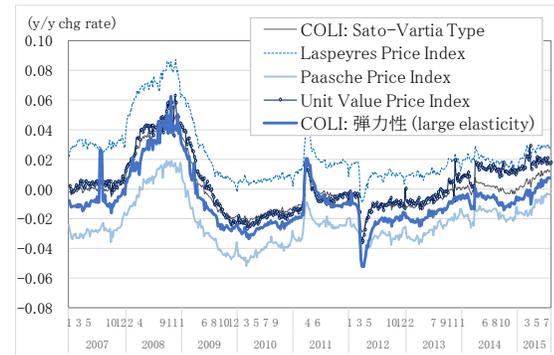
2_2: Feenstra型COLI



2_3: λ -Ratioと支出比率



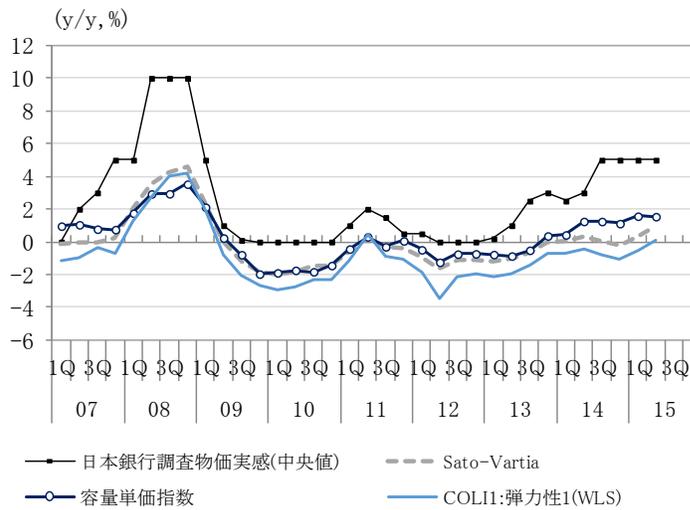
2_4: 価格指数間比較



²⁵ SRIに基づく容量単価指数の詳細については、Abe et al. (2015)を参照せよ。

²⁶ Abe et al. (2015)は、容量単価指数の寄与度分解を用い、消費税率改定前に企業が割高な商品を多数投入していたことを報告している。

図3: 日本銀行の価格サーベイと各種指数の関係



データ出所) SRI、日本銀行『生活意識に関するアンケート調査』

最後に、図3で、日本銀行が毎四半期行っている『生活意識に関するアンケート調査』の結果と指数の関係を見てみよう²⁷。『生活意識に関するアンケート調査』では、「一年前に比べ現在の「物価」は何パーセント変わったと思いますか(消費税率引き上げ分は含めずにご回答ください)」という質問があり、その中央値を図3はプロットしている。人々の意識調査の結果は全般的に高い傾向にあるが、特に2013年から一貫して上昇傾向にある。それに対し、Sato-VartiaやFeenstra(1994)型COLIは明確な上昇傾向を示しておらず、わずかながら、容量単価指数他の指数よりも早い時期に上昇しており、人々の認識する物価の動きに近いことがわかる²⁸。

[6] 結語

本研究では、大規模なPOSデータを用い、2007年以降の生計費指数及び価格指数を各種構築し、その特徴について考察した。基準時と比較時の二時点で販売記録のある継続商品に限定した場合、各種の生計費指数、物価指数に大きな違いはなく、非常によく似た動きとなる。これは、継続商品に限定する場合に限って、特に弾力性の推計等の効用関数を特定化する必要がないことを示している。しかしながら、新たに登場する商品の効果も考慮する場合、特に低い弾力性を

²⁷ 日本銀行は、全国満20歳以上の個人4000人を対象に、毎四半期、郵送重宝で景況感や物価、日本銀行の政策など、多様な項目に関する調査を行い公表している(http://www.boj.or.jp/research/o_survey/index.htm/)。

²⁸ なお、阿部他(2015)では、時差相互相関を計算し、容量単価指数が日銀のサーベイと高い相関を持つことを示している。

想定した場合のFeenstra (1994)型の生計費指数は非常に大きな変動を示し、2013年以降は極端に低下する。これは、Love of Varietyに依存するFeenstra型のCOLIが、この時期の価格変動を適切に反映できていないことを示唆している。一方、新商品と継続商品の価格差に注目する容量単価指数もまた、2013年までは他の生計費指数、価格指数とほぼ同様の動きを示しているが、それ以降は増加し、高い水準で安定している。これは、2013年以降とそれ以前では、価格変動のメカニズムが異なる可能性を示している。

POSデータを用いるマクロ経済分析は、端緒についたばかりであり、いまだ基本的な性質が解明されたとは言い難い。本研究は、特に価格弾力性の推計と生計費指数、価格指数の構築に関して包括的な考察を行い、継続商品に限定する場合と、新商品も考慮する場合とで指数の値が大きく異なることを示したが、その背後のメカニズム、すなわち、なぜ生産者が新商品を開発するのか、既存商品の値上げと割高な新商品の開発の間の意思決定をどのように行っているかなどの背後の経済的なメカニズムに関する考察は一切行っていない。また、複数得られた弾力性の間で、負の相関が生じる理由についても考察できておらず、今後に残された課題は多い。しかしながら、POSデータを用いることで、人々の「実感」とマクロ経済統計の間にあるギャップを埋める可能性があること、そして、硬直的と言われる商品の価格ダイナミクスにおいて、新商品の影響が大きいことを示したことは、今後の価格決定メカニズムの分析において重要な方向性を示したものと考えている。

<参考文献>

- 阿部修人、稲倉典子、遠田敏生、外木暁幸(2015)『POS データからみた生計費指数と物価指数： 数学 Appendix』 *RCESR Discussion Paper* 15-7.
- Abe, N., T. Enda, N. Inakura, and A. Tonogi (2015) “Effects of New Goods and Product Turnover on Price Indexes,” *RCESR Discussion Paper* 15-2.
- Abe, N., C. Moriguchi, and N. Inakura (2014) “The Impact of the Great East Japan Earthquake on Commodity Prices: New Evidence from High-Frequency Scanner Data,” *RCPD Working Paper* 12.
- Balk, B.M. (2000) “On Curing the CPI’s Substitution and New Goods Bias,” *Research paper* No. 0005 (Statistics Netherlands, Voorburg).
- Boskin, M.J. (Chair), E.R. Dullberger, R.J. Gordon, Z. Griliches, and Jorgenson, D.W. (1996) Final Report of the Commission to Study the Consumer Price Index (Boskin’s report). U.S. Senate, Committee on Finance, Washington DC: US Government Printing Office.
- ◇ Web address: [//www.socialsecurity.gov/history/reports/boskinrpt.html](http://www.socialsecurity.gov/history/reports/boskinrpt.html)

- Broda, C. and Weinstein, D.E. (2010) "Product creation and destruction: evidence and price implications," *American Economic Review*, 100, 691-723.
- Diewert, W.E. and von der Lippe, P. (2010) "Notes on unit value index bias," *Journal of Economics and Statistics*, 230(6), 690-708.
- Fattore, M. (2010) "Axiomatic properties of geo-logarithmic price indices," *Journal of Econometrics*, 156, 344-353/
- Feenstra, R.C. (1994) "New product varieties and the measurement of international prices," *American Economic Review*, 84(1), 157-77.
- Feenstra and Reinsdorf (2007) "Should Exact Number have Standard Errors? Theory and Application to Asian Growth," In *Hard to measure goods and Services: Essays in Honor of Zvi Griliches*, University of Cambridge Press.
- Guadagni, P. M. and J. D. C. Little (1983) "A Logit Model of Brand Choice Calibrated on Scanner Data," *Marketing Science*, 2(3), 203-238.
- Hottman, C. (2014) "Retail Markups, Misallocation, and Store Variety in the US," mimeo
- Handbury, J. and D. E. Weinstein (2014) "Goods Prices and Availability in Cities," *The Review of Economic Studies*, 48(10) 1293-1317.
- ILO (2004) Consumer Price Index manual: theory and practice.
- Konüs, A.A. (1939) "The Problem of the True Index of the Cost-of-Living," *Econometrica* 7, no. 1 (January): 1029.
- Midrigan, V. (2011) "Menu Costs, Multiproduct Firms, and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, 79, no.4. 1139-1180.
- Reinsdorf, M.B., Dorfinan, A.H. (1999) "The Sato-Vartia index and the monotonicity axiom," *Journal of Econometrics*, 90, 45-61
- Silver, M. (2009) "Unit value indices," Chapter 2. In Silver, M. (ed.), *Export and Import Price Index Manual*, IMF: Washington D.C.
- Silver, M. (2010) "The wrongs and rights of unit value indices," *Review of Income and Wealth*, 56, 206-223.