

# インフレーションの厚生費用の計測

- ベトナムのケース - \*

ブー・トウン・カイ†

## 要 約

本稿は貨幣需要関数を用いるBailey (1956)の方法を応用し、近年のベトナムのインフレーションの厚生費用を計測する。本稿の分析においてはセミログ貨幣需要関数とダブルログ貨幣需要関数の二つのケースを想定して推定を行う。分析結果は、ベトナムのインフレーションの厚生費用は年々増加している傾向にあり、インフレ率が高かった2008年や2010年においてはその厚生費用はGDPの約0.3～0.4%であるが、既存文献で報告されている結果よりも数倍小さいことを示している。

## 1. はじめに

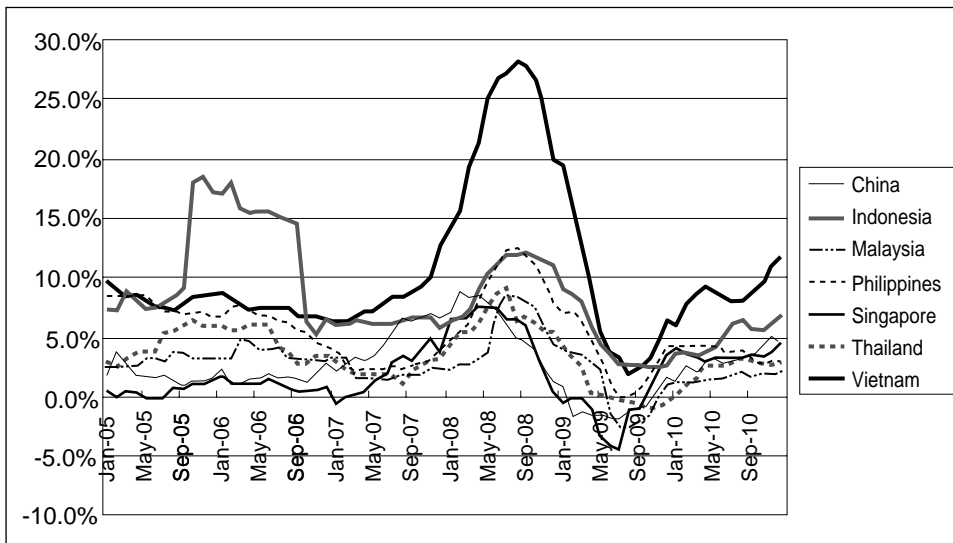
ベトナム経済はここ5年あまり慢性的なインフレーションに見舞われている。データをみると、ベトナムのインフレ率は、ピーク時の2008年には23.1%に達し、直近の2010年においても11.8%という二桁の数字を記録した。このようなインフレ率はベトナムのそれ以前の率と比較しても高く、また同期間における中国やASEAN諸国といった周辺の新興国のインフレ率と比較してもかなり高いものである(図1, 表5)。この持続的な高いインフレーションはベトナムのマクロ経済環境を不安定にし、国民の間の所得分配の歪みを発生させ、経済成長や貧困削減といった政府の長期的な目標を脅かしかねない。筆者はこれまでこのインフレーションの要因について分析してきた(Vu, 2012)。本稿ではインフレーションのコストを考えたい。

インフレーションによるコストを測ることはマクロ経済学における重要なテーマの一つである。マンキュー(2011)のテキストにも述べられているようにインフレーションの社会的コストには様々な種類が考えられる。例えば、インフレーションによって貨幣保有が減少し貨幣保有者がより頻繁に銀行に通わされることによる不便さ(靴底コスト)や売り手がより頻繁に価格を変更させられることによる価格変更費用(メニューコスト)、異なるグループの財の価格が異なる粘着性をもって変化するため財の相対価格にひずみが発生することによる非効率性、といったようなものである。また、インフレーションによって価格に関する不確

\* 本稿の研究計画を練る段階で塩路悦朗教授(一橋大学)から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。但し、本稿におけるあり得べき誤りはすべて筆者個人の責任に帰する。

† E-mail: vtkhai“at”econ.seikei.ac.jp.

実性が発生することも一種のコストである<sup>1</sup>。Bailey (1956) は上述のコストとは全く異なるもう一つのインフレーションのコストを指摘している。すなわち、インフレーションは名目利子率を上昇させ(フィッシャー効果)、貨幣保有の機会費用を増加させるということである。Bailey (1956) は、もしインフレーションをゼロまで低下させれば、名目利子率も一定の低水準(この場合実質利子率)まで低下するから、それにより発生する厚生(welfare)、または消費者余剰(consumers' surplus)の分をインフレーションの厚生費用と定義し、これを貨幣需要曲線の下面積として貨幣需要関数から計算することが可能であることを示している。Lucas (2000) はこのBailey (1956) の方法を用いて、データから貨幣需要関数を推計し、米国におけるインフレーションの厚生費用を算出している。本稿ではBailey (1956) とLucas (2000) の論文を参考に、ベトナムにおけるインフレーションの厚生費用の計測を試みる。第2節では簡単に計測方法を説明し、第3節ではベトナムデータを用いる貨幣需要関数の推定とその結果を述べる。第4節では、それに基づき算出された実際のインフレーションのコストの結果を報告する。第5節では結論を述べる。



出所：Vu(2012)

図1 2005年～2010年の期間におけるベトナムと近隣国のインフレーション

<sup>1</sup> さらに言うとも多くの途上国でよくみられているように、長期にわたるインフレーションは自国通貨の信認を失わせ、ドル化を引き起こし、金融政策の有効性を低下させるといったような悪影響を経済に及ぼし得る。これも一種のコストと考えられる。ベトナムのケースについては、Goujon (2006) はそのインフレーションとドル化現象を分析している。

## 2. 貨幣需要関数を用いるインフレーション厚生費用計算の方法

一般に実質貨幣需要 ( $m$ ) は名目利子率 ( $r$ ) と実質所得 ( $y$ ) の関数である。すなわち、

$$m = m(r, y) \quad (1)$$

(1) の貨幣需要関数から導出される逆関数  $r = r(m, y)$  は貨幣需要曲線の式である。いま、インフレーションはある一定の水準で、それに対応する名目利子率は  $r$  であるとする。前述のように、Bailey (1956) の方法を用いると、この水準のインフレーションによる厚生費用は貨幣需要曲線の下での面積であり、以下の積分で求められる。

$$w(r) = \int_{m(r)}^{m(r_0)} r(x) dx \quad (2)$$

但し、 $r_0$  はインフレーションがゼロであるときの名目利子率の値であり、フィッシャー方程式より  $r_0$  は実質利子率に等しい。(2) で示されるようにインフレーションの厚生費用は名目利子率の関数である。Lucas (2000) と同様に以下ではセミログ貨幣需要関数とダブルログ貨幣需要関数という2つのケースを考える。

### 2-1 セミログ貨幣需要関数

このケースの貨幣需要関数形は以下のとおりである。

$$m = e^{\alpha_0} e^{\alpha_1 r} y^{\alpha_2} \quad \text{または} \quad \ln m = \alpha_0 + \alpha_1 r + \alpha_2 \ln y \quad (3)$$

但し、 $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  は定数であり、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  は弾力性の係数である。データを用いて推定する際  $\alpha_1 < 0$  および  $\alpha_2 > 0$  と予想される。(3) の関数形の下で計算すると、(2) で定義されるインフレーションの厚生費用は次のとおりである。

$$w(r) = \frac{e^{\alpha_0} y^{\alpha_2}}{\alpha_1} \left[ \alpha_1 (r_0 e^{\alpha_1 r_0} - r e^{\alpha_1 r}) - (e^{\alpha_1 r_0} - e^{\alpha_1 r}) \right] \quad (4)$$

(4) の両辺を  $y$  で割ってやると、次のように厚生費用を対実質所得比に書き換えることができる。

$$\tilde{w}(r) \equiv \frac{w(r)}{y} = \frac{e^{\alpha_0} y^{\alpha_2 - 1}}{\alpha_1} \left[ \alpha_1 (r_0 e^{\alpha_1 r_0} - r e^{\alpha_1 r}) - (e^{\alpha_1 r_0} - e^{\alpha_1 r}) \right] \quad (5)$$

### 2-2 ダブルログ貨幣需要関数

このケースの貨幣需要関数形は以下のとおりである。

$$m = e^{\alpha_0} r^{\alpha_1} y^{\alpha_2} \quad \text{または} \quad \ln m = \alpha_0 + \alpha_1 \ln r + \alpha_2 \ln y \quad (6)$$

上記のケースと同様に計算すると、このケースにおける、対実質所得比で測る厚生費用は次のとおりである。

$$\tilde{w}(r) \equiv \frac{w(r)}{y} = \frac{\alpha_1 e^{\alpha_0} y^{\alpha_2 - 1}}{1 + \alpha_1} (r_0^{1 + \alpha_1} - r^{1 + \alpha_1}) \quad (7)$$

Lucas (2000) は米国の先行研究の結果に基づいて  $\alpha_2=1$  を仮定しているが、本稿ではこの制約を置かず、より一般の貨幣需要関数を想定する。この点は、後の第5節でみるように、対実質所得比で測るインフレーションの厚生費用 ( $\tilde{w}(r)$ ) の大きさを決めるのに重要である。なぜならば、(5) と (7) よりもし  $\alpha_2 \neq 1$  ならば、 $\tilde{w}(r)$  は所得にも依存し、 $\alpha_2 > 1$  の場合、 $\tilde{w}(r)$  は所得の増加関数だからである。

### 3. 貨幣需要関数の推定

本節ではベトナムのデータを用いて推定した貨幣需要関数の結果を報告する。前節でみたように、貨幣需要関数の推定に必要なデータは名目貨幣量、物価指数、実質GDP、および名目利子率のデータである。本稿で使用しているデータはすべて四半期データであり、サンプル期間は1999年第1四半期から2010年第2四半期である。名目貨幣量、物価指数、及び名目利子率のデータは国際通貨基金 (IMF) のInternational Financial Statistics CD-ROMから、実質GDPのデータはベトナム統計局 (General Statistics Office, GSO) のホームページから取った。名目貨幣量については要求払預金 (demand deposit) と現金通貨 (currency outside banks) の和 (M1) に準通貨 (quasi-money)<sup>2</sup> を加えるものを、物価指数については消費者物価指数 (CPI) を、名目利子率については12カ月物定期預金金利 (12-month deposit rate) を使用する。名目貨幣量、物価指数、および実質GDPのデータは季節調整済みである。

表1 セミログ貨幣需要関数推定の結果

説明変数名	係数		標準誤差	t値	p値
	記号	推計値			
定数項	0	-25.90	0.74	-34.98	0.00
名目利子率自然対数	1	-4.16	0.65	-6.40	0.00
実質GDP自然対数	2	3.03	0.07	30.23	0.00
決定係数	0.964		調整済み決定係数	0.963	

<sup>2</sup> ここでquasi-moneyとは外貨 (現金プラス預金) である。ベトナムのようなドル化が進行している新興国では、民間経済主体は一部の経済取引においてドルなどの外貨を使用している。そのため、貨幣量の統計に外貨量が含まれている。

表2 セミログ貨幣需要関数推定残差単位根検定の結果

帰無仮説： 残差は単位根をもっている		t値	p値*
Augmented Dickey-Fuller 検定		-3.14	0.03
棄却境界値：	1%水準	-3.58	
	5%水準	-2.93	
	10%水準	-2.60	
*MacKinnon (1996)片側検定のp値			

表3 ダブルログ貨幣需要関数推定の結果

説明変数名	係数		標準誤差	t値	p値
	記号	推計値			
定数項	0	-27.70	0.89	-30.99	0.00
名目利子率自然対数	1	-0.35	0.05	-6.78	0.00
実質GDP自然対数	2	3.08	0.07	30.01	0.00
決定係数	0.967		調整済み決定係数	0.966	

表4 ダブルログ貨幣需要関数推定残差単位根検定の結果

帰無仮説： 残差は単位根をもっている		t値	p値*
Augmented Dickey-Fuller 検定		-2.60	0.10
棄却境界値：	1%水準	-3.58	
	5%水準	-2.93	
	10%水準	-2.60	
*MacKinnon (1996)片側検定のp値			

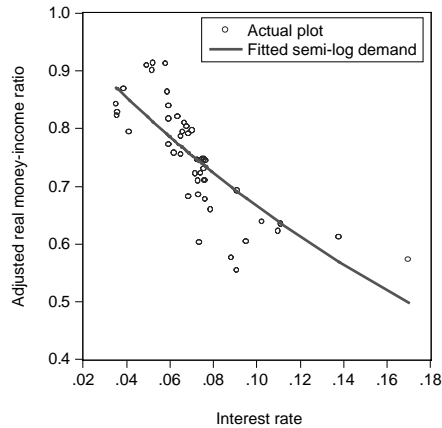


図2 データのプロットと推定された貨幣需要曲線 セミログ貨幣需要関数のケース

注：Adjusted real money-income ratioは $(m/y)/(e^{\alpha_0} y^{\alpha_2-1})$ として計算され(3)を参照のこと)、Interest rateは名目利子率で、Actual plotは実際のデータのプロットで、Fitted semi-log demandは推定された貨幣需要曲線である。推定された貨幣需要曲線を描く際にサンプルの平均点を通るように $y$ の値を設定する。

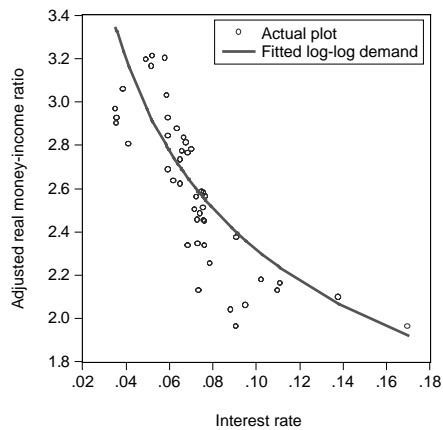


図3 データのプロットと推定された貨幣需要曲線 ダブルログ貨幣需要関数のケース

注：Adjusted real money-income ratioは $(m/y)/(e^{\alpha_0} y^{\alpha_2-1})$ として計算され(6)を参照のこと)、Interest rateは名目利子率で、Actual plotは実際のデータのプロットで、Fitted semi-log demandは推定された貨幣需要曲線である。推定された貨幣需要曲線を描く際にサンプルの平均点を通るように $y$ の値を設定する。

表1と3はそれぞれセミログ貨幣需要関数とダブルログ貨幣需要関数の推定結果を表す。いずれのケースにおいても推定された弾力性の係数は予想される符号をもち、1%水準で有意であることが分かる。所得弾力性の係数 $\beta_2$ は3を超えており、前節で述べた $\beta_2=1$ の制約を置かない方が適切であることが示唆される。また、利子率弾力性の係数 $\beta_1$ については、米国のデータを用いたLucas(2000)の推定結果はそれぞれのケースで-7.0と-0.5であるが、これに対して本稿の推定結果はそれぞれのケースで-4.1と-0.35と絶対値でより小さい。

表2と4は各ケースにおける残差の単位根検定の結果を示す。残差は単位根をもっているという帰無仮説は、セミログ貨幣需要関数のケースでは5%有意水準で、ダブルログ貨幣需要関数のケースでは10%有意水準で棄却され、推定残差は定常過程であると言える。また、この結果から実質貨幣需要と実質所得の間に共和分関係が存在していることが示唆される。<sup>3</sup>

図2と3は各ケースにおける実際のデータのプロットと推定された貨幣需要曲線を表す。いずれの図においても、推定された貨幣需要曲線は実際のデータから観察される利子率と実質貨幣需要所得比率の関係をかなりよく捉えることが分かる。さらに、セミログ貨幣需要関数のケースと比べダブルログ貨幣需要関数のケースの方が貨幣需要曲線の曲率が大きいと見てとれる。

#### 4. インフレーションの厚生費用

本節では第2節で説明した方法と第3節で示した推定結果に基づいて算出された近年のベトナムのインフレーションの厚生費用を算出する。その結果は表5で表される。結果算出の際に、1996年～2005年の期間における名目利子率とインフレ率の平均をとり、その差を求めて実質利子率( $r$ )のデータとして使用する。その値は4.0%である。この値と各年の実際の名目利子率のデータを(5)と(7)に代入し、インフレーションの厚生費用を求める。

<sup>3</sup> 勿論、実質貨幣需要と実質所得の単位根検定を行う必要があるが、ここではその結果を割愛する。

表5 ベトナムにおけるインフレーションの厚生費用の算出結果

年	インフレ率	名目利子率	インフレーションの厚生費用(対GDP比)	
			セミログ貨幣需要 関数のケース	ダブルログ貨幣需要 関数のケース
2000	-1.6%	6.2%	0.01%	0.02%
2001	-0.5%	6.8%	0.02%	0.05%
2002	4.0%	7.8%	0.03%	0.07%
2003	3.2%	7.2%	0.04%	0.08%
2004	7.8%	7.6%	0.04%	0.09%
2005	8.3%	8.4%	0.06%	0.13%
2006	7.1%	8.4%	0.08%	0.16%
2007	8.3%	8.8%	0.10%	0.18%
2008	23.1%	13.5%	0.30%	0.36%
2009	5.9%	10.4%	0.14%	0.25%
2010	11.8%	11.5%	0.25%	0.37%

注：インフレ率と名目利子率のデータ出所はADB(2011)である。インフレーションの厚生費用は筆者の計算である。

表5から次の事実が観察される。第一には、セミログ貨幣需要のケースよりもダブルログ貨幣需要のケースの方がインフレーションの厚生費用が大きく出ており、その差は大きい年(例えば2009年と2010年)では0.1%ほどであるということである。これは、先行研究でも指摘されている点であるが、インフレーションの厚生費用の結果は貨幣需要関数形に依存するということを示している。第二には、ベトナムのインフレーションの厚生費用は年々増加している傾向があることである。インフレ率が低かった2000年代前半ではその厚生費用も低かったが、インフレ率が高くなった2000年代後半ではその厚生費用も高くなった。特に2008年や2010年においては、セミログ貨幣需要関数とダブルログ貨幣需要関数のいずれのケースでもインフレーションの厚生費用はGDPの約0.3%~0.4%に上った。この結果の背後には、利子率弾力性の係数が小さいこともそうであるが、所得弾力性の係数が1よりもかなり大きいことも大きく影響していると考えられる。なぜならば、第3節で述べたように所得弾力性の係数が1より大きい場合、(対実質所得比で測る)インフレーションの厚生費用は所得の増加関数であり、ベトナムでは年々経済が成長し所得が増加しているからその分インフレーションの厚生費用を押し上げるからである。また、先行研究の結果をみるとLucas(2000)では米国の場合名目利子率が14%のときインフレーションの厚生費用はGDPの約1%強と報告されているが、本稿の結果はそれよりも数倍ほど小さい。



## 5. 結論

本稿はBailey (1956)の方法を用いて、近年のベトナムのインフレーションの厚生費用を計測する。その方法の特徴は、インフレーションの厚生費用を、インフレーションが名目利子率を実質利子率以上に押し上げ、それによって発生する貨幣保有の機会費用の増加分として定義し貨幣需要曲線の下面積として求める、ということである。本稿の分析においてセミログ貨幣需要関数とダブルログ貨幣需要関数を推定する。分析結果によると、ベトナムのインフレーションの厚生費用は年々増加している傾向にあり、インフレ率が高かった2008年や2010年においてはその厚生費用はGDPの約0.3%~0.4%であるが、既存文献の数字よりも数倍小さい。今後の課題としては、本稿で用いる手法を、ベトナムと同じく近年インフレーションが上昇している傾向にあるアジア諸国のケースに応用し、本稿で算出された結果と比較することである。また、Box-Cox変換を用いてデータとよりよくフィットする貨幣需要関数を推定し、その下で結果がどう変わるかをみるのも興味深い拡張であろう。

(成蹊大学経済学部助教)

## 参考文献

- Asian Development Bank (ADB), Key Indicators for Asia and the Pacific 2011. 次のホームページよりデータ入手 [www.adb.org/statistics](http://www.adb.org/statistics).
- Bailey, Martin J. (1956), "The Welfare Cost of Inflationary Finance," *Journal of Political Economy*, 64, 93-110.
- General Statistics Office (GSO), Vietnamese Government. 次のホームページよりデータ入手 [www.gso.gov.vn](http://www.gso.gov.vn).
- Goujon, Michaël (2006), "Fighting Inflation in a Dollarized Economy: The Case of Vietnam," *Journal of Comparative Economics*, 34, 564-581.
- Lucas, Robert E. Jr. (2000), "Inflation and Welfare," *Econometrica*, 68, 247-74.
- Vu, Tuan Khai (2012), "The Sources of Recent Inflation in Vietnam: Evidence from a VAR with Sign Restrictions," 東京経済研究センター (TCER) ワーキングペーパー-E-43.
- マンキュー, グレゴリー (2011), *マクロ経済学I 第3版*, 第4章 貨幣とインフレーション, 足立英之・地主敏樹・中谷武 [訳], 東洋経済新報社.