

アジア太平洋研究所資料

15—02

**日米の超短期経済予測と ASEAN CQM LINK SYSTEM 構築  
研究会報告書**

**—ミャンマーとカンボジアにおける  
CQM 構築の可能性調査—  
(2014 年度)**

2015年3月

一般財団法人 アジア太平洋研究所



この報告書は我々のプロジェクト「日米の超短期経済予測とASEANへの適用可能性」の一部であり、ASEAN 諸国の超短期経済モデル (CQM\*) 構築に必要なハイフリークエンシー (High Frequency) 統計と国民所得・生産勘定表 (NIPA) のデータインフラの整備を調査したものである。

日米のCQM はすでに構築されており、このプロジェクトにおいては毎週、毎月末に日米のCQM 予測が行われ、その結果をもとに日米経済の景気動向に関するCQMレポートがアジア太平洋研究所のホームページに掲載されている。これらの日米のCQM予測に見られるように、CQM 予測は景気の現状を常に数値とトレンドで表すことができ、また景気の転換点を市場のコンセンサスより少なくとも1ヶ月早く指摘できるなどの特徴がある。これは、政策当局 (特に、金融政策者)、エコノミスト、投資家、経営者などの政策決定に価値ある情報となる。特に、経済のグローバル化が急速に進展し、各国の相互依存が高まる中で、ハイフリークエンシー統計を用いた現状の景気判断は欠かせない。それ故、日米経済のCQM をASEAN 経済にまで拡大する日米—ASEAN CQM LINK 構想が生まれた。その第1ステップとして、2012年度においてASEAN 中のマレーシア、フィリピン、タイ、第2ステップとして、2013年度においてシンガポール、インドネシア、ベトナムのそれぞれの経済に対してCQM構築の可能性を調査した。さらに第3ステップとして、2014年度においてミャンマー、カンボジアのそれぞれの経済に対してCQM構築の可能性を調査し、その結果をまとめたのがこの報告書である。

\* Current Quarter Model

<キーワード>

超短期経済モデル (CQM) 、High Frequency Data、ASEAN CQM LINK

<研究体制>

リサーチリーダー 熊坂 侑三 ITeconomy Advisors, LLC

リサーチャー 稲田 義久 APIR数量経済分析センター長

2015 年3 月31 日

一般財団法人 アジア太平洋研究所

日米の超短期経済予測とASEAN CQM LINK SYSTEM構築

リサーチリーダー 熊坂侑三

(ITeconomy Advisors, LLC)

本研究会での研究は、アジア太平洋研究所のサポートのもとで行われました。しかし、報告書の見解はアジア太平洋研究所とは独立のものであり、報告書に関する全ての責任はリサーチリーダーにあります。

日米の超短期経済予測とASEAN CQM LINK SYSTEM構築研究会報告書  
－ミャンマーとカンボジアにおけるCQM構築の可能性調査－（2014年度）

目次

1. 始めに .....	1
2. カンボジアの国民所得統計 .....	2
3. ミャンマーの国民所得統計 .....	4
4. 主成分分析の CQM への応用 .....	5
5. 結論 .....	10

## 1. 始めに

ASEAN 諸国の CQM 構築の可能性を 2012 年度には、マレーシア、フィリピン、タイにおいて行い、2013 年度にはシンガポール、インドネシア、ベトナムについて行った。ベトナム以外の 5 か国においては、国民所得が十分に整備されており、支出・生産の両サイドからの CQM 構築の可能性が確認された。ベトナムの国民所得においては支出サイドからの統計が年ベースである一方、生産サイドからの統計が四半期になっていることから主成分分析を用いた CQM の構築が可能となる。

2014 年度には、カンボジア経済とミャンマー経済における CQM 構築の可能性を調査したが、両国の国民所得は年ベースであり、現時点における両国の CQM 構築は不可能である。更に、統計の発表に関して 2015 年 3 月時点において、カンボジアに関しては 2014 年までの GDP 統計が発表されているが、ミャンマーに関しては 2011 年までの GDP 統計までとなっている。

CQM の理論、特徴に関しては 2012 年度と 2013 年度の“日米アセアン経済の超短期経済予測研究会報告書”を参照して頂きたい。今回の報告書においては、四半期 GDP が整備されるならば、仮にハイフリークエンシー経済統計が限られていても、CQM 構築に応用できる主成分分析によるアプローチを簡単に紹介する。

## 2. カンボジアの国民所得統計

2015年3月時点において発表されている国民所得統計（NIPA）を調べると、2014年において一人当たりGDPが1,000ドルを超えている（表2.1）。表2.2の自国通貨の名目GDP伸び率でみると、その伸び率は2008年の19.8%から2009年には2.6%へと大幅に低下し、カンボジア経済も2009年のファイナンシャルショックの影響を受けたのであろうか。

GDPに関しては年ベースで1993年-2014年とNIPAは整備されているが、生産サイドの各産業レベル（農業、製造業、サービス）に関しては2010年までしか公表されていない。支出サイド（最終消費、政府支出、固定資本形成、在庫、輸出入）の統計も2010年までしか公表されていない。

CQM構築にとって重要な四半期統計は2005Q3-2007Q4のみとなっており、現時点におけるカンボジア経済のCQM構築は主成分分析からのアプローチも不可能と結論せざるを得ない。

	名目GDP (USD million)	名目GDP (KHR)	一人当たりGDP (USD)	一人当たりGDP (KHR)
1993	2,473	6,793,500	228	637
1994	2,760	7,092,300	247	635
1995	3,419	8,437,700	297	733
1996	3,481	9,190,700	295	778
1997	3,387	10,129,500	281	839
1998	3,106	11,718,800	253	955
1999	3,507	13,407,500	282	1075
2000	3,649	14,089,300	290	1111
2001	3,984	15,578,700	312	1212
2002	4,280	16,780,538	331	1279
2003	4,663	18,535,164	356	1389
2004	5,339	21,438,339	402	1575
2005	6,293	25,754,291	487	1858
2006	7,275	29,849,146	558	2105
2007	8,631	35,042,181	656	2700
2008	10,337	41,968,000	760	3100
2009	10,400	43,057,000	753	3200
2010	11,634	47,048,000	830	3400
2011	12,965	52,069,000	911	3700
2012	14,054	56,682,000	973	3900
2013	15,251	61,390,000	1043	4200
2014	16,880	67,772,000	1135	4600

KHR：カンボジア通貨単位リエル、2015年3月時点 U.S.\$1=4,020 KHR

表2.2 カンボジアの名目GDP、一人当たりGDPの伸び率				
	名目GDP (USD million)	名目GDP (KHR)	一人当たりGDP (USD)	一人当たりGDP (KHR)
1994	11.6	4.4	8.3	-0.3
1995	23.9	19.0	20.2	15.4
1996	1.8	8.9	-0.7	6.1
1997	-2.7	10.2	-4.7	7.8
1998	-8.3	15.7	-10.0	13.8
1999	12.9	14.4	11.5	12.6
2000	4.0	5.1	2.8	3.3
2001	9.2	10.6	7.6	9.1
2002	7.4	7.7	6.1	5.5
2003	8.9	10.5	7.6	8.6
2004	14.5	15.7	12.9	13.4
2005	17.9	20.1	21.1	18.0
2006	15.6	15.9	14.6	13.3
2007	18.6	17.4	17.6	28.3
2008	19.8	19.8	15.9	14.8
2009	0.6	2.6	-0.9	3.2
2010	11.9	9.3	10.2	6.3
2011	11.4	10.7	9.8	8.8
2012	8.4	8.9	6.8	5.4
2013	8.5	8.3	7.2	7.7
2014	10.7	10.4	8.8	9.5

### 3. ミャンマーの国民所得統計

2015年3月時点におけるミャンマーの公表されている国民所得統計（NIPA）は年次で2002年-2011年と3年ものラグがある。1ドル=1.027Kyat（NMK）でドル計算をすると2011年の一人当たりGDPは\$649であり、年率15%の伸び率を想定すると2014年には\$1,135と\$1,000を超え、カンボジアと同じ程度の一人当たりGDPとなっていると考えられる。しかし、カンボジアと同様に、主成分分析からのCQM構築にもまだまだ時間がかかる。

	名目GDP USD	名目GDP NMK mil.	一人当たりGDP USD	一人当たりGDP NMK
2002	3,455	3,548,472	68	69,390
2003	5,477	5,625,255	105	107,823
2004	7,514	7,716,616	141	144,984
2005	8,840	9,078,928	163	167,202
2006	11,964	12,286,765	216	221,799
2007	16,410	16,852,758	290	298,200
2008	22,723	23,336,113	395	405,817
2009	28,465	29,233,288	488	500,767
2010	33,003	33,894,039	558	573,212
2011	38,799	39,846,694	649	666,556

	名目GDP USD	名目GDP NMK mil.	一人当たりGDP USD	一人当たりGDP NMK
2003	59	59	55	55
2004	37	37	34	34
2005	18	18	15	15
2006	35	35	33	33
2007	37	37	34	34
2008	38	38	36	36
2009	25	25	23	23
2010	16	16	14	14
2011	18	18	16	16

#### 4. 主成分分析の CQM への応用

主成分分析によるアプローチはどの国の経済成長率も多くの変数が相互に関係しているという一般的な考え方に基づいている。すなわち、どんなに重要と思われる一つの経済活動もそれだけでは経済全体を説明することはできない。それ故、我々は多くの時系列データを調べ、経済に重要な影響を持つと思われる主要な系列を選び出す。その時、回帰分析を行うにあたって標本の自由度を確保するために、説明変数の数を制限する必要がある。その時に役立つのが主成分分析である。あるいは、説明変数（ハイフリークエンシー統計）の統計が十分に整備されていない状況でも、回帰分析が行える方法ともいえる。

経済全体の動きを表すために主要な経済変数を選び出し、それらの線形関数として推定される主成分分析は大規模な構造方程式からなる計量経済モデルに対する簡便な手段として役立つ。経済全体の動きを見るためには、通常多くの経済指標が考慮されなければならないが、主成分分析は実際に観測されるデータが少ない場合にも役立つ。むしろ、現実的な問題として、十分な月次経済統計が整備されていない国において主成分分析による経済予測は有効になる。更に、説明変数間に強い相関関係をもつ多重共線性 (multicollinearity) がある時、主成分分析は非常に役立つ。

主成分分析は Karl Pearson (1901) によって最初に開発された。その後 30 年経ち、Hotelling (1933) によって計算方法が導入された。目的は  $k$  個の変数  $X_1, X_2, \dots, X_k$  を探し、それらの組み合わせから相互に関連しない  $k$  個の主成分  $Z_1, Z_2, \dots, Z_k$  を作り出す (Anderson, 1984; Johnston, 1984; Manly, 1986; Stone, 1947; Theil, 1971)。主成分の  $k$  個の  $Z$  の間に相関がないということが特徴である。その理由は、それぞれの主成分が元のデータから特殊な情報を引き出すということである。主成分はその説明力に応じて順位がつけられる。例えば、 $Z_1$  が最も大きい分散を表し、 $Z_2$  が次に大きな分散を表すというようにである。分散が大きい  $Z$  ほど、説明力が高いと考えられる。すなわち、 $\text{Var}(Z_1) \geq \text{Var}(Z_2) \dots \geq \text{Var}(Z_k)$  の関係がある。もしも、オリジナルなデータが相互に相関がなければ、主成分分析の方法はデータ数の減少問題に寄与しない。効率的な主成分分析ではオリジナルなデータ変数が相互に強い相関がある時に得られる。例えば、数百のオリジナルな指標から得られる情報がたったいくつかの主成分によって表されるからである。

主成分分析は  $n$  標本期間における  $k$  個の変数の選択から始まる。最初の主成分

は  $X_1, X_2, \dots, X_k$  の線形関係で  $Z_1 = a_{11}X_1 + a_{21}X_2 + \dots + a_{k1}X_k$ ; と表すことができる。この時の制約条件は  $a_{11}^2 + a_{21}^2 + \dots + a_{k1}^2 = 1$  であり、 $Z_1$  の分散が最大になるように  $a_{11}$  決定される。この制約条件がなければ、 $\text{Var}(Z_1)$  は  $a_{j1}$  を増加することで更に大きくすることができる。第2の主成分は  $Z_2 = a_{12}X_1 + a_{22}X_2 + \dots + a_{k2}X_k$  で表され、制約条件は  $Z_1$  と同じように  $a_{12}^2 + a_{22}^2 + \dots + a_{k2}^2 = 1$  の下で  $Z_2$  の分散が最大化される  $a_{22}$  が決定される。しかし、この時  $Z_1$  と  $Z_2$  に相関関係がないという制約条件が追加される。

結局、主成分分析はサンプルの共分散マトリックスの固有値を求めることになる。主成分の分散はその共分散マトリックスの固有値である。k個の固有値が存在し、そのいくつかはゼロになる可能性もある。しかし、共分散マトリックスがプラスであることから固有値はマイナスにはならない。固有値が次のような順序にあると仮定しよう、 $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_k > 0$ 、その時  $\lambda_i$  は主成分  $Z_i = a_{1i}X_1 + a_{2i}X_2 + \dots + a_{ki}X_k$  に対応し、 $V(Z_i) = \lambda_i$  となる。固有値の特徴はそれらの和が共分散マトリックスの対角の和になっていることだ。すなわち、 $\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_k = V_{11} + V_{22} + \dots + V_{kk}$  となっている。対角線上の要素はオリジナルの変数である  $X$  の分散である。

ある特定の1変数が主成分に大きな影響を与えるのを防ぐために、通常オリジナルな変数は平均0、分散1のデータ系列に標準化される。従って、共分散マトリックスというよりは、相関マトリックスとなる。それ故、固有値の和は変数の数  $k$  と同じになる。固有値が大きくなればなるほど、説明される全体の分散へのその変数の影響は大きくなる。主成分の係数である固有値の要素は主成分とオリジナルの変数との相関係数でもある。

主成分の数を決定する幾つかの方法がある。よく使われるルールとして、分散が1になるまでの要素を選ぶ方法がある。あるいは、90%とか大部分を説明するまでの主成分を選ぶ方法もある。もしも、オリジナル変数間の相関が高い時、1つかあるいは数少ない主成分で分散の90%以上を説明することができる。その時は、1つか2つの固有値が1より大きくなる。一方、オリジナル変数間の相関が非常に弱い場合には、1以上の固有値はほとんどなく、同時に1よりも非常に小さい固有値の数も少なくなる。このような場合には、オリジナルデータの分散の90%を説明する主成分の数は多くなる。仮に  $X$  を  $k$  個の変数の  $n$  サンプル数からなるマトリックスとする。各要素は標本期間のそれぞれの平均から

の差として表されているとする。これは、目的がデータの分散にあるからである。

問題はオリジナル変数の線形関数を決定することである。制約はそれぞれの線形関係に相関関係がなく、最大の分散をもつものから順次主成分( $z_{1t} \dots z_{kt}$ )を決定していくことである。

$$z_{1t} = a_{11}x_{1t} + a_{21}x_{2t} + \dots + a_{k1}x_{kt}, \quad t=1, 2, \dots, n$$

マトリックスで表現すると、

$Z_1 = X a_1$ , この時  $Z_1$  は  $n$  要素ベクトル、 $a_1$  は  $k$  要素ベクトル。  $z_1$  の 2 乗の和は  $Z_1' Z_1 = a_1' X' X a_1$ 。

目的は  $a_1' a_1 = 1$  の制約の下で  $Z_1' Z_1$  を最大にする  $a_1$  を選ぶことにある。この制約がなければ、分散 ( $Z_1' Z_1$ ) は無限に大きくなりうる。

$\phi = a_1' X' X a_1 - \lambda_1 (a_1' a_1 - 1)$ , この時  $\lambda_1$  は ラグランジアン定数。 編微分することから次式が得られる。

$$(\partial \phi / \partial a_1) = 2 X' X a_1 - 2 \lambda_1 a_1 = 0 \quad \text{から}$$

$$(X' X) a_1 = \lambda_1 a_1 \quad \text{が得られる。}$$

すなわち  $a_1$  は  $X' X$  の固有値ベクトルであり、その根は  $\lambda_1$ 。

$$Z_1' Z_1 = a_1' X' X a_1 = a_1' \lambda_1 a_1 = \lambda_1$$

従って  $\lambda_1$  は  $X' X$  の最大の固有値として選ばれる。完全に共線性のない  $X' X$  マトリックスは有限な正の値であり、正の固有値を持つ。 $Z_1$  が  $X$  の最初の主成分となる。

$Z_2 = X a_2$  を満たす第 2 の主成分を求めると次のようになる。 $Z_2$  は  $n$  要素のベクトル、 $a_2$  は  $k$  要素のベクトル。 $z_2$  の 2 乗の和は  $Z_2' Z_2 = a_2' X' X a_2$ 。問題は  $a_2' a_2 = 1$  と  $a_1' a_2 = 0$  の条件のもとで、 $a_2' X' X a_2$  を最大にする  $a_2$  を選ぶことである。第 2 の条件は  $Z_2$  が  $Z_1$  とは相関のないことを意味している。

$$a_1' X' X a_2 = \lambda_1, \quad a_2' a_2 = 1 \quad \text{制約条件 } a_1' a_2 = 0,$$

$\phi = a_2' X' X a_2 - \lambda_2 (a_2' a_2 - 1) - \mu (a_1' a_2)$ , この時  $\lambda_2$  と  $\mu$  はラグランジアン乗数。編微分をとることで次の式が得られる。

$$(\partial \phi / \partial a_2) = 2 X' X a_2 - 2 \lambda_2 a_2 - \mu a_1 = 0$$

$a_1'$  をまえからかけて

$$2a_1' X' X a_2 - 2\lambda_2 a_1' a_2 - \mu a_1' a_1 = 0$$

$X' X a_1 = \lambda_1 a_1$  であるから

$$a_2' X' X a_1 = \lambda_1 a_2' a_1 = 0$$

このように、 $\mu=0$  ,  $(X' X)a_2 = \lambda_2 a_2$  。 故、 $\lambda_2$  が  $X' X$  の 2 番目に大きい根として選ばれる。このプロセスが k 番目の根を求めるまで続けて行われる。

主成分分析アプローチを理解しやすくするために、米国経済の CQM に使われる主成分分析の具体例を示す。名目 GDP、実質 GDP、GDP 価格デフレーター の 3 つの項目のうち 2 つを主成分から予測し、残りの 1 つを恒等式として求めればよい（テクニカルには実質値がチェーンウエイト方法から求められているが、CQM 予測の応用から問題はない。）

名目 GDP、実質 GDP、GDP 価格デフレーターのうちどの 2 つを選ぶかは、サンプル期間をいろいろ変更し、精度の高い 2 つを選ぶのがよい。以下は、米国の名目 GDP、実質 GDP、GDP 価格デフレーターを説明する主成分を形成するために選ばれた月次経済統計である。

#### 名目 GDP の主成分構成に選ばれた月次経済指標

- 製造業出荷
- 製造業新規受注
- 製造業受注残高
- 名目個人所得
- マネーサプライ
- 小売販売
- 金利
- 資本形成指数

#### 実質 GDP の主成分構成に選ばれた月次経済指標

- 生産者物価指数でデフレートした製造業出荷
- 生産者物価指数でデフレートした製造業新規受注
- 生産者物価指数でデフレートした製造業受注残高
- 消費者物価指数でデフレートした名目個人所得

- 消費者物価指数でデフレートしたマネーサプライ
- 消費者物価指数でデフレートした小売販売
- 実質金利
- 鉱工業生産指数
- 雇用
- 平均週労働時間

GDP 価格デフレーターの主成分構成に選ばれた月次経済指標

- 生産者物価指数、最終財
- 生産者物価指数、中間財
- 消費者物価指数
- 平均時間当たり所得
- 平均週労働時間
- 輸入価格指数
- 農産物価格指数

## 5. 結論

最近になりアトランタ連銀も GDPNow フォーキャストを始めたように、CQM タイプの経済予測への需要が非常に高まっている。すでに、タイ政府機関、フィリピン政府機関では、CQM 構築への需要がでてきている。

2012-14 年度にかけて、日米の CQM に ASEAN 諸国の CQM を加えた、日米-ASEAN CQM LINK システムの構築への可能性を調査した。ASEAN 諸国において、インドネシア、シンガポール、タイ、フィリピン、マレーシアでは支出・生産サイドからの CQM 構築は可能であり、ベトナムにおいては主成分分析アプローチによる CQM 構築が可能であることが理解できた。

今後、経済のグローバル化がますます進展していくなかで、IT 革新を応用した CQM タイプの経済予測が経済政策者、エコノミスト、企業経営者、投資家などに一層に重要になっていく。APIR 主導のもとで、日米-ASEAN CQM LINK システムを構築し、日米経済、ASEAN 経済の“NOW フォーキャスト”を日々発信していくことは APIR にとってこれらの地域への非常に大きな貢献となる。

## 参考文献

- Anderson, T.W. (1984). *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis (2<sup>nd</sup> ed.)*. John Wiley. New York.
- Hotelling, Harold (1933), "Analysis of a complex of statistical variables into principal components", *Journal of Educational Psychology*, Vol. 24, pp. 417-441 (September), and pp. 498-520 (October)
- Johnston, J. (1984), *Econometric Methods (3<sup>rd</sup> ed.)* McGraw-Hill Book Company. New York.
- Klein, L.R. and J. Yong Park (1993). "Economic Forecasting at High-Frequency Intervals". *Journal of Forecasting*, Vol. 12. pp. 301-319.
- Klein, L.R. and J. Yong Park (1995). "The University of Pennsylvania Model for High-Frequency Economic Forecasting". *Economic & Financial Modelling*, Autumn 1995. pp. 95-146.
- Stone, R. (1947). "On the Interdependence of Blocks of Transactions", *Supplement to the Journal of the Royal Statistical Society IX (1, 1947)*, 1-45.
- Theil, Henri (1971), *Principles of Econometrics*, John Wiley & Sons. New York.

日米の超短期経済予測 ASEAN CQM LINK SYSTEM 構築研究会報告書  
－ ミャンマーとカンボジアにおける CQM 構築の可能性調査 －

---

発 行 日            2015（平成 27）年 3 月  
発 行 所            〒530-0011  
                         大阪市北区大深町 3 番 1 号  
                         グランフロント大阪 ナレッジキャピタル  
                         タワーC 7 階  
                         一般財団法人 アジア太平洋研究所  
                         Asia Pacific Institute of Research (APIR)  
                         TEL (06) 6485-7690（代表）  
                         FAX (06) 6485-7689  
発 行 者            岩 城 吉 信

---

ISBN 978-4-87769-363-3

ISBN 978-4-87769-363-3