

第4章 アジア長期需要成長の計量モデルに向けて

著者	野上 裕生
権利	Copyrights 日本貿易振興機構（ジェトロ）アジア 経済研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
シリーズタイトル	調査研究報告書
雑誌名	開発途上国のマクロ計量モデル
ページ	1-23
発行年	2010-03
出版者	日本貿易振興機構アジア経済研究所
URL	http://hdl.handle.net/2344/1016

第4章

アジア長期需要成長の計量モデルに向けて

野上 裕生

要約：

本章の目的はアジアの新しい経済成長を内需主導で実現するために必要な施策を考えるために内需の決定要因に関する予備的考察を行うことである。これまで需要制約を重視する計量モデルは短期のケインズモデルと考えられてきた。しかし今後は消費を中心にした内需の成長がアジアの成長の重要な要因となるだろう。本章では人口学的要因を考慮した消費関数を推計する簡便な定式化を試みる。

キーワード：

世帯構造、消費関数、耐久消費財、長期需要成長

はじめに

本章の目的はアジアの新しい経済成長を内需主導で実現するために必要な施策を考えるために内需の決定要因に関する予備的考察を行うことである。これまで需要制約を重視する計量モデルは短期のケインズモデルと考えられてきた。しかし経済発展の原動力を分業に求めたアダム・スミスでさえ、「分業は市場の広さによって制限される」と述べて、長期経済成長でも市場や需要の制約を強調していた(スミス[1969:87-92])。このような視点は今後のアジアの成長を見る時にも有用である。本章では内需の重要な項目である消費支出の長期変動に対して人口の年齢構造や世帯規模等の変化が与える影響を分析し、内需の維持と拡大への指針を探ってみたい。

第1節 アジアの内需と人口

1. 日本の高度成長と内需の役割

経済発展に対する市場の広さ(需要)の意義を指摘した研究はいくつか公表されている。たとえば吉川洋[1992:82-87]は、日本の高度成長が内需主導であった要因を解説している。日本の高度成長期には農村から都市への人口移動、そして三世同居家族から核家族、単身世帯への変化は広範な需要を生み出し、それが日本の高度成長を内需主導のものにした。三世同居していれば一つで十分であった洗濯機や冷蔵庫も、都

市に新しい世帯が形成されればもう一つ余計に必要なになる。そして耐久消費財の普及を主導したのは都市であった。それが設備投資を支える究極的な要因だった。また高度成長期は能力拡大型の設備投資が行われており、1970年代以降の合理化・省力化投資（それに伴う資本係数の上昇）とは違った影響を持った。半導体産業のように多くの産業で企業・工場レベルでの規模の経済（特に学習効果）が存在するが、これは需要が十分に成長した場合にかぎり結実する。たとえば日本はアメリカと違って軍需が存在しなかったが、その空白を埋めるものとして卓上計算機（電卓）に対する広範な市場が存在した。このために日本の内需主導の高度成長期では多くの耐久消費財の価格も急激に低下していった（吉川洋[1992:366-374]）。産業部門にとっても大きな潜在需要能力を持った国内市場は、企業が大きなリスクを伴わずに投資できるという意味で魅力があった（牧厚志[1998:74]）。

2. アジアの人口構造と消費活動

日本では耐久消費財の需要と人口構造の変化が密接に関連して内需主導の高度成長が実現した。このようなメカニズムがアジアでは実現できるのか、という問題を考えてみたい。一般に、耐久消費財の普及は社会経済的要因、家族構成の変化と結びついている。冷蔵庫や洗濯機といった耐久消費財は家政婦や主婦の家事労働の代替、そして家族労働を、貨幣所得を稼ぐ賃金労働へと転換させていく効果を持っている。しかし耐久消費財の購入は多額の支出を伴うので、所得水準の低い段階では消費者金融などが整備されなくてはならない。いずれにしても家事労働の最小化は耐久消費財需要の重要な動機であるが、その前提条件として、都市化に伴って水道や電気が利用できること、自営業者によって供給されてきた日用品が製造業の規格製品によって代替されることがある(Matsuda and Terasaki[1980:193-194])。

アジアの人口構造の変化は概ね日本と同じ経路をたどっているように思われる。たとえば表 1(1)は台湾の人口構造の変化を示したものであるが、台湾人口構造の転換は世帯数の増加と世帯当たり人数の低下という形をとったことが示されている。また表 1(2)はインドネシアの人口構造を示したものであるが、台湾に比べて緩やかではあるが世帯数の増加と平均世帯人数の減少の傾向が表れている。現在も経済成長率の高い中国や ASEAN4(タイ、マレーシア、フィリピンやインドネシア)の都市人口には若い年齢層が多く、この世代が消費を主導している。所得水準はまだそれほど高くはないが、新しい製品が売れているのは消費の対象がファッションという性格を持つためだと言われている。都市部の消費拡大はテレビやインターネットによって刺激され、クレジットカードのような消費者金融も消費を拡大している（大泉啓一郎[2005:110-111]）。その一方で中国やタイのように中高年が初等教育を最終学歴としている状況では、その多くが第一次産業に従事していれば、新しい分野への再就職は難しい。日本、韓国、

台湾は高齢者の予備軍である中高年の就業を促進してきたが、中国やタイでは中高年を対象にした職業能力向上の施策は皆無である（大泉啓一郎[2005:132-133]）。

第2節 消費関数によるアジアの内需分析

1. 理論モデル

本章では所得を主要な説明変数にする伝統的な消費関数の分析を行うことにしたい。吉川洋[1992:182-186]は、集計的な所得を一つの確率過程と考え、時系列的な方法で分析していく1980年代以降の分析は、あまりに最適化の一階の条件である Euler 方程式にこだわり、また合理的期待仮説に依存しすぎてきた、と指摘している。たしかに将来の消費を文字通り予測する際には Euler 方程式による分析はそれなりに意味を持つが、過去の消費の動きを説明することは全くできないのである。このように考えるならば、伝統的な行動方程式による消費需要の分析は意味があると思われる。

ケインズ型の消費関数は普通以下のような形をとる。ここで C は消費支出、 Y は所得、 α と β はパラメーターで、 β は0と1の間である。

$$C = \alpha + \beta Y \quad (1)$$

上記の(1)を基本形にして、様々な変数を追加して消費関数分析の仮説が考えられてきた。たとえば日本の場合では、習慣仮説、住宅取得や生命保険契約に伴う貯蓄、金融資産仮説、恒常所得仮説、世帯主以外の世帯員の収入の効果、期待インフレ、年金等がある（溝口[1988]）。(1)のような定式化に対して、そのミクロ的基礎はどのようなものであるか、という批判が向けられる傾向がある。Fair and Dominguez [1991]によれば、家計が労働供給で制約に直面していなければ、家計は消費支出と労働供給の両方を最適に決定するので労働所得も内生変数になるので、上記のような定式化は妥当ではない。しかし、家計が労働供給で制約に直面していれば、上記のような議論は成立しないので、労働所得自体を家計の消費支出の決定要因と見る上記の定式化が必要がある。(1)において消費支出が増加するとすれば、それは所得から消費に向かう割合(β)が増加するか、定数項が増加するか、所得(Y)が増加するかによって消費支出の増加が説明できる。この式に年齢別人口構成の変化を組み入れる方法として Fair and Dominguez [1991]は、定数項が年齢構成によって変化する、という形の分析を提案している。この理由の一つは、上記の(1)の所得や消費のように、多くのマクロ経済変数は年齢別に区分されていないことである。上記の消費関数に各年代の人口比率(p_j)が影響を与えると想定する。いま15歳以上の人口で年齢階層を5歳ごとに区分し、最高齢の階層を90歳以上と考えて、全部で16の年齢階層を考える。ここで p_j は第 j 年齢階層

の人口シェアである。

$$C = \alpha + \beta Y + \sum_{j=1}^{16} \alpha_j p_j \quad (2)$$

上の定式化では人口階層が多くなれば係数の数が多くなり、適切な推定量が得られないかもしれない。そこで Fair and Dominguez [1991]は年齢別人口構成の変化を以下のような係数の制約を設定することで分析している。

$$\alpha_j = a_0 + a_1 j + a_2 j^2 \quad (j=1,2,\dots,16) \quad (3)$$

$$\sum_{j=1}^{16} \alpha_j = 0 \quad (4)$$

以上の制約から、以下のような関係が成立する。

$$16a_0 + a_1 \left(\sum_{j=1}^{16} j \right) + a_2 \left(\sum_{j=1}^{16} j^2 \right) = 0$$

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^{16} \alpha_j p_j &= a_1 \left(\sum_{j=1}^{16} j p_j - \frac{1}{16} \left(\sum_{j=1}^{16} j \right) \left(\sum_{j=1}^{16} p_j \right) \right) \\ &+ a_2 \left(\sum_{j=1}^{16} j^2 p_j - \frac{1}{16} \left(\sum_{j=1}^{16} j^2 \right) \left(\sum_{j=1}^{16} p_j \right) \right) = a_1 Z_1 + a_2 Z_2 \end{aligned}$$

以上から推定する消費関数は以下のような式になる。

$$CPC = c(1) + c(2)GDPPC + a_1 Z_1 + a_2 Z_2 \quad (5)$$

年齢階層が n になる一般的な場合にはこれまでの式の 16 に n を代入すれば推定式が得られる。係数に関する条件を考えると、伝統的なライフサイクル仮説では若年層と高齢者が所得のうち多くの割合を消費支出に回し、壮年期で働き盛りの年代は相対的に多く貯蓄する傾向がある。Fair and Dominguez [1991]の推定結果では個人可処分所得、実質資産、税引き後の名目賃金、物価水準、税引き後利率、実質移転所得、そして労働市場での制約条件を示す指標が説明変数に採用されている。そして Z_1 の係数はマイナス、 Z_2 の係数はプラスになっている。40 歳代の人ほかの年齢層に比べて相対的に少しの割合しか消費せず、また 38 歳の人口は相対的に低い住宅投資しかしていない。上記の係数は小さい j と大きい j に対して係数 α_j は大きく、中間の j では小さくなる。

これに対してアジアのように経済成長と人口構造の変化が急激な社会では、若い年齢層は移動もしやすく、新しい世帯を形成しやすいので、世帯形成に伴う新規住宅需要、耐久消費財への需要も増加しやすい。また若い年代は教育水準も高いので消費に関する情報収集にも積極的であり、新しい生活様式や情報、流行に敏感で、新製品を、その新しさ故に需要する、という傾向もある。この意味では、若い世代の消費支出への

効果は、一部分は人口の都市化の効果を含むことになる。反対に高齢者は農村部の一次産業に従事し、教育水準もそれほどではないので、消費へのインパクトはそれほどではない。上記の係数は小さい j に対して係数 α_j は大きく、大きい j になるほど小さくなる。最後に、もう一つの要因として、ここでは世帯規模(HSIZE)の影響を考える。以下のような定式化を試みる。

$$C = a_1 + a_2 Y + a_3 HSIZE \quad (6)$$

2. 台湾の消費関数の推定例

台湾の消費関数に世帯規模(世帯人数 PERSONSINH)を考慮した(6)の定式化を最小二乗法で推定した結果は表2に示されている。推定は統計プログラム Eviews を利用した。この表から世帯規模の減少は消費にプラスの影響を与えていることがわかる。次に台湾の一人当たり消費支出を一人当たり GDP と Fair and Dominguez [1991]による上記の定式化によって推定したものが表3(1)である。推定結果は概ね良好だが Durbin-Watson 統計量の値から定式化に改善の余地があることがわかる。推定された係数から年齢階層毎の消費に対する効果を見たのが表3(2)である。Fair and Dominguez [1991]の推定結果とは異なり、若い世代が比較的多く消費する傾向があることが、係数の分布からわかる。これは台湾がアジアの新興国の消費パターンをある程度維持していることを示唆している。

3. インドネシアの消費関数の推定結果

表4は一人当たり消費支出を一人当たり GDP と平均世帯人数で説明する消費関数を最小二乗法で推定したものであるが、この表からインドネシアでも世帯規模の減少は消費にプラスの影響を与えていることがわかる。表5は Fair and Dominguez [1991]の定式化による消費関数を推定したものである。インドネシアの場合、15歳以上人口で5歳を幅とする年齢階層を10階層設定した(一番年齢の高い階層は60歳以上である)、人口に関わる $Z1$ の係数の有意性がやや低い、 $Z2$ の係数は有意である。またこの係数の推定結果から年齢階層の影響を求めた表5(2)によると、高齢者の人口割合が高いほど消費支出が高まる傾向があることになる。

4. 日本の消費関数の推定結果との比較

最後に比較のために日本の高度経済成長期から1990年代にかけての消費関数を Fair and Dominguez [1991]の定式化に従って推定したものが表6である。推定結果は概ね良好だが Durbin-Watson 統計量の値から定式化に改善の余地があることがわかる。消費関数のパラメーターの値を求めると、若年層は消費する割合は低く(より多く貯蓄する)

60歳前後の年代がより多く消費するが、より高齢者になると、かえって消費する傾向は弱くなる、というライフサイクル仮説に近い結果になっている。これは日本人が遺産を好むために高齢者の貯蓄率が高いという仮説とも関連するかもしれない（溝口[1988]）。これをインドネシアと台湾の結果と比較すると、台湾は人口の最も若い15歳から19歳の人口シェアが一単位減少して90歳以上の高齢者の人口シェアが一単位増加するという高齢化は消費関数の定数項に $-289.499-111.5832=-401.0322$ だけ変化し、最初の定数項 -44.95214 の8.92倍だけ減少する。これに対してインドネシアは最若年齢層の人口シェア一単位減少と最高齢60歳以上の人口シェアの増加は消費関数の定数項に $37821.02+181129.8=218950.82$ だけの増加が加わり、最初の定数項 156745.4 の1.40倍の増加となる。日本の場合、最も若い年齢層の人口シェアの一単位減少と85歳以上の層のシェア一単位増加は $-0.04-(-0.47)=0.43$ だけ消費関数定数項の増加になり、最初の定数項 0.181144 の2.37倍の変化が起こることになる。表7は台湾の消費関数の推定結果をもとに、消費変動の寄与率を求めたものである。所得の効果はプラスであるが、人口変数(Z1とZ2)は全般的に消費支出を低下させるように変化してきたことがわかる。

むすび

本章では人口の年齢構造と世帯規模の消費支出に与える影響について予備的考察を試みた。アジア諸国のうち台湾やインドネシアでは、日本とは異なり、ライフサイクル要因よりは景気循環や経済成長の影響を受ける傾向があることが消費関数の推定結果からうかがえる。このような消費パターンが維持され、人口が高齢化していくのであれば、消費活動は以前ほどには活発ではなくなる可能性がある。たとえば人口の年齢分布が同じ時期の日本のようにより高齢者の比率が高い状況になれば、消費は活発ではなくなるだろう。したがって中高年の消費生活を支える社会的基盤（生活インフラや所得保障）が必要だと思われる。その一方で、女性の教育水準の向上は労働市場への参加に伴う家事労働最小化を目的とした消費需要を促し、また主婦の活発な消費生活に関する情報収集を可能にして消費を刺激できるだろう。また耐久消費財の普及によって必需項目となった故障の際の修理のような「修繕費」を低くするための消費者向けサービス（アフターケア）も必要になるだろう（牧厚志[1998:69]）。長期的には世帯規模の縮小によって小口での需要も経済的になるような消費財の開発も重要だろう。今後の研究課題としては上記の定式化による消費関数を他のアジア諸国にも試みることが考えられる。またこの考え方を消費支出だけでなく、住宅投資関数等にも応用し、マクロ計量モデルの中に組み込むことが考えられる。なぜならば消費財の購入によってお金がどのように循環していったのかを把握しなければ国内消費主導の成長は分析できないからである。たとえば以下のようなものが考えられる。

$$C = \alpha + \beta Y + \sum_{j=1}^{16} \alpha_j p_j \quad (7)$$

$$Y = C + I + G + E - M \quad (8)$$

以上のようなマクロ計量モデルを作成し、人口構造がより急速に高齢化した場合の経済成長へ影響を分析することが今後の課題である。

表 1(1) 台湾の人口構造

年	世帯数	世帯当たり 人数	0-14 歳人 口比率	15-64 歳 人口比率	65 以上人 口比率
1990	5103536.0	4.0	27.1	66.7	6.2
1991	5227185.0	3.9	26.3	67.1	6.5
1992	5355277.0	3.9	25.8	67.4	6.8
1993	5495888.0	3.8	25.1	67.8	7.1
1994	5648562.0	3.8	24.4	68.2	7.4
1995	5819155.0	3.7	23.8	68.6	7.6
1996	6021783.0	3.6	23.1	69	7.9
1997	6204343.0	3.5	22.6	69.3	8.1
1998	6369768.0	3.4	22	69.8	8.3
1999	6532466.0	3.4	21.4	70.1	8.4
2000	6681685.0	3.3	21.1	70.3	8.6
2001	6802281.0	3.3	20.8	70.4	8.8
2002	6925019.0	3.3	20.4	70.6	9
2003	7047168.0	3.2	19.8	70.9	9.2
2004	7179943.0	3.2	19.3	71.2	9.5

出所 Social Indicators the Republic of China 2004,pp.2-3. Directorate General of Budget, accounting and Statistics executive Yuan[2008]Statistical Yearbook of the Republic of China 2007, republic of China の統計資料から筆者作成。

表 1(2)インドネシアの人口構造

	人口(千人)	世帯数(千人)	平均世帯人員
1995	193755	45653	4.31
1996	196807	47194.9	4.2
1997	199837	48281.1	4.17
1998	200753	49383.3	4.14
1999	202831	51203.7	4.03
2000	205843	52008	3.9
2001	208437	53524.5	3.9
2002	211063	55041	3.9
2003	213551	56623	3.8
2004	216382	54898	4
2005	218869	55119	4
2006	222192	55942	4
2007	225091	57006.4	4
2008	228523	57716.1	4

出所 Statistical Yearbook of Indonesia, various years.2001年の世帯数と世帯人員は2000年と2002年の平均。また1996年から1999年は予測値。

表2 (1)台湾の消費関数(1985-2004)

推計モデル $CPC=a_1+a_2GDPPC+a_3PERSONSINH$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
a1	19.63990	13.40152	1.465498	0.1610
a2	0.487055	0.102763	4.739585	0.0002
a3	-4.309186	2.656077	-1.622388	0.1231
R-squared	0.995723	Mean dependent var		20.35874
Adjusted R-squared	0.995220	S.D. dependent var		6.508358
S.E. of regression	0.449983	Akaike info criterion		1.378269
Sum squared resid	3.442247	Schwarz criterion		1.527629
Log likelihood	-10.78269	Hannan-Quinn criter.		1.407426
F-statistic	1978.846	Durbin-Watson stat		1.001603

出所 Directorate General of Budget, Accounting and Statistics Executive Yuan[2008]*Statistical Yearbook of the Republic of China 2007*, Republic of China.

表 2(2) 台湾の消費関数の推定結果

推定式 $CPC = a_1 + a_2 GDPPC + a_3 PERSONSINH$

年	実績値	予測値	残差
1985	9.80669	9.41702	0.38967
1986	10.4449	10.7675	-0.32258
1987	11.4859	12.3097	-0.82375
1988	12.8774	13.4514	-0.57398
1989	14.4136	14.2719	0.14168
1990	15.3819	15.2108	0.17113
1991	16.3589	16.4760	-0.11709
1992	17.7027	17.4072	0.29550
1993	18.9000	18.7003	0.19968
1994	20.3398	19.6982	0.64154
1995	21.2994	21.0483	0.25119
1996	22.5408	22.4277	0.11317
1997	23.8954	23.8699	0.02544
1998	25.1599	25.0082	0.15168
1999	26.3492	26.0019	0.34724
2000	27.3298	27.4607	-0.13088
2001	27.3558	26.8581	0.49764
2002	27.9233	27.7374	0.18591
2003	28.2308	28.8638	-0.63304
2004	29.3787	30.1888	-0.81012

(注) CPC と GDPPC は 2001 年不変価格の国民経済計算の値を人口で除して一人当たりの額にした。1990 年で、それ以前の 1991 年普遍価格の系列と接続した。単位は 100 万 NT dollars。

(出所) 筆者作成。

表 3 (1)台湾の消費関数 (1985-2006)

$$\text{推定式 } CPC=C(1)+C(2)*GDPPC+a_1Z1+a_2Z2$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-44.95214	12.71870	-3.534333	0.0024
C(2)	0.895327	0.084205	10.63272	0.0000
a ₁	16.46041	12.25106	1.343591	0.1958
a ₂	-2.540933	1.251063	-2.031020	0.0573
R-squared	0.993150	Mean dependent var		21.25578
Adjusted R-squared	0.992008	S.D. dependent var		6.837876
S.E. of regression	0.611280	Akaike info criterion		2.016442
Sum squared resid	6.725938	Schwarz criterion		2.214814
Log likelihood	-18.18087	Hannan-Quinn criter.		2.063173
F-statistic	869.9112	Durbin-Watson stat		1.013790

表 3(2)台湾消費関数のパラメーター 2010/01/05 1985-2006 の結果

a ₀	97.66375				
a ₁	16.46041				
a ₂	-2.540933				
α ₁	111.5832	α ₇	88.3809	α ₁₃	-117.769
α ₂	120.4208	α ₈	66.72732	α ₁₄	-169.913
α ₃	124.1766	α ₉	39.99187	α ₁₅	-227.14
α ₄	122.8505	α ₁₀	8.174551	α ₁₆	-289.449
α ₅	116.4425	α ₁₁	-28.7246	係数合計	0
α ₆	104.9526	α ₁₂	-70.7057		

表3(2)台湾の消費関数の推定結果

推定式 $CPC=C(1)+C(2)GDPPC+a1Z1+a2Z2$

	実績値	予測値	残差
1985	9.80669	9.64904	0.15766
1986	10.4449	10.9295	-0.48452
1987	11.4859	12.5937	-1.10774
1988	12.8774	13.4479	-0.57047
1989	14.4136	14.7982	-0.38457
1990	15.3819	15.0202	0.36173
1991	16.3589	15.9132	0.44574
1992	17.7027	17.2410	0.46175
1993	18.9000	18.2486	0.65141
1994	20.3398	19.6309	0.70893
1995	21.2994	21.0403	0.25914
1996	22.5408	22.5566	-0.01573
1997	23.8954	24.1390	-0.24367
1998	25.1599	24.8313	0.32854
1999	26.3492	26.4318	-0.08265
2000	27.3298	27.9643	-0.63444
2001	27.3558	26.2651	1.09069
2002	27.9233	27.3273	0.59597
2003	28.2308	28.1040	0.12677
2004	29.3787	29.7678	-0.38910
2005	30.0796	30.4657	-0.38610
2006	30.3727	31.2621	-0.88931

(注)CPC と GDPPC は 2001 年不変価格の国民経済計算の値を人口で除して一人当たりの額にした。1990 年で、それ以前の 1991 年普遍価格の系列と接続した。単位は 100 万 NT dollars。

(出所) 筆者作成。

表4(1) インドネシア消費関数
推定式 $CRPC = a_1 + a_2GDPRPC + a_3HSIZE$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
a1	5237.367	1023.481	5.117209	0.0006
a2	0.459309	0.059644	7.700776	0.0000
a3	-1058.066	221.7646	-4.771123	0.0010
R-squared	0.907509	Mean dependent var		4312.694
Adjusted R-squared	0.886956	S.D. dependent var		325.6828
S.E. of regression	109.5013	Akaike info criterion		12.44207
Sum squared resid	107914.7	Schwarz criterion		12.56329
Log likelihood	-71.65240	Hannan-Quinn criter.		12.39718
F-statistic	44.15350	Durbin-Watson stat		1.356644

表4(2) インドネシア消費関数の推定結果

推定式 $CRPC = a_1 + a_2 \text{GDPRPC} + a_3 \text{HSIZE}$

年	実績値	予測値	残差
1995	3752.67	3865.50	-112.827
1996	4053.62	4177.85	-124.237
1997	4304.36	4314.93	-10.5703
1998	4020.42	3874.75	145.668
1999	4101.15	3983.85	117.292
2000	4167.63	4223.30	-55.6781
2001	4254.22	4290.65	-36.4346
2002	4362.44	4388.49	-26.0521
2003	4479.46	4608.92	-129.460
2004	4640.45	4521.35	119.095
2005	4769.09	4679.29	89.7991
2006	4846.84	4823.43	23.4056

(注) CRPC と GDPRPC は 2000 年不変価格表示の系列を人口で除して一人当たりの額に直したものの。単位は 1000 万ルピア。

(出所) Central Bureau of Statistics, Indonesia, *National Income of Indonesia, various years* の国民経済計算統計から筆者が推計したものの。

表5(1) インドネシア消費関数

推定式 $CRPC=C(1)+C(2)*GDPRPC+a_1*Z1+a_2*Z2$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	156745.4	28688.20	5.463759	0.0001
C(2)	0.395124	0.049825	7.930197	0.0000
a ₁	-2808.400	1448.975	-1.938197	0.0746
a ₂	820.4686	164.4860	4.988075	0.0002
R-squared	0.977813	Mean dependent var		4079.964
Adjusted R-squared	0.972693	S.D. dependent var		624.5034
S.E. of regression	103.1980	Akaike info criterion		12.31350
Sum squared resid	138447.6	Schwarz criterion		12.50955
Log likelihood	-100.6647	Hannan-Quinn criter.		12.33299
F-statistic	190.9774	Durbin-Watson stat		2.007772

表5(2) インドネシア消費関数

推定式 $CRPC=C(1)+C(2)*GDRPC+a_1*Z1+a_2*Z2$

年	実績値	予測値	残差
1991	3033.62	2923.89	109.731
1992	3067.67	3071.06	-3.38998
1993	3192.85	3195.63	-2.77702
1994	3288.96	3516.13	-227.175
1995	3752.67	3851.68	-99.0066
1996	4053.62	3991.67	61.9431
1997	4304.36	4322.42	-18.0615
1998	4020.42	3920.81	99.6177
1999	4101.15	4065.76	35.3823
2000	4167.63	4265.31	-97.6800
2001	4254.22	4120.71	133.510
2002	4362.44	4367.97	-5.53284
2003	4479.46	4535.05	-55.5931
2004	4640.45	4686.91	-46.4642
2005	4769.09	4642.13	126.954
2006	4846.84	4872.67	-25.8369
2007	5023.96	5009.58	14.3796

(注) CRPC と GDRPC は 2000 年不変価格表示の系列を人口で除して一人当たりの額に直したもの。単位は 1000 万ルピア。

(出所) Central Bureau of Statistics, Indonesia, *National Income of Indonesia, various years* の国民経済計算統計から筆者が推計したもの。

表5(3) インドネシア消費関数のパラメーター
 推定式 $CRPC=C(1)+C(2)*GDPRPC+a_1*Z1+a_2*Z2$

a_0	-16141.8
a_1	-2808.4
a_2	820.4686
α_1	-18129.8
α_2	-18476.8
α_3	-17182.8
α_4	-14247.9
α_5	-9672.13
α_6	-3455.37
α_7	4402.32
α_8	13900.95
α_9	25040.52
α_{10}	37821.02
係数合計	0

(注) CRPC と GDPRPC は 2000 年不変価格表示の系列を人口で除して一人当たりの額に直したものの。

(出所) Central Bureau of Statistics, Indonesia, *National Income of Indonesia, various years* の国民経済計算統計から筆者が推計したものの。

表6(1) 日本の消費関数の推計結果

推定期間1955年から1998年

$$\text{推定モデル } CPRPC = C(1) + C(2) * GDERPC + a_1 * Z1 + a_2 * Z2$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.181144	0.077554	2.335722	0.0246
C(2)	0.538741	0.012563	42.88452	0.0000
a ₁	0.166915	0.067903	2.458120	0.0184
a ₂	-0.008502	0.004306	-1.974329	0.0553
R-squared	0.999342	Mean dependent var		1.311445
Adjusted R-squared	0.999293	S.D. dependent var		0.610025
S.E. of regression	0.016221	Akaike info criterion		-5.318504
Sum squared resid	0.010525	Schwarz criterion		-5.156305
Log likelihood	121.0071	Hannan-Quinn criter.		-5.258352
F-statistic	20258.04	Durbin-Watson stat		0.996703
Prob(F-statistic)	0.000000			

表6 (2)日本の消費関数の推計結果

推定期間1955 年から1998年

推定モデル $CPRPC=C(1)+C(2)*GDERPC+a_1*Z1+a_2*Z2$

日本の消費関数のパラメーター

a ₀	-0.632488
a ₁	0.166915
a ₂	-0.008502
a(1)	-0.47
a(2)	-0.33
a(3)	-0.21
a(4)	-0.10
a(5)	-0.01
a(6)	0.06
a(7)	0.12
a(8)	0.16
a(9)	0.18
a(10)	0.19
a(11)	0.17
a(12)	0.15
a(13)	0.10
a(14)	0.04
a(15)	-0.04
係数合計	-1E-01

表 6(3) 日本の消費関数の推計結果

推定期間1955年から1998年

$$\text{推定モデルCPRPC}=\text{C}(1)+\text{C}(2)*\text{GDERPC}+\text{a}_1*\text{Z1}+\text{a}_2*\text{Z2}$$

年	実績値	予測値	残差	年	実績値	予測値	残差
1955	0.34384	0.36425	-0.02041	1977	1.33741	1.33130	0.00611
1956	0.37041	0.38247	-0.01205	1978	1.39520	1.38706	0.00813
1957	0.39678	0.40314	-0.00636	1979	1.47342	1.44808	0.02534
1958	0.41754	0.42025	-0.00271	1980	1.47726	1.47637	0.00089
1959	0.44781	0.44837	-0.00057	1981	1.48851	1.51254	-0.02402
1960	0.49489	0.49912	-0.00422	1982	1.54279	1.54675	-0.00397
1961	0.54133	0.54778	-0.00646	1983	1.58377	1.57178	0.01199
1962	0.57673	0.58160	-0.00487	1984	1.61517	1.62211	-0.00694
1963	0.62102	0.61789	0.00313	1985	1.65752	1.67566	-0.01813
1964	0.68068	0.66932	0.01136	1986	1.70679	1.71197	-0.00517
1965	0.71192	0.69629	0.01562	1978	1.77005	1.77000	5.0E-05
1966	0.77712	0.75436	0.02276	1988	1.85579	1.86378	-0.00799
1967	0.84770	0.82254	0.02516	1989	1.93666	1.94051	-0.00386
1968	0.90952	0.90388	0.00565	1990	2.01551	2.02767	-0.01216
1969	0.99143	0.99378	-0.00234	1991	2.05904	2.09285	-0.03380
1970	1.05367	1.07984	-0.02617	1992	2.09484	2.10818	-0.01334
1971	1.09787	1.11378	-0.01592	1993	2.11394	2.11160	0.00235
1972	1.17058	1.17990	-0.00933	1994	2.14982	2.12228	0.02754
1973	1.25752	1.25575	0.00177	1995	2.18498	2.14537	0.03962
1974	1.24118	1.23206	0.00912	1996	2.24387	2.24248	0.00139
1975	1.27394	1.25122	0.02273	1997	2.24901	2.27287	-0.02387
1976	1.29767	1.28761	0.01006	1998	2.23109	2.21720	0.01389

(注) 単位 100万円で平成2年(1990年)不変価格。

(出所) 日本統計協会[2006]『新版日本長期統計総覧』日本統計協会。

表7 台湾の消費関数の寄与率分解

年	CPC	GDPPC	Z1	Z2	CPC 理論値
1985	9.8	17.9	-3.6	-38.4	9.649
1986	10.4	19.8	-3.5	-38.0	10.929
1987	11.5	22.1	-3.5	-37.5	12.594
1988	12.9	23.6	-3.4	-37.0	13.448
1989	14.4	25.3	-3.4	-36.6	14.798
1990	15.4	26.3	-3.3	-36.0	15.020
1991	16.4	28.0	-3.3	-35.5	15.913
1992	17.7	29.9	-3.3	-35.0	17.241
1993	18.9	31.7	-3.2	-34.6	18.249
1994	20.3	33.7	-3.2	-34.2	19.631
1995	21.3	35.6	-3.2	-33.8	21.040
1996	22.5	37.6	-3.1	-33.4	22.557
1997	23.9	39.7	-3.1	-33.1	24.139
1998	25.2	41.1	-3.0	-32.5	24.831
1999	26.3	43.1	-3.0	-32.1	26.432
2000	27.3	45.3	-2.9	-31.6	27.964
2001	27.4	44.0	-2.8	-30.9	26.265
2002	27.9	45.8	-2.8	-30.2	27.327
2003	28.2	47.2	-2.7	-29.6	28.104
2004	29.4	50.0	-2.6	-28.9	29.768
2005	30.1	51.8	-2.6	-28.1	30.466
2006	30.4	54.0	-2.5	-27.2	31.262

台湾の消費関数の寄与率分解

年	Cpc	CPC 理論値	GDPPC 寄与率	Z1 寄与率	Z2 寄与率	寄与率合計
1985	9.8	9.649				
1985-95	21.3	21.040		1.390	0.629	1.000
1985-2005	30.1	30.466		1.457	0.802	1.000
1985-2006	30.4	31.262		1.493	0.822	1.000

(注) 寄与率は1985年から当該年までの増加分に占める比率で計算した。

(出所) 筆者作成。

〔参考文献〕

(日本語)

大泉啓一郎[2007] 『老いていくアジア』 中公新書。

スミス、アダム[1969](大内兵衛・松川七郎訳) 『諸国民の富』 岩波書店(Smith, Adam, *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, edited by Edwin Cannan, 6th edition, London)。

牧厚志[1998] 『日本人の消費行動：官僚主導から消費者主権へ』 筑摩書房(ちくま新書 140)。

溝口敏行[1988] 「日本の消費関数分析の展望」 『経済研究』 第 39 巻、第 3 号、253-276 ページ。

吉川洋[1992] 『日本経済とマクロ経済学』 東洋経済新報社。

(英語)

Fair, Ray C and Katharyn M. Dominguez [1991] "Effects of the Changing U.S. Age Distribution on Macroeconomic Equations," *American Economic Review*, Vol.81, Number 5, (December), pp.12176-1294.

Matsuda, Yoshiro, and Yasuhiro Terasaki[1980] "Economic Development and the Distribution of Consumer Durable Ownership: Japan and Taiwan," *Philippine Economic Journal*, Vol.XIX, No.2, pp.189-237.