

第2章 ミャンマーにおける貨幣，インフレーション，為替相場の関係

著者	伊藤 隆敏，熊本 方雄
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	研究双書
シリーズ番号	546
雑誌名	ミャンマー移行経済の変容：市場と統制のはざままで
ページ	71-95
発行年	2005
出版者	日本貿易振興機構アジア経済研究所
URL	http://hdl.handle.net/2344/00011966

第2章

ミャンマーにおける貨幣，インフレーション， 為替相場の関係

伊藤隆敏・熊本方雄

はじめに

近年、ミャンマーにおけるマクロ経済は、ますますその混迷の度合いを高めている。

そのもっとも象徴的なものが公定為替相場と市場為替相場の大きな乖離である。現在ミャンマーにおいては二重為替相場制度（parallel exchange rate system）が採用されているが、公定相場は1ドル＝約6チャット（kyat）であるのに対し、市場相場は公定相場の160倍を超える1ドル＝1000チャット近くまで減価している。このような公定相場と市場相場との乖離は、他の国の経験と比べて、歴史的に例をみない。

このような市場相場の減価の原因として、慢性的な財政赤字の大部分がミャンマー中央銀行（Central Bank of Myanmar。以下、中央銀行と表記）の信用拡大によりファイナンスされていることが指摘されている。ミャンマーにおいては、租税収入の水準は低くまた国有企業は非効率的であるため、公的部門は慢性的な財政赤字の状態にある。この財政赤字の多くは、中央銀行による自動的な信用拡大によってファイナンスされ、これがインフレ率の上昇および為替相場の減価をもたらしていると考えられる。

本章の目的は、ミャンマーにおける財政赤字、マネーサプライ、インフレ

ーション、および市場為替相場の関係について実証分析し、ミャンマーのマクロ経済が直面している問題点、およびその今後の課題を考察することである。

本章の構成は以下のとおりである。第1節では、1988年9月以降のミャンマーのマクロ経済の現状について概観する。第2節では、マネーサプライ、インフレーション、および市場為替相場の関係を実証分析する方法について解説する。ここでは、Johansen [1988] の共和分検定、およびベクトル誤差修正モデル (vector error-correction model: VECM) に基づいた Granger [1980] の因果性検定 (Granger's causality test) の方法を解説する。第3節では、これに基づき実証分析を行う。

第1節 概 観

本節では、1989年9月以降のミャンマーのマクロ経済の動向について概観する⁽¹⁾。

1989年以降のミャンマーにおける主要マクロ経済指標を表したものが表1である。

まず、ミャンマーにおける経済成長率についてみる。1988年10月の民間輸出入業務の自由化、1988年11月の外資法改正による海外直接投資の解禁を受け、1990年代に入ると、海外直接投資の増加、貿易業を中心に民間の参入が相次ぎ、民間商業部門が活性化した。また、金融制度改革による民間銀行設立の解禁を受け、民間銀行の設立も始まり、金融部門の整備も進んだ。

この結果、1992/93年度から開始された経済4カ年計画では、年平均7.5%という経済成長率を達成し、目標の5.1%を大きく上回った。また、1996/97年度から開始された「新経済5カ年計画」では目標経済成長率が年平均6%に設定され、計画初年度である1996/97年度には6.4%の成長率を達成した。しかしながら、1997/98年度のアジア通貨危機により、主要投資国であった

ASEAN 諸国からの投資が減少し、1997/98、1998/99年度には約5.7%へと低下した。ただし、表1のデータからは、1999/2000年度以降、ミャンマー経済は急回復し、1999/2000、2000/01年度には、10%台の経済成長率を達成している。この数値の信憑性についてはさまざまな議論がなされているが、非現実的であるとの認識が多いと思われる⁽²⁾。

次に、ミャンマーの公的部門の財政収支についてみる⁽³⁾。表1よりミャンマーの公的部門は慢性的な赤字状態にあることがわかる。この原因のひとつとして、租税収入水準の低さがあげられる。ミャンマーにおいては、広範な課税免除が認められており、課税基盤が脆弱である。たとえば、ミャンマーにおいてGDPの50%、雇用の65%を占めるといわれる農業部門に対する明示的な課税は行われていない。また、その他の原因として、徴税体制が脆弱であること、国境貿易の捕捉率が低いこと、税制が複雑であることなども指摘されている。また、表には示されていないが、国有企業は非効率的な経営を行っており、国有企業の赤字は公的部門の赤字全体の3分の2を占めているといわれており、その赤字は公的部門の負担となっている。

この財政赤字の多くは、政府が発行する3カ月物の財務省証券 (treasury bill) を中央銀行が引き受けるという形でファイナンスされ、中央銀行はその購入資金を紙幣の発行により調達している⁽⁴⁾。

表1においては、ミャンマーにおける現金通貨、預金通貨、M1、M2、およびそれぞれの増加率が示されている。財政赤字のデータは年次データからしか入手可能でないため、計量経済学的手法により、財政赤字とマネーサプライの間の因果関係を示すことはできないが、1989年から2000年までの財政赤字と現金通貨の対前年度比増加額、および財政赤字とM1の対前年度比増加額をプロットしたものが図1、図2である。図より、財政赤字と現金通貨増加額およびマネーサプライ増加額の間には正の相関があることがわかる。また、財政赤字と現金通貨増加額の相関係数は0.798、財政赤字とM1増加額の相関係数は0.844であった。

中央銀行は財政歳入省 (Ministry of Finance and Revenue) の管轄下にあり、

表1 ミャンマーの

	単位	1989	1990	1991	1992	1993
名目 GDP	100万チャット	124,666	151,941	186,802	249,395	360,321
実質 GDP	1985/86年度価格	48,883	50,260	49,933	54,757	58,064
実質経済成長率	%	3.70	2.82	-0.65	9.66	6.04
財政収支	100万チャット	-5,189	-7,789	-8,993	-7,054	-7,761
歳入	100万チャット	11,842	16,048	18,039	20,313	27,329
贈与	100万チャット	152	140	300	358	456
歳出	100万チャット	17,566	24,349	27,621	27,931	35,696
借入 - 支払い	100万チャット	-383	-372	-289	-206	-150
ファイナンス (国内)	100万チャット	5,200	7,763	9,001	7,038	7,738
ファイナンス (海外)	100万チャット	-11	26	-8	16	23
財政赤字/GDP	%	4.16	5.13	4.81	2.83	2.15
現金通貨	100万チャット	19,748	28,963	38,750	53,724	67,611
預金通貨	100万チャット	1,569	1,624	4,745	4,963.8	5,845.8
M 1	100万チャット	21,317	30,587	43,495	58,687.8	73,456.8
M 2	100万チャット	30,784	42,376	57,434	76,807.9	97,480.4
現金通貨増加率	%	36.19	46.66	33.79	38.64	25.85
預金通貨増加率	%	34.33	3.51	192.18	4.61	17.77
M 1 増加率	%	36.05	43.49	42.20	34.93	25.17
M 2 増加率	%	32.22	37.66	35.53	33.73	26.91
公定歩合	%	n.a.	n.a.	11	11	11
預金金利 (6 カ月物)	%	1.5	5.88	9	9	9
貸出金利 (対国有企業)	%	8	8	n.a.	8	n.a.
消費者物価指数	指数	9.53	11.21	14.82	18.07	23.82
インフレ率	%	27.24	17.63	32.20	21.93	31.82
経常収支	100万ドル	-68.59	-435.70	-270.02	-115.62	-230.18
財輸出	100万ドル	225.00	224.77	250.70	536.72	637.44
財輸入	100万ドル	-307.25	-529.54	-304.51	-642.71	-1,273.89
貿易収支	100万ドル	-82.25	-304.76	-53.80	-105.99	-636.46
資本収支	100万ドル	84.94	235.17	n.a.	n.a.	n.a.
外貨準備	100万ドル	263.38	312.80	258.39	280.11	302.92
外貨準備	輸入 (カ月)	10.29	7.09	10.18	5.23	2.85
公定為替相場	チャット/ドル	6.47	5.98	5.95	6.19	6.19
市場為替相場	チャット/ドル	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
人口	100万人	39.82	40.51	41.21	41.93	42.65

(出所) IMF [various years].

主要マクロ経済指標

1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
472,774	604,729	791,980	1,119,510	1,609,780	2,190,300	n.a.	n.a.	n.a.
62,406	66,742	71,042	75,123	79,460	88,134	93,629	n.a.	n.a.
7.48	6.95	6.44	5.74	5.77	10.92	6.23	n.a.	n.a.
-15,757	-24,924	-25,052	-10,343	-6,946	-30,444	-86,578	n.a.	n.a.
32,029	39,429	54,726	86,690	116,066	122,895	134,308	n.a.	n.a.
429	744	421	1,548	524	221	242	n.a.	n.a.
48,021	64,884	80,120	98,426	124,064	153,497	221,255	n.a.	n.a.
194	213	79	155	-528	63	-127	n.a.	n.a.
15,749	25,201	25,230	9,833	5,680	30,311	86,661	n.a.	n.a.
8	-277	-178	510	1,266	133	-83	n.a.	n.a.
3.33	4.12	3.16	0.92	0.43	1.39	n.a.	n.a.	n.a.
89,084	114,524	152,789	194,129	237,098	272,769	344,728	494,521	718,633
9,204.8	11,432	15,182	25,854	44,989	72,996	120,240	206,632	290,837
98,288.8	125,956	167,971	219,983	282,087	345,765	464,968	701,153	1,009,470
132,230.8	180,527.5	250,757.3	322,927	433,450	562,224	800,542	1,151,713	1,550,777
31.76	28.56	33.41	27.06	22.13	15.04	26.38	43.45	45.32
57.46	24.20	32.80	70.29	74.01	62.25	64.72	71.85	40.75
33.80	28.15	33.36	30.96	28.23	22.57	34.48	50.80	43.97
35.65	36.52	38.90	28.78	34.23	29.71	42.39	43.87	34.65
11	12.5	15	15	15	12	10	10	10
9	9.75	12.5	12.5	12.5	11	9.75	9.5	9.5
16.5	16.5	16.5	16.5	16.5	16.13	15.25	15	15
29.56	37.01	43.03	55.81	84.55	100.11	100	121.1	190.22
24.10	25.20	16.27	29.70	51.50	18.40	-0.11	21.10	57.08
-130.26	-261.03	-282.61	-415.91	-499.14	-284.74	-211.74	-308.51	n.a.
861.61	942.64	946.93	983.67	1,077.27	1,293.92	1,661.55	2,316.87	n.a.
-1,474.22	-1,773.90	-1,887.18	-2,126.36	-2,478.19	-2,181.26	-2,165.39	-2,587.92	n.a.
-612.61	-831.25	-940.25	-1,142.69	-1,400.92	-887.34	-503.83	-271.06	n.a.
n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
422.05	561.15	229.19	249.81	314.92	265.46	222.99	400.46	469.99
3.44	3.80	1.46	1.41	1.52	1.46	1.24	1.86	n.a.
5.83	5.72	5.92	6.31	6.04	6.20	6.53	6.77	6.26
n.a.	n.a.	n.a.	323.75	347.50	331.25	415.75	693.75	n.a.
43.38	44.09	44.80	45.50	46.19	46.87	47.54	48.20	48.85

図1 財政赤字と現金通貨増加額

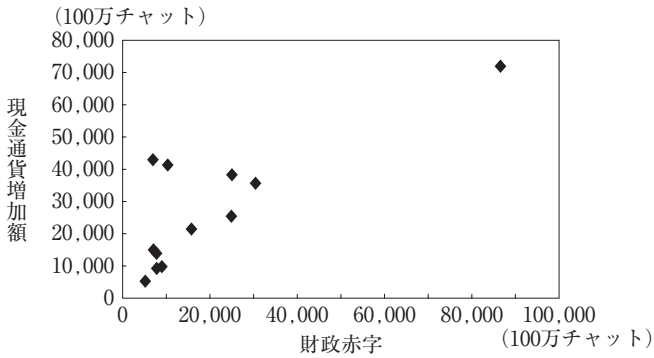
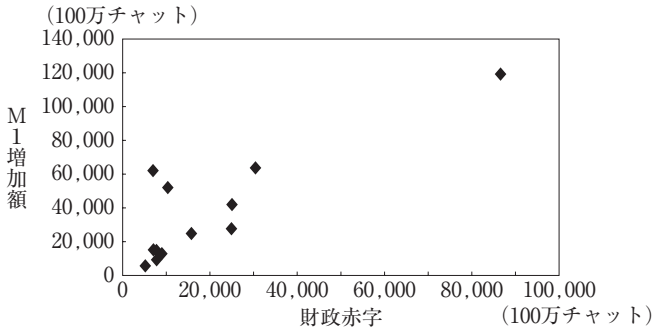


図2 財政赤字とM1増加額



(出所) IMF [various years]。

金融政策の運営において独立性をもっていない。無分別な国内信用の拡大を制限するためには、中央銀行の独立性、透明性、説明責任を確保することが急務であるといえる。

また、ミャンマーにおいてマネーサプライの成長率が高い理由として、近年における預金通貨の拡大があげられる。1990年の金融機関法成立以降、ミャンマーにおいては民間銀行業が急速に拡大した。中央銀行は預金金利の上限を公定歩合よりも高くない水準、貸出金利の上限を公定歩合よりも5%ポイント以上高くない水準に規制している。高い国内インフレ率のも

と、実質金利は負となっているが、ミャンマーにおいては他の代替的な資産が存在しないため、預金通貨が拡大したと考えられる⁽⁵⁾。

このようなマネーサプライの増大がインフレ率の上昇を招いている。表1より、ヤンゴン消費者物価指数⁽⁶⁾で測ったインフレ率は、通時的に高水準にあることがわかる。インフレ率の上昇は、コメ、食用油など基本的物資の価格上昇をもたらし、庶民の生活に多大な影響を与えている。

ミャンマーにおけるインフレーションは、主として貨幣的な現象であると考えられるが、その他の要因として、1987年9月にコメを含む主要農産物7品目の価格管理政策が放棄され、流通が自由化されたことによる食料品価格の急騰があげられる。さらに、過去における3度の廃貨措置⁽⁷⁾により、国内通貨チャットへの信認が低いことから、貨幣の流通速度が高いこと、輸入抑制政策により生活必需品が不足していること、市場為替相場の減価により輸入財価格が上昇していることなどが指摘されている。

このインフレ率の上昇が市場為替相場の減価を引き起こしている。先述のとおり、ミャンマーにおいては二重為替相場制度が採用されており、公定相場は1ドル=約6チャットであるのに対し、市場相場は1997年のアジア通貨危機以降大きく減価し、2002年4月においては、1ドル=1000チャット近くに達したといわれており、市場相場は、公定相場の160倍を超えている⁽⁸⁾。

一般的に、国際収支危機の際に、公定相場を經常収支に関わる取引、市場相場を資本収支に関わる取引に用いる二重為替相場制度を採用するならば、短期的には国際収支危機の影響を軽減する効果があるといわれている。なぜならば、一元化された固定相場制度と比較し、資本流出は市場為替相場の減価として吸収されるため、資本流出から外貨準備の水準を維持することができ、一方、一元化された変動相場制度と比較し、經常取引は公定相場で行われるため、公定相場が部分的にノミナル・アンカー (nominal anchor) として機能し、資本流出が国内インフレ率に与える影響を軽減できるからである⁽⁹⁾。

しかしながら、ミャンマーにおいては、公定相場は公的部門のみが利用可能であり、また短期資本移動は厳しく規制されている。すなわち、ミャンマ

一においては、二重為替相場制度は過大評価された公定相場を維持するための手段として用いられているのであり、市場為替相場の減価圧力は、資本流出ではなく、拡張的な国内政策によってもたらされている。このため、ミャンマーにおいては、二重為替相場制度を採用することのメリットはきわめて限定的であると考えられる。

その一方で、二重為替相場制度は、資源配分の非効率性、レント・シーキング、および経済統計における歪みなど多くのデメリットを生じさせる。

輸入業務に携わる国有企業は、過大評価された公定相場で一部の財を輸入し、これを国内市場において市場為替相場に基づいた価格で再販売するならば、その差額を利益として得ることができる。すなわち、公定相場と市場相場との乖離部分は、輸入業務に携わる国有企業に対しては暗黙的な補助金として機能するのである。この結果、二重為替相場制度は、過大な輸入に対するインセンティブを与えることになる。その一方で、輸出業務に携わる国有企業は、国内生産に必要な原材料の多くは市場為替相場に基づいているにもかかわらず、輸出による収入は公定相場に基づいているため、公定相場と市場相場との乖離部分が、暗黙的な租税として機能することになる。このため、輸出を拡大するインセンティブを損なうこととなる。

以上のことから、為替相場の一元化は、ミャンマーにおけるマクロ経済改革の最優先課題であるといえる。為替相場一元化後、どのような為替相場制度を採用すべきであるかということについては、議論が分かれるであろうが、為替バンド (band) 制度、通貨バスケット (basket) 制度、およびクローリング (crawling) ・ペッグ制度を組み合わせた為替相場制度、すなわち「BBC ルール」に基づいた為替相場制度が現実的であると考えられる。これは、為替市場における需給を反映させながらも、実効為替相場を広いバンド内で安定化させ、さらにそのバンドを内外インフレ率格差に応じて、小刻み、かつ頻繁に、しかも長期的な限度を設けずに切り下げていく為替相場制度である。

実効為替相場制度をバンド内で安定化させるためには、ある一定額の外

貨準備が必要となろう。しかしながら、ミャンマーにおける外貨準備はきわめて低水準にあり、たとえば、1999年には2億6546万ドル、2000年には2億2299万ドルと、それぞれ、輸入1.46カ月分、1.24カ月分にしか相当していない。

ミャンマーにおいて外貨準備が低水準にある理由として、慢性的な経常収支の赤字があげられる。1988年10月に一部の品目を除き、民間輸出入業務が自由化され、これにともない貿易業に民間の参入が相次ぎ、輸出入ともに着実に増加していった。しかしながら、中間財、資本財輸入の増大により、ミャンマーの貿易収支は急速に赤字となり、外貨準備は危機的な水準にまで落ち込んだ。

このため、1997年以降は、「輸出第一政策」を採用し、輸入を厳しく規制する政策が採用されている。これは限られた外貨準備のもとで、可能なかぎり必要性の高いものを優先的に輸入することを目的としたものである。輸入には、輸入品目に対する規制とともに輸入ライセンス制度が定められている。1997年以降は、輸入ライセンスの発給が制限されており、1998年3月には輸出による裏付けのない輸入が規制されるようになった。この制度のもと、輸出を行っていない企業は、輸出獲得外貨を獲得外貨が余剰している他企業から購入することにより、輸入ライセンスを申請することが許可されていたが、2000年半ばにはこのような形で外貨獲得も禁止されるようになった。さらに、2002年4月に政府は、外資系企業の貿易業務を3月1日に遡って禁止したことを発表した。生産活動に関わる原材料の輸入は、この措置から除外されているが、新規の輸入ライセンスの取得は困難であることから、事実上、外資系企業は輸入できなくなったと考えられる¹⁰⁰。

以上のような厳しい輸入規制により、輸出企業は十分な原材料を確保できないため輸出が低迷し、これがさらなる外貨準備の低下を招き、さらに輸入規制が厳しくなるという悪循環に陥っている。

以上より、ミャンマーにおいては、財政赤字の削減、中央銀行による信用拡大の制限、およびそのための中央銀行の独立性の確保、為替相場の一元化、

貿易自由化による外貨準備の蓄積などの総合的なマクロ経済改革が急務であると考えられる。

第2節 実証分析方法

本節では、マネーサプライ、インフレーション、および為替相場の関係を実証分析する方法として、Johansen [1988] の共和分検定、および VECM に基づいた Granger [1980] の因果性検定の方法を解説する。

共和分検定とは、確率的トレンドをもつ各経済変数の間に存在する長期的に安定的な関係を分析する方法である。すなわち、各変数の確率的トレンドが互いに結びついている場合、各変数間には共和分関係が存在するという。本章の分析においては、マネーサプライの増加がインフレーションをもたらしているのであれば、貨幣数量説を通じて、マネーサプライ、実質生産量、および一般物価水準の間に共和分関係が存在することになる。また、インフレーションが市場為替相場の減価をもたらしているのであれば、購買力平価説を通じて、一般物価水準と市場為替相場の間に共和分関係が存在することになる。

一方、Granger [1980] の因果性検定とは、ある変数の予測の精度に対し、当該変数、および他の変数の過去の値が影響を与えているかどうかを分析するものである。本章の分析においては、マネーサプライの増加率がラグを伴ってインフレ率に影響を与えているのであれば、インフレ率はマネーサプライ増加率からの因果性をもつことになる。また、インフレ率がラグを伴って市場為替相場減価率に影響を与えているのであれば、市場為替相場減価率はインフレ率からの因果性をもつことになる。

まず、以下の VAR(p) モデルを想定する。

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + \mu + \eta_t = \sum_{i=1}^p \Pi_i X_{t-i} + \mu + \varepsilon_t \quad \dots\dots(1)$$

である。ただし、 X_t は $X_t \equiv [m_t, y_t, p_t, s_t]'$ で定義される 4×1 ベクトル⁽¹⁾、 m_t はマネーサプライ、 y_t は実質生産量、 p_t は一般物価水準、 s_t は市場為替相場であり、すべて自然対数値で表されている。また、 μ は定数項、 ε_t は正規分布に従う攪乱項である。

(1)式は、VECM 表現、

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Gamma X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad \dots\dots(2)$$

をもつ。ただし、 Γ 、 Γ_i は $\Gamma \equiv -(I - \sum_{i=1}^p \Pi_i)$ 、 $\Gamma_i \equiv -(I - \sum_{j=1}^p \Pi_j)$ で表現される 4×4 行列である。ここで、 X_t に r 個 ($0 \leq r \leq 3$) の共和分ベクトルが存在するならば、 $\Gamma = \alpha\beta'$ と分解できる。ただし、 β は $4 \times r$ 共和分行列、 α は長期的均衡への調整速度を表す $4 \times r$ 調整係数行列 (adjustment coefficient matrix) である。また、 $\mu = \alpha\mu_1 + \alpha_\perp\mu_2$ と分解できる。ただし、 μ_1 は $\mu_1 = (\alpha'\alpha)^{-1}\alpha'\mu$ で表される $r \times 4$ 行列、 μ_2 は $\mu_2 = (\alpha_\perp'\alpha_\perp)^{-1}\alpha_\perp'\mu$ で表される $(p-r) \times 4$ 行列である。よって、(2)式は、

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu_1 \end{pmatrix}' \tilde{X}_{t-1} + \alpha_\perp \mu_2 + \varepsilon_t \quad \dots\dots(3)$$

となる。ただし、 $\tilde{X}_{t-1} = (X_{t-1}, 1)$ である。

(3)式における行列 Γ のランクは、独立な共和分ベクトルの数に等しく、またランクは非ゼロの特性根の数に等しい。このため、独立な共和分ベクトルの数は、特性根の有意性を検定することで得られる。

(3)式より、 $\Gamma = \alpha\beta'$ が既知ならば、 Γ_i の最尤推定値は最小二乗法によって得ることができる。そこで、 ΔX_t と X_{t-k} に対する ΔX_{t-i} ($i=1,2,\dots,p-1$) の影響を取り除くため、 ΔX_t と X_{t-k} を、それぞれ、1、 ΔX_{t-i} ($i=1,2,\dots,p-1$) に回帰し、 ΔX_t と X_{t-k} をそれぞれの回帰式の残差を R_{0t} 、 R_{kt} で置き換えるならば、 η_t のみが残る。よって、(2)式は、

$$R_{0t} = \alpha\beta'R_{kt} + \varepsilon_t \quad \dots\dots(4)$$

となる。 β を固定するならば、回帰式(4)式の解は、

$$\hat{\alpha}(\beta) = S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \quad \dots\dots(5)$$

となる。ただし、 $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}'$ ($i, j=0, k$) である。一方、 β は、特性方程式

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad \dots\dots(6)$$

の根として決定される。

ここで、 $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ となる n 個の特性根が得られたと想定する。このとき、 $\lambda_i = 0$, $i=r+1, \dots, n$ であるならば、 $\text{rank}(\Gamma) = r$ であり、 $\ln(1 - \lambda_i) = 0$, $i=r+1, \dots, n$ となる。これに関し、ヨハンセンの共和分検定においては、以下の二つの統計量が用いられている。

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \dots\dots(7)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad \dots\dots(8)$$

ただし、 $\hat{\lambda}_i$ は行列 Γ の特性根の推定値、 T は観測数である。

λ_{trace} 統計量は $\text{rank}(\Gamma) = r$ という帰無仮説に対し、 $\text{rank}(\Gamma) = m$ という対立仮説を検定するトレース検定 (trace test) に用いられる。一方、 λ_{max} 統計量は $\text{rank}(\Gamma) = r$ という帰無仮説に対し、 $\text{rank}(\Gamma) = r+1$ という対立仮説を検定する最大固有値検定 (maximum eigenvalue test) に用いられる。この二つの統計量の臨界値は、Osterwald-Lenum [1992] によって与えられている。

本章では、まず、(3)式に基づき共和分検定を行い、 m_t , y_t , p_t , s_t の4変数間に長期的な安定的関係が存在しているかどうかを実証分析する。

共和分ランクが決定したならば、次に、それらの共和分ベクトルがどのような長期的関係を表すものであるかを検定する。(1)式より、貨幣数量説が成立しているならば、 m_t , y_t , p_t および定数項の間に共和分関係が存在する。また、購買力平価説が成立しているならば、 p_t , s_t および定数項の間に共和分関係が存在する。

よって、貨幣数量説と購買力平価説が同時に成立するならば、 m_t , p_t , y_t , s_t の4変数間に、二つの共和分関係が存在し、共和分行列 $(\beta, \mu_1)' = (H_1 \varphi_1,$

$H_2\phi_2$) において,

$$H_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, H_2 = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad \dots\dots(9)$$

となる制約が満たされる必要がある。ただし、 ϕ_i ($i=1,2$) は $s_i \times 1$ ベクトル、 $s_1=4$ 、 $s_2=3$ である。Johansen [1988] [1991]、Johansen and Juselius [1990] [1992] が示したとおり、この検定に用いられる尤度比検定量は、自由度 $\sum_{i=1}^r (p-r+1-s_i)$ の χ^2 分布に従う。

次に、共和分検定の結果に基づき、グレンジャーの因果性検定を行う。共和分ランクがゼロであるならば、すなわち、 $\Gamma=0$ であるならば、(2)式は階差変数の VAR($p-1$)モデル、

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu + \varepsilon_t \quad \dots\dots(10)$$

となるので、(10)式に基づきグレンジャーの因果性検定を行う。一方、共和分ランクが $r(1 \leq r \leq 3)$ と判定された場合、VECM 表現(3)式に基づいてグレンジャーの因果性検定を行う。

第3節 実証分析結果

1. データ

まず、推計期間はデータの利用可能性より、1997年1月から2002年2月とし、月次データを用いた。これは、市場為替相場のデータが1997年1月以降しか利用可能でなかったことによっているが、為替相場が急激に減価を始

めたのは、1997年以降であるといわれている。マネーサプライのデータにはM1を用いた。実質生産量のデータとして、通常、GDP、および鉱工業生産指数などのデータが用いられる。しかしながら、ミャンマーにおいては、GDPのデータは年次データしか利用可能ではなく、また鉱工業生産指数のデータは入手不可能であった。このため、供給サイドの要因を表す変数として、コメ（エマタ種）の価格を用いた。ミャンマーにおいては、実質GDPの過半を農業部門が占めており、たとえば、2001年においては56.5%を占めている。この農業部門の大部分はコメである。さらに、製造業生産額全体の8割以上を食品加工業が占めており、その中心が精米業であるといわれている。また、コメはミャンマーの主食であり、需要の価格弾力性は小さいと考えられることから、米価は供給サイドの要因によって決定されると考えられる。このため、供給サイドを表す変数として米価を用いることはミャンマーにおいては、ある程度正当化されると考える。物価水準のデータには消費者物価指数、為替相場のデータには市場為替相場を用いた。

また、M1、米価に関しては、アメリカのセンサス局のx-11により季節調整を行った。

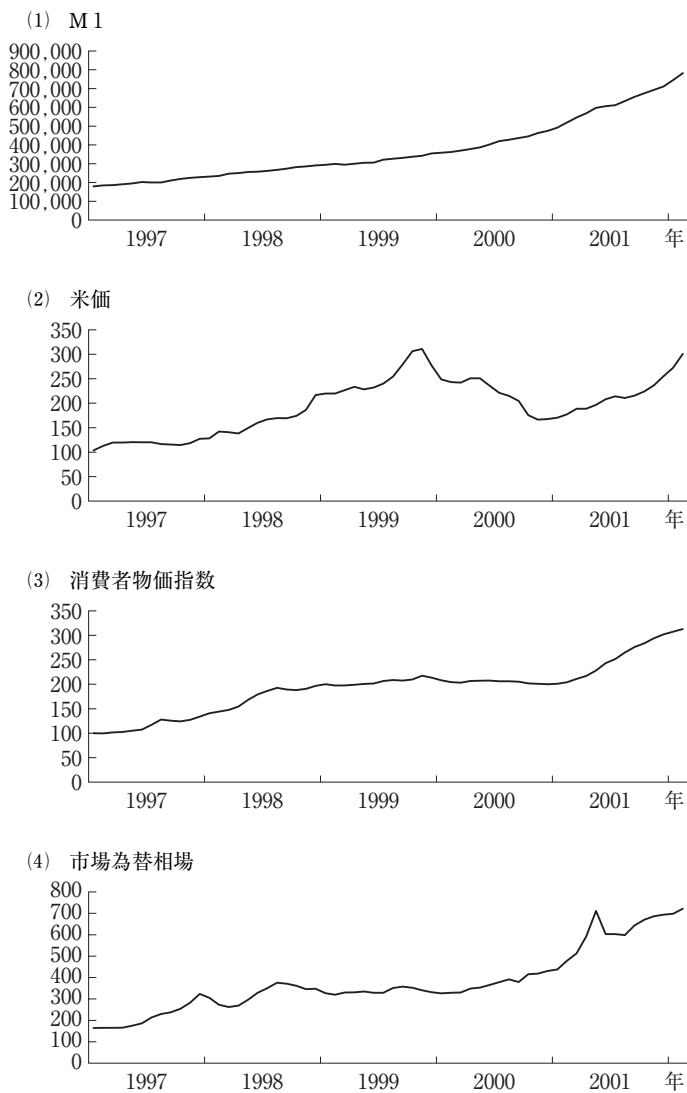
なお、M1、消費者物価指数のデータは、IMF、*International Financial Statistics* (CD-ROM)、米価のデータは、Central Statistical Organization、*Selected Monthly Economic Indicators*、市場為替相場のデータは、東京三菱銀行ヤンゴン事務所より入手した。

これらのデータをプロットしたものが、図3である。

2. 単位根検定

まず、 X_t における各系列に対して単位根検定を行った。単位根検定にはDickey and Fuller [1979] [1981] のADF検定 (augmented Dickey-Fuller test)、Phillips and Perron [1988] のPP検定の2とおりを行った。また、推定式には定数項、およびトレンドを含めた場合と、定数項のみを含めた場合の2と

図3 データ



(出所) M1, 消費者物価指数: IMF [various years]。

米価: Central Statistical Organization [various issues (monthly)]。

市場為替相場: 東京三菱ヤンゴン事務所。

おりを行った。

$$\Delta x_t = \mu + \alpha t + \beta_0 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad \dots\dots(11)$$

$$\Delta x_t = \mu + \beta_0 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad \dots\dots(12)$$

ADF 検定のラグ次数は、シュワルツとバイズの情報量基準 (Schwartz and Bayes' Information Criterion) を用いた¹²⁾。PP 検定においても同じラグ次数を用いた。

単位根検定の結果を示したものが、表 2 である。

m_t の水準に関しては、ADF 検定、PP 検定において、定数項のみを含む場合、および定数項とトレンドを含む場合、いずれの場合においても単位根を少なくとも一つもつという帰無仮説は採択された。一方、階差に関しては、ADF 検定、PP 検定において、いずれの場合においても単位根を少なくとも一つもつという帰無仮説は 1% 有意水準のもとで棄却された。以上の結果より、 m_t は単位根を一つ含む $I(1)$ 変数であることがわかる。

y_t の水準に関しては、ADF 検定、PP 検定において、いずれの場合におい

表 2 単位根検定

	ADF		PP		ラグ次数
	定数項	定数項+トレンド	定数項	定数項+トレンド	
m 水準	2.990	0.365	3.041	0.375	0
階差	-5.914***	-6.659***	-6.015***	-6.832***	0
y 水準	-0.887	-1.070	-0.902	-1.097	0
階差	-4.142***	-4.055**	-4.213***	-4.160***	0
p 水準	-1.366	-2.122	-1.471	-1.698	1
階差	-4.024***	-4.053**	-4.093***	-4.158***	0
s 水準	0.972	-1.776	-0.989	-1.823	0
階差	-5.670***	-5.657***	-5.797***	-5.804***	0

(注) (1) 標本期間：1997年1月～2002年2月。

(2) ***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%のもとで帰無仮説が棄却されることを意味する。

(出所) 分析結果より筆者作成。

でも、単位根を少なくとも一つもつという帰無仮説は採択された。一方、階差に関しては、ADF 検定、PP 検定において、定数項のみを含む場合は有意水準1%のもとで、定数項とトレンドを含む場合は有意水準5%のもとで、単位根を少なくとも一つもつという帰無仮説は採択された。以上の結果より、 y_t は単位根を一つ含む $I(1)$ 変数であることがわかる。

p_t の水準に関しては、ADF 検定、PP 検定において、いずれの場合においても、単位根を少なくとも一つもつという帰無仮説は採択された。一方、階差に関しては、ADF 検定において、定数項のみを含む場合は有意水準1%、定数項とトレンドを含む場合は有意水準5%のもとで、単位根を少なくとも一つもつという帰無仮説は採択され、PP 検定においては、いずれの場合においても、有意水準1%のもとで単位根を少なくとも一つもつという帰無仮説は棄却された。以上の結果より、 p_t は単位根を一つ含む $I(1)$ 変数であることがわかる。

s_t の水準に関しては、ADF 検定、PP 検定において、いずれの場合においても、単位根を少なくとも一つもつという帰無仮説は採択された。一方、階差に関しては、ADF 検定、PP 検定において、いずれの場合においても、有意水準1%のもとで、単位根を少なくとも一つもつという帰無仮説は棄却された。以上の結果より、 s_t は単位根を一つ含む $I(1)$ 変数であることがわかる。

3. 共和分検定

単位根検定より、すべての変数は、単位根を一つ含む $I(1)$ 変数であることが示されたため、次に共和分検定を行う。まず、(1)式における VAR(p)モデルのラグ次数 p を決定する。ラグ次数の決定には、尤度比検定を用いた。ここでは、4次のラグから、ラグ次数を一つずつ減少させていき、最後のラグ次数の有意性を尤度比検定により検定した¹³⁾。この結果を示したものが表3である。表3より、ラグ次数2が選択された。

次に Johansen [1988] によるトレース検定、および最大固有値検定を用

いて、共和分決定を行った。

共和分検定の結果を示したものが、表4である。ただし、標本数が小さい場合には、共和分関係を過度に支持してしまう傾向があるため、Cheung and Lai [1993] に従い、検定統計量に $\frac{T-pn}{T}$ を乗じ修正を行った。ただし、 T は標本数、 n は VAR モデルにおける式の数、 p はラグ次数である。表4より、有意水準90%のもとで、最大固有値検定によれば三つ、トレース検定によれば二つの共和分ベクトルが存在することがわかる。ただし、ヨハンセンの最尤法においては、トレース検定の方が小標本に対して頑健性があるとの指摘があるので、これに従い、共和分ランク=2とする。これは、貨幣数量説、および購買力平価説が成立しているならば、二つの共和分ベクトルが存在するという先の予想とも整合的である。

また、残差に対する自己相関を検定し、定式化検定を行った。残差の自己相関の検定には、リュング=ボックス検定、および Godfrey [1988] の1次、

表3 VARの次数

ラグ次数	4	3	2
統計	9.184	16.513	41.967
$p(\chi^2)$	0.906	0.418	0.0004

(注) (1) 標本期間：1997年1月～2002年2月。

(2) $p(\chi^2)$ はp値を表す。

(出所) 分析結果より筆者作成。

表4 共和分検定

H_0	λ_{max}				λ_{trace}			
	H_1	原数値	修正値	90%臨界値	H_1	原数値	修正値	90%臨界値
$r=0$	$r=1$	38.88	33.51	18.03	$r \geq 1$	83.71	72.16	49.91
$r \leq 1$	$r=2$	24.66	21.26	14.09	$r \geq 2$	44.83	38.64	31.88
$r \leq 2$	$r=3$	14.42	12.43	10.29	$r \geq 3$	20.17	17.39	17.79
$r \leq 3$	$r=4$	5.75	4.96	7.50	$r \geq 4$	5.75	4.96	7.50

(注) (1) 標本期間：1997年1月～2002年2月。

(2) 修正値は、原数値に $\frac{T-pn}{T} = \frac{58-2 \cdot 4}{58} \approx 0.812$ を乗じたものである。

(出所) 分析結果より筆者作成。

4次の自己相関を検定するLM検定を行った。この結果を示したものが表5である。表5より、残差に自己相関がないという帰無仮説は棄却されることがわかる。この結果は定式化に誤りがないことを意味している。

次に共和分ベクトルに対し、(14)式における制約を検定した結果を示したものが表6である。表6より、有意水準10%のもとで、(9)式の制約は採択されることがわかる。また、共和分ベクトルは符号条件を満たし、かつ有意であることがわかる。とりわけ、購買力平価説を表す共和分ベクトルは、インフレ率が1%上昇すると市場為替相場も約1%減価することを表している。

さらに、これに付随する調整係数行列 α については、貨幣数量説を表す一目的の誤差修正項に対応する物価水準の符号が正で、かつ有意となっている。これは、長期的な共和分関係以上にマネーサプライが増大すると、次の時期には物価水準が上昇することを意味している。同様に購買力平価説を表す二

表5 定式化検定

	統計量	p 値
L-B(14) $\chi^2(200)$	189.689	0.69
LM(1) $\chi^2(16)$	20.764	0.19
LM(4) $\chi^2(16)$	17.042	0.38

(注) 標本期間：1997年1月～2002年2月。

(出所) 分析結果より筆者作成。

表6 共和分行列への制約検定

	m	y	p	s	const
β'_1	1	-0.753	-0.568	0	-5.048
標準偏差	0.000	0.172	0.246	0.000	0.765
β'_2	0	0	1	-0.979	0.078
標準偏差	0.000	0.000	0.000	0.077	0.442
α'_1	0.033	-0.012	0.040	0.247	
t 値	2.275	-0.260	1.956	5.155	
α'_2	0.001	-0.051	0.049	0.442	
t 値	0.040	-0.639	1.385	5.384	
$\chi^2(1)$	0.43				
p 値	0.51				

(注) 標本期間：1997年1月～2002年2月。

(出所) 分析結果より筆者作成。

つ目の誤差修正項に対応する為替相場の符号が正で、かつ有意となっている。これは、長期的な共和分関係以上に物価水準が増大すると、次の時期には為替相場が減価することを意味している。

以上の結果は、ミャンマーにおいては、貨幣数量説、および購買力平価説が成立しており、マネーサプライの増加がインフレ率を上昇させ、これが市場為替相場を減価させていることを示唆するものである。

4. グレンジャーの因果性検定

最後にグレンジャーの因果性検定を行った。先の共和分検定の結果より、二つの共和分ベクトルの存在が確認されたので、VECM 表現(3)式に基づいて、グレンジャーの因果性検定を行った。この結果を示したものが、表7である。表7より、まず、マネーサプライ増加率、およびコメの価格の上昇率は、他の変数からの因果関係をもたないグレンジャーの意味での外生変数であること、インフレ率は有意水準5%のもとでコメの価格の上昇率からの因果関係をもっていること、および市場為替相場減価率は、10%有意水準のもとでマネーサプライ増加率とインフレ率からの因果性をもっていることがわかる。この結果は、マネーサプライの増大が市場為替相場の減価をもたらした

表7 グレンジャーの因果性検定

			独立変数			
			<i>m</i>	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>s</i>
従属変数	<i>m</i>	<i>F</i> 統計量	0.009	0.010	0.837	0.001
		<i>p</i> 値	0.926	0.922	0.364	0.971
	<i>y</i>	<i>F</i> 統計量	0.000	16.609	0.854	1.248
		<i>p</i> 値	0.988	0.000	0.360	0.269
	<i>p</i>	<i>F</i> 統計量	0.005	5.033	8.963	1.458
		<i>p</i> 値	0.943	0.029	0.004	0.233
	<i>s</i>	<i>F</i> 統計量	2.660	0.041	3.507	0.066
		<i>p</i> 値	0.109	0.840	0.067	0.799

(注) 標本期間：1997年1月～2002年2月。

(出所) 分析結果より筆者作成。

ていることを意味するものである。ただし、マネーサプライ増加率からインフレ率への因果性は検出されなかった。これは、マネーサプライと物価水準においては長期的に安定的な関係があり、短期的にもこの長期的関係に修正されていくが、変化率においては因果関係がないことを意味している。

おわりに

本章においては、ミャンマーにおけるマネーサプライ、インフレ率、市場為替相場の関係について実証分析を行った。

実証分析の結果、共和分検定において、マネーサプライ、コメの価格、消費者物価指数、市場為替相場の間には、二つの共和分関係が存在すること、さらにこの二つの共和分関係は、貨幣数量説、購買力平価説が同時に成立していることを意味するものであった。とりわけ、購買力平価説については、1%のインフレ率の上昇は約1%の為替相場の減価をもたらすことが示された。

さらに、調整係数行列の推定結果より、貨幣数量説で表される長期的な共和分関係以上にマネーサプライが増大すると、次の時期には物価水準が上昇すること、および購買力平価説を表す長期的な共和分関係以上に物価水準が増大すると、次の時期には為替相場が減価することが示された。

また、グレンジャーの因果関係テストの結果より、マネーサプライ増加率、およびインフレ率から市場為替相場減価率への因果性が存在していることが示された。

以上の分析結果は、ミャンマーにおいては、慢性的な財政赤字を中央銀行の信用拡大によりファイナンスしているため、マネーサプライが増大し、これが物価水準の上昇と市場為替相場の減価を招いていることを意味している。

このことから、ミャンマーにおいては、税制改革、国有企業改革による財政収支の改善、CBMによる無分別な信用拡大の制限とそのための独立性の

確保、為替相場の一元化、および外貨準備を蓄積するための貿易の自由化など、総合的なマクロ経済改革が必要不可欠であると考えられる。

〔注〕 _____

- (1) 以下の記述については、工藤 [1998] [1999]、桐生 [2000]、岡本 [2001] [2002] [2003]、IBRD [1999]、IMF [2000]、国際金融情報センター [2001]、ADB [2001] を参照のこと。
- (2) ミャンマーにおける経済成長率と海外直接投資の関係については、本書第1章を参照のこと。
- (3) ミャンマーの財政は中央政府財政、市郡開発委員会（地方自治体）財政、および国有企业財政の三つからなっている。ただし、1992/93年度以降、市郡開発委員会の財政からヤンゴン市開発委員会など規模の大きな地方政府の財政が分離されており、その規模は小さく、また名称も1995/96年度から国防省宿営自治体財政と変更されている。表1における財政収支は、これら三つの財政を統合したものである。
- (4) 近年においては、中期国債（treasury bonds）を発行しているが、市中の消化能力は十分ではないといわれている。IMF [2000] を参照のこと。
- (5) ただし、ミャンマーにおいては、2003年2月に銀行取付けが発生している。銀行取付け、およびミャンマーにおける金融深化については、本書第3章を参照のこと。
- (6) ミャンマーにおいては、消費者物価指数の指標としてヤンゴン消費者物価指数が用いられる。
- (7) 1964年、1985年、1987年に廃貨措置が実施されている。
- (8) 公定相場と市場相場の乖離が広がるなか、外貨獲得の強化と、外国人が利用するホテルやレストランの料金払いなどにおける外国人観光客への便宜を図ることを目的として、1993年2月に外貨兌換券（Foreign Exchange Certificate: FEC）が導入された。FECは中央銀行が発行し、1ユニット＝1ドルで固定された。また、同年4月には、正当な手段で得た外貨を保有するミャンマー国民も、自由にFECに交換することが認められた。その後、FECへの需要が高まったことを受け、1995年12月にはFECとチャットの取引所が設立され、免許を取得した業者がチャットからFECへの交換を行うことが許可され、チャットとFECの為替相場は市場の需給を反映し決定されるようになった。これは、事実上の「公的市場為替相場」を容認したものと解釈できる。その後、2001年以降の市場相場の急激な減価にともない、2001年6月には、取引所における相場は実質的に1FEC＝約450チャットで固定されるようになった。この結果、市場為替相場とFEC相場の間に大きな乖離が生じてい

る。

- (9) 二重為替相場制度の理論については、Kiguel and O'Connell [1994], Kiguel et al. eds. [1997] を参照のこと。
- (10) ミャンマーにおける貿易政策については、本書第4章を参照のこと。
- (11) VAR モデルにおける変数の順番は、外生性が高いと考えられるものから並べた。
- (12) ADF 検定のラグの次数は、通常、①赤池の情報量基準 (Akaike's Information Criterion: AIC), ②SBIC, ③リュング=ボックス検定によって、残差に自己相関なしという帰無仮説が採択されるまでラグ次数を加えていく方法、および④LM (Lagrange Multiplier) 検定によって、残差に自己相関なしという帰無仮説が採択されるまでラグ次数を加えていく方法などが用いられる。一般的に、ADF 検定においては、SBIC, リュング=ボックス検定、およびLM 検定による方法は、同一のラグ次数を選択するため、ADF 検定におけるラグ次数はSBICを用いて決定した。
- (13) 本来であれば、13期 (1年間+1) のラグ次数から分析を始めるべきであろうが、標本数が少ないことから、4期までのラグ次数を候補とした。

〔参考文献〕

〈日本語文献〉

- 岡本郁子 [2001] 「2000年のミャンマー スーチーと軍政の対話再開—予断許さぬ国民的和解への道—」(『アジア動向年報2001』アジア経済研究所)。
- [2002] 「2001年のミャンマー 進まない国民的和解・混迷を深める経済」(『アジア動向年報2002』アジア経済研究所)。
- [2003] 「2002年のミャンマー 行き詰る対話と経済不安の深刻化」(『アジア動向年報2003』アジア経済研究所)。
- 桐生稔 [2000] 「1999年のミャンマー 風化する民主化運動、疲れの見える軍政」(『アジア動向年報2000』アジア経済研究所)。
- 工藤年博 [1998] 「1997年のミャンマー 軍政の再出発—厳しさを増す国際環境の中で—」(『アジア動向年報1998』アジア経済研究所)。
- [1999] 「1998年のミャンマー 深まる『政治不況』—政治対立と経済不況の悪循環—」(『アジア動向年報1999』アジア経済研究所)。
- 国際金融情報センター [2001] 『JICF Country Report ミャンマー 基礎レポート』。

〈英語文献〉

- Asian Development Bank (ADB) [2001] *Country Economic Report: Myanmar, vol. 2: Statistical Appendixes*, Manila: Asian Development Bank.
- Central Statistical Organization [various issues (monthly)] *Selected Monthly Economic Indicators*, Yangon.
- Cheung, Y. W. and K. S. Lai [1993] "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55 (3), pp. 313-328.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller [1979] "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), pp. 427-431.
- and — [1981] "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49 (4), pp. 1057-1072.
- Godfrey, L. G. [1988] *Misspecification Tests in Econometrics: The Lagrange Multiplier Principle and Other Approaches*, Cambridge, New York: Cambridge University Press.
- Granger, C. W. J. [1980] "Testing for Causality: A Personal Viewpoint," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2 (4), pp. 329-352.
- IBRD [1999] *Myanmar: An Economic and Social Assessment*, Technical Briefing on Myanmar.
- IMF [2000] "Myanmar-Staff Report for the 2000 Article IV Consultation."
- [various years] *International Financial Statistics* (CD-ROM).
- Johansen, S. [1988] "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2), pp. 231-254.
- [1991] "Estimation and Hypothesis of Cointegration Vectors," *Econometrica*, 59 (6), pp. 1551-1580.
- and K. Juselius [1990] "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), pp. 169-210.
- and — [1992] "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics*, 53, pp. 211-244.
- Kiguel, M. A. and S. A. O'Connell [1994] "Parallel Exchange Rates in Developing Countries : Lessons from Eight Case Studies," The World Bank Policy Research Working Paper, 1265.
- , J. S. Linzondo, and S. A. O'Connell eds. [1997] *Parallel Exchange Rates in Developing Countries*, Ipswich, Suffolk: The Ipswich Book Company.

Osterwald-Lenum, M. [1992] "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 43(3), pp. 461-472.

Phillips, P. and P. Perron [1988] "Testing for a Unit Root in Time Series," *Biometrika*, 75(2), pp. 335-346.