

日米関係への一考察 (III)

— 為替市場に対する「口先介入」の影響分析をその手法として —

宮原 悟・蛭川雅之*

A Study of the Relationship between Japan and the U.S. (III) : Through the Analysis on "Verbal Interventions" in a Foreign Exchange Market

Satoru MIYAHARA and Masayuki HIRUKAWA

1. はじめに

1985年9月22日のプラザ合意以降、モノ・カネ・ヒト・情報などが利潤を求めて容易に国境を越える、いわゆる経済国際化の進展がめざましい。その進展に伴って、経済を視座とした国際関係への新たな深い洞察が不可欠となってきている。取り分け、世界全体のG.N.P.の約40%を占める日本と米国の二国間関係は国際経済の趨勢をも決めかねないだけに、その考察は重要である。

以上の問題意識に立脚し、これまで「日米関係への一考察 — 経済認識ギャップをその手がかりとして —」¹⁾「日米関係への一考察 (II) — 小・中・高等学校教員の経済的資質をめぐって —」²⁾により、日米関係への考察を試みてきた。本稿はそれに続くものであるが、これまでもそうであったように、学校における「経済教育」を視野に入れた考察である点を今回も踏襲した。「経済教育」とは、学校において子供達に「経済の基本的概念を学ばせ、様々な経済問題を合理的・平和的に解決出来る責任ある市民性を育成させる」ことを目的としたものである。結局、国際関係のあり様は、有権者であり世論形成者である国民が如何なる経済政策を支持するかによって規定される面が大きい。そして、未来の有権者であり世論形成者である子供達が有権者としてどう行動しどのような世論を形成するかは、学校において如何なる「経済教育」を受けてきたかに大きく影響されると考える。そこに、未来志向的な良き国際関係を構築するためにこの観点から、「経済教育」を視野に入れることの妥当性が存在するのである。また、そのことが、多数の秀逸な日米関係論が世に出されているにもかかわらず、多少なりとも本研究が存在意義を有するところだと考える。

近年、経済国際化と並行して、情報の国際化が急速に進展している。発信された情報は瞬時に世界を駆け巡り、その情報が経済に絡むものであれば、利害というインパクトに後押しされてそのスピードはより一層速い。従って、日米関係の現況は、このような社会変化によって攪乱される面が顕著になってきているように思われる。この点を、1985年9月プラザ合意以降、日米における口先介入という情報が為替市場にどう影響してきたかを統計的に分析することで検証する。そして、その結果を、経済が国際化した社会にとって望ましい「経済教育」のあり方の示唆とする。このことによって、未来の良き日米関係の構築に多少なりとも資することが

* 中部電力株式会社経理部

あれば、それこそが本稿の意図するところなのである。

2. 「経済教育」における精選のあり方への探究

21世紀に向けて、変化の厳しい社会に主体的に対応出来る人材の育成を可能とする教育の実現が急務となっている。「経済教育」もその例外ではなく、その期待に答え得る「経済教育」実現のために突き付けられた課題は多い。

その課題の一つに、「経済教育」において内容などをどう精選すべきかという問題がある。それは、これまでの教育現場における網羅的な知識注入主義への批判も原因となっている。しかしながら、以下の二点がより以上に意識される。その一つは、2002年からの完全学校週五日制に伴う精選である。その二つは、社会の変化に対応するための精選である。

以下では、前者も視野に入れつつ、後者の「社会の変化に対応するための精選」という観点から、「経済教育」で教えるべき内容をどう精選するかということについて考察する。

「経済教育」がその背景とする経済学は、国家をマクロの単位として構築された理論であること、「各々の時代にはそれぞれ資本主義が生み出したと考えられる特有の社会問題があって、その目前に存在する問題への解決に必死に取り組んで人間社会を救済しようとした結果、生み出された」³⁾ 理論であることなどのため、経済的国境の消滅をもたらす経済国際化という時代の到来により理論の陳腐化を起こしている。けれども、ミクロ経済学の理論に多くみられるのだが、そのような時代の到来に影響されない普遍性を有する理論もある。「経済教育」内容の精選の徹底を図るなら、この点の吟味により、陳腐化するような理論よりも普遍性の高いものみに焦点を絞るのもひとつの方向性であろう。今後、そのような吟味の組織的・系統的取り組みが不可欠であるが、本稿では、その端緒として高等学校の「政治・経済」において「為替レート」の何をどう教えるべきかの検証を行なう。「為替レート」を対象としたのは、言うまでもなく、経済国際化という大きな社会変化への対応を意識してのものである。

さて、現行の高等学校学習指導要領解説「公民編」によれば、⁴⁾ 「為替レート」に関しては、「(3) 現代の経済と国民生活」の「エ. 国民経済と国際経済」において「外国為替の仕組みと動きを把握させた上で、輸出入や国際資本移動の影響の下で為替相場が決定される事情を理解させる。その際に、変動為替相場実施以後の我が国の為替相場の動きとその影響にも触れる」とされている。それを受けて、教科書の記述では「為替相場の定義」「貿易決済の方法」「円高・円安の影響」「為替レート変動の果たす役割」「為替相場変動の歴史的経緯」「為替相場決定要因としての貿易収支・金利・投機」「為替相場への各国通貨当局介入」などに言及がなされている。⁵⁾ 実際の教育現場において授業時数などの制約がない条件下であるならば、大変充実した内容だということになるであろう。ところが、教科書の頁数からして、これだけの内容を約50分の授業で展開しなければならないことになる。そして、完全学校週五日制の実施がなされれば、一層その条件が厳しくなる可能性がある。

以上を前提として、「為替レート」について教える場合、何に重点を置き何を捨象すべきかを、以下の「3」で現実の日米経済関係において要人による口先介入が為替相場にどう影響してきたかを統計的に分析することにより吟味する。そうするのは、文部省教育課程審議会が1998年6月に公表した『審議のまとめ』によれば、完全学校週五日制にしつつもゆとりある教育活動を展開し生きる力を育成させるような「政治・経済」の内容厳選方法として、「現代社会の諸課題」に着目させるとあるからである。また、政治や経済の基本的な概念や理論が大切だとしているが、この分析により「為替レート」の場合それが何かを解明できるからである。

3. 為替市場に対する口先介入の影響分析

(1) 分析の概要

外国為替市場に関する解説書では、為替相場の変動要因は、長期的にはファンダメンタルズ（経常収支、購買力平価説など）、他方、短期的には市場心理とされている。⁶⁾ とりわけ、近年は口先介入による市場心理への影響が、ドル・円為替相場変動のかなりのウエイトを占めている感が強い。そこで、本章の分析では、数多い為替相場変動要因のうち、口先介入のみに焦点を絞り、その極めて短期的（1日程度）の影響について統計的分析を試みる。分析にあたっては以下に列挙する疑問点を念頭に置く。

- (i) 口先介入は、実際にドル・円為替相場に影響を及ぼしたといえるか？
- (ii) 口先介入がドル・円為替相場に及ぼす影響に関して、何か特徴点（例えば、日米いずれの口先介入が平均的に大きな効果を示したか、あるいは、円安・ドル高期待発言と円高・ドル安期待発言のいずれが平均的に大きな効果を示したか、など）が見出せるか？
- (iii) 口先介入のドル・円為替相場に及ぼす影響は時期によって異なっていたか？
- (iv) 口先介入は、当局の期待通りの成果を収めた（意図する方向へドル・円為替相場を誘導できた）といえるか？

次節以降の構成は次の通りである。まず(2)節で、分析に使用するデータの定義および範囲について解説し、(3)節では、口先介入がどの程度為替相場の変動に影響を及ぼしたかについて回帰分析を用いて計測する。さらに、(4)節で、Theil (1958) に詳述されている転換点予測に関する評価基準を応用し、口先介入がどの程度のパーセンテージで相場誘導効果を上げたかを評価する。

なお、分析に際し、市場心理の形成に関して特定の期待形成仮説（例えば、合理的期待形成仮説など）を考慮せず、純粹に口先介入の事後的な影響にのみ着目する。さらに、分析対象期間として1985年7月1日～1998年6月30日の13年間をとり、プラザ合意以降現在に至るまでの口先介入を包括的に取扱う。

(2) データの定義と範囲

為替レート

東京外国為替市場のある時点の銀行間直物相場を使用するのも一つの考え方ではあるが、本章の分析では、データ入手が容易な東京銀行（1996年4月1日以降については東京三菱銀行）の日次ドル・円対顧客相場仲値を使用する。計算上、仲値は対顧客電信売相場（TTSレート）から手数料相当の1円を控除して得られる。⁷⁾

仲値は東京外国為替市場午前10時頃の銀行間直物相場の基準として建てられる。ただし、仲値は直物相場から2営業日分の金利相当を調整されて建てられるため、厳密に言えば、仲値は直物相場とイコールではない。しかし、口先介入の為替市場への影響を分析する場合、相場の絶対的水準より相場の変化方向にむしろ着目すべきである。相場変動に対して金利相当分はネグリジブルな部分であるため、仲値を銀行間直物相場の代理変数として使用しても特に問題は生じない。

口先介入

まず、口先介入を実行する人物の国籍を日米2カ国に限定する。実際には、両国以外の高官、

とりわけ欧州主要国の通貨当局がドル・円相場の動向に関してしばしば発言を行う。しかし、日米両国以外の口先介入による為替相場の攪乱は、その他の要因（例えば、重要な経済指標の発表など）による攪乱と同様に扱い、分析対象から除外する。

次に、口先介入を実行する「要人」の範囲を限定しなければならない。分析対象とする要人の種類は、日米両国の元首、閣僚、大蔵省・財務省高官、日銀・連銀首脳、経済顧問、経済団体、大企業首脳などである。

さらに、口先介入自身の定義付けも必要である。分析に使用する口先介入とは、

(i) 日本経済新聞「外為」欄で発言の事実が確認できる。

(ii) 為替相場水準に直接言及している。

の2条件を満足するものである。なお、(ii)の直接的「言及」とは「円は安すぎる」「ドルは高すぎる」「為替は×××円辺りが妥当」「現在の為替水準に満足している」などの内容を指す。従って、例えば、通貨防衛策の一環として「金利高目誘導」発言を行った場合、同時に為替水準について何らかの言及をしていない限り、口先介入としてカウントしない。

最後に、以上の要領で収集した口先介入データは、

(i) 発言者の国籍別（日本か米国か）

(ii) 発言時点の局面別（円安・ドル高か円高・ドル安か）

(iii) 発言目的（円安・ドル高期待か円高・ドル安期待か）

の別に8種類に分類できる。なお、(ii)の「局面」とは、発言当日を前営業日と比較して（東京市場休場日に発言が行われた場合は、発言の直前の営業日とその前営業日と比較して）円安・ドル高もしくは円高・ドル安であったかを意味する。従って、為替相場の大きなトレンドの中での円安局面ないし円高局面とは必ずしも一致しない点に注意が必要である。

さて、1985年7月から1998年6月までの13年間に口先介入は合計274回確認された。各年の口先介入回数は8分類別に「表(1)」にまとめてある。全サンプル期間の東京外国為替市場営業日が3220日であった点を考慮すると、平均的に12営業日に1回（およそ2週間に1回）ドル・円為替相場に対して口先介入が実行されたことがわかる。しかし、むしろ注目すべきは、口先介入は毎年ほぼ同じ頻度で行われるものではなく、数年おきに口先介入の頻度の大きい年がおとずれる点である。しかも、1997年1月から1998年6月の1年半の間に、実に口先介入全体の30%が集中している。そこで、次節以降の分析にあたり、全サンプル期間を1996年以前と1997年以降との2つのサブサンプル期間に分け、1997年初以降の口先介入急増に伴う為替市場への影響についても考えてみたい。

(3) 口先介入による相場変動の計測

口先介入の変数化

ある日ある分類の口先介入が実行されたか否かは事実として確認できるものの、個々の口先介入を量的に変数化することはできない。そこで、8分類各々の口先介入について、ある日に実行された場合を1、それ以外を0とするダミー変数化を行う。なお、口先介入の属する日付は、当該発言が行われた現地時間で評価する（日本時間に換算しない）ものとし、かつ、東京外国為替市場休場日に行われた発言は、直前の営業日付で行われたものと見なす。欧州および米国より早く日本の日付が変わることを考慮すれば、この仮定が分析の一般性に影響を及ぼさないことを理解できるはずである。

表(1) 各年の口先介入回数

国籍	局面	年 目的	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	計	
			米国	円安・ドル高	円安・ドル高容認	0	5	5	2	0	0	2	2	6	3	2	6	3
円高・ドル安誘導	0	4			0	1	2	1	0	1	1	5	2	0	3	3	4	26
円高・ドル安	円安・ドル高誘導	0		2	5	3	2	4	2	2	1	7	7	3	2	4	1	43
	円高・ドル安容認	2		3	10	1	0	2	0	5	5	8	2	3	1	3	0	40
		計	2	14	20	7	4	7	4	9	26	14	8	12	13	7	147	
日本	円安・ドル高	円安・ドル高容認	0	3	1	3	1	0	0	0	2	0	2	3	1	2	18	
		円高・ドル安誘導	3	1	0	0	1	1	2	2	2	0	0	0	2	21	14	47
	円高・ドル安	円安・ドル高誘導	0	2	1	0	0	1	0	4	4	4	0	1	1	5	1	20
		円高・ドル安容認	5	2	2	0	0	1	4	4	5	2	2	0	1	10	8	42
		計	8	8	4	3	2	3	6	11	8	2	3	7	37	25	127	
		合計	10	22	24	10	6	10	10	20	34	16	11	19	50	32	274	

(注) 「1985年」は7月から12月までの6カ月間、「1998年」は1月から6月までの6カ月間の数値である。

回帰モデル

(2) 節で、ドル・円対顧客仲値は、東京外国為替市場の午前中早い時点での銀行間直物相場の代理変数として利用可能な点を述べた。ここで、口先介入による為替相場の変動に関し、さらに仮定をおく。それは、口先介入が仮に日本時間午前10時以前に実行されたとしても、当日のその後の為替相場に影響を及ぼさない、というものである。この仮定は、毎営業日の為替相場は前日までの口先介入情報のみを取り入れていると換言できる。

この仮定に基づき、仲値変化率を1営業日前の口先介入ダミー8変数に回帰し、推定された係数が統計的に有意か検定する。具体的には、仲値(以下、系列 $\{ex_t\}$ と表す)の変化率として対数変化率をとり、⁸⁾ かつ、 $\{D_{jt}\}$ ($j=1, \dots, 8$) を8分類した口先介入各々に対応するダミー変数、 $\{\epsilon_t\}$ を誤差項とするモデル

$$\Delta \log(ex_t) = \sum_{j=1}^8 \beta_j D_{jt-1} + \epsilon_t, \epsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2), t=2, \dots, T$$

を全サンプル期間および2つのサブサンプル期間(1996年以前および1997年以降)に分けて最小二乗推定する。推定結果は「表(2)」に示した通りである。

結果の考察

「表(2)」に示したF値は、帰無仮説

$$H_0: \beta_j = 0 \text{ for } \forall j \in \{1, \dots, 8\}$$

を対立仮説

$$H_1: \beta_j \neq 0 \text{ for } \exists j \in \{1, \dots, 8\}$$

に対して検定するための統計量である。このF値は、第一義的には、口先介入が翌営業日の為替相場変化率に有意な固定的シフトを発生させたかを検定するための統計量である。しかし、同時に、有意なF値は効率的市場仮説、とりわけ「準強の効率性」に対する反証と解釈することもできる。⁹⁾ 為替市場が「準強」の意味で効率的であれば、毎営業日の相場に前日までに一般に入手可能な情報全て(口先介入を含む)が織り込まれており、従って H_1 は棄却される(要するに、口先介入情報を利用して平均以上の利潤を得る機会が存在しない)はずだからである。¹⁰⁾

さて、1997年以降分のF値は有意でないものの、全サンプル期間分および1996年以前分は1%有意である。従って、1996年以前は、8分類の口先介入のうち少なくとも1種類は為替相場変動に有意なシフトを引き起しており、為替市場が効率的であったと言いき難い。一方1997年以降、為替市場が効率的となり、口先介入情報が瞬時に相場に織り込まれるようになったとも考えられなくはないが、小さなF値は必ずしも効率的市場の実現を意味しない。ある分類の口先介入による相場水準の調整に依然時間を要し、かつ、相場のシフト方向が時点毎に一定でない場合にも、F値が相対的に小さなものとなり得るからである。

次に、日米別に個々の係数を点検する。まず、米国側について、全サンプル期間および1996年以前の係数は概ね安定的であり、さらに係数の符号も、円安・ドル高期待分については正、逆に円高・ドル安期待分については負となっている。従って、少なくとも1996年までの米国は平均的に自らの意図する方向へ為替相場を誘導することができたといえる。特に、この期間中に少なくとも2度、米国は明確なドル安政策を採ってきた(1985年9月のプラザ合意以降および1993年1月のクリントン政権発足直後)。これらの時期に急増した、円高・ドル安局面でさらにドルの押し下げを計る口先介入により、米国が為替相場変化率を約1%ドル安方向へシフトさせていたのは、米当局の意向が十分市場に反映されていたことを示す格好の事実である。また、同じ円高・ドル安局面で、逆に円安・ドル高を期待する口先介入についても、係数はやは

表(2) 回帰モデル推定結果

推定期間	被説明変数	説明変数 (口先介入ダミー変数)												\bar{R}^2	DW	F値	サンプル数
		米			国			日			本						
		円安・ドル高局面		円安・ドル高誘導	円高・ドル安局面		円高・ドル安誘導	円安・ドル高局面		円安・ドル高誘導	円高・ドル安局面		円高・ドル安誘導				
		円安・ドル高誘導	円高・ドル高誘導	円安・ドル高誘導	円高・ドル高誘導	円安・ドル高誘導	円高・ドル高誘導	円安・ドル高誘導	円高・ドル高誘導	円安・ドル高誘導	円高・ドル高誘導	円安・ドル高誘導	円高・ドル高誘導				
全サンプル期間 (1985.7~1998.6)	ドル・円為替相場変化率	0.0027 (2.3399*)	-0.0027 (-1.9138)	0.0045 (4.1417**)	-0.0092 (-8.1001**)	0.0010 (0.5731)	-0.0001 (-0.1059)	0.0035 (2.1962*)	-0.0001 (-0.0762)	0.0256	2.0069	13.098**	3219				
		0.0037 (3.0487*)	-0.0033 (-2.0974*)	0.0055 (4.8651**)	-0.0096 (-8.3983**)	0.0002 (0.1005)	-0.0047 (-2.3351*)	0.0021 (1.1325)	0.0022 (1.5599)	0.0348	2.0034	15.701**	2853				
サブサンプル期間II (1997.1~1998.6)		-0.0043 (-1.1483)	-0.0020 (-0.6263)	-0.0029 (-0.7924)	-0.0025 (-0.5353)	0.0042 (0.8941)	0.0018 (1.2360)	0.0069 (2.0717*)	-0.0031 (-1.6303)	0.0075	1.9702	1.3946	366				

(注) 1. \bar{R}^2 、DWは各々自由度修正決定係数、ダービン・ワトソン比を表す。

2. () 内は t 値。

3. t 値、F 値右肩の*、**は各々5%有意、1%有意を表す。

り1%有意である。この分類の口先介入が米当局の政策転換のシグナルとして、市場関係者に驚きをもって受け止められる機会が多かったことによるのかもしれない。しかし、1997年以降の米国側口先介入に有意な係数は皆無であり、かつ、円安・ドル高期待ダミーの係数は2個共負となっている。米国側の口先介入の影響力が以前に比べて薄れた可能性を示す事実である。

一方、日本側口先介入分の有意な係数のみに着目すると、次のことが言えそうである。まず、1996年以前は、プラザ合意以降の米国の円高誘導政策に追随し、市場が円安方向へ転じそうになる都度、円高誘導発言を行なって相場水準の修正を図っていた。1997年以降は、むしろ市場が円高方向へ進むのを牽制する口先介入が有効であったと考えられ、同様に、全サンプル期間を通じて、いわゆる「行き過ぎた円高を是正する」口先介入が影響力を持っていたようである。しかし、1997年以降、日本側で急増しているのは、むしろ円高期待発言であり、円高・円安両局面合わせて実に53回を数える。これらに対応するダミーの係数は共に有意でなく、しかも、円安局面に対応する係数に至っては正である。これらの結果は、単に日本側の円高誘導発言が相場変動を有意にシフトしていないことを示すにすぎない。ただし、裏を返せば、相場に有意な影響を及ぼせない（相場を明確なカタチで円高方向へシフトできない）が故に、かえってこの種の口先介入頻度が急増したと言えるのかもしれない。

(4) 口先介入による為替相場誘導精度の計測

評価尺度の定義

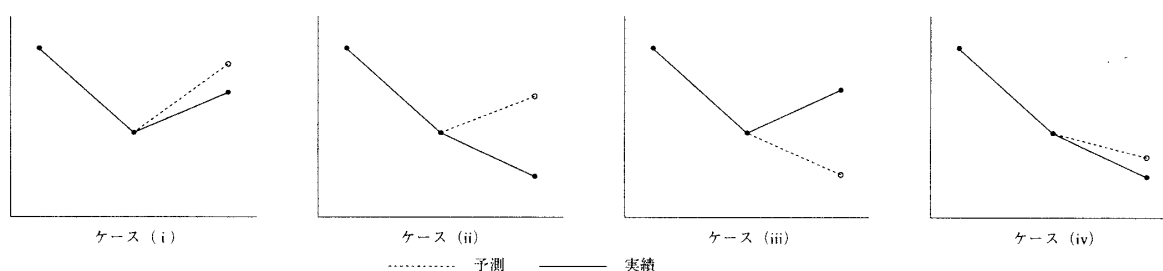
前節では、口先介入が為替相場に対し、ランダムなショックを超えるシフトを引き起こしていたことを検証した。本節では、さらに進んで、口先介入を使って当局が意図する方向への程度のパーセンテージで相場を誘導できたかを検証する。無論、回帰係数の符号を点検すれば、どの分類の口先介入が平均的にどの方向へ相場を誘導し得るかは見当がつく。しかし、推定されたシフトが、果たして、ごく少数の口先介入が大きな相場のシフトを起こした結果によるものか、それとも、あらゆる口先介入機会にコンスタントに相場を誘導できた結果なのかは判然としない。

そこで、本節では、Theil (1958) に詳述されている、転換点予測の精度に関する評価方法を応用する。まず、転換点の予測は次の4ケースのいずれかに分類できる。

- (i) 翌期を転換点であると予測し、実際に転換点であった。
- (ii) 翌期を転換点であると予測したが、実際には転換点ではなかった。
- (iii) 翌期を転換点でないと予測したが、実際には転換点であった。
- (iv) 翌期を転換点でないと予測し、実際に転換点でなかった。

「図(1)」を参照すると、これら4ケースの違いを直観的に理解し易いと思われる。

図(1) 転換点予測に関する4つの可能性



転換点予測のアイデアを口先介入の事後的評価に当てはめようとするのは少々乱暴かもしれない。転換点予測評価の元々のねらいが「自分ではコントロール不可能な転換点をどれだけ正確に予想したか」を評価することにあるのに対し、本節で評価を試みるのは、「口先介入が転換点を創出できたかどうか」だからである。しかし、「転換点を言い当てた・外した」から一步離れて、当局が口先介入を使って相場を誘導し得たかを検証するのに、前段の4ケースへの分類は依然有効である。そこで、口先介入の「精度」を測る観点から、上記 (i) ~ (iv) は次のように翻訳できるであろう。

- (i) 円安・ドル高 (円高・ドル安) 局面で円高・ドル安 (円安・ドル高) を期待する口先介入を実行し、実際に翌営業日は円高・ドル安 (円安・ドル高) となった。
 - (ii) 円安・ドル高 (円高・ドル安) 局面で円高・ドル安 (円安・ドル高) を期待する口先介入を実行したが、実際には翌営業日は円安・ドル高 (円高・ドル安) のままであった。
 - (iii) 円安・ドル高 (円高・ドル安) 局面で円安・ドル高 (円高・ドル安) を容認する口先介入を実行したが、実際には翌営業日は円高・ドル安 (円安・ドル高) となった。
 - (iv) 円安・ドル高 (円高・ドル安) 局面で円安・ドル高 (円高・ドル安) を容認する口先介入を実行し、実際に翌営業日は円安・ドル高 (円高・ドル安) のままであった。
- そこで、口先介入全数を (i) ~ (iv) に分類し、

$$\varphi_1 = \frac{(ii)}{(i) + (ii)}, \quad \varphi_2 = \frac{(iii)}{(iii) + (iv)}, \quad \varphi_3 = \frac{(ii) + (iii)}{(i) + (ii) + (iii) + (iv)}$$

を計算する。¹¹⁾ φ_1 は「相場の流れを変えるための口先介入が効果を持たないパーセンテージ」、 φ_2 は「相場の流れを容認する口先介入が効果を持たないパーセンテージ」、 φ_3 は「2つのケースを等ウェイトで評価した、口先介入が効果を持たない総合パーセンテージ」と表現できよう。「表 (3)」には、全サンプル期間および2つのサブサンプル期間 (1996年以前と1997年以降) について、日米別、局面別に $\varphi_1 \sim \varphi_3$ を計算した結果がまとめてある。

結果の考察

通貨当局による口先介入のねらいは、市場参加者の期待形成に何らかのショックを与えることによって、自らの意図する方向への相場を誘導することにあると考えるのが自然である。従って、口先介入を実行する側の究極の目標は、(それが市場経済のルールに反することだとしても) $\varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = 0$ である。しかし、「表 (3)」の日米総合欄を見る限り、全サンプル期間で口先介入の40%近くは相場誘導に失敗しているようである。また、円安・ドル高局面での口先介入は、円高・ドル安局面でのそれに比べて、平均的に失敗する可能性が高かったこともわかる。さらに、1997年以降は、それ以前と比べて各局面で $\varphi_1 \sim \varphi_3$ がいずれも増加、換言すれば、口先介入が失敗に終わるパーセンテージが高まっている。この事実は、同時期のF値が有意でなかった前節の結果と符合する。

次に、日米別に結果を点検する。まず、1996年以前の同一局面における日本側、米国側双方の $\varphi_1 \sim \varphi_3$ を比較すると、日本側のそれらが米国側を一般に上回っている。逆に、1997年以降、日米両国の口先介入とも失敗するパーセンテージが高まっており、とりわけ米国側にこの傾向が顕著である。これらの事実は、1996年以前は米国側ダミーの係数が4個共有意であったのに対し、日本側の有意な係数は1個のみ、一方、1997年以降は米国側の有意な係数が皆無となったのに対し、日本側の有意な係数が1個であった前節の結果と符合する。

また、1996年以前の円高・ドル安局面において、米国側の $\varphi_1 \sim \varphi_3$ はいずれも20%を下回っ

表(3) 為替相場誘導評価尺度の計算結果

国籍	局面	評価尺度	サブサンプル期間 I (1985.7~1996.12)	サブサンプル期間 II (1997.1~1998.6)	全サンプル期間 (1985.7~1998.6)
米 国	円安・ドル高	φ_1	0.316	0.571	0.385
		φ_2	0.394	0.800	0.447
		φ_3	0.365	0.667	0.422
	円高・ドル安	φ_1	0.184	0.400	0.209
		φ_2	0.108	0.333	0.125
		φ_3	0.147	0.375	0.169
	合 計	φ_1	0.228	0.500	0.275
		φ_2	0.243	0.625	0.282
		φ_3	0.236	0.550	0.279
日 本	円安・ドル高	φ_1	0.417	0.629	0.574
		φ_2	0.400	0.000	0.333
		φ_3	0.407	0.579	0.508
	円高・ドル安	φ_1	0.429	0.167	0.350
		φ_2	0.625	0.389	0.524
		φ_3	0.553	0.333	0.468
	合 計	φ_1	0.423	0.561	0.507
		φ_2	0.538	0.333	0.467
		φ_3	0.492	0.484	0.488
日米総合	円安・ドル高	φ_1	0.355	0.619	0.507
		φ_2	0.396	0.500	0.411
		φ_3	0.380	0.600	0.465
	円高・ドル安	φ_1	0.250	0.273	0.254
		φ_2	0.311	0.381	0.329
		φ_3	0.283	0.344	0.297
	合 計	φ_1	0.289	0.547	0.390
		φ_2	0.349	0.414	0.362
		φ_3	0.323	0.500	0.376

ており、この時期この局面における口先介入が極めて有効であったことを物語る。円高・ドル安局面において、 φ_1 は「円安・ドル高期待発言に対して相場が反応しないパーセンテージ」、一方、 φ_2 は「円高・ドル安容認発言に対して相場が円安・ドル高に転じるパーセンテージ」と解釈できる。 φ_1 、 φ_2 が共に極めて小さいという事実は、対応するダミー（即ち、同局面で円安・ドル高誘導および円高・ドル安容認）の係数が共に1%有意（t値は各々4.87、-8.40）との前節の結果と整合的である。ただし、比較的大きな φ_1 、 φ_2 に対応するダミーの係数が有意なケースも見受けられる。1996年以前の円安・ドル高局面において、米国側の φ_1 、 φ_2 は0.316、0.394と平均的な数値を示している。しかし、同時期の対応するダミー（即ち、同局面で円高・ドル安誘導および円安・ドル高容認）の係数はやはり5%有意（t値は各々-2.10、3.05）であった。これらの事実から推論すると、1996年以前の米国の口先介入は、円高・ドル安局面ではほぼコンスタントに効果を発揮、一方、円安・ドル高局面では効果を発揮する機会が少なかったが、効果があった場合の相場変動が極めて大きかったとも考えられる。

(5) 分析のまとめと今後の課題

1985年7月から1998年6月までの13年間に実行された日米両国の口先介入がドル・円為替相場に与えた影響に関し、次のことが言える。

- ① 1996年以前、口先介入は為替相場の変動に有意なシフトを引き起こした。その中心は米国側の円高誘導発言であった。さらに、口先介入が相場変動を有意にシフトした事実は、効率的市場仮説、とりわけ「準強の効率性」に対する反証でもある。
- ② 口先介入の頻度が急増した1997年以降、口先介入は全体として為替相場の変動に有意なシフトを引き起こさなくなった。
- ③ 口先介入の40%近くは相場誘導効果を上げなかった。かつ、円安・ドル高局面での口先介入は、円高・ドル安局面でのそれに比べて、相場誘導に失敗する可能性が高かった。1996年以前と比較して、1997年以降の口先介入が失敗に終わるパーセンテージも高まった。
- ④ 各分類の口先介入について、回帰係数の統計的有意性と相場誘導に失敗するパーセンテージとの間に一様の関係は見出せない。

なお、口先介入が為替相場を変化させる材料となることは検証できたが、

(i) 1996年以前の口先介入による相場変動のシフト幅に、なぜ日米差が生じたのか？

(ii) 1997年以降の口先介入が、なぜ相場変動に有意なシフトを引き起こさなくなったのか？

の2点については、今回のデータで分析可能な範囲を超えている。これらの問題については今後の研究課題としたい。

4. まとめにかえて

1973年2月14日より、今日のような変動為替相場制に移行された。それは、主に、ニクソン声明による金・ドル交換停止で固定為替相場制たるこれまでのIMF体制が維持出来なくなったこと、変動為替相場制の経済的ファンダメンタルズなどによる自動的な国際経済安定化のメカニズムに期待したことなどのためである。そのような現実や為替理論などに基づいて、「経済教育」で教えるべき「為替レート」に関する内容が構成されていった。

ところで、「3. 為替市場に対する口先介入の影響分析」で究明したかったことは、口先介入が為替市場での為替取引きという経済活動に影響するかどうか、するとしたらどの様に影響するかというものである。その究明のなかに、「経済教育」の内容精選のあり方を吟味する場合の

ヒントがあるのではと考えたのである。

「3」の分析結果より、以下の二点に注目したい。その一つは、「為替相場の局面」「口先介入を実行した国」「口先介入の時期」にもよるが口先介入の影響を完全には否定出来ないという点である。その二つは、「為替相場の局面」「口先介入を実行した国」「口先介入の時期」により口先介入の影響の程度が異なる（そのなかでも、1996年以前と1997年以降とでは影響の有無が逆となっている）という点である。これらの結果より、口先介入の影響性を払拭出来ないにもかかわらずその規則性も定かでないことが判明した。現実の為替相場も、投機的なヘッジファンドの思惑的行動により大きく攪乱されている。

結局、為替相場について普遍的に断言出来るのは、「円・ドルへの需給関係により為替相場は決定される」ということのみのように思われる。長期的な要因と言われる経済的ファンダメンタルズ（経済成長、購買力平価、国際収支など）や金利などによる為替相場への影響は、現実には経済理論どおりになっていない場合が多い。取り分け、本来の変動為替相場制が意図した貿易収支のインバランスが相場を動かすことによるその調整は、貿易総額の100倍近い一日当たり約1.2兆ドルという投機的資金の動向により有名無実化している。

従って、「経済教育」における「為替レート」の内容について、たとえ定着した経済理論であろうとも、現実と乖離しているものについては精選してもいいのではないであろうか。そして、普遍性の高い「円・ドルへの需給関係により為替相場は決定される」ということのみ基本的な学習内容とし、あとはその学習を深化させることにより生きて働く力を育成させた方が学習効果が高いのではないだろうか。

どのような内容を基本的なものとするかの吟味は、「3」で示したような実証的分析などにより慎重に行われる必要がある。元来、複雑なベクトルによって織り成される人間社会を数学的緻密さで説明しようとした経済学という学問体系自身に無理があるわけで、そのようないわゆる新古典派総合の経済学に依拠する「経済教育」は、以上のような慎重な分析に基づき徹底的な再吟味を必要とするのである。

本稿では、問題提起として「為替レート」のみを祖上にのせたが、今後もその研究の継続のなかで「経済教育」全体を吟味し、新たな枠組み作りを目指したいと考える。そして、その作業を通じて、「経済教育」による良き国際関係を構築する人材の育成に尽力したいものである。なお、本稿の文責は、「1」「2」「4」が宮原、「3」が蛭川である。

〔注〕

- 1) 名古屋女子大学紀要第39号 人文・社会編、1993年3月、43-55頁。
- 2) 名古屋女子大学紀要第41号 人文・社会編、1993年3月、37-49頁。
- 3) 宮原悟『経済学入門 - 温かき経済人をめざして -』 中部日本教育文化会、1994年、140頁。
- 4) 文部省、1989年12月、104-105頁。
- 5) 『政治・経済』 一橋出版、1994年、などを参照した。
- 6) 例えば、林(1993) 173-186頁を参照。
- 7) 仲値の逆算に使用する TTSレートは全て第1公示相場である。東京外国為替市場の銀行間直物相場が仲値から2円以上乖離した場合、新たに第2公示相場が建てられる。しかし、毎日ほぼ決まった時点(午前中の比較的早い時間帯)の相場を使用するのが分析手法に合致するため、第2公示以降の対顧客相場は使用していない。

$$8) \log \left(\frac{ex_t}{ex_{t-1}} \right) = \log \left(1 + \frac{ex_t - ex_{t-1}}{ex_{t-1}} \right) \cong \frac{ex_t - ex_{t-1}}{ex_{t-1}} \quad \text{for } \frac{ex_t - ex_{t-1}}{ex_{t-1}} \cong 0$$

日米関係への一考察 (III)

なお、対数変化率を使用する利点は、

(i) X%増加後にX%減少する場合、元の値に戻る(次例参照)。

為替相場: ¥100/\$ → ¥110/\$ → ¥100/\$

対数変化率: + log 1.1, - log 1.1

(相対変化率: + 0.10 - 0.09)

(ii) 1次のタイム・トレンドを除去できる(1階の差分から明らか)。

- 9) 効率的市場仮説については、Brealey & Myers (1991) のChapter 13、若杉 (1988) の第4章に詳しい解説がある。
- 10) モデルでは、効率的市場において、(対数変換後の) 為替相場がランダム・ウォークに従うことを仮定している。正確には、市場が効率的であれば、価格変化は毎回独立に変化する確率過程(マーティンゲール過程)に従う。ランダム・ウォークはマーティンゲールの一例にすぎないため、市場が効率的であることと価格がランダム・ウォークに従うことは、厳密には同値でないことに注意が必要である。
- 11) Theil (1958) では、 φ_2 を

$$\varphi_2 = \frac{(iii)}{(i) + (iii)}$$

と定義している。Theil自身は、(ii) (iii)を転換点予測に関する第1種、第2種の過誤と呼んでいる。「転換点である」と帰無仮説、「転換点でない」を対立仮説と考えれば理由は明白であろう。従って、オリジナルの φ_1 、 φ_2 は各々「転換点であると予測した中に占める誤りのパーセンテージ」「実際に転換点であった中に占める予測できなかった部分のパーセンテージ」と解釈すべきである。

[参考文献]

- 1) Brealey, Richard A. and Stewart C. Myers. *Principles of Corporate Finance*. 4th ed., New York : McGraw-Hill, 1991.
- 2) Fuller, Wayne A. *Introduction to Statistical Time Series*. 2nd ed., New York : John Wiley & Sons, 1996.
- 3) Green, George G. and Michael J. McKelvey. "The BEA Plant and Equipment Investment Survey of the U.S. Economy - Recent Developments and Selected Analysis." In Werner H. Strigel ed. *Business Cycle Analysis : Papers Presented at the 14th CIRET Conference Proceedings, Lisbon 1979*. Westmead : Gower, 1980.
- 4) 林康史『ゼミナール相場としての外国為替』東洋経済新報社、1993年。
- 5) 蛭川雅之「投資計画と景気循環」、東京大学経済学部卒業論文(第8回大内兵衛賞受賞)、1989年。
- 6) 伊藤隆敏「為替変動のニュース分析」、日本経済新聞(やさしい経済学)、1989年4月28日～5月4日。
- 7) Theil, Henri. *Economic Forecasts and Policy*. Amsterdam : North - Holland, 1958.
- 8) 若杉敬明『企業財務』東京大学出版会、1988年。