

ハイパーインフレーション下における伸縮価格マネタリー・モデルの妥当性 —ベネズエラのケース—

葛 目 知 秀

要旨

本論文の目的は Frenkel (1976) など先駆的な研究とする伸縮価格マネタリー・モデル (FPMM:flexible price monetary model) がハイパーインフレーション (hyperinflation) の発生している時期において成立するのか、ベネズエラを対象として実証的に明らかにすることである。

伸縮価格マネタリー・モデルは理論上、「常に (=短期においても長期においても) 購買力平価説が成立している」という強い仮定に依拠しているため、現実的に成立することは難しいが、物価が短期間に大幅に変動するハイパーインフレーションの時期には成立する、とされている。

そこで、本論文において、平均約 46 万%のインフレ率 (年率) を記録した 2017 年第 1 四半期から 2019 年第 4 四半期までのベネズエラを対象として実証分析をおこなった結果、標準的な回帰分析および時系列分析のいずれにおいても、伸縮価格マネタリー・モデルは成立しないことが示された。特に、ハイパーインフレーションの時期に限定し分析したため、推定の際、小サンプル数にもとづく推定上の問題も明らかとなった。

1. はじめに

本論文の目的は Frenkel (1976) など先駆的な研究とする伸縮価格マネタリー・モデル (FPMM:flexible price monetary model) がハイパーインフレーション (hyperinflation) の発生している時期において成立するのか、ベネズエラを対象として実証的に明らかにすることである⁽¹⁾。

外国為替相場決定理論におけるアセット・アプローチの 1 つで、応用モデルに位置付けられているマネタリー・モデル (monetary model) は、購買力平価説 (PPP :

Purchasing Power Parity) と資産市場の中でも特に貨幣市場における均衡条件の2つを結び付ける形で導き出され、「(2国それぞれの)物価は(2国それぞれの)中央銀行による金融政策(=貨幣供給残高)の影響を受けて変化し、(2国それぞれの)物価の変化が(2国間の)名目為替相場を変化させる」という基本的な考え方にもとづいている。

マネタリー・モデルには大きく分けて、Frenkel (1976)・Mussa (1976)・Bilson (1978) などから始まる伸縮価格マネタリー・モデル (FPMM) と、Dornbusch (1976) や Frankel (1979) などから始まる硬直価格マネタリー・モデル (SPMM: sticky price monetary model) の2つのモデルが存在する⁽²⁾。これら2つのモデルの理論的な違いは、伸縮価格マネタリー・モデルが「常に(=短期においても長期においても)購買力平価説が成立している」という強い仮定に依拠しているのに対して、硬直価格マネタリー・モデルでは「購買力平価説は長期には成立するものの、短期においては成立しない」と仮定している点である。つまり、伸縮価格マネタリー・モデルでは財・サービス市場が完全競争市場であることを前提にしているのに対して、硬直価格マネタリー・モデルにおいては財・サービス市場は現実に近い不完全競争市場を前提にしているのである。そのため、伸縮価格マネタリー・モデルについては短期的に価格(物価)が硬直的(粘着的)な現実の経済では成立することが困難であり、価格(物価)が短期間で大幅に変動する時期、つまりハイパーインフレーションが発生している時期においてのみ、例外的に成立する、とされている(例えば Mark (2001)、Sarno and Taylor (2001)、小川・川崎 (2007)、Feenstra and Taylor (2017) など)。

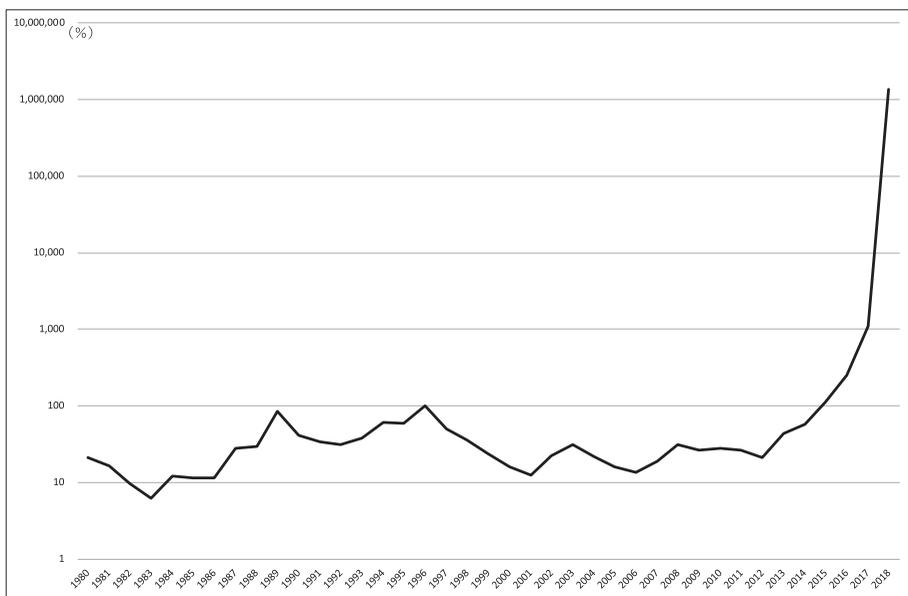
そこで本論文では、2016年後半から年率約254%(前年比)以上のハイパーインフレーションを記録しているベネズエラ(と米国)を分析対象として、分析対象期間をハイパーインフレーションが発生している時期に限定し、伸縮価格マネタリー・モデルが成立するか否かを実証的に明らかにする。ハイパーインフレーションはCagan (1956)によって「インフレ率が毎月50%を超える状況」として定義されているほか、国際会計基準(IAS: International Accounting Standards)では「3年間で累積100%以上の物価上昇が発生している状況」として定められている⁽³⁾。このようなハイパーインフレーションが発生している時期に限定し、(伸縮価格)マネタリー・モデルが成立するか否かを分析した研究には後述のMcNown and Wallace (1994)、Engsted (1996)、Tawadros (2008)などが挙

げられるが、近年のベネズエラのハイパーインフレーションに焦点を当てた研究はない。

なお、本論文の構成は以下の通りである。第2節ではベネズエラにおけるハイパーインフレーションについて、データにもとづき概観する。第3節ではマネタリー・モデルについて、本論文と関連する先行研究をレビューする。第4節では本論文で分析する伸縮価格マネタリー・モデルの基本式を導出する。第5節と第6節では2つの実証分析をおこない、ベネズエラのハイパーインフレーション下での伸縮価格マネタリー・モデルの妥当性を検証する。そして最後の第7節では本論文全体のまとめおよび今後の研究課題を述べることとする。

2. ベネズエラにおけるハイパーインフレーション

図1 ベネズエラにおけるインフレ率の推移（1980年～2018年）



(注) 左軸は対数目盛表示にしている。

(データ出所) *World Economic Outlook* (International Monetary Fund)

図1はベネズエラにおける1980年から2018年までのCPI（消費者物価指数：Consumer Price Index）にもとづくインフレ率（年率・前年比）の推移を表している。葛目（2019）でも述べられているように、ベネズエラでは2016年後半からハイパーインフレーションが発生しており、IMF（International Monetary Fund：国際通貨基金）

による推計では2016年には年率約254%（前年比）、2017年には年率約1,087%（前年比）、2018年には年率約137万%（前年比）となり、2019年には年率約1,000万%（前年比）となった。10年ごとの平均インフレ率を年代順に振り返ると、1980年代は約23.1%、1990年代は約47.4%、2000年代は約20.9%となっているが、2010年から2018年にかけては約15万2,403.3%と、2010年代に入り、インフレーションが急速に進行していることが分かる。

こうしたハイパーインフレーションの根本的な原因については、坂口（2018）が詳細に分析しているように、チャベス前大統領（任期：1999年～2013年）時代における経済政策の失敗による財政赤字の拡大と、それを受けてのBCV（ベネズエラ中央銀行：Banco Central de Venezuela）による紙幣の増発、そして通貨価値の下落がある。特に産業面では原油に依存している状況が長年続いているため、国際原油価格の下落がベネズエラ経済全体に影響を及ぼし、原油産業の不振に伴う外貨不足から、米ドル買いや資本逃避（capital flight）も発生し、それらがまたインフレーションを引き起こす、という悪循環が発生している⁽⁴⁾。

3. 先行研究

本節では伸縮的価格マネタリー・モデルか硬直的価格マネタリー・モデルかの仮定によらず、1990年代以降のマネタリー・モデルについての実証研究を取り上げ、概観する。

第1節でも触れたMcNown and Wallace（1994）はJohansen（1988）やJohansen and Juselius（1990）による共和分（cointegration）検定の方法を用いて、マネタリー・モデルの現実的な妥当性について検証している。分析対象はイスラエル（1979年1月から1988年10月）・チリ（1973年3月から1986年12月）・アルゼンチン（1977年3月から1986年12月）の3か国における各インフレーションの時期である。分析の結果、3か国すべてにおいて、マネタリー・モデルの各変数間に共和分関係は認められる（マネタリー・モデルは成立している）ものの、推定結果については、チリとアルゼンチンでは統計的に有意であるものの、イスラエルでは統計的に有意な結果は得られていない。

McNown and Wallace（1994）を参考にしたEngsted（1996）は、1921年から1923年までのドイツにおけるハイパーインフレーションの時期に焦点を当て、研究してい

る。マネタリー・モデルに経済主体の為替相場に関する期待として合理的期待 (rational expectations) を組み込み、VAR (ベクトル自己回帰モデル: Vector Autoregression) を用いて分析している。分析結果からは、推定されたマネタリー・モデルの現実的な妥当性が支持されていることが示されている。

Abbott and De Vita (2001) は Pesaran and Shin (1999) による共和分検定の方法を用いて、1990年1月から1998年12月までの西ドイツ・マルク—米ドルの為替相場と、1990年1月から1999年12月までの日本円—米ドルの為替相場を分析対象として、マネタリー・モデルの現実的な妥当性を検証している。分析の結果、マネタリー・モデルは為替相場決定理論としては適切ではないと結論付けている。

熊本・熊本 (2004) は money-in-the-utility-function モデルにもとづいた伸縮的価格マネタリー・モデルを導出した上で、共和分分析の方法によって日本円—米ドルの為替相場をマネタリー・モデルが説明できるかどうかを分析している。分析結果は分析対象期間によって異なっており、1986年1月から1998年12月までを分析対象期間とした場合には伸縮的価格マネタリー・モデルが成立しているが、2001年12月までに分析期間を延ばした場合には成立していないと結論付けている。

福本 (2005) は「マネタリー・モデルの各変数間に共和分関係がある」という仮定の下で、現実の経済では伸縮価格マネタリー・モデルと硬直価格マネタリー・モデルのいずれが成立するのかを、Dynamic OLS を用いて推定している。そして、分析対象を1979年から1998年までの日本円/ECU レートおよび米ドル/ECU レートとした実証分析では、硬直価格マネタリー・モデルを支持すると結論付けている。

Chin, Azali, Yusop, and Yusoff (2007) も共和分検定と VEC (ベクトル誤差修正: Vector Error Correction) モデルを用い、フィリピンペソ—米ドルの為替相場を分析対象として、マネタリー・モデルの現実的な妥当性を検証している。分析の結果、線形制約がある上での推定が統計的に有意ではなく、マネタリー・モデルは現実に対する説明力はないと結論付けている。

Tawadros (2008) はマネタリー・モデルと非定常時系列分析の方法を用いて、1920年代にオーストリア (1921年1月から1924年6月)・ドイツ (1921年1月から1924年12月)・ハンガリー (1921年7月から1925年3月)・ポーランド (1921年1月から1924年

4月)の4か国で発生したそれぞれのハイパーインフレーションを分析している。分析の結果、上記4か国ではマネタリー・モデルが成立していることや、各国において通貨代替(currency substitution)が進行していたことが示されている⁽⁵⁾。さらに、マネタリー・モデルを構成している購買力平価説と貨幣数量説も同様に、各国において成立していると主張している。

Ibhagui (2019) はサブサハラアフリカに位置する22か国を分析対象として、国ごとによる分析とパネル分析の2つの方法で、マネタリー・モデルの実証分析をおこなっている。分析の結果、国ごとではマネタリー・モデルは成立していないものの、パネル分析では成立すると結論付けている。その理由として、サブサハラアフリカ諸国では、「相対的な」貨幣供給量や「相対的な」実質GDPといった変数が為替相場の決定要因として重要であると考察している。

4. 推定式とデータ

4.1 推定式

本論文で分析に用いる伸縮価格マネタリー・モデルは基本的に、以下の(1)式から(3)式の3つの式から導き出される。なお、(1)式から(3)式のなかで、アスタリスク(*)が付いている変数はそれぞれ外国の変数を表すものとする。

$$s = p - p^* \quad (1)$$

$$m - p = \phi y - \lambda i - \eta \pi \quad (2)$$

$$m^* - p^* = \phi y^* - \lambda i^* - \eta \pi^* \quad (3)$$

まず(1)式は絶対的購買力平価式(absolute PPP)を示しており、 s は2国間の名目為替相場(の対数値)、 p と p^* は自国と外国の物価水準(の対数値)をそれぞれ表している。次に(2)式と(3)式はそれぞれ自国および外国の物価を決定する貨幣市場の均衡式で、左辺は実質貨幣供給、右辺は実質貨幣需要を表している。左辺の m および m^* は自

国および外国の名目貨幣供給残高（の対数値）、 p および p^* は自国および外国の物価水準（の対数値）をそれぞれ表しているので、(2) 式の左辺は自国の実質貨幣供給残高（の対数値）、(3) 式の左辺は外国の実質貨幣供給残高（の対数値）となる。また、右辺の y および y^* は自国および外国の所得（の対数値）、 i および i^* は自国および外国の金利、 π および π^* は自国および外国のインフレ率をそれぞれ表している。

マネタリー・モデルにおいて貨幣供給は外生変数と仮定しているため、分析する際に特に重要となるのは貨幣需要関数の定式化（特定化）である。基本的な伸縮価格マネタリー・モデルでは標準的なケインズ型貨幣需要関数から考えられる。つまり、実質貨幣需要は取引動機と予備的動機にもとづく取引需要から「所得の増加関数」、また資産保有動機（または投機的動機）にもとづく資産需要から「利子率の減少関数」という2つの関数で捉えられることが多い。これらに加えて、本論文では年率約1,000%を超えるようなハイパーインフレーションが発生しているベネズエラの経済状況を分析することが目的であるため、実質貨幣需要に与えるインフレ率の短期的な影響の有無もあわせて検討したい。しかしながら、インフレ率を変数としてモデルに加えると、名目貨幣供給残高の増加率・インフレ率・自国通貨の減価率の3つが同時に同率だけ変化する伸縮価格マネタリー・モデルの体系ではなく、名目貨幣供給残高の増加率・インフレ率・自国通貨の減価率が異なる変化率となる（しかも同時的な変化ではなく、為替相場のオーバーシュootingも発生する）硬直価格マネタリー・モデルの体系となる。この点について、Chin, Azali, Yusop, and Yusoff (2007) は伸縮価格マネタリー・モデルと硬直価格マネタリー・モデルを比較するため、インフレ率を変数に加えた上でパラメーターの仮説検定をおこなったり、共和分分析では共和分ベクトル (cointegrating vector) に制約を置いたりして分析している。本論文でも Chin, Azali, Yusop, and Yusoff (2007) にしたがって、伸縮価格マネタリー・モデルと硬直価格マネタリー・モデルを比較するため、(2) 式および(3)式の右辺の貨幣需要関数に π および π^* を導入する場合と導入しない場合に分けて、推定をおこなうこととする⁽⁶⁾⁽⁷⁾。

また、(2) 式・(3) 式の右辺のパラメーターのうち、 ϕ は実質貨幣需要残高の所得弾力性、 λ は実質貨幣需要残高の利子半弾力性、 η は実質貨幣需要残高のインフレ率半弾力性をそれぞれ表しているが、自国と外国ですべて同一と仮定する。しかしながら、自国

と外国の両国において、 $\phi \cdot \lambda \cdot \eta$ を同一とする仮定については、特に一方の国でハイパーインフレーションが発生しているような状況では非現実的であるとの批判もある⁽⁸⁾。ただ、このように $\phi \cdot \lambda \cdot \eta$ を両国で同一であると仮定を置くことについては、福本（2005）がサンプル数や自由度の問題も考慮に入れながら、「推計上のメリットの方が現実性を損なうデメリットを上回る」と述べつつ、Frankel（1979）や Meese and Rogoff（1983）にしたがい、こうした仮定を導入しているので、本論文でも $\phi \cdot \lambda \cdot \eta$ を両国で同一と考えることとする。

以上をふまえ、(1)式から(3)式までを整理すると、以下の(4)式にまとめられる。

$$s = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(i - i^*) + \eta(\pi - \pi^*) \quad (4)$$

(4)式は、伸縮価格マネタリー・モデルの体系として、2国間の名目為替相場（の対数値）は2国間の名目貨幣供給残高（の対数値）の差・所得（の対数値）の差・内外金利差・インフレ率の差によって表すことができることを示している。そして、実証分析をおこなうにあたり、(4)式を推定式にすると、以下の(5)式のように表される。

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1(m_t - m_t^*) + \alpha_2(y_t - y_t^*) + \alpha_3(i_t - i_t^*) + \alpha_4(\pi_t - \pi_t^*) + \varepsilon_t \quad (5)$$

(5)式は本論文の実証分析における基本式である。(5)式の記号のなかで(1)式から(3)式に含まれる記号は同じで、それら以外として、 t は時間を、 α_0 は定数項を、 α_1 から α_4 はパラメーター、 ε_t は誤差項をそれぞれ表している。また、(4)式と(5)式を比較して、実証分析で証明すべき仮説および期待する符号条件は $\alpha_0=0$ 、 $\alpha_1=1$ 、 $\alpha_2<0$ 、 $\alpha_3>0$ であり、伸縮価格マネタリー・モデルを検証する際には特に $\alpha_4=0$ であることに着目する。

4.2 データ

前述の通り、本論文の分析対象国はベネズエラであるが、比較国（相手国）を米国として、データはすべて四半期データを利用する。分析期間はベネズエラが1,000%以上のハ
70

ハイパーインフレーションを記録するようになった2017年第1四半期(1,087.5%)から直近の2019年第4四半期(7,374.4%)までとする。

まず、名目為替相場(ベネズエラ・ボリバル/米ドル)のデータについてはIMFのIFS(International Financial Statistics)のデータベースとDolartoday(<http://www.dolartoday.com>)に掲載されているデータをもとに整理した⁽⁹⁾。名目為替相場にはベネズエラが2018年7月25日に発表したデノミネーション(denomination)政策の影響も含まれているため、デノミネーションの影響を取り除いた形で利用した。名目貨幣供給残高についてはマネースtock統計のうちM2を用い、ベネズエラについてはIMFによるIFSのデータベース、米国についてはFRB(連邦準備制度理事会:Federal Reserve Board)のデータベースから、それぞれデータを得た。所得については実質GDP(国内総生産:Gross Domestic Product)を用い、ベネズエラについてはIMFのIFSとBCVのそれぞれのデータベース、米国についてはIMFのWEO(World Economic Outlook)および米国商務省(U.S. Department of Commerce)のデータベースからそれぞれ得た。金利については特にベネズエラにおいて利用可能な金利の指標が限られているため、IMFのIFSからインターバンク・レート(interbank interest rate)を用い、米国についてはインターバンク・レートの3ヶ月物金利(LIBOR(London Interbank Offered Rate)レート)をそれぞれ利用した。インフレ率についてはCPIの前期比変化率を採用し、ベネズエラ・米国ともにIMFによるIFSのデータベースからデータを得た⁽¹⁰⁾。

以上の各データから(5)式にもとづいた各変数を計算した。それらをもとにして変数間の相関係数を求めてみると、表1に示されている通り、本論文の問題意識の中心であるベネズエラ・ボリバル/米ドルの名目為替相場(対数値)とベネズエラ・ボリバルの名目貨幣供給残高(対数値)比の相関係数が0.972と高いことが分かる。こうしたハイパーインフレーションが発生している時期に名目為替相場(対数値)と名目貨幣供給残高(対数値)比の相関係数が高くなることは、1920年2月から1923年11月までのドイツのハイパーインフレーションについて研究しているFrenkel(1976) P.206のFig.1においても同様に示されており、Frenkel(1976)では「西ドイツ・マルクの供給量の増加と西ドイツ・マルク/米ドルの名目為替相場の下落(西ドイツ・マルクの減価)は関連している」と述べられている⁽¹¹⁾。

表1 変数間の相関係数

	s_t	$(m_t - m_t^*)$	$(y_t - y_t^*)$	$(i_t - i_t^*)$	$(\pi_t - \pi_t^*)$
s_t	1.000	0.972	-0.751	0.928	0.108
$(m_t - m_t^*)$		1.000	-0.641	0.933	-0.026
$(y_t - y_t^*)$			1.000	-0.616	-0.332
$(i_t - i_t^*)$				1.000	-0.006
$(\pi_t - \pi_t^*)$					1.000

5. 実証分析（1）

第3節の先行研究についてのサーベイにもとづく、伸縮価格マネタリー・モデルが現実的に成立するか否かを検証する実証分析の方法は大きく2通りに分類することができる。1つの方法は理論モデルから推定式を導き出し、最小二乗法（OLS：Ordinary Least Square）などによって説明変数のパラメーターを推定し、理論との符号面での整合性や統計上の有意性を確認する標準的な方法で、もう1つの方法は単位根検定・共和分検定やVECといった時系列分析の概念や手法を用いて、各変数間の長期的な均衡関係の有無を調べたり、短期的な調整プロセスの傾向を明らかにしたりする方法である。本論文ではこれら2通りの方法を順におこない、ベネズエラのハイパーインフレーション下における伸縮価格マネタリー・モデルの実証的な妥当性を検証することとする。

第5節では小川・川崎（2007）を参考に、標準的な回帰分析についておこなう。小川・川崎（2007）では1979年第1四半期から2004年第3四半期までを分析対象期間として、日本（日本円）と米国（米ドル）間で伸縮価格マネタリー・モデルが成立するか否かについて、①各変数間の差について制約を課すケース、②各変数間の差について制約を課さないケース、③成長率を求め、制約を課すケース、④成長率を求め、制約を課さないケースの合計4つのケースを分析している。本論文ではベネズエラにおけるハイパーインフレーションが発生した時点から直近までの期間が短い（サンプル数が少ない）ことから、自由度を考慮し、小川・川崎（2007）でおこなわれている分析のうち、①と③の2つのケースを扱うこととする。

本節では推定式Ⅰ・推定式Ⅱの2つを分析する。推定式Ⅰは（5）式であり、推定式Ⅱ

は各変数の前期からの成長率（階差）を求め、それらを変数として用いた式で、以下の（6）式である（ Δ は階差を表すオペレーターである）。

$$\Delta s_t = \beta_0 + \beta_1(\Delta m_t - \Delta m_t^*) + \beta_2(\Delta y_t - \Delta y_t^*) + \beta_3(\Delta i_t - \Delta i_t^*) + \beta_4(\Delta \pi_t - \Delta \pi_t^*) + \varepsilon_t \quad (6)$$

推定式Ⅱ（（6）式）で証明すべき仮説および期待する符号条件は $\beta_0=0$ 、 $\beta_1=1$ 、 $\beta_2<0$ 、 $\beta_3>1$ 、 $\beta_4=0$ である。さらに、推定式Ⅰ・推定式ⅡをさらにそれぞれAとBに分けて分析している。Aは説明変数にインフレ率差を含めない場合の式、Bはインフレ率差を含めた場合の式であり、これは第4節でも触れたChin, Azali, Yusop, and Yusoff（2007）にもとづく伸縮価格マネタリー・モデルと硬直価格マネタリー・モデルの比較のためである。推定式Ⅰ・A、推定式Ⅰ・B、推定式Ⅱ・A、推定式Ⅱ・B、それぞれの分析結果は以下の表2にまとめられている。

表2の推定式Ⅰの分析結果を見ると、Aの場合、符号条件はすべての変数で満たされており、名目貨幣供給残高（対数値）比と所得（対数値）比が1%水準・5%水準でそれぞれ統計的に有意であることが示されている。Bの場合も符号条件がすべての変数で満たされており、名目貨幣供給残高（対数値）比と所得（対数値）比が1%水準・10%水準でそれぞれ統計的に有意となっている。一方、推定式Ⅱの分析結果を見ると、Aでは内外金利差を除くすべての変数で符号条件が満たされ、名目貨幣供給残高（対数値）比と所得（対数値）比がそれぞれ5%水準・10%水準で統計的に有意となっている。Bの場合も内外金利差を除くすべての変数で符号条件が満たされ、名目貨幣供給残高（対数値）比と所得（対数値）比が1%水準で統計的に有意、インフレ率比が5%水準で統計的に有意となっている。

ここで、名目貨幣供給残高（対数値）比の推定値に着目し、帰無仮説 $H_0: \beta_1=1$ のもとでのそれぞれのt統計量を求める。t統計量の計算結果は表3にまとめられている。推定式Ⅰ・Bでは帰無仮説 $H_0: \beta_1=1$ は棄却されないが、その他の推定式Ⅰ・A、Ⅱ・A、Ⅱ・Bではそれぞれ1%水準または5%水準で棄却され、いずれも対立仮説 $H_1: \beta_1>1$ が採択されることが分かる。

以上、表2の標準的な回帰分析結果からは、各変数間の差について制約を課し、インフ

表2 分析結果(1): 標準的回帰分析

説明変数	推定式 I		説明変数	推定式 II	
	A	B		A	B
$(m_t - m_t^*)$	1.573*** (0.002)	1.645*** (0.002)	$(\Delta m_t - \Delta m_t^*)$	10.251** (0.036)	9.702*** (0.007)
$(y_t - y_t^*)$	-10.654** (0.020)	-8.540* (0.072)	$(\Delta y_t - \Delta y_t^*)$	-6.904* (0.080)	-7.911*** (0.009)
$(i_t - i_t^*)$	0.136 (0.430)	0.131 (0.439)	$(\Delta i_t - \Delta i_t^*)$	-0.221 (0.192)	-0.178 (0.109)
$(\pi_t - \pi_t^*)$		3.71E-07 (0.286)	$(\Delta \pi_t - \Delta \pi_t^*)$		8.20E-07** (0.012)
定数項	35.044** (0.037)	26.753 (0.128)	定数項	-3.518* (0.074)	-3.325** (0.018)
自由度修正済み 決定係数	0.965	0.967	自由度修正済み 決定係数	0.473	0.802
F 値 (P 値)	102.758 (0.000)	80.629 (0.000)	F 値 (P 値)	3.996 (0.060)	11.146 (0.006)
サンプル数	12	12	サンプル数	11	11

(注) *, **, *** はそれぞれ 10% 水準、5% 水準、1% 水準で統計的に有意であることを意味する。

表3 帰無仮説 $H_0: \beta_1=1$ のもとでの名目貨幣供給残高(対数値)比の t 統計量

	推定式 I・A	推定式 I・B	推定式 II・A	推定式 II・B
$(m_t - m_t^*)$	2.382**	0.138	3.583***	2.186**

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

レ率も説明変数に加えている推定式 I・B が 4 つの推定式の中で最も説明力が高いことが分かる。さらに、パラメーターの統計上の有意性および表 3 の名目貨幣供給残高(対数値)比の t 統計量からも判断すると、ハイパーインフレーション下でのベネズエラにおいて、伸縮価格マネタリー・モデルが成立していると結論付けることはできない。一方、変数の統計上の有意性と名目貨幣供給残高(対数値)比の t 統計量の観点から考察した場合、説

明力は低くなるものの、各変数の階差を変数として用いた推定式Ⅱ・Bが最も望ましい推定式であるが、この式にはインフレ率比が説明変数に加えられていることから、伸縮価格マネタリー・モデルが成立しているとは言えない。

6. 実証分析（2）

第5節の標準的な回帰分析に続き、第6節では時系列分析を用いて、ハイパーインフレーション下でのベネズエラにおける伸縮価格マネタリー・モデルの妥当性についての検証をおこなう。時系列分析で用いられる概念を使うと、(5)式の各変数間に共和分関係が認められれば、伸縮価格マネタリー・モデルは成立していると判断されることになる。そこで、本節でも第5節と同様、1980年第1四半期から2003年第1四半期までのフィリピン・ペソ（と米ドル）を分析対象に、時系列分析の観点から研究したChin, Azali, Yusop, and Yusoff (2007)を参考に分析を進めることとする。なお、時系列分析の対象としては伸縮価格マネタリー・モデルの基本体系に着目するため、(5)式の説明変数からインフレ率差 $(\pi_t - \pi_t^*)$ を除いた名目為替相場 (s_t) ・名目貨幣供給残高比 $(m_t - m_t^*)$ ・所得比 $(y_t - y_t^*)$ ・内外金利差 $(i_t - i_t^*)$ の4変数とする。

6.1 単位根検定

上記の4変数間で伸縮価格マネタリー・モデルが成立しているか、共和分検定をおこなう前に、まず単位根検定をおこない、各変数の定常性・非定常性を確認する。単位根検定の方法はADF検定よりも検出力が高いDF-GLS（またはERS）検定を用いる¹²⁾。単位根検定（DF-GLS検定）の結果は表4に示されている。

単位根検定（DF-GLS検定）の結果、水準（level）では所得（対数値）比のみが帰無仮説「 H_0 ：単位根がある」を棄却しており、その他の変数はすべて帰無仮説を棄却していない。一方、階差（difference）ではすべての変数において帰無仮説を棄却しており、I(1)であることが示されている。したがって、以後、すべての変数がI(1)であるとして分析を進めることとする。

表4 単位根検定 (DF-GLS 検定)

変数	水準	ラグ次数	階差	ラグ次数
s_t	-1.340	(2)	-3.516***	(0)
$(m_t - m_t^*)$	-1.046	(1)	-1.662*	(0)
$(y_t - y_t^*)$	-1.976***	(0)	-4.916***	(0)
$(i_t - i_t^*)$	-0.477	(0)	-3.343***	(0)

(注1) 検定式は定数項のみとした。

(注2) 表中の値はt値である

(注3) *, **, *** はそれぞれ 10% 水準、5% 水準、1% 水準で帰無仮説 (H_0 : 単位根がある) を棄却することを示している。

(注4) ラグ次数の選択はSBIC (シュワルツのベイズ情報量規準: Schwarz Bayesian Information Criterion) にもとづく。

6.2 共和分検定

前項において、すべての変数がI(1)であることが示されたので、次に各変数間の長期的な安定関係の有無を検証するため、共和分検定をおこなう。共和分検定の方法にはEngle and Granger (1987) にもとづくEG検定やJohansen (1988)・Johansen and Juselius (1990) にもとづくJohansen検定などがある。マネタリー・モデルについて共和分検定をおこなう場合には「共和分関係が1つのみ存在する」という前提のEG検定よりも、共和分関係が複数(2つ以上)検出できるJohansen検定の方が適しているが、本論文の分析においてはサンプル数が限られているため、Engle and Granger (1987) にもとづくEG検定をおこなった。共和分検定(EG検定)の結果は以下の表5に示されている。

表5 共和分検定 (EG 検定)

被説明変数	τ 統計量	z 統計量
Δs_t	-3.936(0.326)	-12.196(0.411)
$(\Delta m_t - \Delta m_t^*)$	-2.956(0.679)	-8.065(0.876)
$(\Delta y_t - \Delta y_t^*)$	-4.446(0.203)	-13.845(0.007)***
$(\Delta i_t - \Delta i_t^*)$	-3.339(0.528)	-11.627(0.488)

(注) カッコ内の値はP値である。

共和分検定（EG 検定）における帰無仮説は「 H_0 : 変数間で共和分関係はない」であるが、P 値をみると、所得（対数値）比の z 統計量においてのみ帰無仮説が棄却されており、その他では共和分関係は認められない。したがって、ベネズエラのハイパーインフレーション期において、(5) 式でインフレ率差 ($\pi_t - \pi_t^*$) を除く 4 変数間において共和分関係は存在しないため、伸縮価格マネタリー・モデルは成立していないと結論付けられる。

6.3 VAR の推定

一般的に、単位根検定と共和分検定の結果にもとづき、各変数が $I(1)$ であり、かつ各変数間に共和分関係が認められた場合にはグランジャーの表現定理 (Granger Representation Theorem) にもとづいて VEC で推定が可能となる。しかし、本論文における単位根検定と共和分検定の結果から、各変数が $I(1)$ ではあるものの、各変数間には共和分関係が認められないことが示された。このような場合、各変数を階差の状態での VAR モデルを推定する階差 VAR モデルが分析に用いられるが、本論文ではサンプル数および自由度に制約があるため、Toda and Yamamoto (1995) にもとづき、各変数を水準のまま VAR モデルを推定する LA-VAR (Lag-augmented Vector Autoregressions) モデルを用いることとする。LA-VAR モデルは変数が定常過程または非定常過程のいずれであるかにかかわらず推定することができるモデルである。本論文における LA-VAR モデルの定式化は以下の (7) 式となる。

$$Y_t = C + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (7)$$

ここで、 $Y_t = (s_t, (m_t - m_t^*), (y_t - y_t^*), (i_t - i_t^*))'$ の 4×1 ベクトル、 C は定数項ベクトル、 $A_1 \cdot A_2$ は係数ベクトル、 ε_t は攪乱項のベクトルをそれぞれ表している。LA-VAR モデルではラグ次数について、真のラグ次数に拡張ラグを加えて推定するが、本論文の分析ではラグ次数を 2 として推定する。LA-VAR モデルの推定結果は下の表 6 にまとめられている¹³⁾。

分析結果を回帰式ごとに順番に見ていくと、まず、名目為替相場を被説明変数とする回帰式においては、名目為替相場（2 期前）を除き、名目為替相場（1 期前）の他、名目貨

表6 分析結果(2): レベルVARモデル

	s_t	$(m_t - m_t^*)$	$(y_t - y_t^*)$	$(i_t - i_t^*)$
$s_t(-1)$	-1.207 (-6.460)***	-0.061 (-7.359)***	0.052 (3.094)**	0.296 (1.155)
$s_t(-2)$	0.172 (1.603)	-0.014 (-2.915)**	-0.027 (-2.765)**	-0.028 (-0.192)
$(m_t - m_t^*)(-1)$	18.133 (5.441)***	1.829 (12.413)***	-1.152 (-3.834)***	-5.368 (-1.173)
$(m_t - m_t^*)(-2)$	-12.710 (-3.821)***	-0.581 (-3.951)***	1.197 (3.992)***	5.426 (1.188)
$(y_t - y_t^*)(-1)$	-5.376 (-1.975)*	-0.417 (-3.467)***	-1.336 (-5.446)***	0.455 (0.122)
$(y_t - y_t^*)(-2)$	9.304 (3.564)***	0.163 (1.410)	-1.616 (-6.869)***	-3.001 (-0.837)
$(i_t - i_t^*)(-1)$	-6.254 (-11.164)***	-0.226 (-9.114)***	0.396 (7.846)***	1.190 (1.546)
$(i_t - i_t^*)(-2)$	6.799 (5.277)***	0.339 (5.944)***	0.194 (1.667)	1.018 (0.575)
定数項	-54.027 (-2.169)*	-3.033 (-2.754)**	-1.803 (-0.803)	-23.690 (-0.692)
自由度修正済み 決定係数	0.997	0.999	0.948	0.739
F値	423.380	41155.320	21.303	4.181
サンプル数	10	10	10	10

(注1) 説明変数のカッコはラグを表している。

(注2) 係数の下のカッコ内の値はt値である。

(注3) *, **, *** はそれぞれ 10% 水準、5% 水準、1% 水準で統計的に有意であることを意味する。

幣供給残高比・所得比・内外金利差と定数項すべてにおいて、それぞれ有意水準は異なるものの、統計的に有意な変数となっている。名目貨幣供給残高比を被説明変数とする回帰式においては所得比(2期前)を除き、所得比(1期前)の他、名目為替相場・名目貨幣供給残高比・内外金利差と定数項がすべて統計的に有意となっている。所得比を被説明変

数とする回帰式においては、内外金利差（2期前）と定数項を除き、内外金利差（1期前）の他、名目為替相場・名目貨幣供給残高比・所得比がすべて1%水準あるいは5%水準で統計的に有意となっている。最後に、内外金利差を被説明変数とする回帰式をみると、名目為替相場・名目貨幣供給残高比・所得比および定数項のいずれもが統計的に有意とは言えない分析結果が示されている。

以上のなかで伸縮価格マネタリー・モデルの成立にかかわる分析結果として注目しなければならないのは名目為替相場を被説明変数とする回帰式である。(5)式にもとづく伸縮価格マネタリー・モデルの体系から判断すると、レベルVARモデルを用いた分析においても伸縮価格マネタリー・モデルは成立していないと結論付けられる。

7. おわりに

本論文ではFrenkel（1976）などを先駆的な研究とする伸縮価格マネタリー・モデルが、ハイパーインフレーションの発生している時期において成立するのかを問題意識として、2017年第1四半期から2019年第4四半期までのベネズエラを対象として実証分析をおこなった。基本となる推定式としては（対米ドル）名目為替相場を被説明変数、名目貨幣供給残高比・所得比・内外金利差を説明変数とし、硬直価格マネタリー・モデルとの比較のため、一部の分析にインフレ率も変数に加えた。

第5節における標準的な回帰分析結果からは、各変数間の差について制約を課し、インフレ率も説明変数に加えている推定式が4つの推定式の中で最も説明力が高いことが分かった。さらに、変数の統計上の有意性および名目貨幣供給残高（対数値）比のt統計量からも判断すると、ハイパーインフレーション下でのベネズエラにおいて、伸縮価格マネタリー・モデルが成立していると結論付けることはできない。一方、変数の統計上の有意性と名目貨幣供給残高（対数値）比のt統計量の観点から考察した場合、説明力は低くなるものの、各変数の階差を変数として用いた推定式が最も望ましい推定式であるが、この式にはインフレ率比が説明変数に加えられていることから、伸縮価格マネタリー・モデルが成立しているとは言えない。

また、第6節においては、伸縮価格マネタリー・モデルの基本体系である名目為替相場・名目貨幣供給残高比・所得比・内外金利差の4変数に対して時系列分析をおこなった。単

位根検定ではすべての変数がI(1)であることが示されたが、変数間で共和分関係は認められなかった。さらに、レベルVARモデルを推定した結果においても、統計上、有意な結果は示されなかった。以上、2つの実証分析の結果から、ベネズエラにおいてハイパーインフレーションが発生している時期に伸縮価格マネタリー・モデルは必ずしも成立していないことが示された。

しかし、本論文には課題も残されている。例えば、分析対象期間をハイパーインフレーションの時期に限定したため、サンプル数が少なくなったことである。元来、ハイパーインフレーションは短期的な経済現象であるため、分析にあたっては高頻度データを利用する必要があるが、本論文で利用したマクロ経済指標は四半期データであった。これは推定上の課題とも関連しており、レベルVARモデルで推定した際にOLS推定量が小標本(small sample)のもとで、特に一致性および漸近的正規性の性質を有するかどうかは明らかとはなっておらず、バイアスが生じる可能性が指摘されている(北岡(2019a)・(2019b))。これらについては今後の研究課題としたい。

注

- (1) ハイパーインフレーションの先駆的な研究はCagan(1956)である。また、ベネズエラと同様、近年、ハイパーインフレーションを経験したジンバブエの経済についてはHanke and Kwok(2009)、Pilossof(2009)、Coomer and Gstraunthaler(2011)、McIndoe-Calder(2018)などの研究がある。
- (2) 外国為替相場の予想に関して、経済主体は合理的期待形成をおこなうとする「合理的期待-伸縮価格マネタリー・モデル」を含めて3つとすることもある(福本(2005))。
- (3) IAS 29 Financial Reporting in Hyperinflationary Economies (<https://www.ifrs.org/issued-standards/list-of-standards/ias-29-financial-reporting-in-hyperinflationary-economies/>)を参照。
- (4) Agnani and Iza(2011)は資源(原油)保有国における経済成長の特徴について、ベネズエラを事例として研究している。
- (5) 通貨代替(currency substitution)とは国内居住者が自発的に米ドルや欧州ユーロなどの外国通貨を支払手段として用いる経済現象を意味する。通貨代替に関する先駆的な研究としてはGirton and Roper(1981)が挙げられる。
- (6) ベネズエラのインフレ率と金融危機の関係についての研究にはBjørnland(2005)がある。Bjørnland(2005)はベネズエラにおける1985年第1四半期から1999年第1四半期までの、特に金融危機が発生している状況での貨幣需要について時系列分析をおこなっている。そして、実質貨幣残高・実質所得・インフレ率・名目為替相場・内外金利差の5変数間に共和分関係があることを示している。
- (7) ハイパーインフレーション下での貨幣需要についての研究にはMladenovic and Petrovic(2010)がある。Mladenovic and Petrovic(2010)は特にCagan's paradox(Cagan(1956))との関係について、1992年から1993年にかけてのセルビアを分析対象として日次データを用いて分析している。

- (8) 例えば熊本（2008）においても「自国と外国の貨幣需要関数が等しい」という仮定は分析の「簡単化のために」おこなわれている。
- (9) ベネズエラの通貨は「ベネズエラ・ボリバル」であり、2018年8月21日のデノミネーションに伴い、それまでの「ボリバル・フエルテ」に替わって「ボリバル・ソベラノ」が流通するようになった。本論文では「ボリバル」の表記で統一する。
- (10) データが入手できない時期については過去の変化率をもとに計算した。
- (11) Frenkel（1976）では名目為替相場（対数値）と名目貨幣供給残高（対数値）比の相関係数の値は示されていない。
- (12) ERSはElliott, Rothenberg, and Stock（1996）にもとづく。
- (13) LA-VARモデルの推定にあたっては村尾（2019）第4章を参考にした。

参考文献

- ・ Abbott, A. J. and De Vita, G. (2001) "A reassessment of the long-run validity of the flexible price monetary exchange rate model", *Economic Issues*, 6(1), pp.47-57.
- ・ Agnani, B. and Iza, A. (2011) "Growth in an oil abundant economy: The case of Venezuela", *Journal of Applied Economics*, 14(1), pp.61-79.
- ・ Bilson, J. F. O. (1978) "Rational expectations and the exchange rate", in Frankel, J. A and Johnson, H. G. (eds) *The Economics of Exchange rates*, Addison-Wesley Reading, MA.
- ・ Bjornland, H. C. (2005) "A stable demand for money despite financial crisis: the case of Venezuela", *Applied Economics*, 37(4), pp.375-385.
- ・ Cagan, P. (1956) "The monetary dynamics of hyperinflation", in Friedman(eds). *Studies in the quantity theory of money*, University of Chicago Press.
- ・ Chin, L., Azali, M., Yusop, Z. B., and Yusoff, M. B. (2007) "The monetary model of exchange rate: evidence from The Philippines", *Applied Economics Letters*, 14, pp.993-997.
- ・ Coomer, J. and Gstraunthaler, T. (2011) "The hyperinflation in Zimbabwe", *The Quarterly Journal of Austrian Economics*, 14(3), pp.311-346.
- ・ Dornbusch, R. (1976) "Expectations and exchange rate dynamics", *Journal of Political Economy*, 84(6), pp.1161-1176.
- ・ Elliott, G., Rothenberg, T. J., and Stock, J. H. (1996) "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64(4), pp.813-836.
- ・ Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), pp.251-276.
- ・ Engsted, T. (1996) "The monetary model of the exchange rate under hyperinflation: New encouraging evidence", *Economics Letters*, 51(1), pp.37-44.
- ・ Feenstra, R. C. and Taylor, A. M. (2017) *International Macroeconomics*, 4th edition, Worth Publishers.
- ・ Frankel, J. A. (1979) "On the mark: a theory of floating exchange rate based on real interest differentials", *American Economic Review*, 69(4), pp.610-622.
- ・ Frenkel, J. A. (1976) "A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, 78, pp.200-224.
- ・ Girton, L. and Roper, D. (1981) "Theory and Implications of Currency Substitution", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 13(1), pp.12-30.
- ・ Hanke, S. H. and Kwok, A. K. F. (2009) "On the measurement of Zimbabwe's hyperinflation", *Cato Journal*, 29(2), pp.353-364.
- ・ Ibhagui, O. W. (2019) "Does the long-run monetary model hold for Sub-Saharan Africa? A time series

- and panel-cointegration study”, *Research in International Business and Finance*, 47, pp.279-303.
- ・ Johansen, S.(1988) “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2/3), pp.231-254.
 - ・ Johansen, S. and Juselius, K. (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.
 - ・ Mark, N. C. (2001) *International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods*, Blackwell Publishers.
 - ・ McIndoe-Calder, T. (2018) “Hyperinflation in Zimbabwe: money demand, seigniorage and aid shocks”, *Applied Economics*, 50(15), pp.1659-1675.
 - ・ McNown, R. and Wallace, M. S. (1994) “Cointegration Tests of the Monetary Exchange Rate Model for Three High-Inflation Economies”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26(3), pp.396-411.
 - ・ Meese, R. A. and Rogoff, K. (1983) “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Are any Fit to Survive?”, *Journal of International Economics*, 14, pp.3-24.
 - ・ Mladenovic, Z. and Petrovic, P. (2010) “Cagan’s paradox and money demand in hyperinflation: Revisited at daily frequency”, *Journal of International Money and Finance*, 29, pp.1369-1384.
 - ・ Mussa, M. (1976) “The exchange rate, the Balance of Payments and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating”, *The Scandinavian Journal of Economics*, 78(2), pp.229-248.
 - ・ Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1999) “Long-run structural modelling”, University of Cambridge, Department of Applied Economics, Working Paper, No.9419, Cambridge, UK.
 - ・ Pilosoff, R. (2009) “ ‘Dollarisation’ in Zimbabwe and the death of an industry”, *Review of African Political Economy*, 36(120), pp.294-299.
 - ・ Sarno, L. and Taylor, M. P. (2002) *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge University Press.
 - ・ Tawadros, G. B. (2008) “A structural time series test of the monetary model of exchange rates under four big inflations”, *Economic Modelling*, 25, pp.1216-1224.
 - ・ Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995) “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Process”, *Journal of Econometrics*, 66(1-2), pp.225-250.
 - ・ 小川英治・川崎健太郎 (2007) 「伸縮価格マネタリー・アプローチ」、『MBAのための国際金融』、第4章、有斐閣。
 - ・ 北岡孝義 (2019a) 「単位根、共和分の関係にある VAR モデルのインパルス応答関数の特性」、『明大商学論叢』、第101巻第2号、明治大学商学研究所、pp.105-123。
 - ・ 北岡孝義 (2019b) 「レベル VAR モデルとインパルス応答の小標本特性」、『同志社商学』、第70巻第6号、同志社大学商学会、pp.121-140。
 - ・ 葛目知秀 (2019) 「1980年代以降のベネズエラ経済に関する研究動向」、『経済論集』、第112号、大東文化大学経済学会、pp.113-152。
 - ・ 熊本方雄・熊本尚雄 (2004) 「伸縮的価格マネタリーモデルの共和分分析」、『生活経済学研究』、第20巻、生活経済学会、pp.127-143。
 - ・ 熊本方雄 (2008) 「為替相場の決定理論」、藤田誠一・小川英治 (編) 『国際金融理論』、第2章、有斐閣。
 - ・ 坂口安紀 (2018) 「混乱をきわめるベネズエラ経済：とまらない経済縮小とハイパーインフレ」、『ラテンアメリカレポート』、35 (1)、日本貿易振興機構 (ジェトロ) アジア経済研究所、pp.35-48。
 - ・ 福本幸男 (2005) 「マネタリーモデルの共和分分析—モデルの識別と ECU レートへの応用—」、『金融経済研究』、第22号、日本金融学会、pp.59-76。
 - ・ 村尾博 (2019) 『Rで学ぶ VAR 実証分析—時系列分析の基礎から予測まで—』、オーム社。