

2021 年度

博 士 学 位 論 文

台湾の価格変動と経済発展

指導教員

黒坂 真 先生

大阪経済大学大学院

経済学研究科 経済学専攻

陳 玉芬

目 次

目 次.....	i
序 論.....	1
第一章 価格変動からみた台湾の経済発展	2
はじめに.....	2
第一節 日本統治期から国民党統治期の経済発展についての先行研究.....	2
第二節 加速的パーインフレーションに関する先行研究.....	4
第三節 価格伸縮性に関する先行研究.....	4
第四節 台湾経済の記述統計分析.....	6
(1.4.1) 産業構造の変遷、貿易依存度	6
(1.4.2) 国民党統治期の産業構造と貿易依存度	7
(1.4.3) 台湾のマクロ経済変数の変動について	10
第五節 日本統治期台湾の卸売物価物価と海外卸売物価.....	13
第六節 本章のまとめ.....	17
第二章 日本統治期台湾の価格・生産量の変動要因分析.....	19
はじめに.....	19
第一節 単位根検定と共和分検定.....	19
第二節 構造 VAR モデルの推定と結果	21
第三節 この章のまとめ.....	24

第三章 日本統治期台湾の卸売物価の決定要因について	26
はじめに.....	26
第一節 日本統治期台湾の卸売物価と海外物価— グレンジャー因果関係テスト	26
第二節 単位根検定.....	28
第三節 回帰分析.....	30
第四節 台湾の卸売物価と国内的要因.....	32
第五節 まとめと今後の課題.....	34
第四章 台湾の加速的インフレーションとその実証	35
はじめに.....	35
第一節 独裁者とハイパーインフレーション、通貨発行益.....	35
第二節 通貨発行益に関する実証.....	38
第三節 Cagan モデルに関する実証	41
第四節 本章のまとめと結論.....	43
第五章 国民党統治期と民主元年以降台湾の価格・生産量変動要因分析	44
はじめに.....	44
第一節 単位根検定と共和分検定.....	44
第二節 構造 VAR モデル	47
(5.2.1) ラグ次数の決定	47
(5.2.2) 分散分解.....	49
(5.2.3) 累積インパルス応答関数.....	51
第三節 この章のまとめ.....	56

第六章	日本統治期台湾の価格・生産量と日本の価格の変動要因分析.....	58
	はじめに.....	58
	第一節 単位根検定と共和分検定.....	58
	第二節 VEC モデルとイノベーション会計.....	60
	第三節 この章のまとめ.....	64
終 章	65
謝 辞	66
参考文献	67
	英語文献.....	67
	日本語文献.....	68
	中国語文献.....	71

序 論

一般に、市場経済が広まり、財とサービスの取引が盛んに行われるようになると経済が成長、発展すると考えられる。それでは価格や賃金が伸縮的だと、財やサービスの取引は盛んになされるのだろうか。財やサービスの取引があまりなされず経済が停滞しているなら、価格や賃金が何らかの制度的理由で固定的になっているからなのだろうか。

佐藤(1981)は、戦間期日本が戦後と比較して価格や賃金が伸縮的だったと指摘している。私見では、価格、賃金の硬直性と経済発展は次のような関連がある。一般に、経済発展の初期段階では主産業は農業、水産業など第一次産業である。技術が普及し、製造業が発展すると第二次産業が主産業となる。農産物、水産物は長期保存、在庫が困難だから、供給が需要を上回っているとき生産・供給者は価格を下げてでも売り切ろうとする。工業製品の場合は在庫の保有がさほど困難ではないので、生産・供給側は供給が需要を上回っているときに価格を下げて財を売り切る必要はない。また第一次産業が主産業である時期には、農業から完全に離れて都会の企業で働く労働者人口の比率は小さい。農村から離れて都市で働こうとする人が多数だから、経営側の交渉力が強く名目賃金の切り下げが容易である。製造業が主産業になっている経済では、労働者の人口比が大きくなり労働組合が結成されていく。労働側の交渉力が強くなるから、名目賃金が硬直的になっていく。第一次産業が主産業である経済発展の初期段階では価格や賃金が伸縮的になるが、第二次産業が主産業になると価格や賃金は硬直的になっていく。さらに経済が成長、発展し第三次産業が主産業となると、経済が寡占的になり企業は消費者の動向を強く意識して価格を決める。価格を変更すると他の企業に客を奪われる可能性があるので、価格変更が困難になっていく。以上は直観である。本論はこの直観を可能な限り台湾のデータで実証することを試みた。日本統治期台湾と国民党統治期、民主元年以降を比較するとこのような傾向があるのだろうか。

第一章 価格変動からみた台湾の経済発展¹

はじめに

第一章では日本統治期から国民党統治期、民主元年以降の台湾の経済発展を、主に価格の伸縮性との関係で先行研究と経済統計を検討する。第一節で、日本統治期から国民党統治期台湾経済の発展について、代表的な見解を紹介する。第二節で、台湾の加速的インフレーションの時期に関する先行研究を要約する。第三節で価格伸縮性に関するこれまでの先行研究の中で主に実証研究を取り上げて要約する。第四節で台湾の経済発展について、マクロ変数に関する記述統計分析を行う。価格の伸縮性と経済発展の関係を検討するためには、価格の決定要因を分析せねばならない。第五節で日本統治期台湾の海外との関係について、卸売物価の決定要因との関連で統計を検討する。第六節で本章の分析により得られた主な結論を要約する。

第一節 日本統治期から国民党統治期の経済発展についての先行研究

日本統治期の台湾の経済発展に関する代表的文献として、涂(1975)(1992)と葉(2009)がある。涂(1992)によれば洋行(商館)と呼ばれる欧米商社が1860年代から1870年代にかけて砂糖、茶、樟腦の集荷と輸出を目指して台湾に進出してきた。涂(1992)は、日本統治期前に台湾で砂糖、茶、樟腦が輸出産業として発展し、地主、土着資本と農民が生産過程を担っていたこと、欧米資本が流通、貿易、金融過程を支配していたと指摘している。涂(1975、第二章)は台湾経済の植民地化過程を次の四段階に分けている。第一段階は日本の植民地統治整備が行われた1895年から1905年までのほぼ十年間である。この期間は、資本主義の「基礎工事」段階である。第二段階はそれ以降1920年代前半までの約二十年間で、近代的製糖業発達の段階である。この時期に台湾経済は製糖業、蔗作農業を中心にしたモノカルチャー的生産形態の植民地経済構造に単一化されていく。第三段階は、1920年代半ばから1930年代後半に入るまでのほぼ十五年間である。この時期は蓬莱米と蔗作(糖業)の併存段階である。台湾経済は砂糖生産だけでなく、蓬莱米も大量生産するようになった。第四段階は1930年代後半、1937年の日華事変勃発以降から日本統治崩壊までの約七年間の、軍需的工業化推進の段階である。この時期に台湾経済は時局的作物な

¹ 本論文は陳(2020-02)、(2021-01)を大幅に加筆して修正したものである。

らびに軍需工業製品の生産基地として位置づけられた。葉(2009)によれば日本統治期の台湾の最大の特徴は現代化と日本化である。現代化とは、現代経済の基本構造が形成された事である。日本化とは、日本と台湾の経済関係が強化されたことである。日本統治期に一人当たり GDP は年平均で 2.45%成長した。農家の可処分所得平均成長率は 1.53%だった。国民所得の成長により国民の消費水準は向上し、貯蓄率が高くなった。国民生活は全体として向上した。蓬莱米と砂糖が日本への主な輸出品だった。台湾と日本の価格は同じように変動していた。涂(1975) (1992)と葉(2009)は、日本統治期の台湾で資本主義経済の基礎が形成され、近代的製糖業と蓬莱米生産が発展し経済が成長したという認識では概ね一致している。

国民党統治期の台湾経済に関する研究で、本論の目的との関係で重要なものを紹介する。国民党統治期に台湾は、途上国の段階から先進国へと発展した。この目安としてよく議論になるのは、Lewis モデルが想定する転換点を台湾がいつごろ脱したかである。朝元(1996、第六章)は、台湾では 1960 年代前半までは古典学派的「賃金の生存費説」があてはまるが、1960 年代後半には新古典派の「賃金の限界生産性」があてはまると述べている。Fei and Ranis(1975)は、1965 年~66 年には台湾で労働の無限供給により実質賃金が労働の限界生産物より低くなる段階は終わったと述べている。隅谷(1992、序章 P41)によれば、1950 年代の台湾の農村では、100 万単位の過剰労働力が存在した。農村での過剰な低賃金労働力の存在は、1960 年代の外資進出の誘因である。農村における過剰な労働力が農村及び都市の工業に吸収された結果、1968 年に台湾の労働市場が転機を迎えた。Ho(1972)によれば、台湾では、農業部門で労働集約的な技術革新が行われたので、農業部門でも雇用が増え、労働力は都市にさほど移動しなかった。Ho(1972)によれば、農村から都市へ労働力の移動は台湾の経済成長にとってさほど重要な要因ではない。国民党統治期に Lewis モデルが想定する転換点は終わり、価格や賃金が伸縮的に動いて需給の調整をするようになったと考えられる。

呉・高(1991)は 1907 年から 1986 年の貨幣供給量、卸売物価指数の年次及び月次データで、インフレ率と貨幣供給量成長率でグレンジャーの意味での因果関係を検討した。呉・高(1991)によれば貨幣供給量の成長率はグレンジャーの意味でインフレ率と因果性があるが、インフレ率はグレンジャーの意味で貨幣供給成長率に因果関係はない。この結果は、貨幣数量説と整合的であると呉・高(1991) は述べている。

第二節 加速的パーインフレーションに関する先行研究

ハイパーインフレーションについては、Cagan(1956)が先駆的研究である。Cagan (1956)はハイパーインフレーションを、一か月の物価上昇率が50%を超えたら始まり、その後50%を下回る物価上昇率が一年間続いたら終わる物価上昇と定義した。Cagan (1956)は貨幣印刷が政府にとって資源を使うための便利な手段であることを指摘している。これは通貨発行益である。Hu (1971) は中国の高インフレ期である1945年から1949年にかけて、貨幣需要について研究した。Hu (1971) は物価の上昇期待がこの時期の貨幣需要を決定する重要要因だったと述べている。Hu (1971) が推定した貨幣需要関数の貨幣残高に関する係数は1に近い。Hu (1971)は、望ましい実質現金残高の水準が現実のハイパーインフレーションの水準に近いと述べている。貨幣需要関数の推定結果によれば、中国のハイパーインフレーションは必ずしも自己実現的ではなかった。

台湾も、中国の内戦の時期に加速的インフレーションを経験した。呉 (2006) は台湾の加速的インフレーションの第一期には、貨幣供給量増加は台湾銀行による公企業への貸し出しが主な要因であると述べている。台湾政府は1949年6月に貨幣改革を始めた。劉 (1975)は戦争末期には、中国のインフレーションがかなり進行していたので、台湾併合で中国の経済的混乱が台湾に波及することになったと述べている。劉 (1975)によれば、戦後当時の台湾を三つの期間に区分できる。第一期は終戦から1948年9月の、金と兌換できる引換券を発行するまでの期間である。第二期は金と兌換できる引換券発行から1949年6月の新通貨発行までの期間である。この時期、中国のハイパーインフレーションが台湾に波及し、台湾経済は破綻の危機になった。第三期は、新通貨発行から米国による援助が始まるまでの期間である。第三期に、台湾経済は中国とは別の道を歩みだした。米国の援助により加速的インフレーションは収束していった。Makinen and Woodward (1989) は、加速的インフレーションの時期の台湾には価格の安定化をもたらす二つの要素である均衡予算と中央銀行の独立性がなかったと指摘している。

第三節 価格伸縮性に関する先行研究

この節では価格の伸縮性に関する先行研究について要約する。賃金、価格と生産量の変動と経済成長の関係について、理論上は次のように考えられる。賃金が伸縮的に動いて労働市場で需給が一致し、完全雇用が達成されるなら生産の変動は小さくなるはずである。これは供給側の要因で主に生産量が決定され

ている場合である。しかし価格の決定に需要側、供給側それぞれの予想が大きく関係する経済なら、賃金と価格の大きな変動により経済が不安定化する。賃金の上昇と連動して物価も上昇していく経済では、高インフレとなり経済は不安定になりえる。Tobin(1993)によれば、ケインズ経済学には名目賃金、価格の硬直性は元来必要ない。Tobin(1993)によればケインズ経済学は、市場の需給は価格によって瞬時、そして継続的に一致させられる必要がない。

De Long と Summers(1986)は米国などで、観察される価格伸縮性の増大が生産量の循環的な変動の程度を大きくしていることを示した。価格の変化率の標準偏差が大きいなら、価格機構が伸縮的に機能していると考えられる。実体経済変数の変化率の標準偏差が十分に小さいなら、経済は安定的であると考えられる。吉川(1988)によれば、戦前と戦後の日本で名目賃金、名目物価、実質賃金それぞれの変動係数を比較すると戦前期のほうが戦後期より 3~4 倍大きいが生産指数はほとんど変わらない。この結果より吉川(1988)は価格伸縮性が大きければ、経済は安定化するとは言えないと述べている。吉川と塩路(1990)は、戦前の日本では名目と実質の両方の経済変数の変化が大きかったと指摘した。彼らはまた、日本の戦前期にも名目賃金が下方硬直的だったと指摘している。照山・西村(1990a.b)は、3つの期間(1888-1914、1922-1939、1957-1987)における実質 GDP の成長率と日米の GNP デフレーターの変化率を分析した。日本の実質 GNP 成長率の標準偏差については、3つの期間でほぼ同じである。ただし、GNP デフレーターの変化の標準偏差は3つの期間で異なる。米国では、1922-1939年の GNP デフレーター上昇率の標準偏差は、1888-1914のそれより大きかった。GNP 成長率の標準偏差は、同時期に最も大きくなる。したがって、米国の場合でも、上記の理論は適用できない。照山・西村(1990a.b)によれば、価格の伸縮性と経済の安定性の関係进行分析するためには、供給ショックと需要ショックという二つのショックを区別する必要がある。標準偏差と変動係数を計算するだけでは、この二つのショックを区別できないので、ベクトル自己回帰モデルによる分析が必要である。照山・西村(1990a.b)では、日米ともに、実質経済成長率の変動の大半が「長期・供給」ショックによって説明されることが示されている。北村(2002)は照山・西村(1990a.b)のこの推定結果に対して、次のように指摘している。1945年以前には物価下落という意味でのデフレは日常的に起こっていた。賃金・物価の下方硬直性は20世紀以前にあまり見られなかった。

三尾(2001)は、AD-AS モデルを構造型 VAR に適用する手法について詳細に説明している。釜(1990)は、昭和 33 年代 1 四半期から昭和 63 年第 4 四半期までの期間で、実質 GNP と GNP デフレターの季節調整済みのデータを使い、

長期制約で構造 VAR モデルを分析した。予測誤差分散分解の結果より、日本のインフレでは、需要ショックのウェイトが三割で小さく、それに対して供給ショックが七割という結果を得た。日本のインフレは供給インフレの性格が強いと指摘している。張(2003)は、1983年1月から2001年12月までの GDP デフレーター及び季節調整済みの実質工業総生産を産出量、物価のデータにして、中国経済で構造 VAR モデルを推定した。累積インパルス応答関数の結果により、供給ショックが中国の産出量変動に影響する主な要因で、需要ショックは物価に主に影響するという結果を得た。得田(2007)は1983年第一四半期から2006年第二四半期までの銀行業株価指数の対数値、実質 GDP の対数値、コールレート、ベースマネーの対数値のデータで同時点制約及び長期制約の下で VAR モデルを推定し、金融政策の有効性と限界を検討した。内藤(2017)では1936年から1940年におけるベースマネー、コールレート、小売物価、鉱工業生産指数それぞれの月次データを用いて、4変数の構造 VAR モデルで金融政策の効果について定量的に検討した。福本(2006)は、長期制約を課した古典派アプローチと、同時点制約を課したケインジアン・アプローチを採用している。福本(2006)は、AS・AD モデルに基づいて1980年1月から1998年12月の四半期データの米加独仏英の産出量(鉱工業生産指数)と物価(消費者物価指数)を用い、それぞれの変化率で供給ショックと需要ショックを識別する構造 VAR モデルを推定した。福本(2006)は、通貨統合を達成した欧州諸国間のビジネスサイクルの相関と北米諸国間の相関の大きさを比較することで北米通貨統合の実現可能性を検証した。

第四節 台湾経済の記述統計分析

この節では、台湾経済の発展を記述統計分析により検討する。

(1.4.1) 産業構造の変遷、貿易依存度

図 1.1 は各産業の生産額と国内生産額総計の比率である。日本統治期の台湾では第一次産業生産額・国内生産額比率が 0.4 から 0.5 であるが、第三次産業のそれも高い。日本統治期台湾でも、商業活動がある程度発展していたと推測される。図 1.2 の貿易依存度とは、(輸出+輸入)・国内総生産比率である。日本との交易も貿易に含めている。日本統治期に貿易依存度は徐々に上昇している。1939年には、貿易依存度は 0.67 になった。

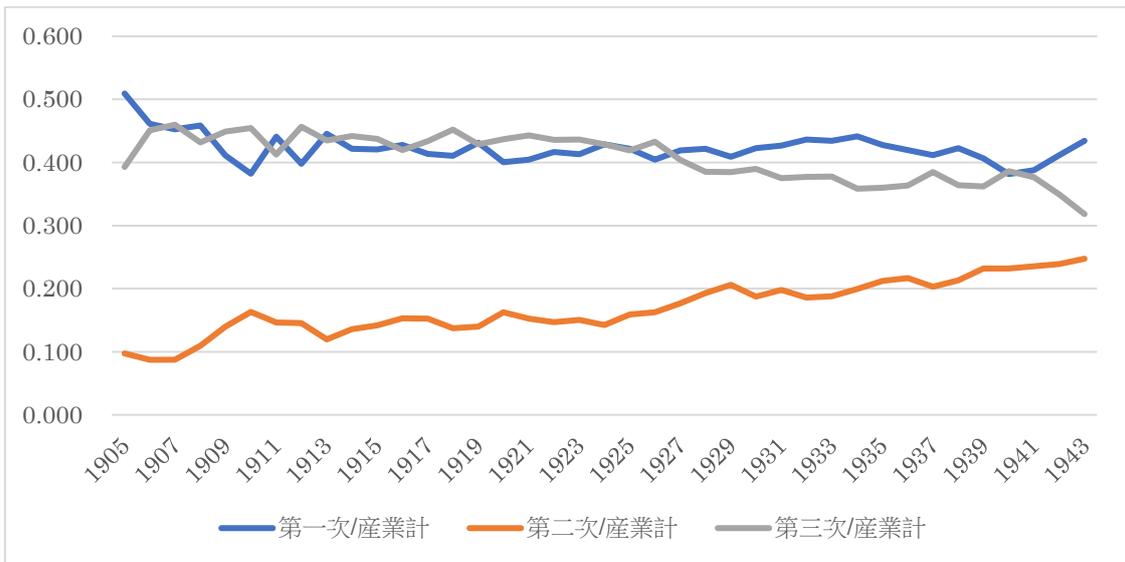


図 1.1 産業別割合 (日本統治期)

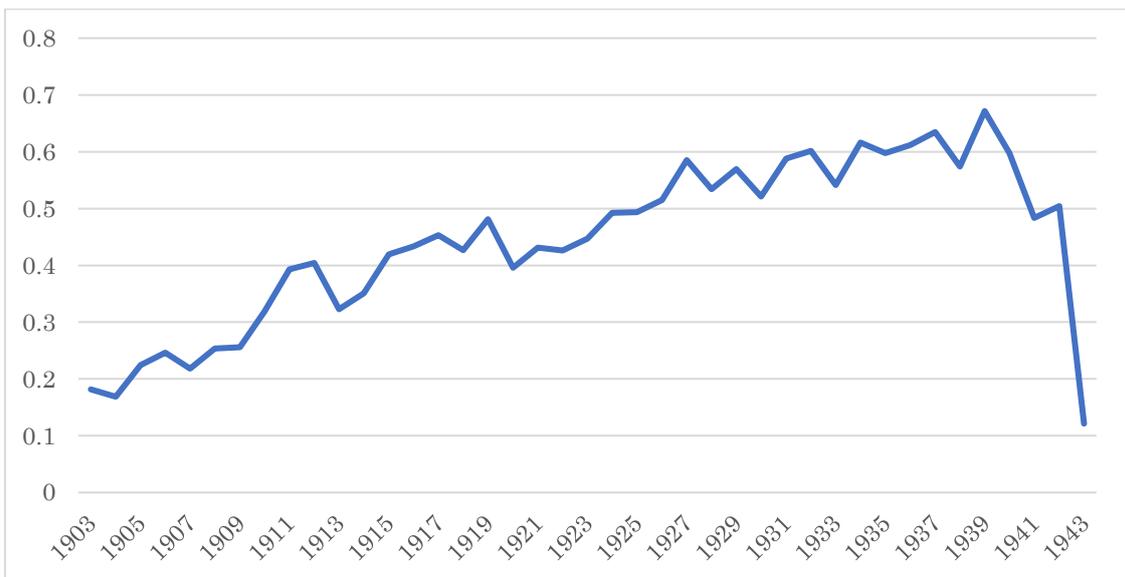


図 1.2 貿易依存度 (日本統治期)

(1.4.2) 国民党統治期の産業構造と貿易依存度

国民党統治期では、溝口敏行他(2008)掲載のデータにより、民主元年以降の期間では、中華民国行政院主計処のサイト(<https://www.stat.gov.tw/mp.asp?mp=4>)により我々は図 1.3、1.4、1.5、を作成した。

国民党統治期及び民主元年以降の経済発展に関して、産業構造の高度化と貿易依存度から簡単に検討する。図 1.3、1.4、1.5 は各産業の名目生産額と名目 GDP の比である。第一次産業の比率が 1962 年以降に徐々に減少している。第

二次産業の名目生産額・名目 GDP 比が継続して上昇している。この時期に工業化がかなり進んだと考えられる。1989年には、第三次産業の名目生産額・名目 GDP 比が第二次産業のそれより高くなった。図 1.2、1.4、1.6 は貿易依存度である。国民党統治期の 1961年に貿易依存度は 0.30 だったが、1986年以降 1 を超えた。国民党統治期以降にも、台湾経済は貿易に強く依存するようになっていった。

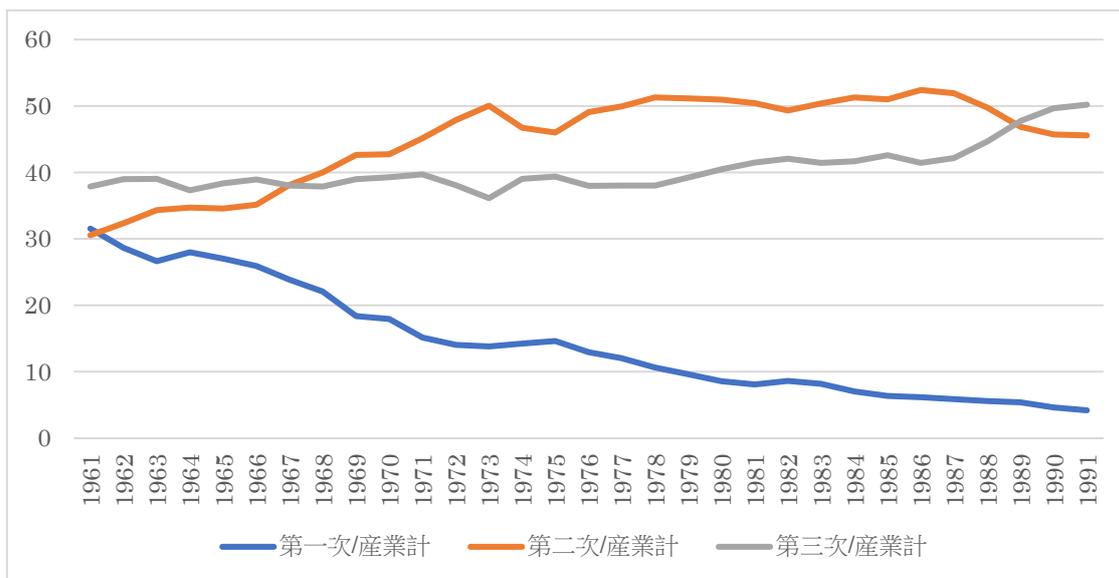


図 1.3 産業別割合(国民党統治期)

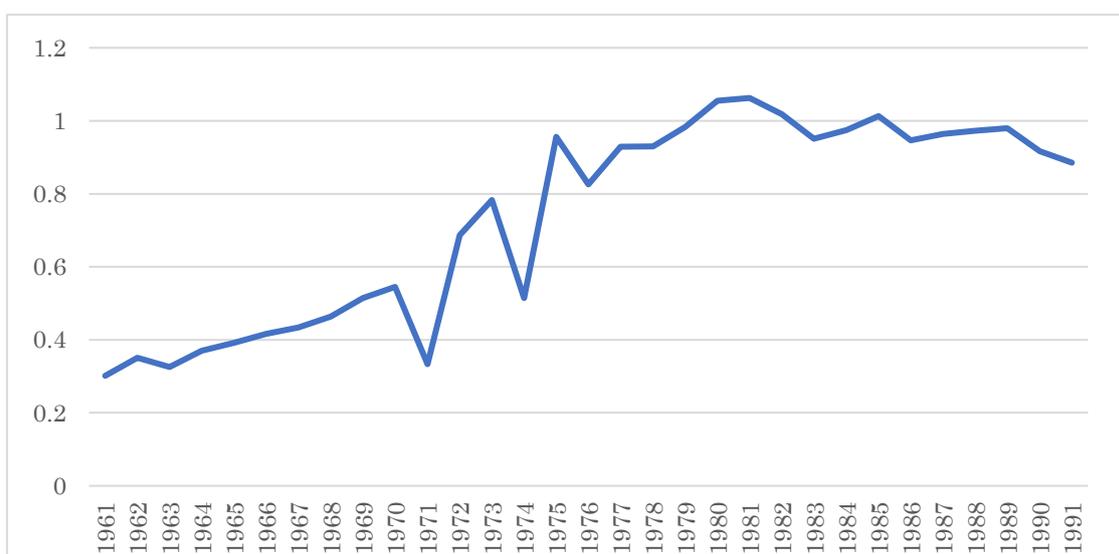


図 1.4 貿易依存度(国民党統治期)

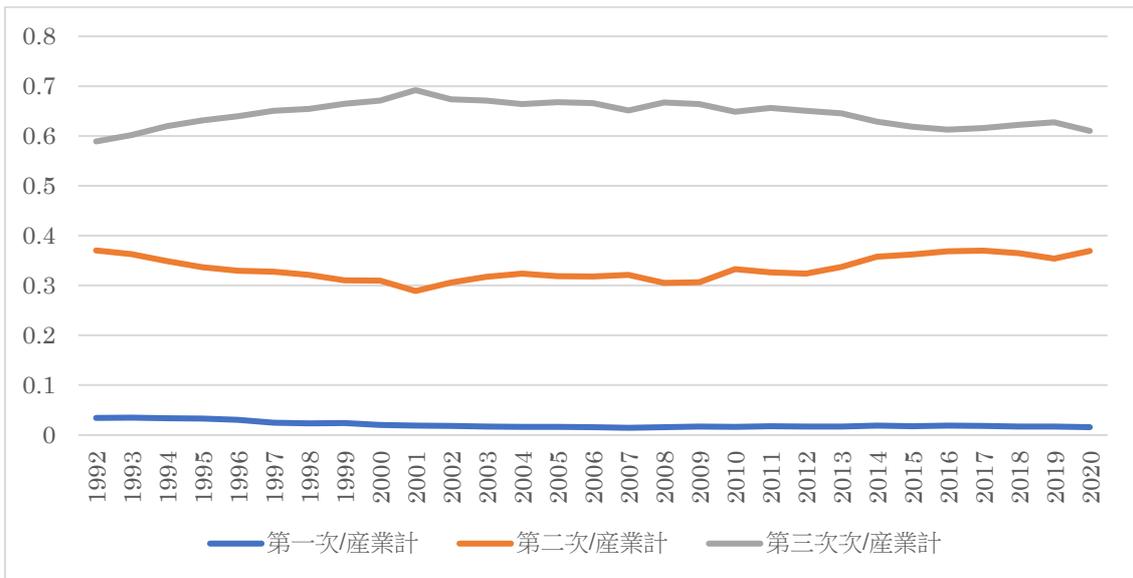


図 1.5 産業別割合(民主元年以降)

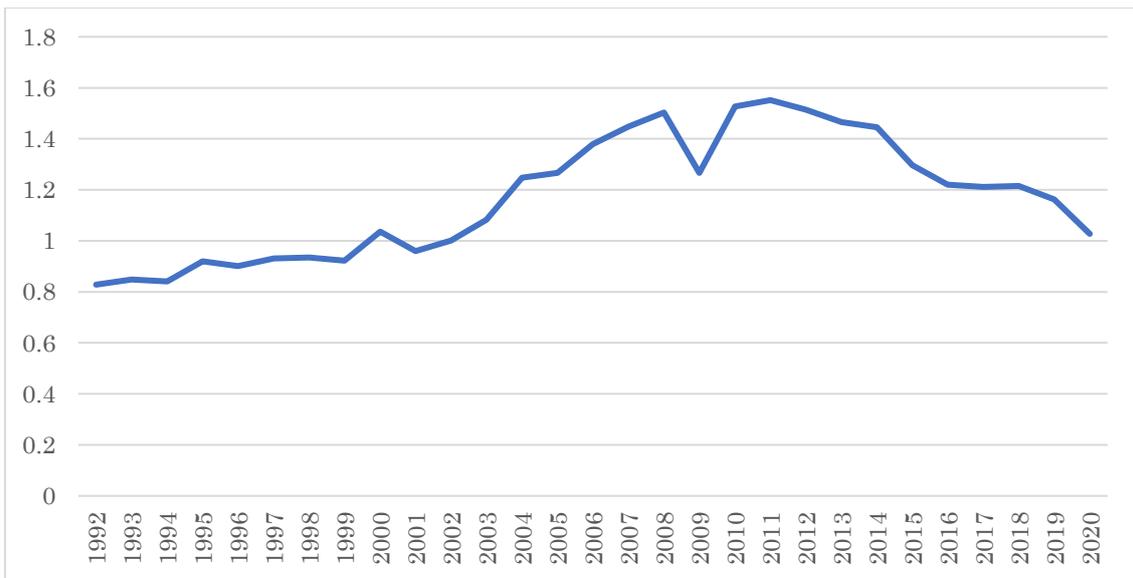


図 1.6 貿易依存度(民主元年以降)

民主元年以降には、台湾の国内総生産で第三次産業が占める割合が0.6から0.7になっている。1992年にこれは0.83だった。2008年に1.5まで上昇し、2009年に1.27に下がった。貿易依存度は近年、低下傾向にある。

(1.4.3) 台湾のマクロ経済変数の変動について

台湾のマクロ経済変数の記述統計量をもとめる。以下、台湾のデータは溝口(2008)から、日本のデータは大川(1967・1、2)より得ている。マクロ経済変数の基本統計量は以下である。

表 1.1 日本統治期マクロ変数の変動

日本統治期 1903-43 年	平均(%)	標準偏差(%)	変動係数	最大値(%)	最小値(%)
実質国内総生産	2.66	6.28	2.37	12.76(1917年)	-18.67(1905年)
実質民間消費支出	1.85	6.05	3.28	14.51(1913年)	-16.83(1905年)
実質政府消費支出	4.31	14.02	3.25	53.60(1910年)	-37.47(1912年)
実質国内総資本形成	7.25	24.37	3.36	82.11(1917年)	-22.76(1924年)
名目総支出	6.86	10.63	1.55	28.34(1919年)	-18.34(1921年)
消費者物価指数	5.17	12.09	2.34	30.33(1942年)	-23.84(1931年)
GDP デフレーター	4.32	10.28	2.38	25.64(1918年)	-20.36(1921年)
卸売物価指数 (1907-43)	4.64	13.52	2.91	52.52(1943年)	-21.67(1921年)
貨幣供給量(M1)	12.65	12.07	0.95	33.96(1917年)	-9.61(1930年)
製造業男子名目賃金 (1903-40)	2.75	10.74	3.90	43.62(1920年)	-19.55(1929年)
製造業女子名目賃金 (1904-40)	4.97	12.90	2.60	37.47(1904年)	-15.03(1931年)
製造業男子実質賃金 (1903-40)	-0.91	13.39	-14.65	43.45(1921年)	-25.13(1917年)

表 1.2 国民党統治期マクロ変数の変動

国民党統治期 1953-1991 年	平均(%)	標準偏差(%)	変動係数	最大値(%)	最小値(%)
実質国内総生産	8.71	2.75	0.32	12.98(1976年)	1.15(1974年)
実質民間消費支出	7.73	2.85	0.37	13.39(1989年)	1.82(1974年)
実質政府消費支出	6.65	4.78	0.72	16.57(1975年)	-11.41(1974年)
実質国内総資本形成	10.97	8.53	0.78	23.08(1965年)	-15.26(1955年)
名目総支出	15.06	5.07	0.34	29.20(1974年)	5.43(1985年)
消費者物価指数	6.03	7.05	1.17	38.88(1974年)	-0.19(1964年)
GDP デフレーター	5.84	5.27	0.90	28.07(1974年)	-0.64(1965年)
卸売物価指数	4.52	7.78	1.72	34.06(1974年)	-5.20(1975年)
貨幣供給量(M1)	20.58	10.12	0.49	41.49(1986年)	-6.88(1990年)
製造業男子名目賃金	11.94	6.39	0.53	29.02(1974年)	-4.14(1973年)
製造業女子名目賃金	11.03	7.18	0.65	28.37(1974年)	-12.56(1962年)
製造業男子実質賃金	5.58	5.68	1.02	14.12(1971年)	-11.98(1973年)

表 1.3 日本のマクロ変数の変動(1907~38年)

1907~38年	平均(%)	標準偏差(%)	変動係数	最大値(%)	最小値(%)
粗国内生産	3.36	5.04	1.50	14.29(1916年)	-7.46(1930年)
消費者物価指数 (家賃を含む)	2.18	9.57	4.38	29.72(1918年)	-12.25(1931年)
総合デフレーター	2.12	12.42	5.86	27.01(1918年)	-28.52(1930年)
卸売物価指数	2.42	11.79	4.87	27.02(1918年)	-25.83(1921年)
製造業実質賃金指数	2.31	6.28	2.72	23.49(1920年)	-7.22(1911年)

表 1.4 民主元年以降マクロ変数の変動

民主元年以降 1992-2020年	平均(%)	標準偏差(%)	変動係数	最大値(%)	最小値(%)
実質国内総生産	4.32	2.57	0.59	-1.63	9.75
実質民間消費支出	3.39	2.50	0.74	-2.40	8.33
実質政府消費支出	2.25	2.88	1.28	-2.44	12.68
実質国内総資本形成	3.16	7.27	2.30	-19.12	17.44
名目総支出	4.60	3.26	0.71	-2.05	10.01
消費者物価指数	1.28	1.26	0.98	-0.88	4.02
GDP デフレーター	0.27	1.73	6.36	-2.67	3.42
卸売物価指数	0.41	4.43	10.89	-9.27	7.12
貨幣供給量(M1)	6.94	5.67	0.82	-4.61	19.71
製造業男子名目賃金	2.22	3.14	1.42	-9.71	8.59
製造業女子名目賃金	2.97	3.13	1.05	-8.60	9.28
製造業男子実質賃金	0.93	2.79	3.00	-8.84	7.62

表 1.1、1.2、1.3 から明らかなように、日本統治期台湾では、国民党統治期、民主元年以降と比べて製造業男子実質賃金の変動係数が非常に大きい。日本統治期で製造業の男子実質賃金の平均変化率は-0.91%である。製造業男子実質賃金は変動してもある一定値に戻る傾向があったと考えられる。したがって、日本統治期台湾は W.A. Lewis が想定した農村からの労働の無限供給モデルに近いと考えられる。日本統治期の台湾では国民党統治期、民主元年以降と比べて実質国内総生産、実質民間消費、実質政府消費、実質国内総固定資本形成の変動係数が非常に大きい。消費者物価指数の変動係数も日本統治期の方が大きい。吉川(1990)は日本経済の戦前と戦後の違いの一つとして、戦前は消費が不安定な動きをしていると指摘した。同時期の台湾にも同様の傾向がある。この結論は、国民党統治初期の超インフレの時期を除いた結果である。超イン

フレの時期を除いた国民党統治期では、全体的に安定的な経済成長を達成したと考えられる。民主元年以降は、GDPデフレーターと卸売物価指数の変動係数が大きい。これは、経済のサービス化の進展と関連している可能性がある。

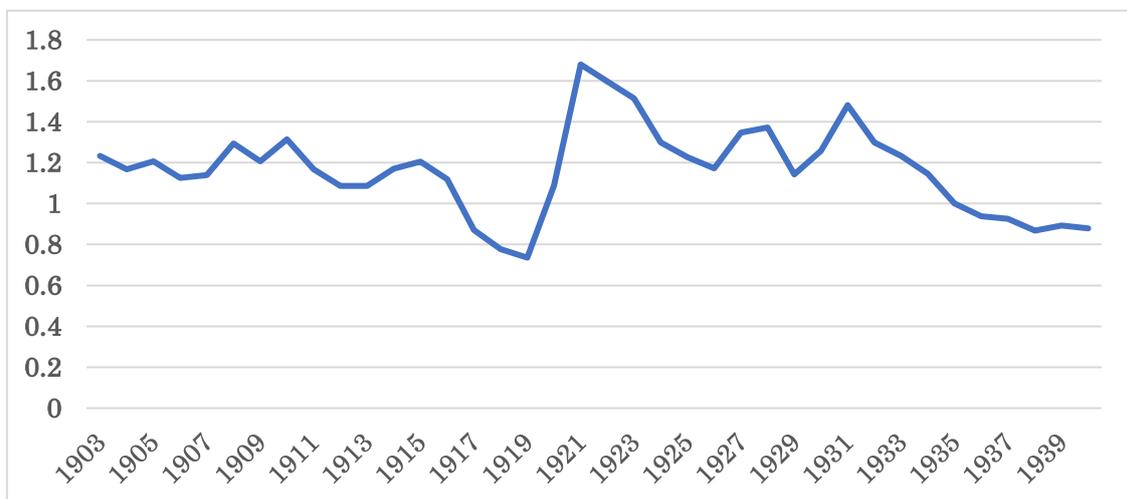


図 1.7 製造業男子実質賃金(日本統治期)



図 1.8 製造業女子実質賃金(日本統治期)

第五節 日本統治期台湾の卸売物価物価と海外卸売物価

この節では日本統治期台湾の卸売物価の決定要因について、海外との関係から考察する。はじめに、日本統治期台湾は海外とどの程度交易をしていたのかを確認する。表 1.5 は涂(1975, p165)から得た。日本統治期前、台湾は清朝の統治下にあったが、イギリスとの交易も多かった。したがって、日本統治期の当初は中国とイギリスとの交易が多かったと考えられる。

表 1.5 台湾の地域別対外貿易構造(1939 年) (1000 円,%)

ブロック別	輸移出		輸移入	
大東亜圏	580,390	97.88	399,729	97.81
日本	491,394	82.87	340,735	83.38
朝鮮	18,351	3.09	16,873	4.12
満州国	8,703	1.46	22,082	5.4
関東州	27,417	4.62	10,299	2.52
中華民国	33,840	5.7	4,253	1.04
その他	685	0.14	5,487	1.35
英米圏	10,573	1.78	5,704	1.39
ヨーロッパ大陸	1,084	0.17	2,360	0.57
ソ連圏	169	0.02	294	0.07
その他	722	0.12	563	0.13
合計	592,938	100	408,650	100

表 1.5 より、1939 年の台湾の貿易では、大東亜圏との貿易が 98%程度になっていることがわかる。英米圏およびヨーロッパ大陸から直接の交易がほとんどない。しかし日本を経由して、英米との交易があったと考えられる。表 1.6 は溝口(2008, p191)より得た。1903 年でも、日本が輸出入先の第一位であり、構成比も徐々に上昇している。しかし米国や中国、香港も無視できない比重になっている。

表 1.6 1903 年~1983 年台湾の輸出入先

種別	順位	1903年	1908年	1913年	1918年	1923年	1928年	1933年	1938年
輸移出	1	日本 47.22	日本 72.43	日本 75.73	日本 75.66	日本 84.7	日本 85.36	日本 82.18	日本 79.79
	2	中国 30.15	アメリカ 13.51	アメリカ 10.74	中国 10.53	中国 5.3	中国 6.16	朝鮮 1.76	関東州 3.1
	3	香港 12.37	中国 9.49	中国 5.47	アメリカ 3.44	アメリカ 3.32	アメリカ 2.55	アメリカ 1.9	朝鮮 2.5
	4	アメリカ 0.01	香港 2.32	英国 2.02	香港 1.6	香港 2.1	香港 2.04	中国 1.86	中国 1.75
	5	英領植 民地 0.01	英国 1.27	蘭領東 インド 諸島 1.99	蘭領東 インド 諸島 1.6	蘭領東 インド 諸島 1.6	蘭領東 インド 諸島 1.7	香港 0.86	満洲国 1.13
輸移入	1	日本 50.42	日本 55.07	日本 70.37	日本 66.44	日本 63.61	日本 68.37	日本 71.92	日本 77.54
	2	中国 25.89	英国 11.27	中国 11.92	中国 15.32	中国 15.89	中国 14.21	満洲国 8.96	満洲国 4.75
	3	英国 7.66	中国 11.16	英領植 民地 5.06	英領植 民地 4.16	アメリカ 5.78	ドイツ 5.1	中国 3.6	朝鮮 4.18
	4	アメリカ 5.08	アメリカ 6.03	英国 2.85	仏領 インド シナ 2.83	蘭領東 インド 諸島 3.65	英領植 民地 2.82	朝鮮 2.07	関東州 2.15
	5	英領植 民地 3.69	ハワイ 3.57	ペルシ ヤ 2.47	アメリカ 2.21	関東州 3.37	アメ リ カ 2.15	ドイツ 1.83	英領植 民地 0.93

表 1.7 は葉(2014)より得ている。表 1.7 より、日本統治期台湾の交易で中国の占める比率も無視できない事がわかる。

表 1.7 日本統治期台湾の輸入・輸出市場の構成(%)

年	輸出			輸入		
	中国	日本	他の地区	中国	日本	他の地区
1896-1900	63.57	18.57	17.86	39.13	23.44	37.43
1901-1905	33.13	46.26	20.61	25.28	47.73	26.99
1906-1910	9.98	71.53	18.49	14.61	59.79	25.60
1911-1915	6.18	77.82	16.00	13.21	70.87	15.92
1916-1920	8.85	76.80	14.35	16.36	68.77	14.87
1921-1925	7.66	83.10	9.24	18.22	67.62	14.16
1926-1930	8.12	85.40	6.48	15.09	68.41	16.50
1931-1935	3.79	91.50	4.71	12.08	81.20	6.72
1936-1940	8.08	88.93	2.99	9.25	86.98	3.77

出所: 葉 (2014) の表、台湾総督府財務局 1936、1938-1941 より。

高木(1989)、梅田(2006)によれば、この時期の日本の卸売物価は米からの卸売物価の影響を強く受けていた。台湾物価も日本物価を通して英米の物価より影響を受けた可能性がある。そこで以下、台湾の卸売物価と英米の卸売物価の関係を検討する。イギリスの卸売物価のデータは Mitchell(2003)から得ている。為替レートは溝口(2008)から得ている。米国の卸売物価のデータは Historical statistics of the United States, Colonial Times to 1957 (census.gov)から得た。中国の卸売物価のデータは南・牧野(2014)から得た。

表 1.8 台湾卸売物価変化率と米英日それぞれの卸売物価変化率の相関係数(1908-41年)

	台湾	米国	英国	日本
台湾		0.57	0.58	0.87
米国	0.57		0.82	0.69
英国	0.58	0.82		0.74
日本	0.87	0.69	0.74	

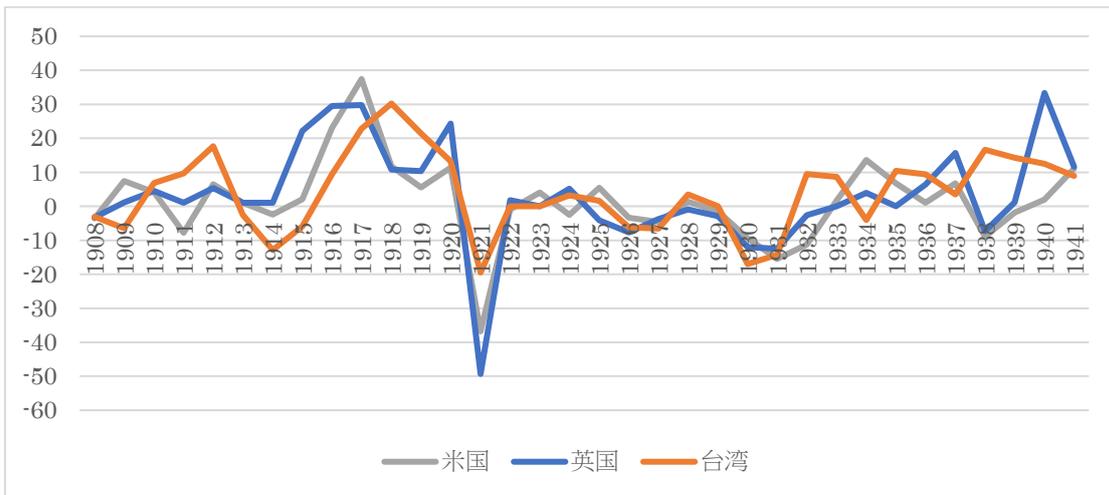


図 1.9 台湾の卸売物価年変化率と英米の卸売物価年変化率(1908-41 年)

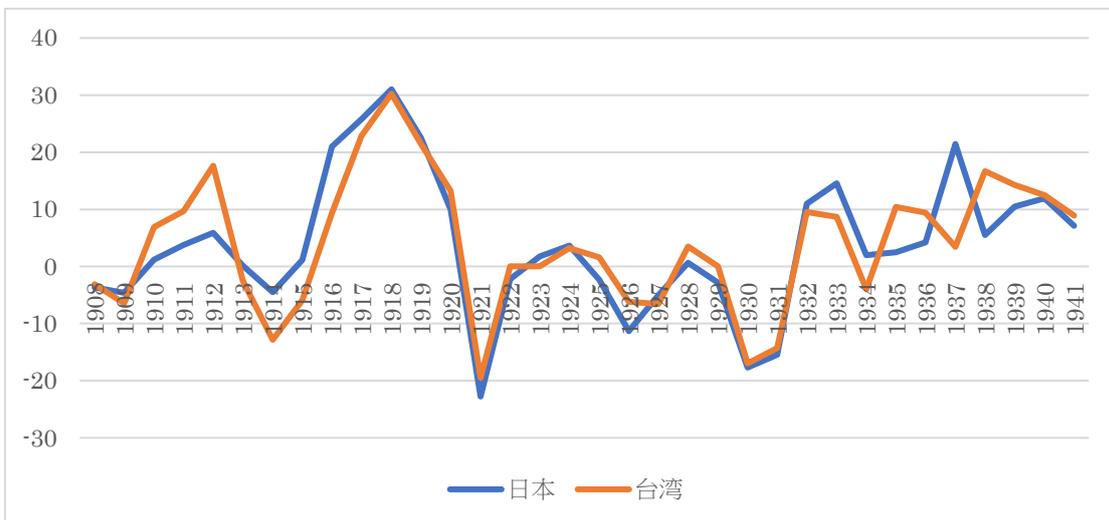


図 1.10 台湾の卸売物価年変化率と日本の卸売物価年変化率(1908-41 年)

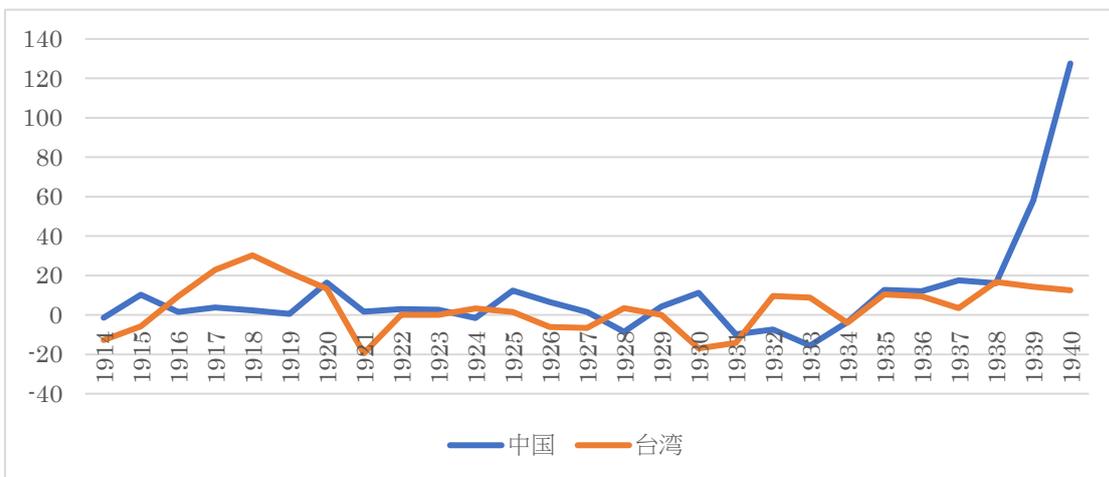


図 1.11 台湾の卸売物価変化率と中国卸売物価年変化率(1914-39 年)

日本統治期台湾の卸売物価は、容易に予想できるように日本との相関が高いが、米英の卸売物価との相関も低くない。卸売物価変化率のグラフを見ると、台湾卸売物価と米英の卸売物価は世界恐慌の後から動きが異なってくるように見える。台湾と日本の卸売物価は一貫して、ほぼ同じ動きをしている。日本統治期の台湾でも中国との貿易は継続していたが、卸売物価の変化率の相関は低い。図 1.11 から明らかなように、1937 年の日中戦争開始後中国の卸売物価は急上昇している。

第六節 本章のまとめ

この章では、主に価格の変動から台湾経済の発展について、先行研究と統計を概観した。分析により得られた主な結論は次のように要約できる。

(その 1) 産業構造の高度化

日本統治期の台湾では、第一次産業生産額・国内総生産比が 0.4 から 0.5 であるが、第三次産業生産額・国内総生産比も同程度である。国民党統治期には第一次産業生産額・国内総生産比は低下し、第二次産業生産額・国内総生産比が上昇していった。1989 年には、第三次産業の名目生産額・名目 GDP 比が第二次産業のそれより高くなった。民主元年以降には、第三次産業生産額・国内総生産比が高くなり、経済のサービス化が進展した。

(その 2) 貿易依存度

日本統治期に貿易依存度は徐々に上昇した。1939 年には、貿易依存度は 0.67 になった。国民党統治期の 1961 年に貿易依存度は 0.30 だったが、1986 年以降 1 を超えた。1992 年に貿易依存度は 0.83 だった。2008 年に 1.5 まで上昇し、2009 年に 1.27 に下がった。

(その 3) 実質賃金の動向

日本統治期の製造業男子実質賃金の変動係数が国民党統治期や民主化以降より大きい、平均変化率は負になっている。日本統治期には、製造業実質賃金が何かの要因で上昇しても元の水準に戻る傾向があったことを意味している。日本統治期の台湾では、W. A. Lewis が想定した農村からの労働の無限供給モデルの世界に近いと考えられる。実質賃金を低い範囲に抑えて十分な利潤を確保し、設備投資をすれば経済が成長する。国民党統治期はこのメカニズムが働いていたと考えられる。

(その 4) 実質国内総生産、実質民間消費、実質政府消費、実質国内総固定資本形成の変化率の変動係数について

実質国内総生産、実質民間消費、実質政府消費、実質国内総固定資本形成の

変化率の変動係数は日本統治期が国民党統治期、民主元年以降のそれより大きい。吉川(1990)は日本経済の戦前と戦後の違いの一つとして、戦前は消費が不安定な動きをしていると指摘した。同時期の台湾にも同様の傾向がある。

(その5) 民主元年以降の GDP デフレーター、卸売物価指数の変動について

民主元年以降は、GDP デフレーターと卸売物価指数それぞれの変化率の変動係数が日本統治期、国民党統治期より大きい。しかし消費者物価の変動係数は大きくない。これは、経済のサービス化進展と関連している可能性がある。

(その6) 卸売物価と海外卸売物価について

日本統治期台湾の卸売物価は、日本との相関が高いが、米英の卸売物価との相関も低くない。卸売物価変化率のグラフを見ると、台湾卸売物価と米英の卸売物価は世界恐慌の後から動きが異なってくるように見える。台湾と日本の卸売物価は一貫して、ほぼ同じ動きをしている。日本統治期の台湾でも中国との貿易は継続していたが、卸売物価の変化率の相関は低い。

第二章 日本統治期台湾の価格・生産量の変動要因分析¹

はじめに

この章の目的は、日本統治期台湾での価格と生産量がどんなショックにより、変動したかを数量的に明らかにすることである。我々は1903年から1943年まで台湾の実質GDPとGDPデフレーターそれぞれの自然対数値の一階階差を、Blanchard and Fisher (1989)、福本(2006)にならい長期制約をおいた構造VARモデルによって分析する。初めに単位根検定と共和分検定の結果を示す。第二節で構造VARモデルを推定し、予測誤差の分散分解と累積インパルス応答の結果について説明する。第三節で本章の分析により得られた主な結論を要約し、今後の課題を述べる。

第一節 単位根検定と共和分検定

表2.1、2.2、2.3は実質GDP(rgdp)とGDPデフレーター(def)それぞれ年次データの定常性と共和分関係の有無を分析した結果である。ラグ次数に関しては、ADF検定はシュワルツ情報量基準で、PP検定のバンド幅は、Newey-West推定量で決定した。表2.1は単位根検定の結果である。

表 2.1 日本統治期の ADF 検定

ADF 検定(Augmented Dickey-Fuller test)					
変数	定数項のみ (t 値)	ラグ	定数項+トレンド (t 値)	ラグ	判定
1903-1943					
rgdp	-0.70	0	-2.05	0	I(1)
Δ rgdp	-5.40***	0	-5.34***	0	
def	-0.76	1	-2.10	1	I(1)
Δ def	-3.55**	0	-3.52*	0	

(注) ***は1%、**は5%、*は10%の水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。ADF検定のラグ次数はSBIC基準で選択した。

¹ 本章は陳(2020-02)と陳(2020-03)を元に行っているが、大幅に加筆、修正している。

表 2.2 日本統治期の PP 検定

PP 検定(Phillips-Perron test)					
変数	定数項のみ (t 値)	バンド	定数項+トレンド (t 値)	バンド	判定
1903-1943					
rgdp	-0.71	1	-2.42	2	I(1)
Δ rgdp	-5.36***	1	-5.27***	2	
def	-0.29	1	-0.99	0	I(1)
Δ def	-3.34**	12	-3.33**	12	

(注) ***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。PP 検定のバンド幅は、Newey-West 推定量で決定した。

自然対数値の一階階差をとって定常になれば、I(1)変数と表す。表 1、2 より我々は日本統治期台湾の実質 RGDP 及び GDP デフレーターが I(1)変数と判断した。共和分検定の結果は次である。

表 2.3 日本統治期 1903-1943 年の共和分検定結果

日本統治期 1903-1943 年 (ラグ次数は SBIC 基準で 4 にする)		
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 0 である	トレース検定 4.92(15.50)	最大固有値検定 4.26(14.26)
P 値	0.82	0.83
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 0 または 1 である	トレース検定 0.66(3.84)	最大固有値検定 0.66(3.84)
P 値	0.42	0.42

実質 GDP と GDP デフレーターそれぞれの自然対数値で SBIC 基準により最適なラグ数を決めた。ヨハンセン検定でのラグ数は SBIC 基準により、日本統治期(1903-1943)では 1 とした。データにトレンドがあり、共和分ベクトルには定数項があると仮定して推計した。トレース検定、最大固有値検定の双方で、共和分ベクトルの数が 0 であるという帰無仮説を棄却できない。そこで共和分ベクトルは存在せず、共和分関係の数は 0 であると考えられる。以上の結果により、我々は、実質 GDP と GDP デフレーター自然対数値それぞれの一階階差で長期制約の構造 VAR モデルを推定する。ラグ次数については赤池の情報基準(AIC)、シュワルツの情報基準(SBIC)などで最適なラグ数を求めた。そして、どちらの基準でも、ラグ数を 1 と判断した。

表 2.4 1903-43 年のラグに関する統計量

ラグ	AIC	SBIC
10	-3.99	-2.12
9	-3.76	-2.08
8	-3.82	-0.32
7	-3.96	-2.65
6	-4.04	2.92
5	-4.19	-3.26
4	-4.31	-3.56
3	-4.34	3.77
2	-4.45	-4.08
1	-4.56*	-4.37*

第二節 構造 VAR モデルの推定と結果

構造 VAR モデルの推定に際し、我々は Blanchard and Quah (1989)による長期制約を採用した。長期制約で我々は総需要ショックが生産に対して長期効果がないと想定している⁵。

表 2.5 各構造ショックにより予想される影響

	曲線の移動方向	ΔY	ΔP
長期制約	供給ショック (AS 曲線の右側移動)	+	-
長期制約	需要ショック (AD 曲線の右側移動)	0	+

理論上はそれぞれの制約で表 2.5 のように生産量と価格が変化すると考えられる。長期制約を置いたモデルは古典派アプローチと言われる。古典派では労働供給と労働需要が等しくなるように雇用量が決定され、生産量が完全雇用の水準で決定される。これにより総供給曲線は垂直になると考えられる。

⁵ 構造 VAR モデル分析については北岡・他(2013、第二章)参照。

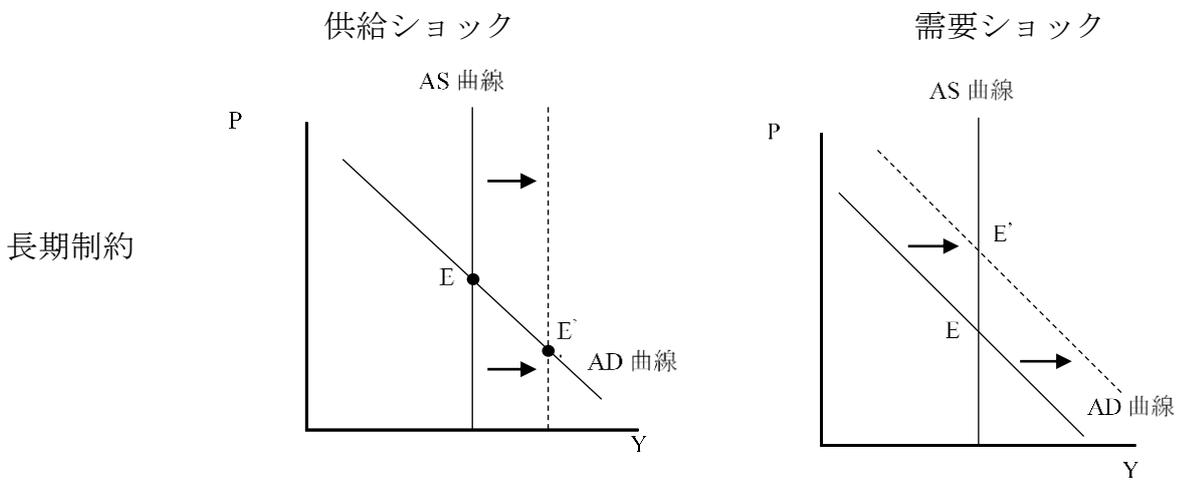


図 2.1 供給ショックと需要ショック

VAR モデルの各係数は何らかの経済構造を示す構造パラメータとしての意味を持っていない。本論では、VAR モデル各係数値の考察は行わない。予測誤差分散分解の結果は次になる。分散分解はそれぞれの変数の変動に対する各ショックの寄与度を示す。単位は%である。

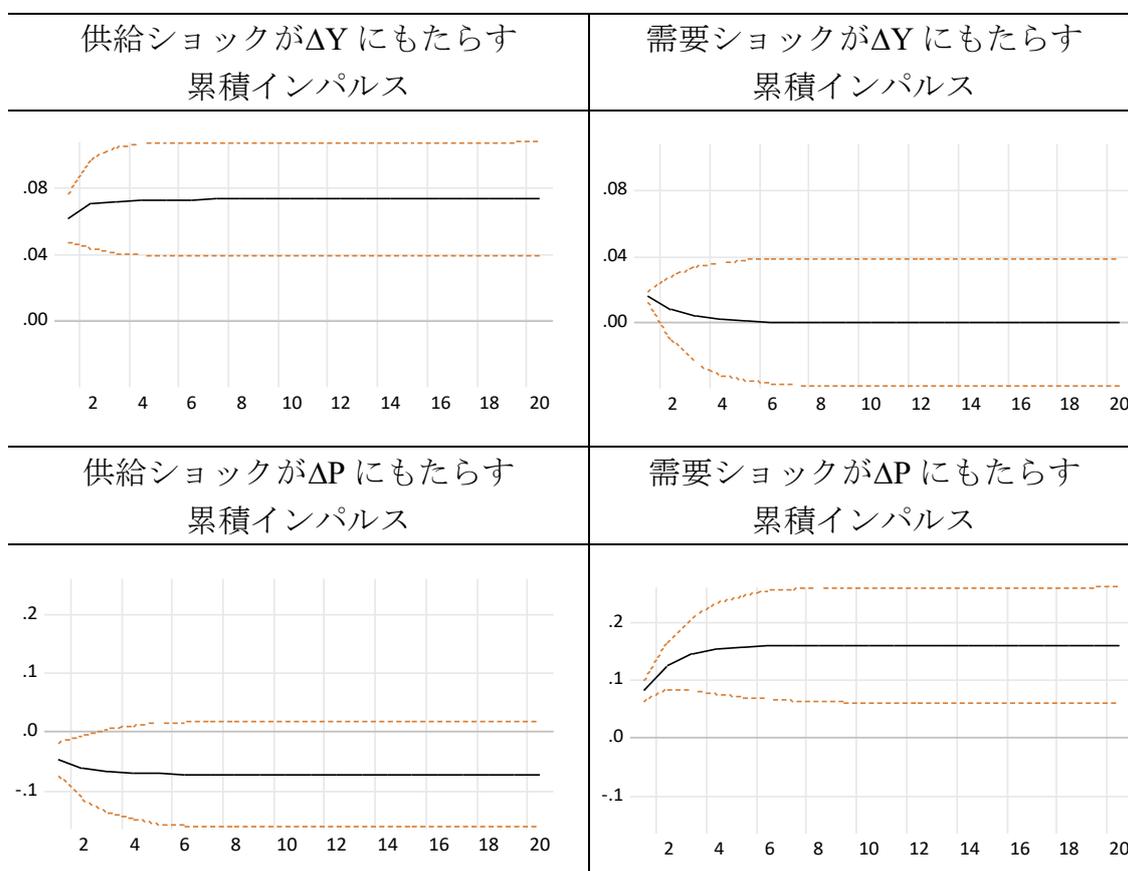
表 2.6 日本統治期（1903-1943）の予測誤差の分散分解

日本統治期 1903-43 年	ΔY		ΔP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
1 年後	94.13%	5.87%	25.38	74.62
3 年後	92.66%	7.34%	22.04	77.96
5 年後	92.54%	7.46%	21.90	79.94
10 年後	92.54%	7.46%	21.90	78.10
15 年後	92.54%	7.46%	21.90	78.10
20 年後	92.54%	7.46%	21.90	78.10

- (1) 供給ショックが ΔY の変動に占める割合
- (2) 需要ショックが ΔY の変動に占める割合
- (3) 供給ショックが ΔP の変動に占める割合
- (4) 需要ショックが ΔP の変動に占める割合

予測誤差の分散分解の結果を見ると、5年後で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は92.54%である。5年後で需要ショックが ΔY の変動に占める割合

は 7.46 である。5 年後で供給ショックが ΔP の変動に占める割合は 21.90% である。5 年後で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は 78.10% である。5 年後でそれぞれの割合が一定になる。



注：点線は信頼区間である。

図 2.2 日本統治期（1903-1943）の累積インパルス反応

供給ショックにより生産量が増加し需要ショックにより価格が上昇している。この結果は有意である。供給ショックにより、物価が下落している。需要ショックにより、生産量が増加しているが、有意ではない。福本(2006)が指摘するように、長期制約では需要ショックは長期的には生産を変化させない。我々の結果も同様である。長期制約では、供給ショックによる生産量への衝撃は、12 年後に収束する。供給ショックによる価格への衝撃は、10 年後に収束する。需要ショックによる生産量への衝撃の影響は、8 年後に収束する。需要ショックによる価格への衝撃は、10 年後に収束する。

この結果の頑健性を検証するため我々は、福本(2006)にならい同時点制約（ケインジアンアプローチ）の構造 VAR モデルも推定した。同時点制約とは、ここでは物価が同時点で需要ショックの影響を受けないことを意味してい

る。同時点制約では、需要ショックは短期的には価格を変化させない。累積インパルス応答の結果では、需要ショックによりわずかに価格が上昇しているが、この結果は有意ではない。需要ショックにより、生産が上昇している。この結果は有意である。負の供給ショックにより、価格が上昇している。この結果も有意であった。同時点制約では、供給ショックによる生産量への衝撃は、8年後に収束する。供給ショックによる価格への衝撃は、10年後に収束する。需要ショックによる生産量への衝撃の影響は、7年後に収束する。需要ショックによる価格への衝撃は、8年後に収束する。

短期制約での予測誤差の分散分解の結果を見ると、5年後で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は10.69%である。5年後で需要ショックが ΔY の変動に占める割合は89.3%である。5年後で供給ショックが ΔP の変動に占める割合は98.98%である。5年後で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は1.02%である。5年後でそれぞれの割合が一定になる³。

第三節 この章のまとめ

我々は日本統治期台湾で、長期制約をおいた実質GDPとGDPデフレーターとの構造VARモデルを推定した。主な結果は次である。

(その1) 予測誤差の分散分解の結果を見ると、5年後で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は92.54%である。5年後で需要ショックが ΔY の変動に占める割合は7.46%である。5年後で供給ショックが ΔP の変動に占める割合は21.90%である。5年後で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は78.10%である。5年後でそれぞれの割合が一定になる。

(その2) 供給ショックにより生産量が増加し需要ショックにより価格が上昇している。この結果は有意である。供給ショックにより、物価が下落している。需要ショックにより、生産量が増加しているが、有意ではない。福本(2006)が指摘するように、長期制約では需要ショックは長期的には生産を変化させない。我々の結果も同様である。長期制約では、供給ショックによる生産量への衝撃は、12年後に収束する。供給ショックによる価格への衝撃は、10年後に収束する。需要ショックによる生産量への衝撃の影響は、8年後に収束する。需要ショックによる価格への衝撃は、10年後に収束する。

(その3) この結果の頑健性を検証するため我々は、福本(2006)にならない同時点制約(ケインジアンアプローチ)の構造VARモデルも推定した。予測誤

³ 予測誤差の分散分解の結果は長期制約と同時点制約で異なっている。この違いの原因については、今後検討したい。

差の分散分解の結果を見ると、5年後で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は10.69%である。5年後で需要ショックが ΔY の変動に占める割合は89.3である。5年後で供給ショックが ΔP の変動に占める割合は98.98%である。5年後で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は1.02%である。5年後でそれぞれの割合が一定になる。

(その4) 累積インパルス応答の結果では、需要ショックによりわずかに価格が上昇しているが、この結果は有意ではない。需要ショックにより、生産が上昇している。この結果は有意である。負の供給ショックにより、価格が上昇している。この結果も有意であった。同時点制約では、供給ショックによる生産量への衝撃は、8年後に収束する。供給ショックによる価格への衝撃は、10年後に収束する。需要ショックによる生産量への衝撃の影響は、7年後に収束する。需要ショックによる価格への衝撃は、8年後に収束する。

(その5) 予測誤差の分散分解の結果を見ると長期制約、短期制約ともに5年で需要ショック、供給ショックが生産量、物価それぞれの変動に占める割合が一定になる。

第三章 日本統治期台湾の卸売物価の決定要因について¹

はじめに

本章では、日本統治期台湾の卸売物価決定要因について考察する。高木(1989)、梅田(2006)によれば、この時期の日本の卸売物価は米国からの卸売物価の影響を強く受けていた。台湾物価も日本物価を通して英米の物価の影響を受けた可能性がある。そこで以下、台湾の卸売物価と英米の卸売物価の関係を検討する。イギリスの卸売物価のデータは Mitchell(2003)から、為替レートは 溝口(2008)から得た。米国の卸売物価のデータは Historical Statistics of the United States, Colonial Times to 1957 (census.gov)から得た。第一節で日本統治期台湾の卸売物価と海外物価のグレンジャー因果関係テストを行う。第二節で物価や為替レートの単位根検定を行う。次に第三節で卸売物価と海外の卸売物価の関係について回帰分析を行う。第四節で本章の分析により得られた主な結論を要約する。

第一節 日本統治期台湾の卸売物価と海外物価—グレンジャー因果関係テスト

1907年から1941年の年次データを用いて、台湾の卸売物価と米英日中の卸売物価との関係をグレンジャー因果関係テストで調べよう。米英中は為替レート調整済みの卸売物価指数を用いた。ラグ次数については SC 基準に基づき、1とした。表 3.2、3.3 がその結果である。

表 3.1 台日米英の卸売物価及び英米の為替レートそれぞれの記号

記号		記号	
twp	台湾卸売物価	jp	日本卸売物価
us	米国卸売物価	uex	米国為替レート
eu	英国卸売物価	eex	英国為替レート

¹ 本章は陳(2021-01)を加筆して修正したものである。黒坂(2021)は、本論と同様の問題意識と手法で日本統治期の朝鮮半島を分析している。

表 3.2 台湾卸売物価指数変化率(自然対数値の一階階差)と米英日の卸売物価指数変化率(自然対数値の一階階差)

帰無仮説：A は B に対してグレンジャーの意味での因果関係はない	ラグ次数	F 値	p 値
A : $\Delta us \rightarrow B : \Delta tw$ A : $\Delta tw \rightarrow B : \Delta us$	1	0.03 0.15	0.86 0.70
A : $\Delta eu \rightarrow B : \Delta tw$ A : $\Delta tw \rightarrow B : \Delta eu$	1	0.02 0.15	0.90 0.70
A : $\Delta jp \rightarrow B : \Delta tw$ A : $\Delta tw \rightarrow B : \Delta jp$	1	3.52 0.32	0.07* 0.57

注：***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準でグレンジャー因果関係が存在しないという帰無仮説が棄却されることを示す。

表 3.3 台湾卸売物価指数変化率(自然対数値の一階階差)と対米英の為替レート変化率(自然対数値の一階階差)

帰無仮説：A は B に対してグレンジャーの意味での因果関係はない	ラグ次数	F 値	p 値
A : $\Delta uex \rightarrow B : \Delta tw$ A : $\Delta tw \rightarrow B : \Delta uex$	1	0.01 1.6	0.91 0.22
A : $\Delta eex \rightarrow B : \Delta tw$ A : $\Delta tw \rightarrow B : \Delta eex$	1	0.02 2.91	0.90 0.10

米国、英国、の卸売物価は台湾の卸売物価に対してグレンジャーの意味での因果関係はないという帰無仮説を棄却されなかった。同様に、台湾の卸売物価は米国、英国の卸売物価に対してグレンジャーの意味での因果関係はないという帰無仮説を棄却されなかった。日本の卸売物価は台湾の卸売物価に対してグレンジャーの意味での因果関係はないという帰無仮説も 10%の有意水準で棄却されなかった。台湾の卸売物価は日本の卸売物価に対してグレンジャーの意味での因果関係はないという帰無仮説を棄却されなかった。対米国、対英国の為替レートは台湾の卸売物価に対してグレンジャーの意味での因果関係はないという帰無仮説を棄却されなかった。同様に、台湾の卸売物価は対米国、対英国の為替レートに対してグレンジャーの意味での因果関係はないという帰無仮説を棄却されなかった。

第二節 単位根検定

台湾卸売物価の自然対数値、米英日の卸売物価の自然対数値とそれぞれの一階の階差について、単位根検定（ADF 検定と PP 検定）を行った結果を表 3.4、表 3.5 にまとめた。

表 3.4 台湾卸売物価、米英日の卸売物価単位根検定

ADF 検定(Augmented Dickey-Fuller test)					
変数	定数項のみ (t 値)	ラグ	定数項+トレンド (t 値)	ラグ	判定
twp	-1.53	1	-2.45	1	I(1)
Δ twp	-3.45**	0	-3.40*	0	
usa	-2.33	1	-2.26	1	I(1)
Δ usa	-4.47***	0	-4.45***	0	
eu	-1.60	0	-1.58	0	I(1)
Δ eu	-5.12***	0	-5.05***	0	
jp	-1.76	1	-2.31	1	I(1)
Δ jp	-3.20**	0	-3.14	0	
ch	0.55	6	-4.75***	5	
Δ ch	-0.68	5	0.37	5	

注：***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

表 3.5 台湾卸売物価、米英日の卸売物価単位根検定

PP 検定(Phillips-Perron test)					
変数	定数項のみ (t 値)	バンド	定数項+トレンド (t 値)	バンド	判定
twp	-0.81	1	-1.25	0	I(1)
Δ twp	-3.21**	7	-3.15	7	
usa	-1.94	1	-1.87	1	I(1)
Δ usa	-4.47***	0	-4.45***	0	
eu	-1.74	2	-1.72	2	I(1)
Δ eu	-5.13***	2	-5.04***	1	
jp	-0.97	1	-1.60	2	I(1)
Δ jp	-2.97**	9	-2.92	9	
ch	1.81	2	0.49	2	
Δ ch	1.44	2	1.53	3	

注：***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

台湾卸売物価や米英日卸売物価の単位根検定の結果では、単位根が存在するという帰無仮説を棄却されない。それぞれの一階の階差をとれば、ADF 検定では単位根の存在を棄却された。

中国の卸売物価については、自然対数値の一階階差をとっても単位根の存在を排除されなかったため、今回の分析からは除外した。中国の卸売物価については、1913 年から 1940 年までしかデータが得られなかった。1940 年のデータを除くと回帰分析のためには自由度が少なくなってしまう。米英の為替レートの自然対数値とそれぞれの一階の階差について、単位根検定（ADF 検定と PP 検定）の結果を表 3.6、3.7 にまとめた。

表 3.6 対米英中為替レートの ADF 検定

ADF 検定(Augmented Dickey-Fuller test)					
変数	定数項のみ (t 値)	ラグ	定数項+トレンド (t 値)	ラグ	判定
uex	-0.35	0	-2.07	0	I(1)
Δ uex	-5.64***	1	-5.87***	1	
eex	-0.43	0	-2.38	1	I(1)
Δ eex	-4.65***	1	-4.34**	8	
chex	-2.16	0	-3.55*	1	I(1)
Δ chex	-4.04***	0	-3.94**	0	

注：***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

表 3.7 対米英中為替レートの PP 検定

PP 検定(Phillips-Perron test)					
変数	定数項のみ (t 値)	バンド	定数項+トレンド (t 値)	バンド	判定
uex	0.15	6	-1.96	4	I(1)
Δ uex	-5.31***	9	-7.50***	16	
eex	-0.64	1	-1.94	2	I(1)
Δ eex	-4.04***	4	-3.99**	6	
chex	-2.16	0	-2.71	1	I(1)
Δ chex	-3.77***	4	-3.58*	4	

注：***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

第三節 回帰分析

高木(1989)、梅田(2006)に倣い我々は日本統治期台湾の卸売物価を米国、英国、中国の卸売物価とそれぞれの為替レートで次のように回帰分析を行った。

$$\Delta twp = C + a_1 \Delta us + a_2 \Delta uex + \epsilon$$

C は定数項、 ϵ は誤差項である。 Δ は自然対数値の一階階差である。為替レートは溝口敏行他(2008)掲載の台湾元/米ドルと台湾元/英国ポンドのデータにより得た。DW 統計量の値が小さいので、誤差項に一次の自己相関が存在しうる。そこで被説明変数の一期前の値を説明変数に加えた。()内の値はt値である。S.E.R は標準回帰誤差である。残差の分散が不均一で、かつ系列相関を持つようなので、Newey-West の方法を用いた。

表 3.8 は、台湾卸売物価変化率（自然対数値の一階階差）を対米国、対英国、それぞれの為替変化率（自然対数値の一階階差）と、それぞれの卸売物価変化率（自然対数値の一階階差）で回帰した結果のまとめである。説明変数に一期前の台湾卸売物価変化率を加えた場合には、ダービンの h 統計量を記した。

表 3.8 台湾卸売物価指数変化率(自然対数値の一階階差)と対米英の為替レート変化率、卸売物価指数変化率(自然対数値の一階階差)の回帰式(1907-1941)

$\Delta twp = 0.019 + 0.373\Delta uex + 0.611\Delta us$ <p>(1.034) (5.801) (6.770)</p> <p>DW : 1.12 S.E.R. : 0.08</p>
$\Delta twp = 0.006 + 0.444\Delta uex + 0.554\Delta us + 0.426\Delta twp(-1)$ <p>(0.505) (9.767) (7.135) (4.293)</p> <p>ダービンの h 統計量 : 0.71 S.E.R. : 0.07</p>
$\Delta twp = 0.020 + 0.211\Delta eex + 0.439\Delta eu$ <p>(0.968) (4.545) (5.368)</p> <p>DW : 1.13 S.E.R. : 0.09</p>
$\Delta twp = 0.005 + 0.355\Delta eex + 0.417\Delta eu + 0.462\Delta twp(-1)$ <p>(0.384) (3.642) (7.157) (3.824)</p> <p>ダービンの h 統計量 : 1.01 S.E.R. : 0.08</p>
$\Delta twp = 0.007 + 0.854\Delta jwp$ <p>(0.803) (14.45)</p> <p>DW : 1.85 S.E.R. : 0.05</p>

説明変数に一期前の台湾卸売物価がない場合でも、米国卸売物価と対米国為替レート、英国卸売物価と対英国為替レート、日本卸売物価は台湾の卸売物価に影響を与えたことが分かったが、ダービン・ワトソン比が低いので誤差項に系列相関がある可能性を否定できない。説明変数に一期前の台湾卸売物価を加えた場合でダービンの h 統計量をみると、それぞれの場合で系列相関がないという仮説が棄却できない。次に、説明変数に日本の卸売物価変化率を加えてみよう。

表 3.9 台湾卸売物価指数変化率(自然対数値の一階階差)と対米英の為替レート変化率、卸売物価指数変化率(自然対数値の一階階差)の回帰式(1907-1941)

$\Delta twp = 0.01 - 0.07\Delta us - 0.01\Delta uex + 0.91\Delta jwp$ <p>(0.67) (-0.86) (-0.105) (7.91)</p> <p>ダービン・ワトソン比 : 1.90 S.E.R. : 0.06</p>
$\Delta twp = 0.01 - 0.12\Delta eu - 0.11\Delta eex + 0.99\Delta jwp$ <p>(0.84) (-1.25) (-1.98) (8.97)</p> <p>ダービン・ワトソン比 : 2.06 S.E.R. : 0.06</p>

この結果より誤差項に系列相関がないと考えられる。次に、Ljung-Box 検定を行う。

表 3.10 Ljung-Box 検定の結果(対米国為替、対米国卸売物価、日本卸売物価)

ラグ	1	2	3	4	5	6
Q 値	0.08	1.17	1.18	3.87	4.87	4.87
p 値	0.78	0.56	0.76	0.42	0.43	0.56

表 3.10 の p 値より、有意水準 5%のもとで帰無仮説が採択されない。1 期から 6 期の残差の自己相関がゼロであるという帰無仮説を棄却できない。残差には自己相関はないと考えられる。

表 3.11 Ljung-Box 検定の結果(対英国為替、対英国卸売物価、日本卸売物価)

ラグ	1	2	3	4	5	6
Q 値	0.05	0.60	0.68	2.45	3.08	3.08
p 値	0.83	0.74	0.88	0.65	0.69	0.80

表 3.11 の p 値より、有意水準 5%のもとで帰無仮説が採択されない。1 期から 6 期の残差の自己相関がゼロであるという帰無仮説を棄却できない。残差に

は自己相関はないと考えられる。残差の分散が不均一で、かつ系列相関を持つようなので、Newey-Westの方法を用いた。

説明変数に日本の卸売物価変化率を加えると、対米国為替の変化率、米国の卸売物価変化率、対英国為替の変化率、英国の卸売物価変化率はいずれも有意ではなくなるが、日本卸売物価は有意である。これより、日本統治期の台湾卸売物価には日本の卸売物価が大きな影響を与えたことがわかる。米英の卸売物価や対米為替は、日本を通して台湾の卸売物価に影響を与えたと考えられる。

第四節 台湾の卸売物価と国内的要因

次に日本統治期台湾の卸売物価と国内的要因の関係について考察しよう。吉川(1996, p127)は貨幣供給変化率マイナス実質 GDP 変化率をユニットマネーサプライと定義している。吉川(1996)が主張するように過大なマネーサプライ、すなわち中長期的に潜在実質 GDP 成長率を上回るようなマネーの成長率は、明らかにインフレの加速要因であると考えられる。我々は以下で、民間消費、輸出、製造業男子名目賃金、ユニットマネーサプライ、台湾の消費者物価指数を国内的要因と考える。台湾の卸売物価指数と国内的要因の関係について、2変数グレンジャー因果関係テストを行う。以下のデータは、自然対数値の一階階差である。データは、溝口敏行編 (2008)「アジア長期経済統計 I : 台湾」、大川一司(1967・2)「物価(長期経済統計 8)」より得た。

表 3.12 1907-40 年卸売物価指数と国内的要因

帰無仮説：A は B に対してグレンジャーの意味での因果関係はない	期間	ラグ次数	F 値	p 値
A：卸売物価→B：実質民間消費 A：実質民間消費→B：卸売物価	1907-40	1	0.21 0.72	0.6501 0.4020
A：卸売物価→B：輸出需要 A：輸出需要→B：卸売物価	1907-40	1	1.78 3.66	0.1928 0.0656*
A：卸売物価→B：製造業男子名目賃金 A：製造業男子名目賃金→B：卸売物価	1907-40	1	10.28 0.96	0.0033*** 0.3354
A：卸売物価→B：ユニットマネーサプライ A：ユニットマネーサプライ→B：卸売物価	1907-40	1	0.03 44.50	0.8708 0.0000***
A：卸売物価→B：消費者物価 A：消費者物価→B：卸売物価	1907-40	1	0.24 1.21	0.6295 0.2810
A：卸売物価→B：日本消費者物価 A：日本消費者物価→B：卸売物価	1907-38	2	0.18 12.38	0.8336 0.0002***

注：***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準でグレンジャー因果関係が存在しないという帰無仮説が棄却されることを示す。

表 3.12 の結果を見ると、卸売物価はグレンジャーの意味で実質民間消費、輸出需要、ユニットマネーサプライ、消費者物価、日本消費者物価に因果関係はないという帰無仮説は 10%の有意水準でも棄却されなかった。卸売物価はグレンジャーの意味で製造業男子名目賃金に因果関係はないという帰無仮説は 1%の有意水準で棄却された。実質民間消費、製造業男子名目賃金、消費者物価はグレンジャーの意味で卸売物価に因果関係はないという帰無仮説が 10%の水準でも棄却されなかった。輸出需要は 10%の有意水準で、ユニットマネーサプライと日本消費者物価はそれぞれグレンジャーの意味で 1%の有意水準で、卸売物価に因果関係がないという帰無仮説は棄却された。

表 3.13 卸売物価指数と国内的要因の回帰式(1907-1941 年)

$\Delta twp = 0.010 + 0.234\Delta export$ <p>(0.362) (1.618)</p> <p>DW : 1.13 S.E.R. : 0.11</p>
$\Delta twp = -0.006 + 0.288\Delta export + 0.493\Delta twp(-1)$ <p>(-0.358) (2.590) (3.235)</p> <p>ダービンの h 統計量 : 0.04 S.E.R. : 0.10</p>
$\Delta twp = 0.022 + 0.330\Delta tmw$ <p>(1.210) (1.649)</p> <p>DW : 1.30 S.E.R. : 0.11</p>
$\Delta twp = 0.019 + 0.122\Delta tmw + 0.374\Delta twp(-1)$ <p>(1.227) (0.532) (2.407)</p> <p>ダービンの h 統計量 : 1.77 S.E.R. : 0.11</p>
$\Delta twp = -0.004 + 0.563\Delta um$ <p>(-0.253) (4.510)</p> <p>DW : 2.25 S.E.R. : 0.09</p>

卸売物価指数と国内的要因の回帰式の結果は表 3.13 である。()内の値はt値である。DW 統計量の値が小さいので、誤差項に一次の自己相関が存在しうる。そこで被説明変数の一期前の値を説明変数に加えた。説明変数に一期前の台湾卸売物価がない場合でも、輸出需要と製造業男子名目賃金は台湾の卸売物価変化率に有意であるが、ダービン・ワトソン比が 5%の有意水準よりも小さいため誤差項に正の系列相関ないとの仮説が棄却される。それゆえ t 統計量は偏りを持つ。そこで説明変数に一期前の台湾卸売物価を加えた場合でダービンの h 統計量をみると、輸出需要では、正の系列相関がないという仮説が棄却で

きない。製造業男子名目賃金では正の自己相関がある。台湾の卸売物価とユニットマネーサプライ変化率は、誤差項は負の自己相関になっているかを有意水準5%で検定したところ、帰無仮説は棄却されなかった。誤差項に負の系列相関はないと考えられる。輸出需要とユニットマネーサプライが上昇すると、台湾の卸売物価も上昇するという結果が得られた。

第五節 まとめと今後の課題

本論の分析により得られた主な結論は以下である。

(その1) 高木(1989)、梅田(2006)は戦間期の日本の卸売物価と米英のその因果関係を調べ、日本の卸売物価は米英のそれと密接な関係を持っていたと述べている。我々は日本統治期台湾の卸売物価と米英の卸売物価との因果関係を調べた。我々は日本統治期台湾の卸売物価と米英の卸売物価とのグレンジャーの意味で因果関係がないという帰無仮説を棄却できなかった。

(その2) 梅田(2006)にならい、我々は台湾の卸売物価と米国、英国の卸売物価、日本の卸売物価で簡単な回帰分析を行った。説明変数に日本の卸売物価変化率を加えると、対米国為替の変化率、米国の卸売物価変化率、対英国為替の変化率、英国の卸売物価変化率はいずれも有意ではなくなるが、日本卸売物価は有意である。これより、日本統治期の台湾卸売物価には日本の卸売物価が大きな影響を与えたことがわかる。米英の卸売物価や対米為替は、日本を通して台湾の卸売物価に影響を与えたと考えられる。

(その3) 輸出需要は10%の有意水準で、ユニットマネーサプライと日本消費者物価はそれぞれグレンジャーの意味で1%の有意水準で、卸売物価に因果関係がないという帰無仮説は棄却された。輸出需要は5%の有意水準で、ユニットマネーサプライはグレンジャーの意味で消費者物価に因果関係はないという帰無仮説は1%の有意水準で棄却された。これらは国内の需要が増えると、国内物価が上昇するという基本的な経済理論と整合的である。

第四章 台湾の加速的インフレーションとその実証¹

はじめに

この章は、加速的インフレーションの理論と台湾でのその実証結果を説明する。台湾では、国民党統治初期に加速的インフレーションとなった。途上国では独裁政権がしばしば、通貨発行益を得て自らの利益を得るためにハイパーインフレーションを起こす。第一節で我々は Blanchard and Fisher(1989)に依拠し、人々が物価上昇率に関して回帰的予想をしていれば経済は定常状態に収束することを示す。それでも、独裁者は一定の通貨発行益を得られる。第二節では Cagan (1956)に依拠し、我々は 1947 年から 1952 年までに国民党が得たと考えられる通貨発行益を試算する。第三節では、Phylaktis and Taylor (1993)に依拠し、Cagan のモデルを台湾の加速的インフレーションの時期に適用できるかどうかを検討する。第四節で本章の分析により得られた主な結論を要約する。

第一節 独裁者とハイパーインフレーション、通貨発行益

独裁者と人民から成る経済を想定する。独裁者はインフレーションを起こすことにより、通貨発行益を得られる。Cagan (1956)と Blanchard and Fisher (1989、第四章)に依拠して通貨発行益を説明する。名目貨幣供給量をM、物価水準をPとすると通貨発行益Sは次になる。

$$S = \frac{\Delta P}{P} \times \frac{M}{P} \quad (4.1)$$

物価上昇率 $\frac{\Delta P}{P}$ は名目貨幣残高の増加率 σ に等しいとする。実質貨幣残高をmとすると、(4.1)は次になる。

$$S = \sigma m \quad (4.2)$$

¹ 本章は 2019 年 9 月 26 日に大阪経済大学中小企業研究所主催の「Sustainable economic growth in East Asia」にて Hyperinflation , the Dictator, and Daily life in Developing Countries と題して行った報告を元に行っている。

独裁者でも、貨幣需要が制御できないと考えられる。実質貨幣残高と貨幣の実質需要は均衡では等しい。貨幣需要は、名目利子率に関して減少関数である。簡単化のため、生産量と実質利子率を一定とする。実質利子率 r とは、名目利子率 i から期待物価上昇率 π^e を引いたものである。我々は次を得る。

$$r = i - \pi^e \quad (4.3)$$

実質貨幣需要関数 L を次のように想定する。

$$L = Ce^{-a\pi^e} \quad C > 0 \quad a > 0 \quad (4.4)$$

(4.4)式の定数項は、実質生産量と実質利子率が一定であることを示している。均衡では、実質貨幣需要と実質貨幣残高は等しい。(4.2)(4.4)より、通貨発行により独裁者が得る利益 S は次になる。

$$S = \sigma Ce^{-a\pi^e} \quad (4.5)$$

我々は、現実の物価上昇率 $\pi(t) = \Delta P/P$ が期待物価上昇率 $\pi^e(t)$ より高いなら期待物価上昇率が上昇すると想定する。

$$\frac{d\pi^e}{dt} = b\{\pi(t) - \pi^e(t)\}, b > 0 \quad (4.6)$$

実質貨幣残高は実質貨幣需要に等しい。

$$\frac{M}{P} = Ce^{-a\pi^e} \quad (4.7)$$

(4.7)の両辺の対数を取り、時間で微分すると次を得る。

$$\sigma - \pi(t) = -a \frac{d\pi^e}{dt} \quad (4.8)$$

(4.8)を(4.6)に代入し、整理すると次を得る。我々は $1 - ab \neq 0$ であると想定する。

$$\frac{d\pi^e}{dt} = \frac{-b}{1-ab}\pi^e(t) + \frac{b\sigma}{1-ab} \quad (4.9)$$

(4.9)は期待物価上昇率に関する一階の微分方程式である。次のように解ける。

$$\pi^e(t) = \{\pi^e(0) - \sigma\}e^{\left(\frac{-b}{1-ab}\right)t} + \sigma \quad (4.10)$$

(4.8)(4.9)と(4.10)より、物価上昇率は次になる。

$$\pi(t) = \frac{-ab}{1-ab}\{\pi^e(0) - \sigma\}e^{\left(\frac{-b}{1-ab}\right)t} + \sigma \quad (4.11)$$

(4.11)より、物価上昇率と期待物価上昇率は $1 - ab > 0$ なら収束する。Blanchard and Fisher (1989, Chapter 4)によれば、 $1 - ab < 0$ なら経済主体が期待物価上昇率に関して回帰的予想をしていても、経済は不安定になる。定常状態では、通貨発行益は次になる。

$$S^* = \frac{\sigma C}{e^{a\sigma}} \quad (4.12)$$

我々は次の命題を得る。

命題

独裁者と人民から成る経済を考える。生産量と実質利子率を一定で人民が期待物価上昇率に関して回帰的予想をしているとき、上で定義した $1 - ab$ が正なら経済は定常状態に収束する。独裁者は(4.1)で定義される通貨発行益を得る。(4.11)式と(4.12)式を試算すれば、図 4.1、図 4.2 のようになる。

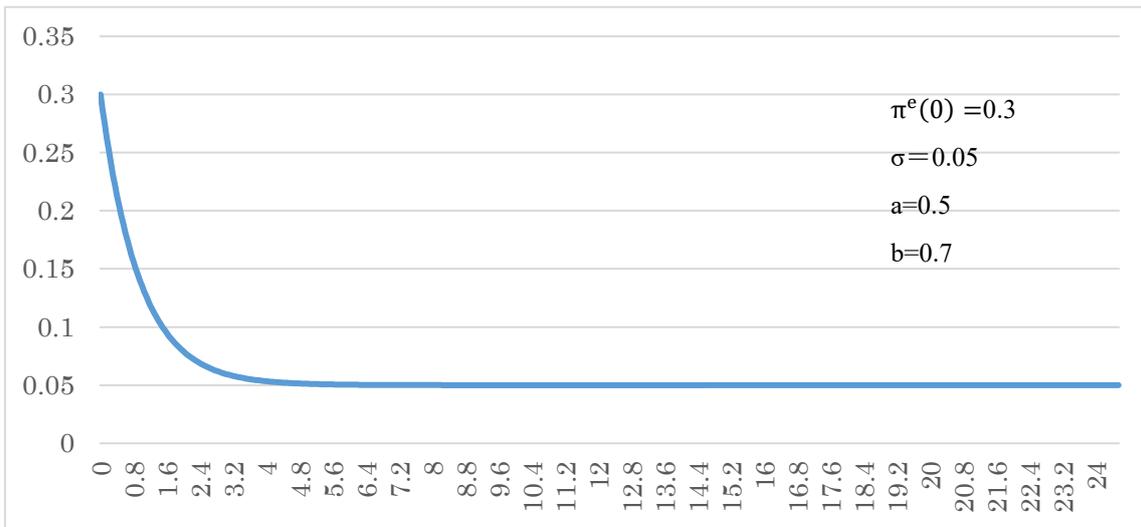


図 4.1 期待物価上昇率

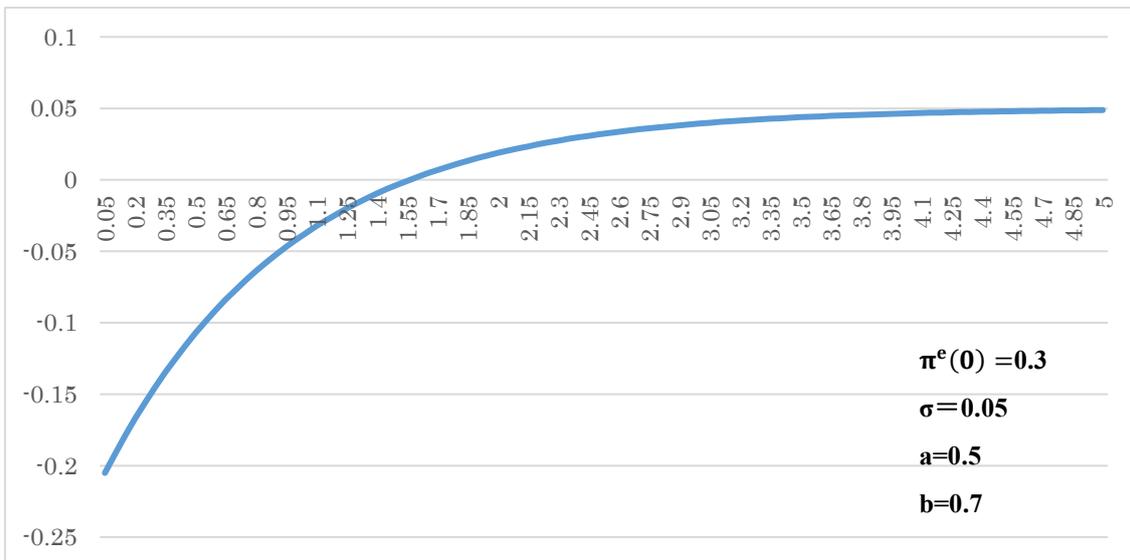


図 4.2 物価上昇率

第二節 通貨発行益に関する実証

次に Cagan (1956)の手法に従い、1947年1月から1952年12月までの台湾での通貨発行益を試算する。(4.1)式より以下を得る。台湾の卸売物価と貨幣供給量のデータは呉・高(1993)より得ている。貨幣供給量としては現金残高を採用した。図 4.3 と図 4.4 は 1947年1月から1949年5月と1949年6月から1952年12月の卸売物価変化率のグラフである。1949年6月に貨幣改革が行われたため、この期間を二つに分けた。

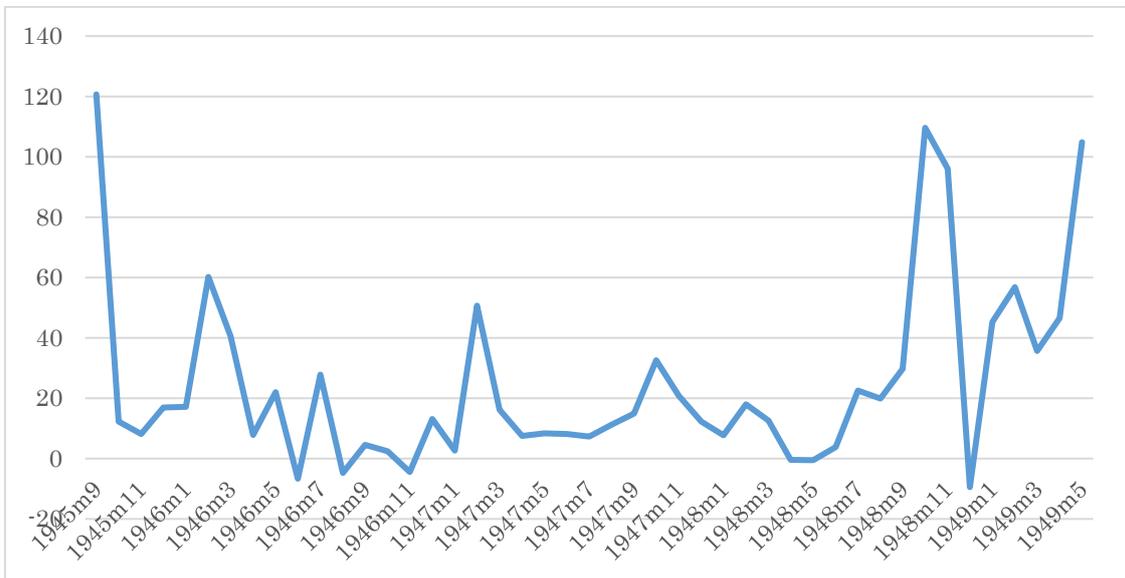


図 4.3 1945年8月~1949年5月台湾卸売物価の変化率

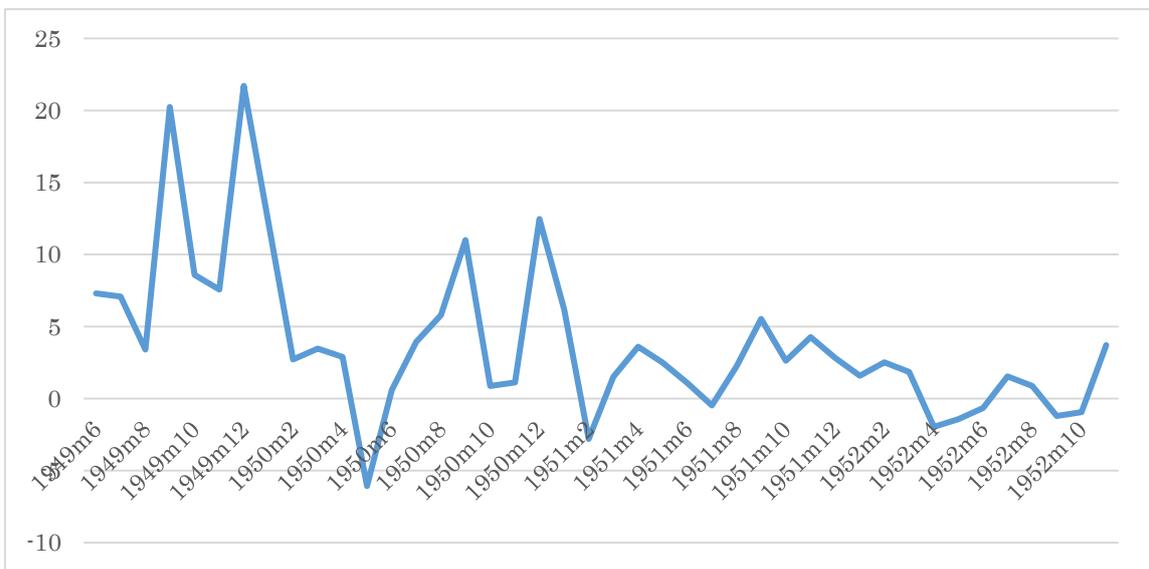


図 4.4 1949年6月~1952年12月台湾卸売物価の変化率

表 4.1 卸売物価月平均上昇率と貨幣供給量月平均変化率

	貨幣供給量月平均増加率	卸売物価月平均上昇率
1947年1月から 1949年5月	23.03	25.10
1949年6月から 1952年12月	6.32	3.72

1947年1月から1949年5月は月平均の卸売物価上昇率が25.1%であるから、Caganが定義したハイパーインフレーションほどではないが、加速的インフレーションの時期だったと考えられる。4.1式により通貨発行益を試算すると、表4.2になる。

表 4.2 国民党が得た通貨発行益（1947—1952）

	通貨発行益	通貨発行益・ GDP 比率
1947年1月から1949年5月	333.46	/
1949年6月から1952年12月	1.13	

我々は1947年から50年までのGDPが利用できないので、通貨発行益・GDP比率の計算では1951年の名目GDPを使った。呉（2006）によれば、1946年から台湾は加速的インフレーションとなった。呉（2006）によれば1946年から1950年にかけて増加した主な理由は以下である。

- (1) 1946年前半、台湾銀行は州財務金庫に資金を提供した。
- (2) 1946年後半から1948年にかけて、台湾銀行は公営企業に融資を行った。
- (3) 1948年8月から10月末にかけて、上海のホットマネーが流入した。
- (4) 1948年11月から1950年末まで、中央政府の軍事および政治機関への事前貸付を行った。

台湾省政府は1949年6月15日の間に通貨改革を実施し、元の台湾ドルに代わる新しい台湾ドルを発行した。このとき、新台湾ドルと旧台湾ドルの交換比率は1対4万と定められた。

第三節 Cagan モデルに関する実証

我々は Phylaktis and Taylor(1993)による、Cagan のハイパーインフレーションに関する次のモデルに着目した。 m_t, p_t を名目貨幣供給量、物価それぞれのt期の自然対数値とする。 p_{t+1}^e をt+1期の期待物価とする。 Δ は自然対数値の一階階差を示す。 ψ_t はt期に、モデルでとらえられていない貨幣需要の要素である。

$$m_t - p_t = -\alpha\Delta p_{t+1}^e + \psi_t \quad (4.13)$$

Cagan は、超インフレーションの際には実質貨幣需要は期待物価上昇率のみに依存すると考え、 ψ_t はわずかな役割しか果たさないとみた。(4.13)式で、期待物価を現実の物価に置き換えるため、変形すると次を得る。

$$m_t - p_t = -\alpha\Delta p_{t+1} + \epsilon_{t+1} \quad (4.14)$$

$$\epsilon_{t+1} = \psi_t + \alpha(\Delta p_{t+1} - \Delta p_{t+1}^e) \quad (4.15)$$

(4.14)の両辺に $\alpha\Delta p_t$ を加えると次を得る。

$$m_t - p_t + \alpha\Delta p_t = -\alpha\Delta^2 p_{t+1} + \epsilon_{t+1} \quad (4.16)$$

実質貨幣残高の自然対数値と物価変化率それぞれが非定常であっても、その和が定常になるなら、これらは共和分の関係にある。我々は以下で、加速的インフレーションだった時期の1947年1月から1949年5月の台湾の月次データを用いてこれを実証する。名目貨幣供給量としては現金通貨、物価としては卸売物価を用いる。実質貨幣残高RB（名目貨幣供給量の自然対数値マイナス卸売物価の自然対数値）、卸売物価の自然対数値一階階差 Δp それぞれの単位根検定の結果は次になる。共和分関係検定の結果は次である。

表 4.3 1947.01-1949.05 の ADF 検定

ADF 検定(Augmented Dickey-Fuller test)					
変数	定数項のみ (t 値)	ラグ	定数項+トレンド (t 値)	ラグ	判定
1947.01-1949.05					
realb	-2.91*	0	-3.39*	0	I(1)
Δ realb	-5.22***	1	-5.11***	1	
twp	2.91	0	0.81	0	I(1)
Δ twp	-2.81*	0	-3.98**	0	

(注) ***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。ADF 検定のラグ次数は SBIC 基準で選択した。

表 4.4 1947.01-1949.05 の PP 検定

PP 検定(Phillips-Perron test)					
変数	定数項のみ (t 値)	バンド	定数項+トレンド (t 値)	バンド	判定
1947.01-1949.05					
realb	-2.92*	2	-3.38*	3	I(1)
Δ realb	-9.52***	15	-9.20***	15	
twp	2.91*	0	0.81	0	I(1)
Δ twp	-2.87*	3	-3.84**	7	

(注) ***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。PP 検定のバンド幅は、Newey-West 推定量で決定した。

上の表より実質貨幣残高RB、卸売物価の自然対数値はI(1)変数と判定した。表 4.5 は共和分検定の結果である。

表 4.5 1947.01-1949.05 の共和分検定結果

1947.01-1949.05 (ラグ次数は SBIC 基準で 6 にする)		
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 0 である	トレース検定 32.88(20.26) *	最大固有値検定 24.07(15.89)*
p 値	0.00	0.00
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 0 または 1 である	トレース検定 8.81(9.16)	最大固有値検定 8.81(9.16)
p 値	0.06	0.06

実質貨幣残高RBの自然対数値と卸売物価の自然対数値一階階差で SBIC 基準により最適なラグ数を 6 にした。共和分ベクトルに切片があるが、トレンドがないと仮定して推計した。トレース検定及び最大固有値検定では、共和分ベクトルの数が 0 であるという帰無仮説が 5%の有意水準で棄却される。共和分ベクトルの数が 0 または 1 であるという帰無仮説は棄却されない。そこで共和分ベクトルは存在し、共和分関係の数は 1 であると考えられる。以上の結果により、台湾の加速的インフレーションの 1947 年 1 月から 1949 年 5 月の期間で、実質貨幣供給量の自然対数値と卸売物価上昇率 Δp_t の間で共和分関係があることが分かった。

第四節 本章のまとめと結論

本章の分析により得られた主な結論は以下である。

(その 1) ハイパーインフレーションと通貨発行益の定義について

Cagan(1956)はハイパーインフレーションを、一か月の物価上昇率が 50%を超えたら始まり、その後 50 パーセント下回る物価上昇率が 1 年間続いたら終わると定義した。Cagan(1956)は、貨幣印刷は政府が資源を使うために有効な手段であると指摘した。これを通貨発行益という。

(その 2) 国民党統治初期卸売物価平均上昇率との通貨発行益について

1947 年 1 月から 1949 年 5 月の台湾は、加速的インフレーションの期間と考えられる。このとき、卸売物価の月平均上昇率は 25.10%だった。国民党がこの時得た通貨発行益は 333.46 である。1949 年 6 月から 1952 年 12 月まで得た通貨発行益は 1.13 である。

(その 3) 実質貨幣供給量自然対数値と卸売物価変化率の関係

台湾の加速的インフレーションの 1947 年 1 月から 1949 年 5 月で、実質貨幣供給量の自然対数値と卸売物価上昇率 Δp_t の間で共和分関係があることが分かった。

第五章 国民党統治期と民主元年以降台湾の価格・生産量変動要因分析¹

はじめに

この章の目的は、国民党統治期と民主元年以降で、価格と生産量がどんなショックにより、変動したかを数量的に明らかにすることである。我々は台湾の実質 GDP と GDP デフレーターそれぞれの自然対数値の一階階差を、Blanchard and D. Quah (1989)、福本(2006)にならい長期制約をおいた構造 VAR モデルによって分析する。初めに単位根検定と共和分検定の結果を示す。第二節で構造 VAR モデルを推定する。それにより得られる予測誤差の分散分解と累積インパルス応答の結果について説明する。第三節で本章の主な結論を要約する。

第一節 単位根検定と共和分検定

表 5.1、表 5.2 は実質 GDP (RGDP) と GDP デフレーター (DEF) それぞれ四半期データの定常性と共和分関係の有無を分析した結果である。用いたデータは四半期データなので、移動平均法により、季節調整をした。自然対数値の一階階差は、前年同期でとっている。ラグ次数に関しては、ADF 検定はシュワルツ情報量基準で、PP 検定のバンド幅は、Newey-West 推定量で決定した。

表 5.1 国民党統治第一期、第二期、民主元年以降の ADF 検定

ADF 検定(Augmented Dickey-Fuller test)					
変数	定数項のみ (t 値)	ラグ	定数項+トレンド (t 値)	ラグ	判定
1961-72					
rgdp	1.90	3	-0.71	3	I(1)
Δrgdp	-5.68***	0	-6.06***	0	
def	1.32	1	-2.64	0	I(2)
Δdef	-2.34	3	-2.94	3	
Δ ² def	-3.55**	3	-3.49*	3	
1975-91					
rgdp	-0.71***	4	-2.74	4	I(1)
Δrgdp	-4.26***	0	-4.77***	0	
def	-1.76	4	-2.13	4	I(1)
Δdef	-4.56***	0	-3.92**	0	

¹ 本章は陳 (2020-03) を大幅に加筆して修正したものである。

1992-2020					
rgdp	-1.73	0	-2.29	0	I(1)
Δ rgdp	-3.86***	4	-4.50***	4	
def	-1.75	1	-2.23	1	I(2)
Δ def	-2.68*	4	-2.43	4	
Δ^2 def	-7.82***	3	-7.88***	3	

(注) ***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。ADF 検定のラグ次数は SBIC 基準で選択した。

表 5.2 国民党統治第一期、第二期、民主元年以降の PP 検定

PP 検定(Phillips-Perron test)					
変数	定数項のみ (t 値)	バンド	定数項+トレンド (t 値)	バンド	判定
1961-72					
rgdp	0.05	13	-5.78***	5	I(1)
Δ rgdp	-5.74***	3	-6.10***	3	
def	1.25	1	-2.60	3	I(1)
Δ def	-3.78***	5	-4.05**	5	
1975-91					
rgdp	-2.90	45	-2.98	13	I(1)
Δ rgdp	-4.59***	4	-4.91***	4	
def	-1.94	1	-0.98	1	I(1)
Δ def	-4.27***	2	-3.87**	2	
1992-2020					
rgdp	-1.94	3	-2.18	4	I(1)
Δ rgdp	-3.34**	17	-3.10	19	
def	-2.29	7	-2.69	7	I(1)
Δ def	-3.75***	11	-3.77**	10	

(注) ***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。PP 検定のバンド幅は、Newey-West 推定量で決定した。

実質 GDP は I(1)変数と判断した。GDP デフレーターは ADF 検定では国民党統治第二期で I(1)変数と考えられる。国民党統治第一期及び民主元年以降は ADF 検定では I(2)変数と考えられるが、PP 検定では I(1)変数と出たため、I(1)変数と判断した。共和分検定の結果を表 5.3、表 5.4、表 5.5 に示す。1973 年から 74 年は石油危機である。この時期に構造変化があったと考えられるので、分析期間から外した。括弧内の数値は、5%有意水準での臨界値である。

表 5.3 国民党統治期 1961-72 年の共和分検定結果

国民党統治期 1961-72 年 (ラグ次数は SBIC 基準で 4 にする)		
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 0 である	トレース検定 9.20(15.49)	最大固有値検定 5.70(14.26)
p 値	0.35	0.65
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 0 または 1 である	トレース検定 3.50(3.84)	最大固有値検定 3.50(3.84)
p 値	0.06	0.06

表 5.4 国民党統治期 1975-91 年の共和分検定結果

国民党統治期 1975-91 年 (ラグ次数は SBIC 基準で 1 にする)		
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 0 である	トレース検定 10.59(15.49)	最大固有値検定 9.92(14.26)
p 値	0.24	0.22
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 0 または 1 である	トレース検定 0.67(3.84)	最大固有値検定 0.67(3.84)
p 値	0.41	0.41

表 5.5 民主化以降 1992-2020 年の共和分検定結果

民主元年以降 1992-2020 年 (ラグ次数は SBIC 基準で 1 にする)		
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 0 である	トレース検定 11.81(15.49)	最大固有値検定 10.06(14.26)
p 値	0.17	0.21
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 0 または 1 である	トレース検定 1.75(3.84)	最大固有値検定 1.75(3.84)
p 値	0.19	0.19

季節調整済み実質 GDP と GDP デフレーターそれぞれの自然対数値で SBIC 基準により最適なラグ数を決めた。ヨハンセン検定でのラグ数は SBIC 基準に

より、第一期(1961-72年)では4、第二期(1975-92)及び民主元年以降(1992-2020)では1とした。データにトレンドがあり、共和分ベクトルには定数項があると仮定して推計した。表 5.3 は第一期、表 5.4 は第二期、表 5.5 は民主元年以降の結果である。トレース検定、最大固有値検定の双方で、共和分ベクトルの数が0であるという帰無仮説を棄却されない。共和分ベクトルの数が0または1であるという帰無仮説も棄却されない。そこで共和分ベクトルは存在せず、共和分関係の数は0であると考えられる。

以上の結果により、我々は国民党統治第一期、国民党期統治第二期及び民主元年以降の期間で実質国内総生産自然対数値、GDP デフレーター自然対数値それぞれの一階階差で長期制約を置いた構造 VAR モデルを推定する。

第二節 構造 VAR モデル

(5.2.1) ラグ次数の決定

ラグ次数については赤池の情報基準(AIC)、シュワルツの情報基準(SBIC)などで最適なラグ数を求めた。そして、シュワルツの情報基準(SBIC)により、国民党統治第一期ではラグ数を1と判断した。

表 5.6 1961-72年のラグに関する統計量

ラグ	AIC	SBIC
10	-9.39	-7.59
9	-9.56	-7.94
8	-9.60	-8.16
7	-9.79	-8.53
6	-9.94	-8.87
5	-10.05*	-9.15
4	-10.03	-9.31
3	-9.69	-9.15
2	-9.55	-9.19
1	-9.57	-9.39*

国民党統治第二期でも SBIC 基準でラグを 1 と判断した。

表 5.7 1975-91 年のラグに関する統計量

ラグ	AIC	SBIC
10	-10.48*	-9.06
9	-10.19	-8.92
8	-10.21	-9.08
7	-10.32	-9.33
6	-10.27	-9.42
5	-10.34	-9.63
4	-10.37	-9.80
3	-10.40	-9.97
2	-10.44	-10.15
1	-10.47	-10.32*

民主元年以降でも SBIC 基準でラグを 1 と判断した。

表 5.8 1992-2020 年のラグに関する統計量

ラグ	AIC	SBIC
10	-10.68	-9.67
9	-10.74	-9.83
8	-10.65	-9.84
7	-10.72	-10.01
6	-10.79	-10.18
5	-10.82*	-10.31
4	-10.52	-10.12
3	-10.54	-10.24
2	-10.61	-10.41
1	-10.54	-10.44*

(5.2.2) 分散分解

表 5.9 は、国民統治第一期、第二期及び民主元年以降の予測誤差の分散分解の結果である。

表 5.9 国民統治第一期、第二期及び民主元年以降の予測誤差の分散分解

国民党統治第一期 (1961-72 年)	ΔY		ΔP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
第 1 四半期	87.07%	12.93%	0.05%	99.95%
第 10 四半期	85.03%	14.97%	1.04%	98.96%
第 20 四半期	85.03%	14.97%	1.04%	98.96%
第 30 四半期	85.03%	14.97%	1.04%	98.96%
第 40 四半期	85.03%	14.97%	1.04%	98.96%
第 50 四半期	85.03%	14.97%	1.04%	98.96%
国民党統治第二期 (1975-91 年)	ΔY		ΔP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
第 1 四半期	85.20%	14.80%	10.39%	89.61%
第 10 四半期	90.30%	9.70%	6.42%	93.58%
第 20 四半期	89.89%	10.11%	6.83%	93.17%
第 30 四半期	89.89%	10.11%	6.83%	93.17%
第 40 四半期	89.89%	10.11%	6.83%	93.17%
第 50 四半期	89.89%	10.11%	6.83%	93.17%
民主元年以降 (1991-2020 年)	ΔY		ΔP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
第 1 四半期	82.89%	17.11%	5.73%	94.27%
第 10 四半期	89.37%	10.63%	4.73%	95.27%
第 20 四半期	88.96%	11.04%	4.71%	95.29%
第 30 四半期	88.95%	11.05%	4.71%	95.29%
第 40 四半期	88.95%	11.05%	4.71%	95.29%
第 50 四半期	88.95%	11.05%	4.71%	95.29%

- (1) 供給ショックが ΔY の変動に占める割合
- (2) 需要ショックが ΔY の変動に占める割合
- (3) 供給ショックが ΔP の変動に占める割合
- (4) 需要ショックが ΔP の変動に占める割合

国民党統治第一期については、第 10 四半期で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は 85.03%である。第 10 四半期で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は 98.96%である。第 10 四半期でそれぞれの割合が一定になる。

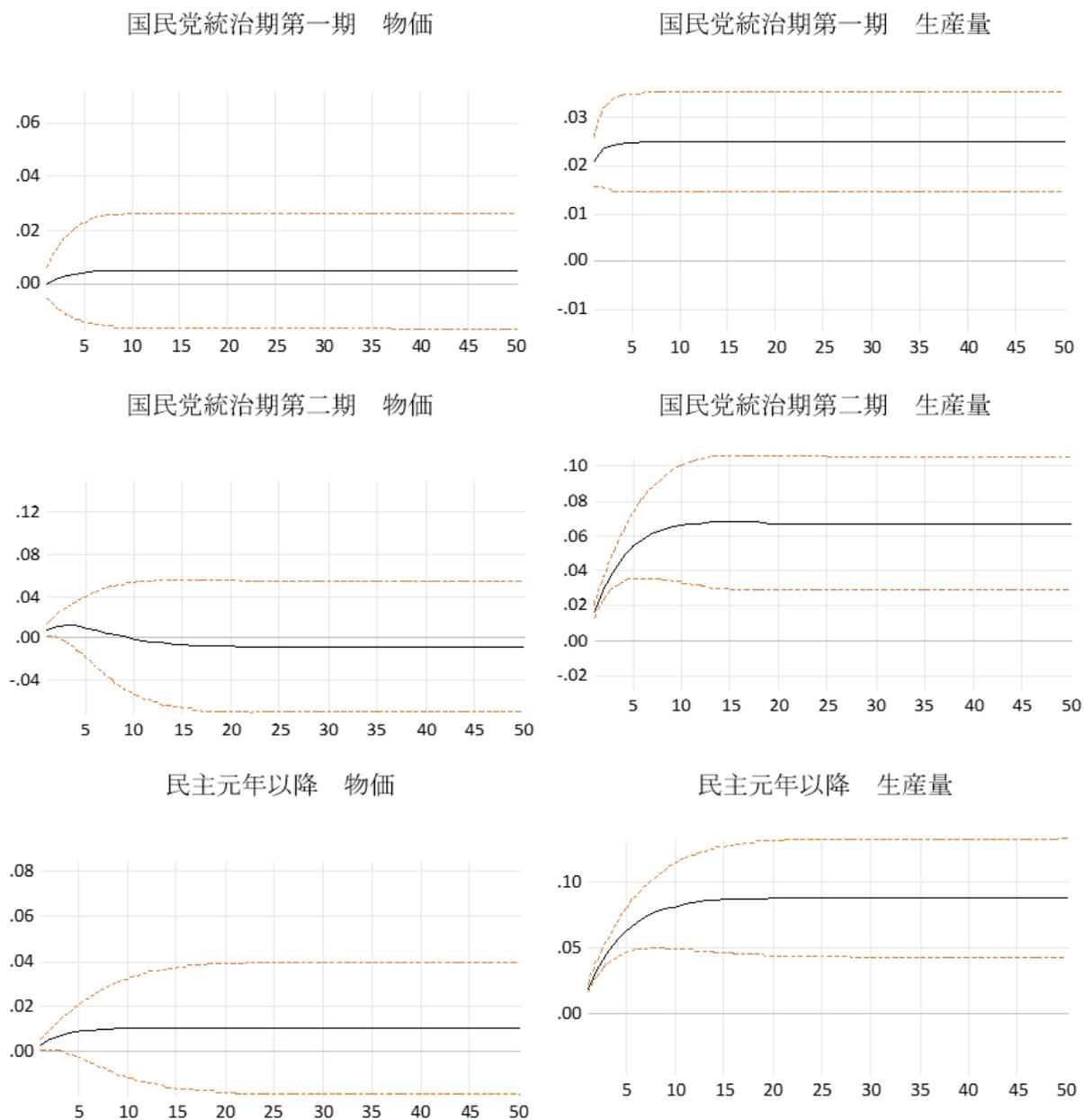
国民党統治第二期については、第 20 四半期で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は 89.89%である。第 20 四半期で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は 93.17%である。第 20 四半期でそれぞれの割合が一定になる。

民主元年以降については、第 30 四半期で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は 88.95%である。第 20 四半期で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は 95.29%である。第 30 四半期でそれぞれの割合が一定になる。

予測誤差の分散分解の結果を見ると、国民党統治第一期と、国民党統治第二期、民主元年以降では異なる傾向がある。国民党統治第二期、民主元年以降と比べると国民党統治第一期のほうが、需要ショックが生産量の変動および価格の変動に占める割合が大きい。

(5.2.3) 累積インパルス応答関数

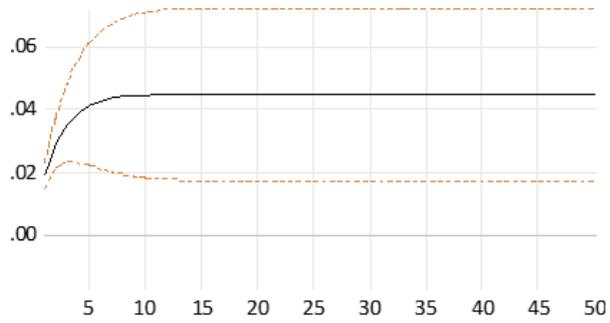
累積インパルス応答関数の結果は図 5.1、5.2 である。



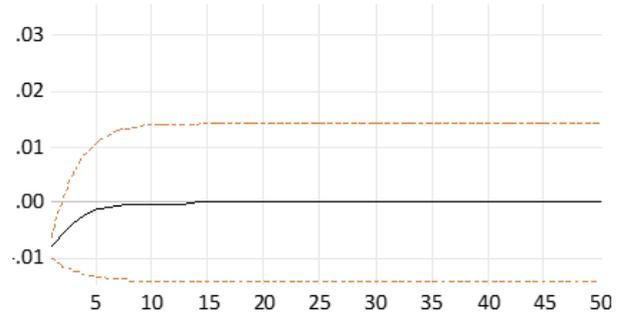
注：点線は信頼区間である。

図 5.1 累積インパルス応答関数 供給ショック

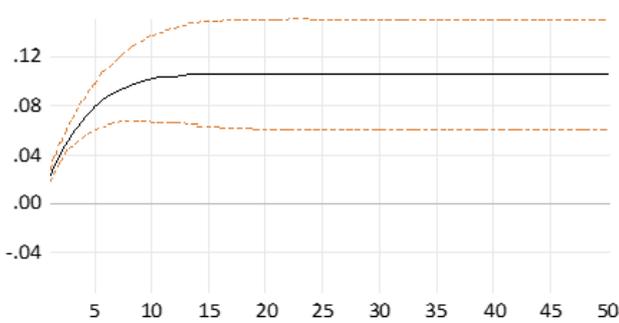
国民党統治期第一期 物価



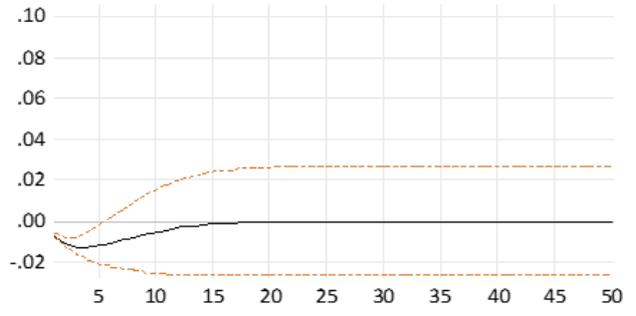
国民党統治期第一期 生産量



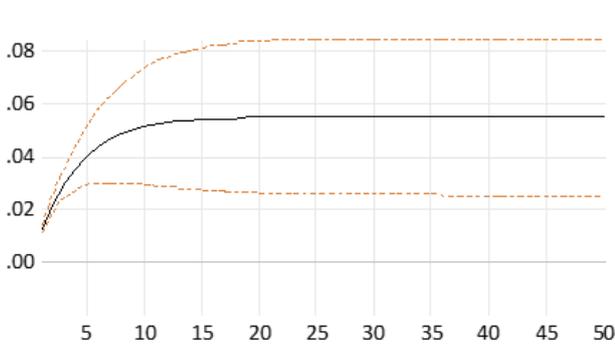
国民党統治期第二期 物価



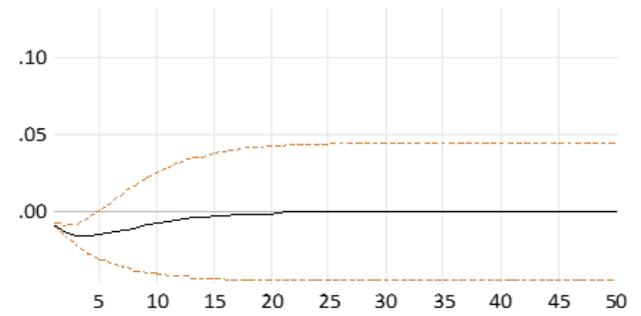
国民党統治期第二期 生産量



民主元年以降 物価



民主元年以降 生産量



注：点線は信頼区間である。

図 5.2 累積インパルス応答関数 需要ショック

表 5.10 累積インパルス応答関数の数値

国民党統治第一期 (1961-72 年)	ΔY		ΔP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
第 1 四半期	0.021	-0.008	0.000	0.019
第 3 四半期	0.024	-0.003	0.003	0.036
第 5 四半期	0.025	-0.001	0.005	0.041
第 10 四半期	0.025	0.000	0.005	0.045
第 15 四半期	0.025	0.000	0.005	0.045
第 20 四半期	0.025	0.000	0.005	0.045
第 25 四半期	0.025	0.000	0.005	0.045
第 30 四半期	0.025	0.000	0.005	0.045
国民党統治第二期 (1975-91 年)	ΔY		ΔP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
第 1 四半期	0.017	-0.007	0.008	0.023
第 3 四半期	0.040	-0.012	0.013	0.057
第 5 四半期	0.054	-0.012	0.010	0.079
第 10 四半期	0.066	-0.005	0.000	0.101
第 15 四半期	0.068	-0.001	-0.006	0.105
第 20 四半期	0.067	0.000	-0.007	0.105
第 25 四半期	0.067	0.000	-0.008	0.105
第 30 四半期	0.067	0.000	-0.008	0.105
民主元年以降 (1991-2020 年)	ΔY		ΔP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
第 1 四半期	0.019	-0.009	0.003	0.013
第 3 四半期	0.047	-0.016	0.007	0.030
第 5 四半期	0.064	-0.015	0.009	0.040
第 10 四半期	0.082	-0.008	0.010	0.051
第 15 四半期	0.087	-0.003	0.010	0.054
第 20 四半期	0.088	-0.001	0.010	0.055
第 25 四半期	0.088	0.000	0.010	0.055
第 30 四半期	0.088	0.000	0.010	0.055

- (1) 供給ショックが ΔY にもたらす累積インパルス
(2) 需要ショックが ΔY にもたらす累積インパルス
(3) 供給ショックが ΔP にもたらす累積インパルス
(4) 需要ショックが ΔP にもたらす累積インパルス

長期制約の結果を見ると、国民党統治第一期では、供給ショックによる生産量への衝撃は、第 5 四半期に収束する。供給ショックによる価格への衝撃は、第 5 四半期に収束する。需要ショックによる生産量への衝撃の影響は、第 10 四半期に収束する。需要ショックによる価格への衝撃は、第 10 四半期に収束する。国民党統治第二期では、供給ショックによる生産量への衝撃は、第 20 四半期に収束する。供給ショックによる価格への衝撃は、第 25 四半期に収束する。需要ショックによる生産量への衝撃の影響は、第 20 四半期に収束する。需要ショックによる価格への衝撃は、第 15 四半期に収束する。民主元年以降では、供給ショックによる生産量への衝撃は、第 20 四半期に収束する。供給ショックによる価格への衝撃は、第 10 四半期に収束する。需要ショックによる生産量への衝撃の影響は、第 25 四半期に収束する。需要ショックによる価格への衝撃は、第 20 四半期に収束する。

供給ショックにより生産量が増加し需要ショックにより価格が上昇する点では三つの期間で共通している。この結果は有意である。需要ショックにより当初、生産量が減少する点も三つの期間で共通している。長期制約をおいているので、時間の経過とともに需要ショックの生産量への効果は減衰しゼロになる。供給ショックにより、どの期間でも価格が当初、わずかに上昇している。国民党統治第二期では、時間の経過とともに供給ショックにより価格が下落している。国民党第二期では、供給ショックにより均衡が需要曲線上を移動し、生産増、価格下落となっていると考えられる。同様に需要ショックで、均衡が供給曲線上を移動し、生産増、価格下落となっていると考えられる。

国民党統治第一期と第二期、民主元年以降と比較すると、国民党統治第二期と民主元年以降のほうが供給ショック、需要ショックともにインパルス応答の効果がゼロになるまでに時間がかかっている。この原因として国民党統治第二期と民主元年以降、製造業、サービス産業が経済の主産業になったことにより価格の変化が緩慢になり、均衡に到達するまでに時間がかかるようになったことが考えられる。

この結果の頑健性を検証するため我々は、福本(2006)にならい同時点制約(ケインジアンアプローチ)の構造 VAR モデルも推定した。同時点制約とは、ここでは物価が同時点で需要ショックの影響を受けないことを意味している。同時点制約では、需要ショックは短期的には価格を変化させない。累積インパルス応答の結果では、需要ショックによりわずかに価格が上昇しているが、この結果は有意ではない。需要ショックにより、生産が上昇している。この結果は有意である。負の供給ショックにより、価格が上昇している。この結果も有意であった。

そして国民党統治第一期では、供給ショックによる生産量への衝撃は、第10四半期に収束する。供給ショックによる価格への衝撃は、第10四半期に収束する。需要ショックによる生産量への衝撃の影響は、第10四半期に収束する。需要ショックによる価格への衝撃は、第15四半期に収束する。国民党統治第二期では、供給ショックによる生産量への衝撃は、第15四半期に収束する。供給ショックによる価格への衝撃は、第15四半期に収束する。需要ショックによる生産量への衝撃の影響は、第15四半期に収束する。需要ショックによる価格への衝撃は、第15四半期に収束する。民主元年以降では、供給ショックによる生産量への衝撃は、第20四半期に収束する。供給ショックによる価格への衝撃は、第15四半期に収束する。需要ショックによる生産量への衝撃の影響は、第25四半期に収束する。需要ショックによる価格への衝撃は、第20四半期に収束する。

短期制約での予測誤差の分散分解の結果を見ると、国民党統治第一期では、第10四半期で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は86.33%である。第10四半期で需要ショックが ΔY の変動に占める割合は13.67%である。第10四半期で供給ショックが ΔP の変動に占める割合は0.77%である。第10四半期で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は99.23%である。第10四半期でそれぞれの割合が一定になる。国民党統治第二期では、第20四半期で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は94.55%である。第20四半期で需要ショックが ΔY の変動に占める割合は5.45%である。第20四半期で供給ショックが ΔP の変動に占める割合は8.57%である。第20四半期で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は91.43%である。第20四半期でそれぞれの割合が一定になる。民主元年以降では、第25四半期で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は94.36%である。第25四半期で需要ショックが ΔY の変動に占める割合は5.64%である。第25四半期で供給ショックが ΔP の変動に占める割合は0.17%である。第25四半期で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は99.83%である。第25四半期でそれぞれの割合が一定になる。

予測誤差の分散分解の結果を見ると、国民党統治第一期と国民党統治第二期、民主元年以降では異なる傾向がある。国民党統治第一期の方が、需要ショックが価格の変動及び生産量の変動に占める割合が大きい。これは長期制約の場合と同じである。国民党統治第一期と国民党統治第二期、民主元年以降と比較すると、国民党統治第二期と民主元年以降の方が供給ショック、需要ショックともにインパルス応答の効果がゼロになるまで時間がかかっている。同時点制約を置いて同じ結果が出たので、我々のこの結果には頑健性があると考えられる。

第三節 この章のまとめ

第五章の分析により得られた主な結論は以下である。

(その1) 予測誤差の分散分解の結果について

国民党統治第一期については、第10四半期で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は85.03%である。第10四半期で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は98.96%である。第10四半期でそれぞれの割合が一定になる。

国民党統治第二期については、第20四半期で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は89.89%である。第20四半期で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は93.17%である。第20四半期でそれぞれの割合が一定になる。

民主元年以降については、第30四半期で供給ショックが ΔY の変動に占める割合は88.95%である。第30四半期で需要ショックが ΔP の変動に占める割合は95.29%である。第30四半期でそれぞれの割合が一定になる。

予測誤差の分散分解の結果を見ると、国民党統治第一期と、国民党統治第二期、民主元年以降では異なる傾向がある。国民党統治第二期、民主元年以降と比べると国民党統治第一期のほうが、需要ショックが生産量の変動および価格の変動に占める割合が大きい。

(その2) インパルス応答関数の結果について

供給ショックにより生産量が増加し需要ショックにより価格が上昇する点では三つの期間で共通している。この結果は有意である。需要ショックにより当初、生産量が減少する点も三つの期間で共通している。長期制約をおいているので、時間の経過とともに需要ショックの生産量への効果は減衰しゼロになる。供給ショックにより、どの期間でも価格が当初、わずかに上昇している。国民党統治第二期では、時間の経過とともに供給ショックにより価格が下落している。国民党統治第二期では、供給ショックにより均衡が需要曲線上を移動し、生産増、価格下落となっていると考えられる。同様に需要ショックで、均衡が供給曲線上を移動し、生産増、価格下落となっていると考えられる。

国民党統治第一期と第二期以降で比較すると、国民党統治第二期、民主元年以降のほうが供給ショック、需要ショックともにインパルス応答の効果がゼロになるまでに時間がかかっている。この原因として国民党統治第二期と民主元年以降、製造業、サービス産業が経済の主産業になったことにより価格の変化が緩慢になり、均衡に到達するまでに時間がかかるようになったことが考えられる。

(その3) この結果の頑健性を検証するため我々は、福本(2006)にならい同時点制約(ケインジアンアプローチ)の構造VARモデルも推定した。予測誤

差の分散分解の結果を見ると、国民党統治第一期と、それ以降では異なる傾向がある。国民党統治第一期の方が、需要ショックが価格の変動及び生産量の変動に占める割合が大きい。これは長期制約の場合と同じである。国民党統治第一期と国民党統治第二期、民主元年以降で比較すると、国民党統治第二期と民主元年以降の方が供給ショック、需要ショックともにインパルス応答の効果がゼロになるまで時間がかかっている。

第六章 日本統治期台湾の価格・生産量と日本の価格の変動要因分析

はじめに

この章の目的は、日本統治期台湾の価格と生産量および日本の価格がどんなショックにより、変動するかを数量的に明らかにすることである。我々は1907年から1940年まで台湾の実質GDP、GDPデフレーターと日本のGDPデフレーター¹それぞれの変動を、VECモデル(Vector Error Correction Model ベクトル誤差修正モデル)によって分析する。第一節で三つの変数の単位根検定と共和分検定の結果を示す。第二節でVECモデルを推計し、予測誤差の分散分解とインパルス応答の結果について説明する。第三節で本章の分析により得られた主な結論を要約し、今後の課題を述べる。

第一節 単位根検定と共和分検定

表6.1、6.2、6.3は実質GDP(rgdp)、GDPデフレーター(tdef)と日本のGDPデフレーター(jdef)それぞれ年次データの定常性と共和分関係の有無を分析した結果である。ラグ次数に関しては、ADF検定はシュワルツ情報量基準で、PP検定のバンド幅は、Newey-West推定量で決定した。表6.1、表6.2は単位根検定の結果である。

表6.1 1907年-1940年のADF検定

ADF 検定(Augmented Dickey-Fuller test)					
変数	定数項のみ (t 値)	ラグ	定数項+トレンド (t 値)	ラグ	判定
1907-1940					
jdef	-1.82	1	-2.21	1	I(1)
Δ jdef	-3.03**	0	-2.98	0	
tdef	-2.24	1	-2.96	1	I(1)
Δ tdef	-4.15***	1	-4.11**	1	
rgdp	-1.03	0	-2.42	0	I(1)
Δ rgdp	-5.15***	0	-5.13***	0	

(注) ***は1%、**は5%、*は10%の水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。ADF検定のラグ次数はSBIC基準で選択した。

¹ 推計に際し、台湾のデータは溝口(2008)、日本のデータは大川(1967)より得た。本章は書下ろしである。

表 6.2 1907 年-1940 年の PP 検定

PP 検定(Phillips-Perron test)					
変数	定数項のみ (t 値)	バンド	定数項+トレンド (t 値)	バンド	判定
1907-1940					
jdef	-1.22	2	-1.56	2	I(1)
Δ jdef	-2.83*	8	-2.80	8	
tdef	-1.36	4	-1.86	3	I(1)
Δ tdef	-2.80*	15	-2.72	15	
rgdp	-1.14	5	-2.46	3	I(1)
Δ rgdp	-5.18**	7	-5.14***	6	

(注) ***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。PP 検定のバンド幅は、Newey-West 推定量で決定した。

自然対数値の一階階差をとって定常になれば、I(1)変数と表す。表 6.1、6.2 より我々は実質 GDP(rgdp)、GDP デフレーター(tdef)と日本の GDP デフレーター(jdef)が I(1)変数と判断した。共和分検定の結果は次である。

表 6.3 日本統治期 1907-1940 年の共和分検定結果

日本統治期 1907-1940 年 (ラグ次数は SBIC 基準で 1 にする)		
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 0 である	トレース検定 51.24(35.19) *	最大固有値検定 34.97(22.30)*
p 値	0.00	0.00
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 0 または 1 である	トレース検定 16.27(20.26)	最大固有値検定 11.56(15.90)
p 値	0.16	0.21
H_0 : 帰無仮説 共和分ベクトルの数が 1 または 2 である	トレース検定 4.71(9.16)	最大固有値検定 4.71(9.16)
p 値	0.32	0.32

実質 GDP(rgdp)、GDP デフレーター(tdef)と日本の GDP デフレーター(jdef)それぞれの自然対数値で SBIC 基準により最適なラグ数を決めた。共和分ベクトルに切片があり、元のデータにトレンドがないと想定して推計した。トレース

検定及び最大固有値検定では、共和分ベクトルの数が 0 であるという帰無仮説が 5%の有意水準で棄却される。共和分ベクトルの数が 0 または 1 であるという帰無仮説は棄却されない。共和分ベクトルの数が 1 または 2 であるという帰無仮説は棄却されない。

そこで共和分ベクトルは存在し、共和分関係の数は 1 であると考えられる。

表 6.4 1907-40 年のラグに関する統計量

ラグ	AIC	SBIC
6	-9.17*	-6.45
5	-7.67	-5.38
4	-7.13	-5.86
3	-7.51	-6.08
2	-7.85	-6.85
1	-7.45	-6.88*

第二節 VEC モデルとイノベーション会計

予測誤差分散分解の結果は次になる。括弧内は t 値である。VEC モデルを推定した結果は表 6.5 である。

$$\begin{aligned}
 \Delta jdef_t &= 0.459\Delta jdef_{t-1} + 0.253\Delta rgdp_{t-1} + 0.095\Delta tdef_{t-1} \\
 &\quad (1.651) \quad (0.550) \quad (0.304) \\
 &+ 0.061(jdef_{t-1} + 0.250rgdp_{t-1} - 1.529tdef_{t-1} - 10.99) \\
 &\quad (0.364) \\
 \bar{R}^2 &= 0.202
 \end{aligned}
 \tag{6.1}$$

$$\begin{aligned}
 \Delta rgdp_t &= 0.012\Delta jdef_{t-1} - 0.004\Delta rgdp_{t-1} - 0.092\Delta tdef_{t-1} \\
 &\quad (0.085) \quad (-0.018) \quad (-0.588) \\
 &+ 0.187(jdef_{t-1} + 0.250rgdp_{t-1} - 1.529tdef_{t-1} - 10.99) \\
 &\quad (2.254) \\
 \bar{R}^2 &= -0.202
 \end{aligned}
 \tag{6.2}$$

$$\begin{aligned}
 \Delta tdef_t &= 0.262\Delta jdef_{t-1} - 0.207\Delta rgdp_{t-1} + 0.235\Delta tdef_{t-1} \\
 &\quad (1.301) \quad (-0.619) \quad (1.033) \\
 &+ 0.355(jdef_{t-1} + 0.250rgdp_{t-1} - 1.529tdef_{t-1} - 10.99) \\
 &\quad (2.945) \\
 \bar{R}^2 &= 0.425
 \end{aligned}
 \tag{6.3}$$

表 6.5 日本統治期（1907-1940）の予測誤差の分散分解

日本統治期 1907-40年	$\Delta jdef$			$\Delta rgdp$			$\Delta tdef$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
1年後	100	0	0	0.49	99.51	0.00	65.25	11.40	23.35
3年後	98.61	1.32	0.07	1.30	94.10	4.60	90.66	3.44	5.90
5年後	95.98	3.53	0.48	2.72	90.74	6.54	92.44	4.55	3.01
10年後	90.89	7.62	1.48	5.01	87.41	7.58	85.45	11.58	2.97
15年後	89.01	9.13	1.86	5.81	86.43	7.75	82.64	14.20	3.16
20年後	88.17	9.80	2.03	6.17	86.00	7.83	81.40	15.37	3.23
25年後	87.69	10.18	2.12	6.38	85.75	7.87	80.68	16.05	3.27
30年後	87.38	10.43	2.19	6.51	85.59	7.90	80.21	16.50	3.29
35年後	87.16	10.61	2.23	6.61	85.47	7.92	79.87	16.82	3.31
40年後	87.00	10.74	2.26	6.68	85.39	7.93	79.63	17.05	3.32
45年後	86.87	10.34	2.29	6.73	85.32	7.94	79.43	17.24	3.33
50年後	86.76	10.92	2.31	6.78	85.27	7.95	79.28	17.38	3.34

- (1) 日本の価格ショックが $\Delta jdef$ の変動に占める割合(%)
- (2) 台湾の生産ショックが $\Delta jdef$ の変動に占める割合(%)
- (3) 台湾の価格ショックが $\Delta jdef$ の変動に占める割合(%)
- (4) 日本の価格ショックが $\Delta rgdp$ の変動に占める割合(%)
- (5) 台湾の生産ショックが $\Delta rgdp$ の変動に占める割合(%)
- (6) 台湾の価格ショックが $\Delta rgdp$ の変動に占める割合(%)
- (7) 日本の価格ショックが $\Delta tdef$ の変動に占める割合(%)
- (8) 台湾の生産ショックが $\Delta tdef$ の変動に占める割合(%)
- (9) 台湾の価格ショックが $\Delta tdef$ の変動に占める割合(%)

20年後の予測誤差の分散分解の結果を見よう。日本の価格ショックが日本 GDP デフレーターの変動に占める割合は 88.17%である。台湾の生産ショックが日本 GDP デフレーターの変動に占める割合は 9.80%である。台湾の価格ショックが日本 GDP デフレーターの変動に占める割合は 2.03%である。

日本の価格ショックが台湾の実質 GDP の変動に占める割合は 6.17%である。台湾の生産ショックが台湾の実質 GDP の変動に占める割合は 86.00%である。台湾の価格ショックが台湾の実質 GDP の変動に占める割合は 7.83%である。

日本の価格ショックが台湾 GDP デフレーターの変動に占める割合は 81.40%である。台湾の生産ショックが台湾 GDP デフレーターの変動に占める割合は

15.37%である。台湾の価格ショックが台湾 GDP デフレーターの変動に占める割合は 3.23%である。台湾の GDP デフレーターの変動が主に日本の価格ショックにより説明されることは重要な特徴である。図 6.1、図 6.2、図 6.3 はインパルス応答の結果である。²

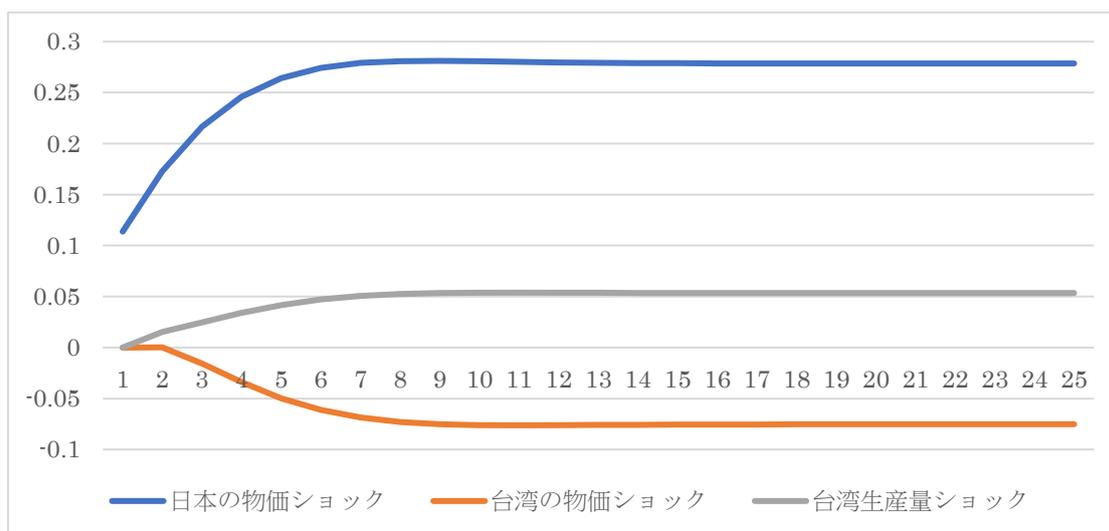


図 6.1 日本 GDP デフレーターへのインパルス応答

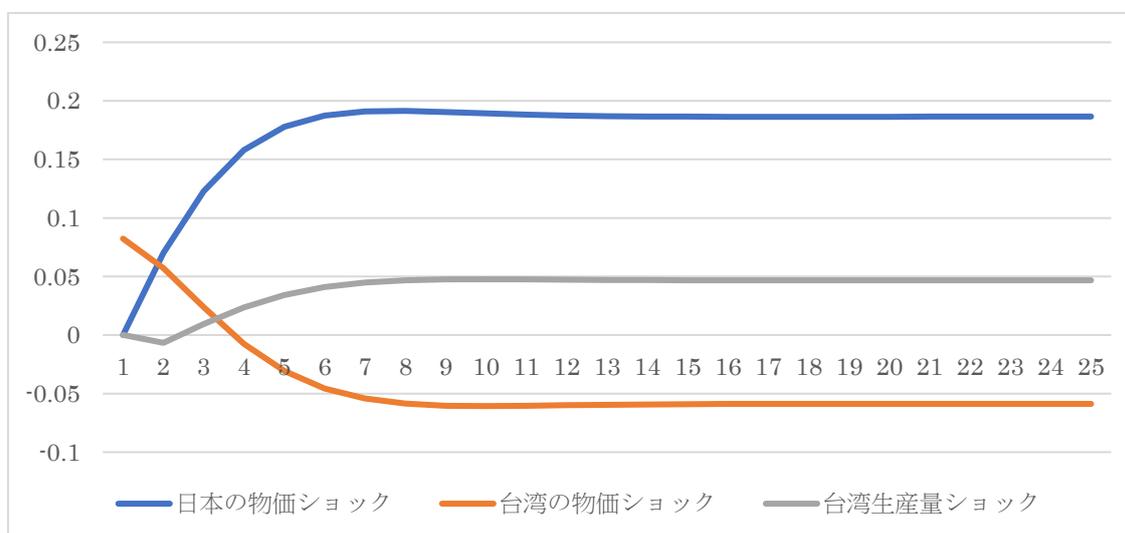


図 6.2 台湾 GDP デフレーターへのインパルス応答

² VEC モデルはレベル変数で表示されるので、累積効果は発散した図になる。したがって、時点効果で表示した。北岡・他(2013, p90)参照。

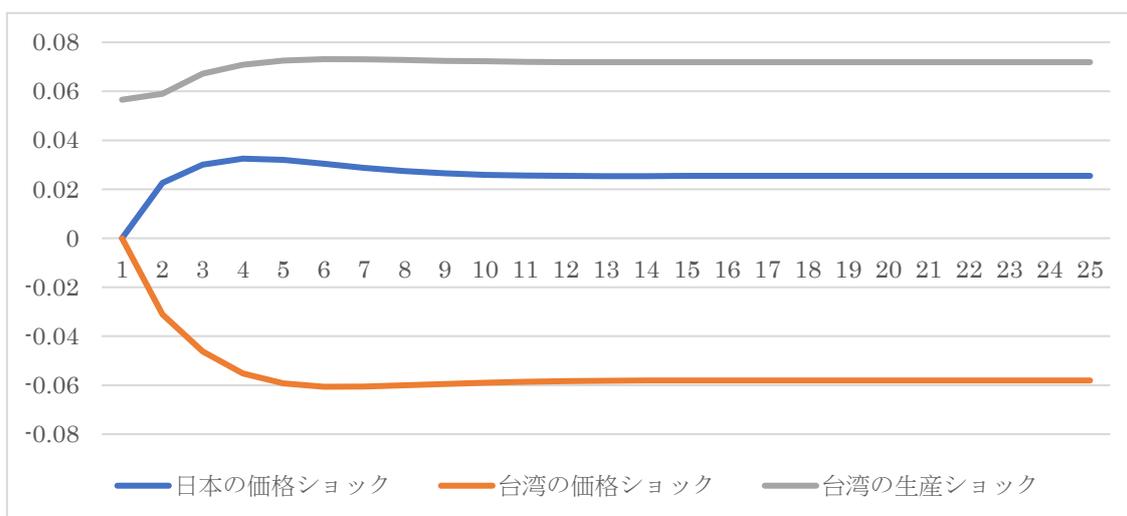


図 6.3 台湾実質 GDP のインパルス応答

図 6.1、図 6.2、図 6.3 により、日本の価格ショックは、日本の GDP デフレーター、台湾 GDP デフレーター、及び台湾の実質 GDP に正の影響を与える。台湾の生産量ショックも、日本の GDP デフレーター、台湾 GDP デフレーター、及び台湾の実質 GDP に正の影響を与える。台湾の価格ショックは、日本の GDP デフレーターと台湾の実質 GDP に負の影響を与える。台湾の価格ショックにより、台湾 GDP デフレーターは当初上昇するが、4 年後以降は負の影響を受ける。

この結果の頑健性を確認するため、我々はレベル変数の VAR モデルを推計し、予測誤差の分散分解とインパルス応答を得た。³次の共通点があった。

(1) 台湾の生産ショックが、日本の GDP デフレーター、台湾の GDP デフレーターと台湾の実質 GDP に正の影響を及ぼす。

(2) 台湾の価格ショックが、日本の GDP デフレーターと台湾の実質 GDP に負の影響を及ぼす。

(3) 台湾の価格ショックが、台湾の GDP デフレーターに当初は正の影響を与えるが少し後に負の影響を与える。

(4) 台湾の GDP デフレーターの変動が主に日本の価格ショックにより説明される。

台湾の物価(GDP デフレーター)の変動が日本の物価(GDP デフレーター)の変動により主に説明されるという結果は本論文の第三章の結論(その 2)を補強するものである。

³ 北岡・他(2013,p64)によれば、VAR モデルの変数に単位根を含み、変数間に共和分の関係があったとしても、標本数が十分であれば、OLS 回帰も可能である。内藤(2017)も、構造 VAR モデルの頑健性を検証するため水準変数(レベル変数)でインパルス反応関数と予測誤差の分散分解を行っている。

第三節 この章のまとめ

我々は台湾 1907 年-1940 年のデータで、実質 GDP(rgdp)、GDP デフレーター(tdef)と日本の GDP デフレーター(jdef)それぞれの自然対数値で VEC モデルを推計した。主な結果は次である。

(その 1) 予測誤差の分散分解の結果について

20 年後の予測誤差の分散分解の結果では、日本の価格ショックが日本 GDP デフレーターの変動に占める割合は 88.17%である。台湾の生産ショックが台湾の実質 GDP の変動に占める割合は 86.00%である。日本の価格ショックが台湾 GDP デフレーターの変動に占める割合は 81.40%である。台湾の GDP デフレーターの変動が主に日本の価格ショックにより説明されることは重要な特徴である。台湾の物価の変動が日本の物価(GDP デフレーター)の変動により主に説明されるという結果は本論文の第三章の結論(その 2)を補強するものである。我々は日本統治期の台湾卸売物価には日本の卸売物価が大きな影響を与えたことを指摘した。

(その 2) インパルス応答の結果について

日本の価格ショックは、日本の GDP デフレーター、台湾 GDP デフレーター、及び台湾の実質 GDP に正の影響を与える。台湾の生産量ショックも、日本の GDP デフレーター、台湾 GDP デフレーター、及び台湾の実質 GDP に正の影響を与える。台湾の価格ショックは、日本の GDP デフレーターと台湾の実質 GDP に負の影響を与える。台湾の価格ショックにより、台湾 GDP デフレーターは当初上昇するが、4 年後以降は負の影響を受ける。この結果の頑健性を確認するため、我々はレベル変数の VAR モデルを推計し、同様の結果を得た。

終章 今後の課題

産業構造高度化と不完全競争、価格調整速度について累積インパルス応答の結果では、効果がゼロになるまでの期間は国民党統治第一期が国民党統治第二期および民主元年以降より早かった。この理由は、以下のように考えられる。第二期以降、製造業、サービス産業が経済の主産業になったことにより価格の変化が緩慢になり、均衡に到達するまでに時間がかかるようになったことが考えられる。台湾では、国民党統治期に工業化が進展した。民主元年以降はサービス産業が成長した。第一次産業では市場は完全競争的だが、第二次産業では、不完全競争的となると考えられる。これにより、完全競争の市場経済から、不安全競争を主な特徴とする市場経済に変容したと考えられる。サービス産業では、価格の調整を頻繁に行うと客を失いやすい。価格の調整には費用がかかる。

D. Romer (1993) は不完全競争市場において総需要が変動しても、名目価格が変わらない場合があることを大略次のように説明している。経済は価格設定を行う多数の企業から構成されているとする。企業は限界収入が限界費用に等しくなるように価格を決定すると想定する。各企業には、価格調整により費用が発生する。当初、経済は均衡していた。何らかの原因で総需要が期待水準より小さかったとする。各企業は、他の企業の行動を所与として行動する。他の企業が価格を据え置くとき、個々の企業が価格変更を行うことにより得られる利益が、価格調整の費用（メニューコスト）より小さければ、企業は名目価格を変更しない。民主元年以降の台湾で卸売物価と GDP デフレーターの変動は大きいが消費者物価の変動は国民党統治期とさほど変わっていない。この原因として、サービス産業では価格の調整を頻繁に行うと客を失いやすい。価格の調整には費用がかかることが考えられる。上記は直感なので、今後はこれを実証したい。

もう一つの大きな課題として、本論では全く考察できなかった金融資産市場の生成、発展をどう見るかという問題がある。経済発展の初期段階では、金融資産として宝石や金銀が用いられる。台湾でも同様であった。また資金貸借市場として闇市場が存在していた。台湾では、日本統治期から国民党統治期かけて、闇市場から資金を調達して、起業する例が多く、経済成長につながったと考えられる。これらの理論的検討と実証を今後の課題とする。

謝 辞

本論文を執筆するにあたり、多くの皆様に、ご指導、ご協力をいただきました。特に、指導教官である大阪経済大学大学院経済学研究科の黒坂真教授には、大阪経済大学院経済学研究科への進学から、各学会での学会発表・論文投稿、博士論文の作成に至るまで、親身になったご指導をいただきました。心より感謝申し上げます。

大阪経済大学での研究会にて貴重なアドバイス、ご指摘を頂戴した高橋亘教授、福本幸男教授、斎藤美彦教授、藤本高志教授、林由子准教授、藤井大輔専任講師にお礼申し上げます。

日本経済政策学会でお世話になりました明石芳彦大阪商業大学教授、荒山裕行京都産業大学教授、檜康子大阪国際大学准教授、及び日韓次世代学術フォーラムにてコメントをくださった各先生方にもお礼申し上げます。

2022年1月

陳 玉芬

参考文献

英語文献

- Blanchard, O.J. and S.Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press.
- Blanchard, O. J. and D. Quah (1989) “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *The American Economic Review*, vol.79, No.4, pp.655-673.
- Cagan, P. (1956), “The Monetary Dynamics of Hyperinflation,” In *Studies in the Quantity Theory of Money*, by M. Friedman, University of Chicago Press.
- De Long, J. B. and Summers, L.H. (1986) “Is Increased Price Flexibility Stabilizing?,” *The American Economic Review*, Vol.76, No.5, pp.1031-1044.
- Fei, J.C.H. and Ranis, G. (1975) “A Model of Growth and Employment in the Open Dualistic Economy: The Cases of Korea and Taiwan,” *Journal of Development Studies*, Vol.11, No.2, Jan, pp.32-63
- Ho, Y.M. (1972) “Development with Surplus Population. The Case of Taiwan: A Critique of the Classical Two-Sector Model, à la Lewis,” *Economic Development and Cultural Change*, Vol.20, No.2, Jan, pp.210-234
- Hu, T.W. (1971), “Hyperinflation and the Dynamics of the Demand for Money in China, 1945-1949” *Journal of Political Economy*, Vol. 79, No. 1 (January), pp. 186-195
- Kate Phylaktis and Mark P. Taylor (1993), Money Demand, the Cagan Model and the Inflation Tax: Some Latin American Evidence, *The Review of Economics and Studies*, Vol. 75, No. 1, pp. 32-37

Lewis, W.A. (1954) “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour,” *The Manchester School*, vol.22, pp.139-191.

Makinen, G.E. and Woodward, G.T. (1989), “The Taiwanese Hyperinflation and Stabilization of 1945-1952” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 21, No. 1 (February), pp. 90-105

Mitchell, B.R. (2003)“International Historical Statistics” Palgrave Macmillan.

Romer, D. (1993) “The New Keynesian Synthesis” *Journal of Economic Perspectives*, vol.7, No.1, pp.5-22.

Tobin, J. (1993) “Price Flexibility and Output Stability: An Old Keynesian View” *Journal of Economic Perspectives*, vol.7, No.1, pp.45-65

日本語文献

朝元 照雄(1996) 『現代台湾経済分析』 勁草書房

梅田 雅信 (2006) 「1930年代前半における日本のデフレ脱却の背景：為替レート政策、金融政策、財政政策」 『金融研究』 Vol.25, No.1, pp.145-182、日本銀行金融研究所

大川 一司 (1967・1) 「国民所得(長期経済統計 1)」 東洋経済新報社

大川 一司 (1967・2) 「物価(長期経済統計 8)」 東洋経済新報社

釜 国男 (1990) 「AD/ASによる景気変動の分析」 『季刊 創価経済論集』 Vol.XIX, No.4, pp.125-142

北岡 孝義・高橋青天・溜川健一・矢野順治(2013) 「EViewsで学ぶ実証分析の方法」、日本評論社

- 北村 行伸(2002) 「物価と景気変動に関する歴史的考察」 『金融研究』 ,pp.1-34、日本銀行金融研究所
- 黒坂 真 (2021) 「日本統治期朝鮮半島の価格変動について」 『Osaka University of Economics Working Paper Series No.2021-01』
(http://www.i-repository.net/il/meta_pub/G0000031Repository_80000020)
- 佐藤 和夫(1981) 「戦間期日本のマクロ経済とマクロ経済」、中村隆英編『戦間期の日本経済分析』、pp.4-51、山川出版社
- 隅谷 三喜男・劉 進慶・涂 照彦(1992) 『台湾の経済—典型 NIES の光と影』 東京大学出版会
- 高木 信二 (1989) 「戦間期日本経済と変動為替相場」 『金融研究』 Vol.8,No.4,pp.109-140、日本銀行金融研究所
- 張 艶(2003) 「構造形 VAR による中国の物価変動分析」、『早稲田商学第 398号』 ,pp.125-142
- 陳 玉芬(2020-01) 「台湾における価格の伸縮性と経済の安定性」 『Graduate School of Economics, Osaka University of Economics Working Paper Series working paper No.2020-01』 (<https://www.osaka-ue.ac.jp/file/general/25839>)
- 陳 玉芬(2020-02) 「日本統治期台湾における価格伸縮性」 『Graduate School of Economics, Osaka University of Economics Working Paper Series working paper No.2020-02』 (<https://www.osaka-ue.ac.jp/file/general/25617>)
- 陳 玉芬(2020-03) 「日本統治期台湾の市場経済化と価格伸縮性」 『次世代人文社会研究』 Vol.17, pp.87-105、次世代人文社会研究
- 陳 玉芬(2020-04) 「国民党統治期台湾における価格と賃金の伸縮性、経済発展」 『Graduate School of Economics, Osaka University of Economics Working Paper Series working paper No.2020-03』 (<https://www.osaka-ue.ac.jp/file/general/26192>)

- 陳 玉芬(2021-01) 「日本統治期台湾における価格の変動要因について」
『Graduate School of Economics, Osaka University of Economics Working Paper
Series working paper No.2021-01』 (<https://www.osaka-ue.ac.jp/file/general/29020>)
- 涂 照彦 (1975) 「日本帝国主義下の台湾」 東京大学出版会
- 得田 雅章 (2007) 「構造 VAR モデルによる金融政策効果の一考察」 『滋賀大
学経済学部研究年報』 Vol.14,pp.103-119
- 内藤 友紀 (2017) 「日中戦争における金融政策の効果：VAR モデルによる政策
効果の波及についての実証分析」 『関西大学経済論集』 Vol.67,No.2,pp.145-
162
- 西村 清彦・照山 博司(1990a) 「価格の伸縮性と経済の安定性：日本と米国の
100年の歴史の教えるもの」、『社会科学研究所—東京大学社会科学研究所紀
要』, Vol.42, No.2,pp.175-211、東京大学社会科学研究所
- 西村 清彦・照山 博司(1990b) 「価格と数量—日本と米国の100年—」(吉川
洋・岡崎哲二編『経済理論への歴史的パースペクティブ』第五章、pp.121-
149、東京大学出版会)
- 福本 幸男(2006) 「北米通貨統合の実現可能性」 『大阪経大論集』
Vol.57,No.2,pp.97-117
- 三尾 仁志(2001) 「インフレ率の要因分解：構造型 VAR による需要・供給要
因の識別」 『金融研究』 Vol.57,No.2,pp.97-117、日本銀行金融研究所
- 溝口 敏行・他(2008) 「アジア長期経済統計 I：台湾」(溝口敏行編、東洋経済
新報社)
- 南 亮進・牧野 文夫編 (2014) 「アジア長期経済統計 3：中国」 東洋経済新報
社

吉川 洋(1988)「マクロ経済の変動について」(鬼塚雄丞・岩井克人編『現在経済学研究 新しい地平を求めて』、pp.136-155、東京大学出版会)

吉川 洋・塩路 悦朗(1990)「戦前日本経済のマクロ分析」、(吉川洋・岡崎哲二編『経済理論への歴史的パースペクティブ』第六章、pp.153-180、東京大学出版会)

劉 進慶 (1975) 「戦後台湾経済分析」東京大学出版会

中国語文献

吳 聰敏(2006)「臺灣戦後の悪性物價膨脹(1945-1950)」『國史館學術集刊』Vol.10 , pp. 129-159、國史館

吳 聰敏(2016)「台灣貨幣與物價長期關係之研究:1907 年至 1986 年」 pp.23-71、國立台灣大學經濟學系

吳 聰敏・高 櫻芬 (1991)「台灣貨幣與物價長期關係之研究:1907 年至 1986 年」 pp.23-71、國立台灣大學經濟學系

葉 淑貞(2009)「日治時代台灣經濟的發展」『台灣銀行季刊』 Vol.60、No.4,pp.224-273、台灣銀行