

Graduate School of Economics, Osaka University of Economics
Working Paper Series

No.2021-01

日本統治期台湾における価格の変動要因について

大阪経済大学大学院 経済学研究科 博士後期課程

陳 玉芬

2022 年 1 月

日本統治期台湾における価格の変動要因について

陳玉芬

要旨

本論の課題は、日本統治期の台湾での価格変動要因について検討することである。佐藤（1981）は戦間期日本が、戦後の日本より価格や賃金は伸縮的だったと指摘している。日本統治期の台湾も、国民党統治期と比べて価格や賃金は伸縮的だったと考えられる。国民党統治期の台湾が世界市場との活発な交易で高度成長を達成したことはよく知られているが、日本統治期の台湾は世界市場からどんな影響を受けていたのだろうか。

梅田(2006)にならい、我々は台湾の卸売物価を対米国、対英国のそれぞれの為替レートと米英卸売物価、日本の卸売物価で回帰分析を行った。台湾の卸売物価は為替調整済み米国卸売物価、為替調整済み英国卸売物価と日本卸売物価それぞれに関して、1%水準で有意であった。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。日本統治期の台湾は日本を経由して米英の物価変動の影響を受けるようになっていたと考えられる。

キーワード： 日本統治期、台湾、価格変動、卸売物価、米英卸売物価

JEL 区分 : E51, O53

1 はじめに

本論の課題は、日本統治期の台湾での価格変動要因について検討することである。佐藤（1981）は戦間期日本が、戦後の日本と比較して価格や賃金が伸縮的だったと指摘している。日本統治期の台湾は、経済発展の初期段階にあったと考えられるから、完全競争市場に近く国民党統治期と比べて価格や賃金は伸縮的だったと考えられる。台湾では国民党統治期に製造業そしてサービス産業が発展していった。国民党統治期の台湾が世界市場との活発な交易で高度成長を達成したことはよく知られているが、日本統治期の台湾は世界市場からどんな影響を受けていたのだろうか。

本論は、高木(1989)、梅田(2006)の日本に関する分析結果が台湾についても適用できるか否かを検討する。以下、2で先行研究について要約する。3で実証分析を行う。4で本論の主な結論をまとめ、今後の課題を述べる。

2 先行研究

まず、日本統治期台湾と当時の日本の価格変動に関する文献を概観する。

呉・高(1991)は、1907年から1931年までの貨幣供給変化率と卸売物価上昇率の年次データでグレンジャー因果性検定を行った。呉・高(1991)によれば、卸売物価上昇率はグレンジャーの意味で貨幣供給変化率と因果関係はないという帰無仮説は棄却されない。しかし、貨幣供給量変化率はグレンジャーの意味で、卸売物価上昇率と因果関係はないという帰無仮説は5%の有意水準で棄却される。呉・高(1991)は、日本統治期、国民党統治期全体として台湾経済では貨幣数量説が適用できると述べている。尾高(1969)によると、台湾工業における実質賃金は、戦前においては、わずかに上昇したか、もしくは趨勢としてほとんど一定の域を出なかった。日本統治下において台湾の経済発展が成功を収めた重要な一因には、産出高が非常な勢いで伸びた背後では、実質賃金が一定水準に抑えられて労働者階級の実質消費水準が急激に増加しなかったことにあるとよいと指摘している。劉(1975)によれば、台湾経済は日本統治期に日本資本主義の食糧(米・糖)供給市場と製品販売市場に再編されていた。輸出商品は、米や砂糖・茶・バナナなどの農産品で構成され、植民地開発が進むにつれてそれが米・糖二商品に特化されていった。輸入商品には、特定の集中商品がなく、おしなべて衣料、肥料、鉄鋼製品、大豆製品をはじめ、多種多様な日用消費品で構成されていた。涂(1975)は1931年以降の台湾のインフレーションは日本内地からの移入インフレーションという性格があったと指摘している。インフレの波及はたんに貿易関係を通じてだけではなく、軍事費の財政分担や公債の強制消化などといった国家権力

を媒介としていっそう加速化されたと指摘している。高木(1989)は 1919 年 2 月から 1937 年 2 月の月次データで、日本の卸売物価と米国、英国それぞれの卸売物価の因果関係を調べた。高木(1989)の計測結果によれば、日本の卸売物価が米国、英国それぞれの卸売物価から影響を受けなかったという帰無仮説は 1%の有意水準で棄却された。高木(1989)の結果は、この時期の日本の卸売物価が英米のそれと密接な関係を持っていたことを意味する。梅田(2006)は 1926 年 1 月から 1936 年 12 月までの月次データで、日本の卸売物価変化率は為替調整済み米国卸売物価と英国為替調整済み卸売物価の因果関係を調べた。梅田(2006)もグレンジャーの意味で因果関係を及ぼさないという帰無仮説を 1%水準で棄却している。梅田(2006)は日本の卸売物価は米英の卸売物価や為替レート変動から大きな影響を受けていたことを示唆している。Cha(2003)は世界の産出量、日本の実質為替レート、実質政府赤字、貨幣供給量、鉄道交通量 5 変数の 1929 年 1 月から 1936 年 9 月までの月次データで、構造ベクトル自己回帰分析を行い、高橋是清が実施した財政政策について検討した。黒坂(2021)は本論と同様の問題意識で日本統治期の朝鮮半島における価格の変動要因について考察した。黒坂(2021)によれば、朝鮮半島全体の生産者価格、消費者物価には日本の卸売物価、消費者物価、貨幣流通量、名目消費需要が大きな影響を及ぼしている。米英の為替調整済み卸売物価が朝鮮半島全体の物価に影響を及ぼしているとは確認できなかった。

3 実証分析

3.1 日本統治期台湾のマクロ変数の変動について

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。マクロ変数の基本統計量を求めよう。

表 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 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 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と表2から明らかなように、日本統治期台湾では、国民党統治期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。名目物価、名目賃金、実質賃金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。同時期の台湾でも消費、政府支出、総固定資本形成は不安定である。この結論は、国民党統治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。

次に台湾の卸売物価の決定について検討しよう。高木(1989)、梅田(2006)は戦間期日本の物価が海外物価から大きな影響を受けていたと述べている。日本統治期の台湾も同様だったのだろうか。劉(1992、序章)は、日本統治期以前の台湾では、欧米資本が流通、貿易、金融過程を支配していたと述べている。表4、5、6は日本統治期台湾の貿易相手国についての研究成果から得た。表4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5を見ると香港、英領植民地は有力な輸入出先だった。表6を見ると、輸出入先が中国から日本に変化したことが分かる。

表4 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 4 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 5 は溝口(2008,p191)より得た。

表 5 1903 年~1983 年台湾の輸出入先

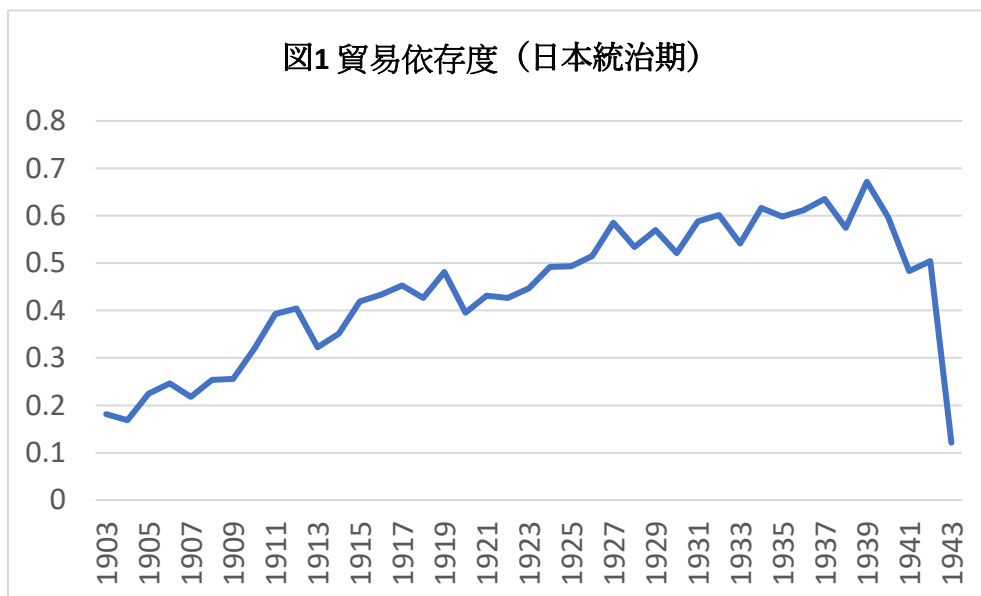
種別	順位	1903 年	1908 年	1913 年	1918 年	1923 年	1928 年	1933 年	1938 年
輸移出	1	日本 47.22	日本 72.43	日本 75.73	日本 75.66	日本 84.7	日本 85.36	日本 82.18	日本 79.79
	2	中国 30.15	アメリカ 13.51	アメリカ 10.74	中国 10.53	中国 5.3	中国 6.16	朝鮮 1.76	関東州 3.1
	3	香港 12.37	中国 9.49	中国 5.47	アメリカ 3.44	アメリカ 3.32	アメリカ 2.55	アメリカ 1.9	朝鮮 2.5
	4	アメリカ	香港 2.32	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 w 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 2.15 リ カ	ドイツ 1.83	英領植 民地 0.93

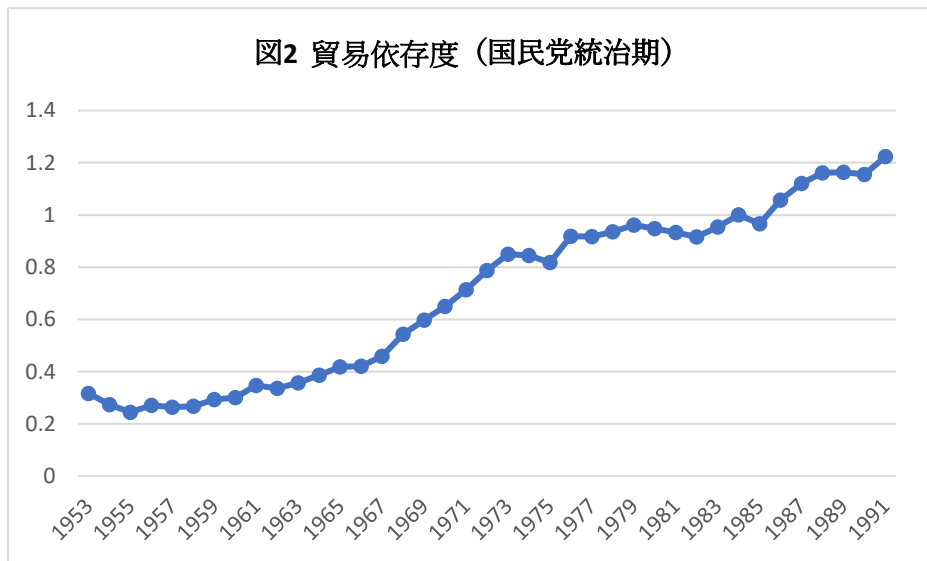
表 6 日本統治期台湾の輸入・輸出市場の構成(%)

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。

（輸出+輸入）/GDP を貿易依存度とする。日本統治期と国民党統治期の貿易依存度は図 1、2 である。図 1 では台湾から日本本土への移出移入も貿易に含まれている。図 1 から日本統治期でも貿易依存度が着実に上昇していることがわかる。台湾は日本統治期から、日本と通して世界市場に依存するようになっていた。





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。

表 7 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3 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)

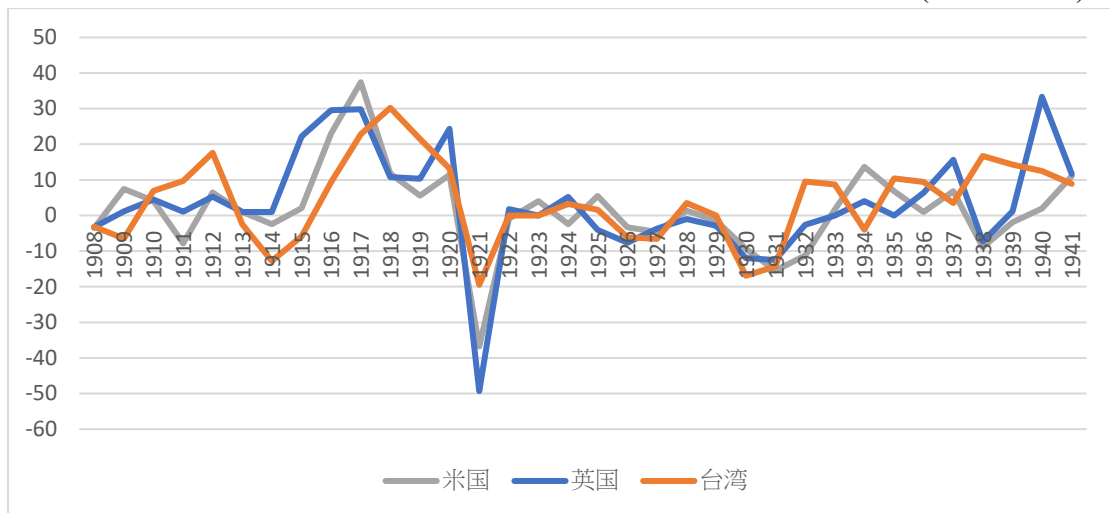


図4 台湾の卸売物価年変化率と日本の卸売物価年変化率(1908-41年)

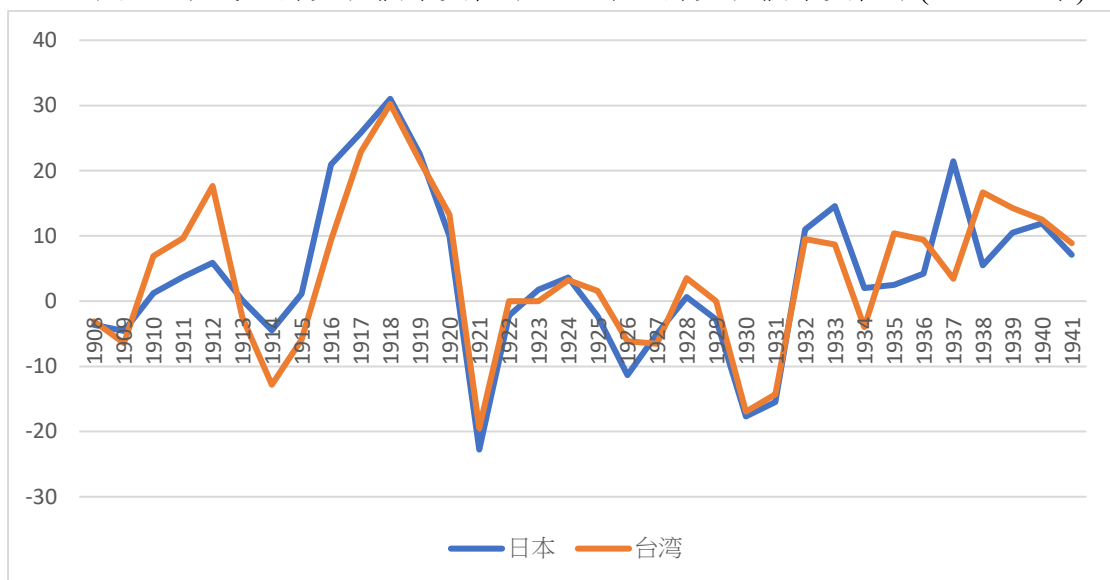
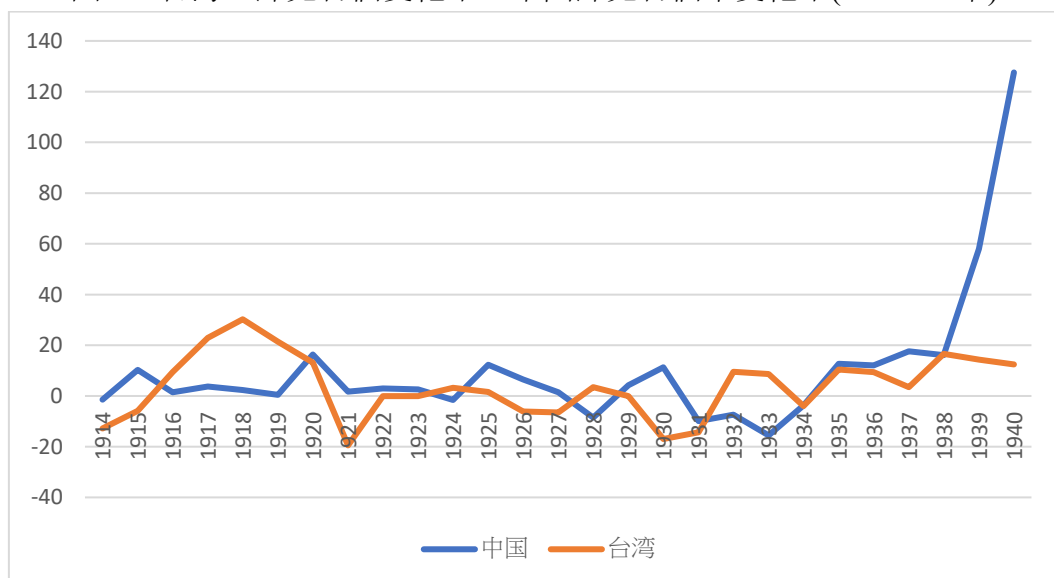


図5 台湾の卸売物価変化率と中国卸売物価年変化率(1914-39年)



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 5 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。

図 6 1929 年の卸売物価を基準にしたときの各国卸売物価
(英、日、台)

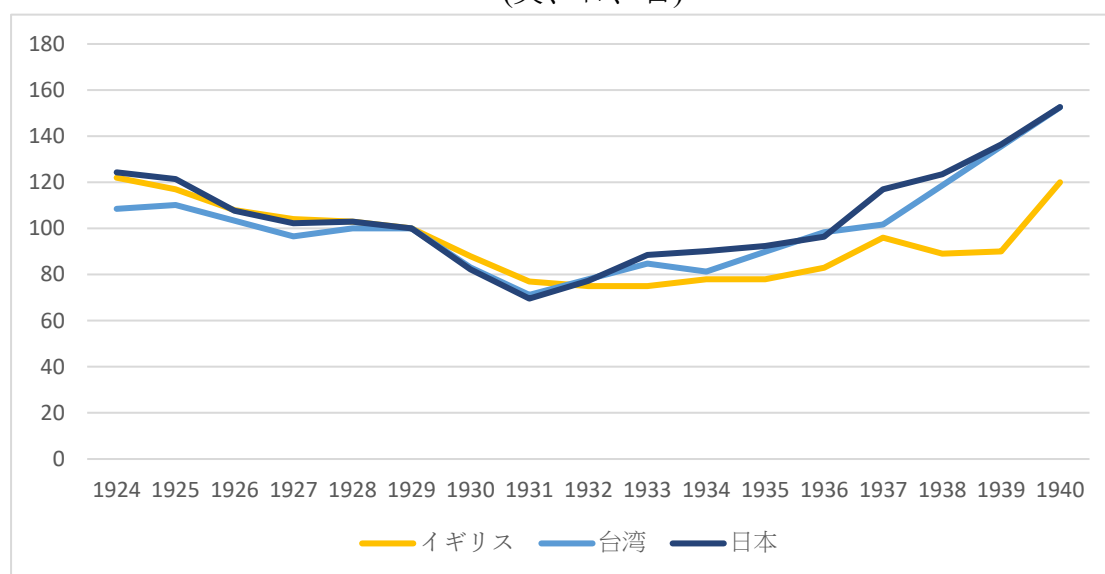


図 7 1929 年の卸売物価を基準にしたときの各国卸売物価
(仏、独、米、中)

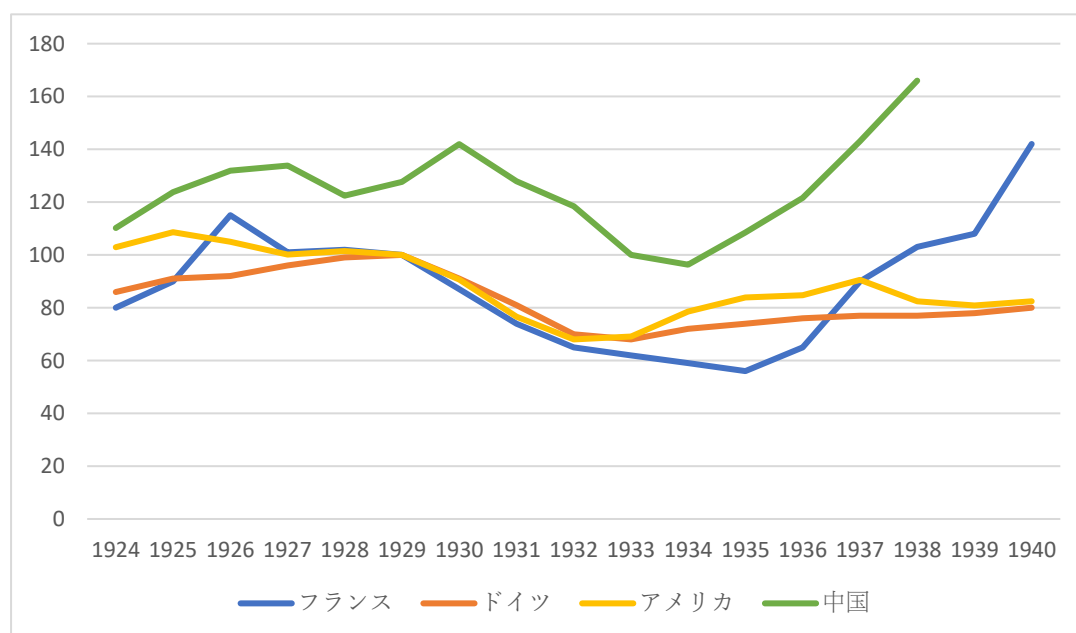


図 6 より、英国卸売物価と日本、台湾の卸売物価は 1930 年代に同様の動きをしている。これは英国、日本ともに金本位制から早く離脱したことにより、世界恐慌から早く回復できたことと関連があると考えられる。図 7 から見ると、仏独米は 1930 年代でもデフレ気味であった。1930 年、1931 年に台湾の卸売物価は大きく下落しているので、不況だったと考えられる。1932 年以降は上昇に転じている。台湾は日本と同様に世界恐慌から早く脱出できたと考えられる。中国の卸売物価の動きは日本や欧米とかなり異なっている。この時期の中国は銀本位制を採用していた。図 7 より、中国の卸売物価の動向と世界恐慌の関係については改めて検討したい。

表 8 1930 年代卸売物価平均変化率

イギリス	1.67	米国	-1.91
日本	2.86	フランス	3.24
台湾	3.91	ドイツ	-2.01
		中国	3.44

3.2 日本統治期台湾の卸売物価と海外物価

次に、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 9、10 がその結果である。

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

表 9 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 10 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できなかった。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できなかった。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%の有意水準で棄却できなかった。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できなかった。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できなかった。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できなかった。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 8 にまとめた。

表 11 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	ラグ	トレンド+定数項	ラグ	判定
twp	-1.53	1	-2.45	1	I(1)
Δtwp	-3.45**	0	-3.40*	0	
usa	-2.33	1	-2.26	1	I(1)
Δusa	-4.47***	0	-4.45***	0	
eu	-1.60	0	-1.58	0	I(1)
Δeu	-5.12***	0	-5.05***	0	
jp	-1.76	1	-2.31	1	I(1)
Δjp	-3.20**	0	-3.14	0	
ch	0.55	6	-4.75***	5	
Δch	-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 12 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	バンド	トレンド+定数項	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できない。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できる。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できなかったため、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。米英の為替レートと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 13、14 にまとめた。

表 13 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	ラグ	トレンド+定数項	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 14 対米英中為替レート of PP 検定

PP 検定(Phillips-Perron test)					
変数	定数項のみ	バンド	トレンド+定数項	バンド	判定
uex	0.15	6	-1.96	4	I(1)
Δuex	-5.31***	9	-7.50***	16	
eex	-0.64	1	-1.94	2	I(1)
Δeex	-4.04***	4	-3.99**	6	
chex	-2.16	0	-2.71	1	I(1)
$\Delta chex$	-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。

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 14 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では、ダービンの h 統計量を記した。

表 15 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)

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

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、英国卸売物価と対米国為替レート、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 16 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)

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

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

表 17 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 17 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 18 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 18 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。

3.3 台湾の卸売物価と国内的要因の関係

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。以下のデータでは、

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 19 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 19 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 20 卸売物価指数と国内的要因の回帰式(1907-1941 年)

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

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。

4 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) 日本統治期台湾では、国民党統治期と比べて製造業実質賃金の変動係数が非常に大きい、平均変化率が負である。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。

(その 2) 日本統治期台湾では実質国内総生産、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。吉川(1988)が日本経済について指摘したような傾向がある。

(その3) 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為替調整済み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為替調整済み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4) 梅田(2006)にならい、我々は台湾の卸売物価と米国、英国の為替調整済み卸売物価、日本の卸売物価で簡単な回帰分析を行った。いずれの場合でも、台湾の卸売物価は為替調整済み米国卸売物価、為替調整済み英国卸売物価と日本卸売物価との関係は1%水準で有意である。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5) 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できた。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%の有意水準で棄却できた。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。

台湾では国民党統治期に製造業そしてサービス産業が発展していった。これらの産業が主な産業となることにより台湾経済は、不完全競争市場に近くなっていったと考えられる。新ケインズ派によれば、不完全競争市場では各企業が価格調整の費用を考慮するので、名目価格の調整が緩慢になる。民主元年以降の台湾経済は、新ケインズ派が想定している経済に近づいているのかもしれない。¹ 今後はこれを検討したい。

参考文献

英語文献

Cha, M.S. (2003) “Did Takahashi Korekiyo Rescue Japan from the Great Depression? ,” *The Journal of Economic History*, Vol.63, No.1, pp. 127-144

¹ 数学注参照。

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

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

Romer, D.(2006) “Advanced Macroeconomics” *McGraw-Hill Irwin*, third edition.

日本語文献

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

尾高煌之助 (1969) 「日本統治下における台湾の労働経済」『経済研究』 Vol.20, No.9, pp.198-139

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ミクロ経済」(中村隆英編『戦間期の日本経済分析』 pp. 4-51、山川出版社)

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

涂照彦 (1975) 「日本帝国主義下の台湾」東京大学出版会

溝口敏行編 (2008) 「アジア長期経済統計 I：台湾」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

劉進慶 (1975) 「戦後台湾経済分析」東京大学出版会

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)

吉川 洋 (1996)『金融政策と日本経済』日本経済新聞社

中国語文献

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

数学注

新ケインズ派は、名目値の不完全な調整が経済変動にとって重要なら、マクロ経済レベルで見たわずかな名目値についての摩擦が、何らかの理由でマクロ経済に大きな影響を持つとみる。以下は、Romer の第六章より得ている。

C_i を個人の所得を価格指標で割ったものとする。 L_i を個人の労働量とする。個人*i*の所得は、利潤 $(P_i - W)Q_i$ からの所得と労働所得 WL_i の和で定義される。 Q_i は第*i*企業の財生産量である。

$$C_i = \frac{(P_i - W)Q_i + WL_i}{P} \quad (1)$$

個人の効用は、個人の所得を価格指標で割ったものと労働に次のように依存すると想定する。

$$U_i = C_i - \frac{L_i^\gamma}{\gamma} \quad (2)$$

第*i*企業の財の需要関数を次のように想定する。

$$Q_i = Y \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\eta} \quad \eta > 1$$

(3)

(1)(3)を(2)に代入すると、次を得る。

$$U_i = \frac{(P_i - W)Y\left(\frac{P_i}{P}\right)^{-\eta} + WL_i}{P} - \frac{L_i^\gamma}{\gamma} \quad (4)$$

人々は、効用を最大にするように労働供給と第*i*企業の財の価格を決定する。価格についての効用最大化一階の条件は次になる。

$$\frac{Y\left(\frac{P_i}{P}\right)^{-\eta} - (P_i - W)\eta Y\left(\frac{P_i}{P}\right)^{-\eta-1} \left(\frac{1}{P}\right)}{P} = 0 \quad (5)$$

(5)を整理すると、次を得る。

$$\frac{P_i}{P} = \frac{\eta}{\eta - 1} \times \frac{W}{P} \quad (6)$$

(6)式は、不完全競争では企業は限界費用（実質賃金率）に一定率を乗じて価格を設定することを意味している。テキストでは(6.40)式である。家計は、労働供給量*L_i*も効用を最大にするように決定する。次を得る。

$$L_i = \left(\frac{W}{P}\right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \quad (7)$$

個人の生産関数を、次のように想定する。

$$Q_i = L_i \quad (8)$$

全ての家計が同じ行動を取るので、均衡では社会全体の産出量*Y*は社会全体の労働供給量*L*で表される。*Y=L*となる。これを(7)に代入し、次を得る。

$$\frac{W}{P} = Y^{\gamma-1} \quad (9)$$

(9)を(6)に代入し、次を得る。これは代表的個人の効用を最大にする相対価格である。

$$\frac{P_i^*}{P} = \left(\frac{\eta}{\eta - 1}\right) Y^{\gamma-1} \quad (10)$$

経済主体の同一性を仮定すると、価格は同じになる。各企業の価格*P_i*は一般価格 *P* と同じになる。これより、(10)は次になる。これが均衡生産量であ

る。

$$Y = \left(\frac{\eta - 1}{\eta}\right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \quad (11)$$

総需要関数を $P = M/Y$ とすると、均衡の価格水準を次のように得る。

$$P = M / \left(\frac{\eta - 1}{\eta}\right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \quad (12)$$

(12)が得られた結果をまとめると次になる。我々は消費と余暇から効用（労働から不効用）を得る代表的個人を想定した。個人の所得は、利潤と労働所得から得られるとした。財への需要は実質所得 Y と、相対価格 $\frac{P_i}{P}$ に依存すると

した。 P は一般物価である。個人は、自らの財価格 P_i と自己の労働量 L_i を、効用を最大にするように決定する。均衡では、各生産者は同じ価格をつけるので一般物価指数 P はその価格と等しくなるので、 $\frac{P_i}{P} = 1$ である。効用最大条件

とこの条件より、実質産出量が需要の価格弾力性 η と、労働供給の実質賃金に関する弾力性 $\frac{1}{\gamma-1}$ の関数として表せる。総需要関数を $Y = M/P$ とする。実質

生産量が総需要と等しいとすると、均衡の価格水準を得る。D. Romer は、この基本モデルから価格を調整しない場合の企業利潤 π_{FIXED} と、価格を調整し

た場合の企業利潤 π_{ADJ} を計算している。 $\frac{W}{P} = Y^{\gamma-1}$, $\gamma - 1 = 1/\nu$ から、実質賃金は $Y^{1/\nu}$ に等しい。企業 i の実質利益は、売上数量 $Y(P_i/P)^{-\eta}$ と、価格から名目賃金を引いたものの積である。

$$\pi_i = Y \left(\frac{P_i}{P}\right)^{-\eta} \left(\frac{P_i}{P} - \frac{W}{P}\right) \quad (13)$$

$\frac{W}{P} = Y^{1/\nu}$ と、総需要関数 $Y=M/P$ を代入して整理すると次を得る。

$$\pi_i = \frac{M}{P} \left(\frac{P_i}{P}\right)^{1-\eta} - \left(\frac{M}{P}\right)^{\frac{1+\nu}{\nu}} \left(\frac{P_i}{P}\right)^{-\eta} \quad (14)$$

他の企業すべてがその価格を据え置く場合、代表的企業もメニューコスト Z を払ってまで自分の価格を改定することを望まない条件を見出したい。 π_{ADJ} を他企業が価格を据え置いたとき、代表的企業が新たな利潤最大化水準に価格を変えたときにもたらされる利潤とする。 π_{FIXED} をどの企業も価格変更を行わないときの利潤とする。どの企業も価格調整をしないなら、 $P_i = P$ である。

これを(14)に代入すると(15)を得る。

$$\pi_{\text{FIXED}} = \frac{M}{P} - \left(\frac{M}{P}\right)^{\frac{1+v}{v}} \quad (15)$$

代表的個人の効用を最大にする相対価格は(10)だった。 $Y=M/P$ を(10)に代入すると、次を得る。

$$\frac{P_i^*}{P} = \left(\frac{\eta}{\eta-1}\right) \left(\frac{M}{P}\right)^{\frac{1}{v}} \quad (16)$$

(16)を(14)に代入し、整理すると次を得る。

$$\pi_{\text{ADJ}} = \left(\frac{\eta}{\eta-1}\right)^{-\eta} \left(\frac{M}{P}\right)^{\frac{1+v-\eta}{v}} \left(\frac{1}{\eta-1}\right) \quad (17)$$

実質貨幣供給量 $\frac{M}{P}$ は、価格が伸縮的なら(12)より次になる。

$$\frac{M}{P} = \left(\frac{\eta-1}{\eta}\right)^v \quad (18)$$

(18)を(15)(17)に代入すると次を得る。

$$\pi_{\text{ADJ}} = \pi_{\text{FIXED}} = \frac{(\eta-1)^v}{\eta^{1+v}} \quad (19)$$

D. Romer は、 $\eta = 5, v = 0.1$ と想定し試算をしている。伸縮的価格の下での実質生産量は(18)より次になる。

$$\frac{M}{P} = Y^* = \left(\frac{\eta-1}{\eta}\right)^v = (0.8)^{0.1} = 0.977933$$

ここで、名目貨幣供給量が何らかの要因で3%低下したとする。実質生産量も3%低下する。 $Y = 0.97Y^*, \eta = 5, v = 0.1$ を(15)(17)に代入すると次を得る。

$$\pi_{\text{ADJ}} - \pi_{\text{FIXED}} \cong 0.251$$

この試算では、名目貨幣供給量と実質生産量の3%の変化に対応して、代表的企業が価格を変更しなければ、得られたであろう収入の1/4程度を失うことになる。これなら代表的企業はショックにより価格を変更するだろうと D. Romer は述べている。