

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

No.2020-02

日本統治期台湾における価格伸縮性

大阪経済大学大学院 経済学研究科 博士後期課程

陳 玉芬

2020年10月

日本統治期台湾における価格伸縮性

陳 玉芬

大阪経済大学大学院 経済学研究科 博士後期課程

目 次

1. 序論
2. 先行研究
3. 日本統治期台湾の経済発展と価格伸縮性について
 - 3.1 日本統治期台湾の人口比率と産業構造
 - 3.2 実質 GDP、価格、賃金の変化率と価格伸縮性について
4. 台湾経済の時系列分析
 - 4.1 単位根検定と共和分検定
 - 4.2 ラグの決定
 - 4.3 日本統治期の計量分析
 - 4.3.1 日本統治期の構造 VAR モデル推計
 - 4.3.2 分散分解
 - 4.3.3 インパルス応答関数
- 5.まとめと今後の課題

要 旨

本論の主な目的は日本統治期の台湾において、価格の伸縮性が経済の安定に果たした役割を検討することである。¹賃金と価格の伸縮的であるとは、経済のかく乱が賃金と価格の変化として吸収されることを意味する。日本統治期台湾では、賃金と価格が伸縮的だったのだろうか。本稿では、台湾における日本統治期の 1905-1943 年のデータをもって経済発展を概観した。我々の結果では、実質 GDP、消費者物価、GDP デフレーター、男子と女子の製造業賃金それぞれの変化率で国民党統治期より日本統治期のほうが標準偏差、変動係数が大きい。日本統治期のほうが国民党統治期より価格が伸縮的だったといえる。次に、この時期の台湾の生産と物価を 2 変量構造 VAR モデルによって分析した。インパルス応答及び分散分解の結果によると、供給ショックにより実質国内総生産の変化率は大きく上昇するが、消費者物価変化率はあまり変化しないことが分かった。需要ショックにより、物価上昇率は大きく上昇するが、実質国内総生産変化率はあまり変化しないことがわかった。日本統治期の台湾は古典派が想定した経済と近いと考えられる。

キーワード：価格伸縮性、古典派、台湾、日本統治期、途上国経済

¹ 本論文は陳（2020）を加筆して修正している。

1. はじめに

価格機構が十分に機能すれば、経済は安定するのだろうか。通常、価格が市場の需給に十分伸縮的であれば、需給が素早く一致するので何かのショックが加わっても生産量、雇用量はあまり変動せず、経済は安定化する。一般に、途上国の主な産業は農林漁業、第一次産業である。第一次産業では、生産量の調整は困難であるから、価格により需給の調整が行われるだろう。これは古典派が想定した経済に近い。この直観は台湾における日本の統治期では適用できるだろうか。本論の主な目的は日本統治期の台湾において、価格の伸縮性が経済の安定に果たした役割を検討することである。賃金と価格の伸縮性とは、経済のかく乱が賃金と価格の変化として吸収されることを意味する。日本統治期台湾の経済は、賃金と価格が伸縮的な経済として特徴づけられるだろうか。

以下、第2節でこれまでの関連研究について要約する。第3節で、台湾経済の発展について簡単な分析を行う。この節で標準偏差や変動係数を用いての分析を行う。第4節では、構造 VAR モデルの推定を行う。第5節で、本論の主な結論を要約する。

2. 先行研究

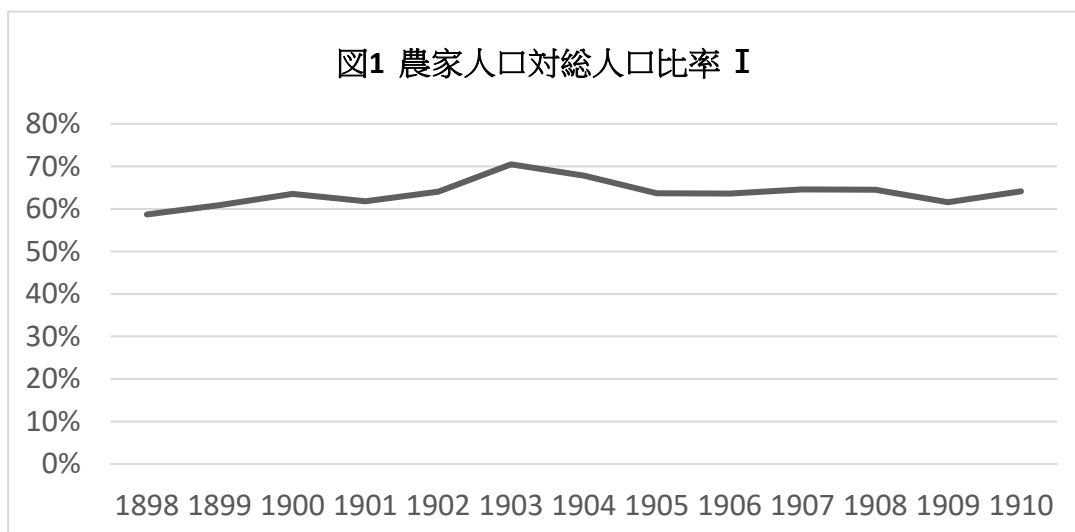
佐藤(1981)によると、戦前の日本経済(1920-1945)は価格伸縮的な経済として特徴づけられる。De Long と Summers(1986)は米国などで、観察される価格伸縮性の増大が生産量の循環的な変動の程度を大きくしていることを示した。価格の変化率の標準偏差が大きいなら、価格機構が伸縮的に機能していると考えられる。実体経済変数の変化率の標準偏差が十分に小さいなら、経済は安定的であると考えられる。吉川(1987)は、2種類の異質な労働を含む経済での、新古典派モデルとケインズのモデルを提起している。新古典派モデルでは実質賃金の低下は雇用を増大させるから失業率の低下をもたらす。ケインズのモデルでは、primary market における実質賃金の減少は総雇用を低下させると結論付けている。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、日本の統治時代にも名目賃金が下方硬直的だったと指摘している。西村・照山(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

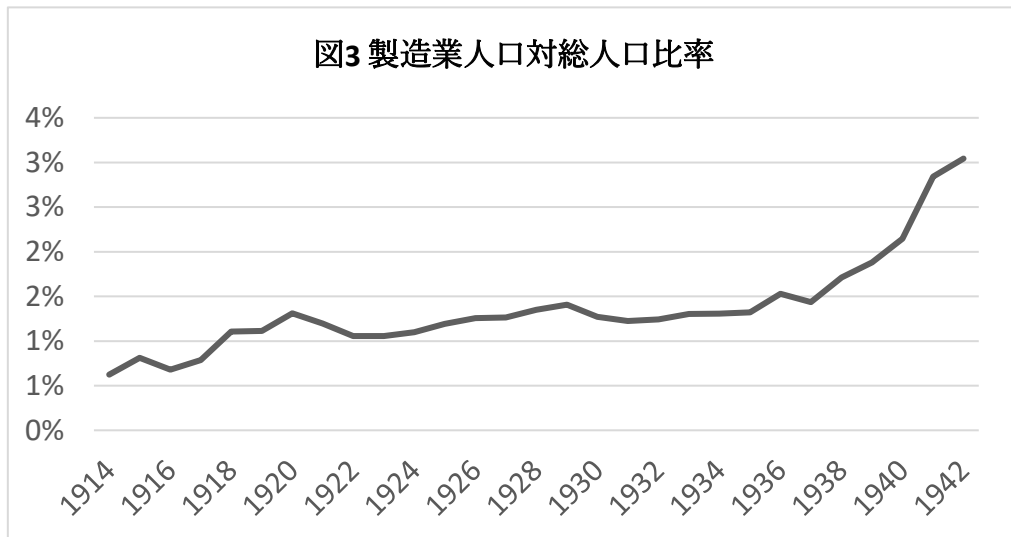
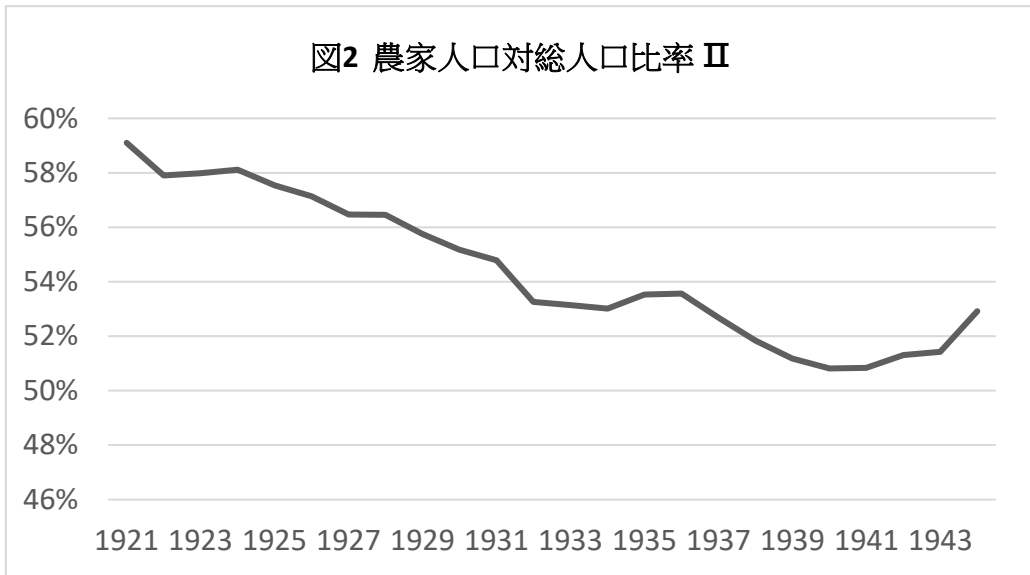
上昇率の標準偏差は、戦前の期間で最大であった。GNP 成長率の標準偏差は、同時期に最も大きくなる。したがって、米国の場合でも、上記の理論は適用できない。張(2003)は、価格変動を分析するために、中国経済で構造 VAR モデルを推定し、需要ショックが物価変動の主な要因だが産出量にプラスの効果を持つという結果を得た。西村・照山(1990a,b)によれば、価格の伸縮性と経済の安定性の関係进行分析するためには、供給ショックと需要ショックという二つのショックを区別する必要がある。標準偏差と変動係数を計算するだけでは、この二つのショックを区別できないので、ベクトル自己回帰モデルによる分析が必要である。我々は西村・照山(1990a,b)の指摘を踏まえて、第4節ではベクトル自己回帰モデルによる分析を行う。

3. 日本統治期台湾の経済発展と価格伸縮性について

3.1 日本統治期台湾の人口比率と産業構造

以下で、図の作成に使ったデータはすべて溝口他(2008)による。台湾の経済発展について、人口比率と産業構造をみておこう。データの制約により我々は日本統治期として、1903年から1943年を分析期間とする。日本統治期の1903年から43年で、人口の平均成長率は1.9%である。次に農家人口対総人口比と製造業人口対総人口比をみておこう。日本統治期における農家人口のデータは一部の期間が途切れるため、二つの期間に分けて図を作る。1920年頃まで、農家人口が総人口の約6割を占めている。1920年代から減少していく。製造業の対総人口比率は、1936年頃から上昇していくが、1942年でも3.0%である。日本統治期の最後での農家人口の対総人口比は52%である。日本統治期の台湾では、人口の半分程度が今日から見れば自給自足に近い生活をしていたと考えられる。





次に、産業構造について簡単にみておこう。各産業の生産額と国内生産額総計の比率は次の図4である。この時期の台湾経済において、第一次産業の生産が産業全体の占める率にかなり高い。それに対し、第二産業は産業の生産総計に対する比率は着実に上昇していることを示し、工業化が進行していたことがわかった。第三次産業が占める比率は途上国としては高い。第一次産業生産額・GDPは約51%から約43%に低下した。第二次産業生産額とGDP比は約10%から約25%に上昇した。第三産業とGDP比は40%前後が続いていた。図5の貿易依存度(=貿易総額・GDP比)は、約49%から、1937年に約63%となっている。その後下落している。図6、図7より、どちらも変動が大きい。価格の伸縮による調整が主だったと考えられる。

図4 産業別割合

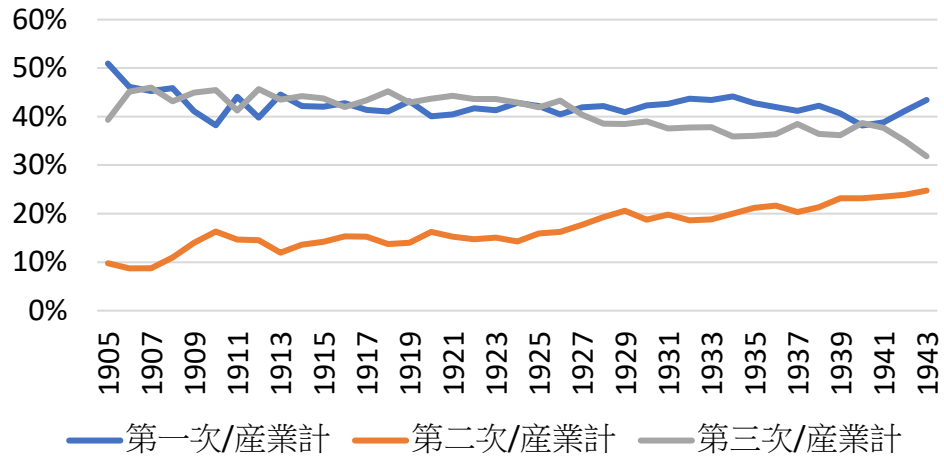


図5 貿易依存度

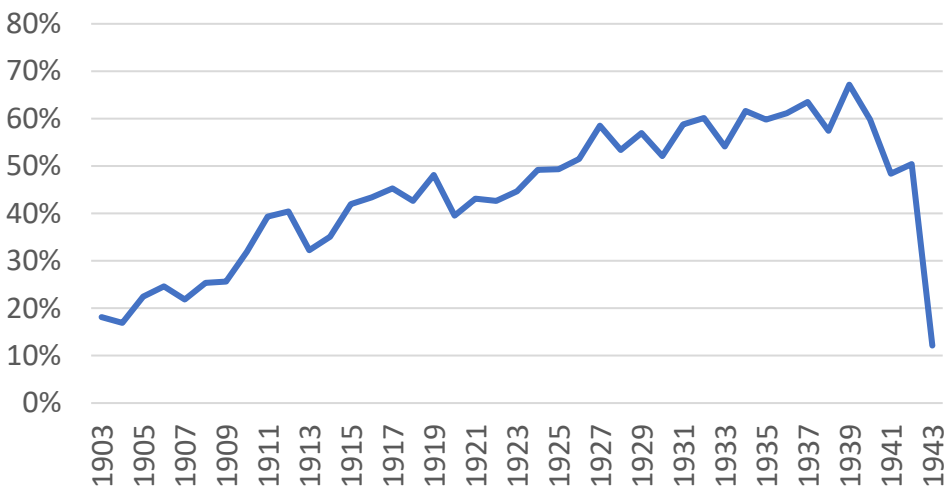
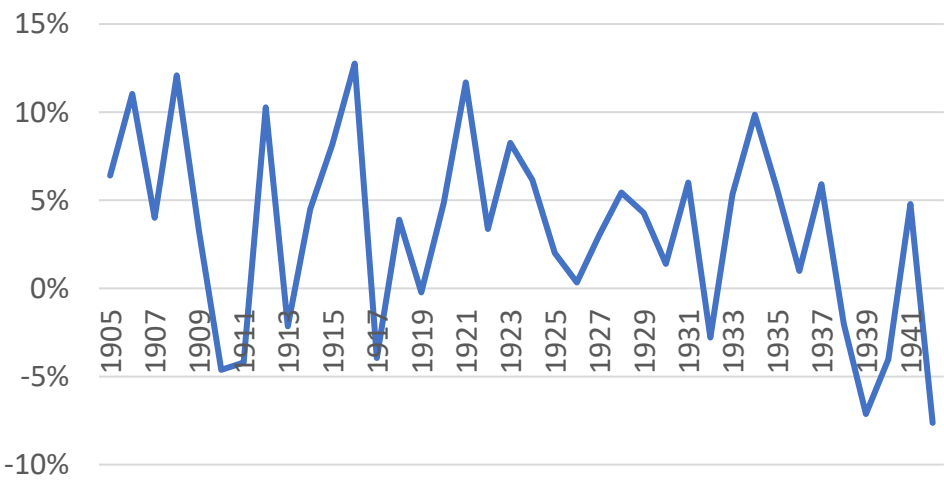
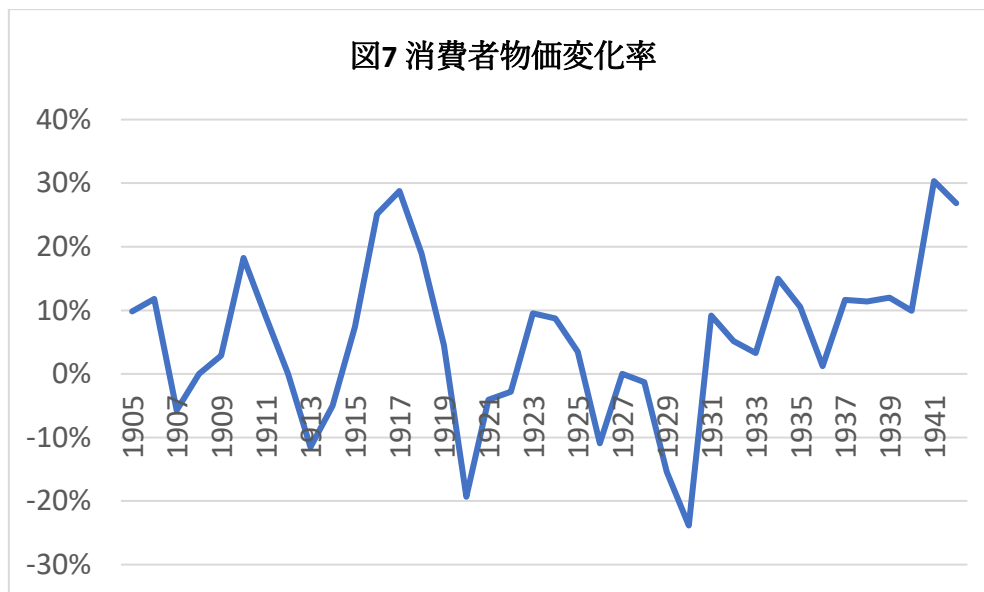


図6 実質国内総生産変化率





3.2 実質 GDP、価格、賃金の変化率と価格伸縮性について

次に日本統治期の台湾における価格メカニズムを分析するために、実質 GDP、消費者物価指数、GDP デフレーター、製造業賃金と男子製造業実質賃金と民間消費支出、政府消費支出と国内総資本形成それぞれの変化率について検討しよう。²溝口敏行他 (2008)掲載のデータにより、我々は表 1 を得た。

表 1 マクロ変数の変化率 (%)

日本統治期 1905-43	平均 (%)	標準偏差	変動係数	最小値	最大値
実質 GDP	3.39	5.31	1.57	-7.63	12.76
消費者物価指数	5.54	12.30	2.22	-23.84	30.33
GDP デフレーター	4.48	10.48	2.34	-20.36	25.64
民間消費支出	2.54	5.25	2.07	-10.97	14.51
政府消費支出	4.64	14.26	0.51	-37.47	53.60
国内総資本形成	7.61	24.92	3.28	-22.76	82.11
男子賃金(製造業)	3.07	10.94	3.56	-19.55	43.62
女子賃金(製造業)	3.99	11.83	2.96	-15.03	35.14
男子実質賃金 (製造業)	-0.90	13.72	-15.18	-25.13	43.45

² 戦前日本での価格メカニズム分析については、佐藤(1981)、吉川 (1988)、吉川・塩路 (1990) 参照。

表2 国民党統治期のマクロ変数の変化率

国民党統治期 1953-88	平均 (%)	標準偏差	変動係数	最小値	最大値
実質 GDP	8.85	0.51	0.06	1.16	12.98
消費者物価指数	6.20	1.52	0.25	-0.19	38.88
GDP デフレーター	6.04	1.13	0.19	-0.64	32.87
男子賃金(製造業)	11.85	1.39	0.12	-4.14	54.56
女子賃金(製造業)	10.97	1.46	0.13	-12.56	81.52
男子実質賃金(製造業)	5.32	1.16	0.218	-11.98	28.2

価格が伸縮的であれば、ショックに対する影響が小さくなり、経済は安定であると考えられる(西村・照山(1990a(1990b))). 価格の伸縮性が大きい経済は、価格の変化率の標準偏差も大きくなる。価格の伸縮性により、実体経済における変動が小さくなるなら実質 GDP の標準偏差は小さくなるはずである。

我々の結果では、実質 GDP、消費者物価、GDP デフレーター、男子と女子の製造業賃金それぞれの変化率で国民党統治期より日本統治期のほうが標準偏差、変動係数が大きい。³従って、日本統治期のほうが国民党統治期より価格が伸縮的だったといえる。そこで実体経済における変動が小さくなり、日本統治期のほうが持続的に成長するはずである。しかし、国民党の統治期間における実質 GDP の平均成長率約 8.85% は日本統治期の実質 GDP 成長率約 3.39% よりもかなり高い。国民党統治期には日本統治期と比較して、急速的に工業化に進み技術進歩は可能となった。また日本統治期の台湾は農業社会であり、工業化が進んでいない。農業での技術進歩は工業と比べて緩やかなので、実質 GDP の平均成長率が高くないと考えられる。国民党統治期では、製造業の名目賃金、実質賃金の平均成長率が高い。これは、この時期に台湾で製造業が成長したことの産物であろう。日本統治期では製造業の男子実質賃金の平均変化率が負である。これはこの時期の台湾はまだ途上国の段階にあり、W.A.Lewis の労働の無限供給モデル⁴が適用されうる状態だったと考えられる。

4. 台湾経済の時系列分析

照山・西村 (1990a.b) が指摘するように、価格の伸縮性と経済の安定性の関係を分析するためには、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。⁵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。はじめに、単位根と共和

³ 陳玉芬(2020)参照。

⁴ W.A.Lewis (1954)参照。

⁵ 張 (2003) は本論と同様の問題意識で中国の改革・開放以後の経済を分析している。

分関係の有無について検討せねばならない。⁶

4.1 単位根検定と共和分検定

はじめに、実質国内総生産の自然対数値 Y 、消費者物価指数の自然対数値 P とそれぞれ一階の階差 ΔY 、 ΔP について、ADF 検定と PP 検定を行う。結果は次のとおりである。

表 2. 日本統治期 1905-1943 年の単位根検定結果

1903-1943 年	ADF 検定		PP 検定	
	定数項有、 トレンドなし	定数項有、 トレンドあり	定数項有、 トレンドなし	定数項有、 トレンドあり
Y	-2.137	-0.808	-2.137	-0.896
ΔY	-5.173***	-5.628***	-5.158***	-5.627***
P	-0.209	-1.95	0.55	-1.131
ΔP	-2.999**	-3.08	-2.679*	-2.784

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。

両変数レベル値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。

共和分検定の結果は表 3 である。実質国内総生産と消費者物価指数の自然対数値では、共和分検定の結果により、NONE の帰無仮説を棄却できない。共和分ベクトルは存在せず、共和分関係の数は 0 である。我々は構造型 VAR モデルを推定する。

表 3. 日本統治期 1905-1943 年の共和分検定結果

日本統治期 1905-1943		
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 none 7.914(15.495)	最大固有値検定 5.968 (14.265)
P 値	0.475	0.617
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 At most 1 1.946 (3.841)	最大固有値検定 1.946 (3.841)
P 値	0.163	0.163

注：()内の数値は 5%有意点

⁶ 計量分析に際し、我々は EViews を用いた。EViews を使った VAR モデルの分析については、北岡・高橋(2013)の第二章が詳しい。

4.2 ラグの決定

次に最適なラグについて考える。赤池の情報基準(AIC)、シュバルツの情報基準(SC)などで判断する。表4の結果により、では日本統治期のVARモデルでラグを1とする。

表4.ラグに関する統計量

ラグ	AIC	SC
5	14.13815	15.13582
4	14.31406	15.13033
3	14.10966	14.74455
2	13.94045	14.39394
1	13.85636*	14.12845*

4.3 計量分析

4.3.1 構造VARモデル推計

我々は、実質国内総生産と消費者物価それぞれの変化率の構造VARモデルを推定した(数学注参照)。 Δ は自然対数値の一階階差である。次のVARモデルを考える。これは構造形という。まずは誘導形のVARモデルでパラメーターを推計せねばならない。結果は以下である。括弧内の値はt値である。

$$\Delta Y_t = 0.07\Delta Y_{t-1} - 0.2\Delta P_{t-1} + 3.96$$

(0.17) (0.07) (1.05)

(1)

$$\Delta P_t = -0.11\Delta Y_{t-1} + 0.55\Delta P_{t-1} + 3.02$$

(0.37) (0.15) (2.36)

(2)

我々はある期の実質国内総生産の自然対数値の階差に同じ期の消費者物価の自然対数値の階差は影響を及ぼさないと仮定する⁷。短期制約での構造型VARの推定結果は次となる。⁸

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -5 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta P_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 3.96 \\ -16.77 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.07 & -0.2 \\ -0.54 & 1.54 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta P_{t-1} \end{pmatrix}$$

(3)

⁷ これを短期制約という。詳しくは、北岡・高橋(2013)第2章参照。

⁸ 数学注参照。

4.3.2 分散分解

各変数の変動に対する各構造ショックの寄与度の指標としては、予測誤差分散分解がある。予測誤差の分散分解とは、変数のある期の情報に基づく H 期先の予測誤差の分散(すなわち、予測の平均 2 乗誤差)である予測誤差分散を、各構造ショックの相対的貢献度(予測誤差の原因である各構造ショックが、その分散の何パーセントを説明するか)に振り分けたものである。供給ショックとは、概ね供給曲線の右移動に対応し、需要ショックとは、概ね需要曲線の右移動に対応する。ここで、構造型 VAR モデルでの供給ショックと需要ショックが、実質 GDP の変化率 ΔY と消費者物価指数の変化率 ΔP の予測誤差分散の何パーセントを説明するのかを見よう。

表 5. 分散分解の結果 1905-1943 (%)

期間	ΔY		ΔP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
1 期先	100	0	2.43	97.57
2 期先	84.4	15.6	1.97	98.03
3 期先	79.63	20.37	1.86	98.14
4 期先	78.07	21.92	1.82	98.18
5 期先	77.26	22.74	1.81	98.19
10 期先	77.26	22.74	1.8	98.2
15 期先	77.26	22.74	1.8	98.2
20 期先	77.26	22.74	1.8	98.2
25 期先	77.26	22.74	1.8	98.2
30 期先	77.26	22.74	1.8	98.2

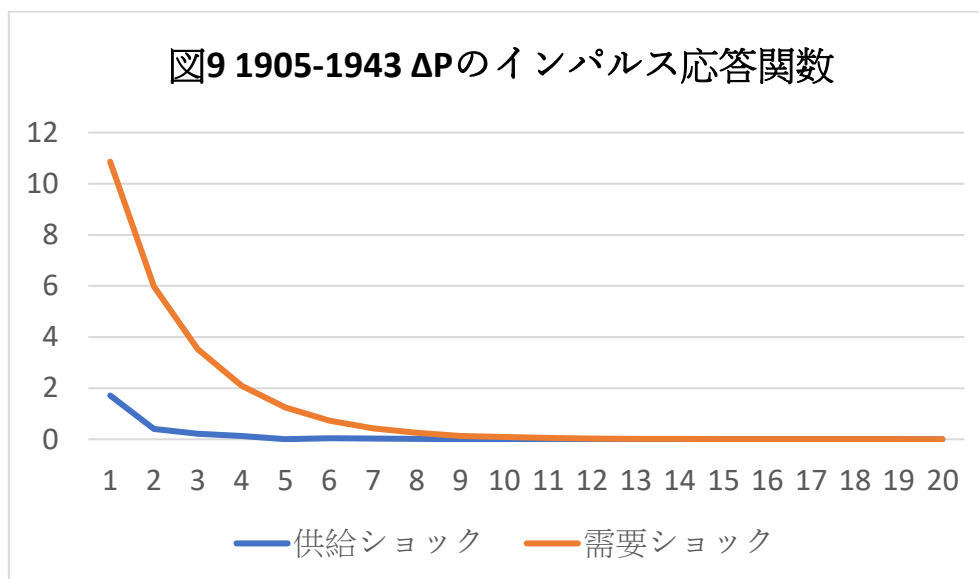
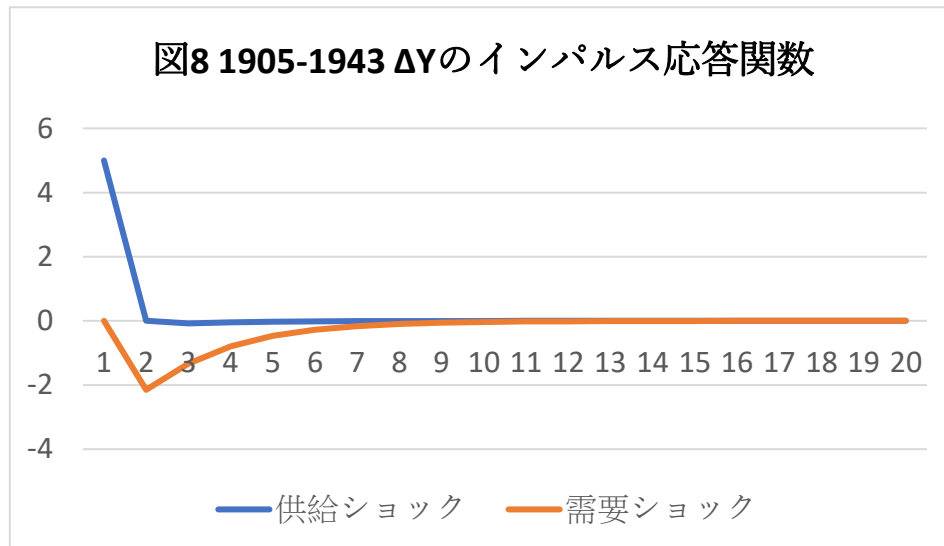
- (1) 供給ショックが ΔY の変動に占める割合
- (2) 需要ショックが ΔY の変動に占める割合
- (3) 供給ショックが ΔP の変動に占める割合
- (4) 需要ショックが ΔP の変動に占める割合

予測誤差の分散分解の結果より、日本統治期の台湾では、 ΔY への供給ショックが、 ΔY の変動に占める割合は 5 期先には 77.26%に収束していく。 ΔP への需要ショックが、 ΔP の変動に占める割合は当初 97.57%程度である。5 期先に 98.19%に上昇し、30 期先に 98.19 に収束している。

4.3.3 インパルス応答関数

次にインパルス応答関数の結果を見る。供給ショックにより、実質国内総生産の成長率は大きく上昇するが、物価上昇率はあまり変化しない。需要ショックにより、物

物上昇率は大きく上昇するが、実質国内総生産上昇率はあまり変化しない。この結果は、日本統治期台湾の経済が古典派が想定した経済に近いと考えられる。吉川(1987)が提起した新古典派モデルが適用される。



5. まとめと今後の課題

本論は日本統治期の台湾において価格の伸縮性が経済の安定に果たした役割を検討した。得られた主な結論は以下である。

(その 1) 日本統治期では、第一次産業生産額・GDP は約 51% から約 43% に低下した。第二次産業生産額と GDP 比は約 10% から約 25% に上昇した。第三産業と GDP 比は 40% 前後が続いていた。貿易依存度(=貿易総額・GDP 比)、は約 49% から、1937 年に約 63% となっている。その後下落している。

(その2)我々の結果では、実質GDP、消費者物価、GDPデフレーター、男子と女子の製造業賃金それぞれの変化率で国民党統治期より日本統治期のほうが標準偏差、変動係数が大きい。日本統治期のほうが国民党統治期より価格が伸縮的だったといえる。

(その3)分散分解の結果では、日本統治期の台湾では、 ΔY への供給ショックが、 ΔY の変動に占める割合は5期先には77.26%に収束していく。 ΔP への需要ショックが、 ΔP の変動に占める割合は当初97.57%程度である。5期先に98.19%に上昇し、30期先に98.19%に収束している。

(その4)インパルス応答では供給ショックにより、実質国内総生産の変化率は大きく上昇するが、消費者物価変化率はあまり変化しないことが分かった。需要ショックにより、物価上昇率は大きく上昇するが、実質国内総生産変化率はあまり変化しないことがわかった。この時期の台湾は古典派が想定した経済と近いと考えられる。

今後の課題として、次の二つを考えたい。第一に、卸売物価と実質GDPで同様の分析を行うことである。第二に、国民党統治期では物価や賃金の上昇率は高いが日本統治期より高い成長率を実現している。高度成長期の日本で、消費者物価と卸売物価の動きが異なっていたことはよく知られている。国民党統治期ではこれはどうだったのだろうか。これらについて検討したい。

数学注

(その1) VAR 分析の結果について

以下は、北岡他(2013、第二章)に依拠している。我々は実質国内総生産変化率と消費者物価上昇率からなる次のVARモデルを考える。これは構造形という。

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta P_t + \alpha_3 \Delta P_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (1)$$

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 \Delta P_{t-1} + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

ε_{yt} は実質経済へのショック、 ε_{pt} は貨幣部門へのショックである。この構造方程式を実質国内総生産の対数値 ΔY_t 、消費者物価指数の対数値 ΔP_t について解き、次の誘導形を得る。

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta P_{t-1} + e_{yt} \quad (3)$$

$$\Delta P_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta P_{t-1} + e_{pt} \quad (4)$$

(1)(2)を行列で表すと次となる。

$$\begin{pmatrix} 1 & -\alpha_2 \\ -\beta_1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta P_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_0 \\ \beta_0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 & \alpha_3 \\ \beta_2 & \beta_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta P_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{pt} \end{pmatrix} \quad (5)$$

構造 VAR モデルを直接推計することはできないので、まず誘導形 VAR を推計せねばならない。次に、構造モデルの係数に関して識別制約を加えて、係数を識別せねばならない。この識別制約には、短期制約(同時点制約)と長期制約がある。短期制約(同時点制約)として我々は、(1)式で $\alpha_2=0$ とおく。これはある期の実質国内総生産変化率に同じ期の消費者物価上昇率は影響を及ぼさないという仮定である。上記の(1)式で $\alpha_2=0$ と置くと次を得る。

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_3 \Delta P_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (6)$$

この制約では、構造方程式(6)がそのまま誘導方程式になる。 $\alpha_2=0$ ではない場合、誘導形のパラメーターと構造形のパラメーターの関係は以下となる。

$$\begin{aligned} \gamma_0 &= \eta(\alpha_0 + \alpha_2\beta_0), \gamma_1 = \eta(\alpha_1 + \alpha_2\beta_2), \gamma_2 = \eta(\alpha_3 + \alpha_2\beta_3) \\ \delta_0 &= \eta(\beta_0 + \alpha_0\beta_1), \delta_1 = \eta(\beta_2 + \alpha_1\beta_1), \delta_2 = \eta(\beta_3 + \alpha_3\beta_1) \\ \sigma_{EY}^2 &= \eta^2(\sigma_Y^2 + \alpha_2^2\sigma_P^2), \sigma_{EP}^2 = \eta^2(\beta_1^2\sigma_Y^2 + \sigma_P^2), \sigma_{EYP} = \eta^2(\beta_1\sigma_Y^2 + \alpha_2\sigma_P^2) \\ \eta &= 1/(1 - \alpha_2\beta_1) \end{aligned} \quad (7)$$

短期制約の場合は(7)式に $\alpha_2=0$ を代入すると次の式が得られる。

$$\begin{aligned} \alpha_0 &= \gamma_0, \alpha_1 = \gamma_1, \alpha_3 = \gamma_2 \\ \beta_0 + \beta_1\alpha_0 &= \delta_0, \beta_1\alpha_1 + \beta_2 = \delta_1, \beta_1\alpha_3 + \beta_3 = \delta_2 \\ \sigma_Y^2 &= \sigma_{EY}^2, \beta_1 = \sigma_{EYP}/\sigma_Y^2, \sigma_P^2 = \sigma_{EP}^2 - \beta_1^2\sigma_Y^2 \end{aligned} \quad (8)$$

このとき構造方程式(3)式の攪乱項がそのまま構造形(1)式への攪乱ショックとなる。

$$e_{yt} = \varepsilon_{yt}$$

誘導形のパラメーター $\delta_0, \delta_1, \delta_2$ は、(4)式を推定して得られる。 β_1 の値が得られれば、次より構造形のパラメーター $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ を得られる。

$$\begin{aligned} \beta_0 + \beta_1\alpha_0 &= \delta_0 \\ \beta_1\alpha_1 + \beta_2 &= \delta_1 \\ \beta_1\alpha_3 + \beta_3 &= \delta_2 \end{aligned} \quad (9)$$

β_1 は次より求める。(7)に $\alpha_2=0$ ($\eta = 1$)を代入すると次を得る。

$$\sigma_Y^2 = \sigma_{EY}^2 \quad \sigma_{EP}^2 = \beta_1^2 \sigma_Y^2 + \sigma_P^2 \quad \sigma_{EYP} = \beta_1 \sigma_Y^2 \quad (10)$$

(10)を行列で表示する。(3) (4)の誤差項 e_{yt}, e_{pt} の分散、共分散行列は次になる。

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{EY}^2 & \sigma_{EYP} \\ \sigma_{EYP} & \sigma_{EP}^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_Y^2 & \beta_1^2 \sigma_Y^2 \\ \beta_1^2 \sigma_Y^2 & \beta_1^2 \sigma_Y^2 + \sigma_P^2 \end{pmatrix} \quad (11)$$

分散共分散行列 Σ は正値定符号対称行列なので、下三角行列 \mathbf{P} の積に一意に分解できる。これをコレスキー分解という。(11)の場合、正値定符号行列であることは明らかである。小座行列式が正になる。分散はゼロではない。

$$\Sigma = \mathbf{P}\mathbf{P}' = \begin{pmatrix} p_{11} & 0 \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} \\ 0 & p_{22} \end{pmatrix} \quad (12)$$

誘導形モデルを推定すると、 Σ の推定値を得られる。これにより、下三角行列 \mathbf{P} も得られる。

$$\begin{pmatrix} \sigma_Y & 0 \\ \beta_1 \sigma_Y & \sigma_P \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{11} & 0 \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} \quad (13)$$

これにより、 β_1 の値-0.34 が得られた。日本統治期の構造 VAR モデルの結果は次となる。

$$\Delta Y_t = 0.07\Delta Y_{t-1} - 0.2\Delta P_{t-1} + 3.96 \quad (2)$$

$$\Delta P_t = -0.34\Delta Y_t - 0.09\Delta Y_{t-1} + 0.48\Delta P_{t-1} + 4.37 \quad (3)$$

(その2) コレスキー分解とは

以下は、西山・新谷・川口・奥井(2019, pp, 639-642)の説明を参考に行っている。コレスキー分解を(2×2 行列)で考えてみよう。A は、正値定符号対称行列とする。次のようになるといえればよい。

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}$$

$$A = L \times L^T$$

$$L = \begin{pmatrix} l_{11} & 0 \\ l_{21} & l_{22} \end{pmatrix} \quad L^T = \begin{pmatrix} l_{11} & l_{21} \\ 0 & l_{22} \end{pmatrix}$$

A は対称行列だから、 $a_{12} = a_{21}$ である。A は正値定符号対称行列だから、首座小行列式は正である。

$$a_{11} > 0$$

$$a_{11}a_{22} - a_{12}^2 > 0$$

$$L \times L^T = \begin{pmatrix} l_{11} & 0 \\ l_{21} & l_{22} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} l_{11} & l_{21} \\ 0 & l_{22} \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} l_{11} & 0 \\ l_{21} & l_{22} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} l_{11} & l_{21} \\ 0 & l_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} l_{11}^2 & l_{11}l_{21} \\ l_{11}l_{21} & l_{21}^2 + l_{22}^2 \end{pmatrix}$$

天下りのだがこれが A に等しいとすると、次が成立する。

$$\begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} l_{11}^2 & l_{11}l_{21} \\ l_{11}l_{21} & l_{21}^2 + l_{22}^2 \end{pmatrix}$$

$$l_{11}^2 = a_{11}$$

$$l_{11} = \sqrt{a_{11}}$$

$$l_{11}l_{21} = a_{12}$$

$$l_{21} = \frac{a_{12}}{\sqrt{a_{11}}}$$

l_{11} 、 l_{21} をこのように定めればよい。 l_{22} は次になる。

$$l_{21}^2 + l_{22}^2 = a_{22}$$

$$l_{21}^2 = \frac{a_{12}^2}{a_{11}}$$

$$l_{22}^2 = a_{22} - \frac{a_{12}^2}{a_{11}} = \frac{a_{11}a_{22} - a_{12}^2}{a_{11}}$$

$$l_{22} = \frac{a_{11}a_{22} - a_{12}^2}{a_{11}}$$

A の首座小行列が正なら、 2×2 行列では A が $L \times L^T$ に分解できることがわかった。

参考文献

英語文献

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.

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

日本語文献

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

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)

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、早稲田大学

陳玉芬(2020)「台湾における価格の伸縮性と経済の安定性」『大阪経済大学 working paper No.2020-01』

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—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)

西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮(2019)「計量経済学」有斐閣
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

吉川 洋(1987)「日本の労働市場とマクロ経済学」『経済研究』 7月号 pp.240-250、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)