

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

No.2020-01

台湾における価格の伸縮性と経済の安定性

大阪経済大学大学院 経済学研究科 博士後期課程

陳 玉芬

2020 年 8 月

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。しかし強力な労働組合が存在すると、賃金の下方硬直性により失業が生じるという見解がある。一般に、独裁制下では強力な労働組合など存在しえないから、独裁制下で伸縮的な価格機構が存在すれば経済は安定化するように思える。この直観は日本の統治期とその後の国民党の時代でも適用できるだろうか。

本論の主な目的は日本の統治期と国民党期の台湾において、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。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。この期間、台湾は日本の統治下にあった。その後、国民党の統治期は、1988年に蔣経国が亡くなるまで続いた。日本の統治期と国民党統治期の台湾の経済は、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。標準偏差や変動係数を用いての分析結果では、日本統治期の方が国民党統治期より、価格は伸縮的であった。ベクトル自己回帰分析による結果では、国民党統治期には供給ショック、需要ショックが実質 GDP の自然対数値一階階差に与える影響は、日本統治期より小さいことがわかった。

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、日本統治期ではベクトル誤差修正モデルの推定を行う、国民党統治期では、構造型 VAR モデルを推定する。第5節で、本論の主な結論を要約する。

2. 先行研究

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つの期間ではほぼ同じである。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、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 分析を実行した。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。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。我々は照山・西村（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. 台湾の経済発展と価格伸縮性について

(3-1) 人口の推移

台湾の経済発展について、人口成長率をみておこう。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。国民党の統治期としては、日本の敗戦から中国の内戦とその後の混乱期終結まで、超インフレの時期があるのでこれを除外する。そこで 1953 年から蔣経国死亡の 1988 年までを分析期間とする。1946 年から 1953 年までの人口の推移は表 1 になる。以下で、データはすべて溝口他（2008）による。

表 1. 1946-1953 年台湾の総人口	
年	人口（人）
1946	6,060,000
1947	6,467,000
1948	6,774,000
1949	7,357,000
1950	7,512,000
1951	7,829,000
1952	8,091,000
1953	8,389,000

1946 年から 1953 年の平均人口成長率は 4.8% である。これは、内戦終了により中国本土から台湾に国民党とその関係者が約 120 万人来たことも一因である。国民党統治期の 1953 年から 88 年では、人口平均成長率は 2.5% 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率をみておこう。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。国民党統治期において農家人口の対総人口比率は最初の 58%から最後の 19%に下落している。製造業の対総人口比率は、1946 年に 1.2%であるが、1988 年には 13.6%に上昇している。台湾においても、農業から工業への人口移動が生じたと考えられる。

図1 農家人口対総人口比率(日本統治期) I

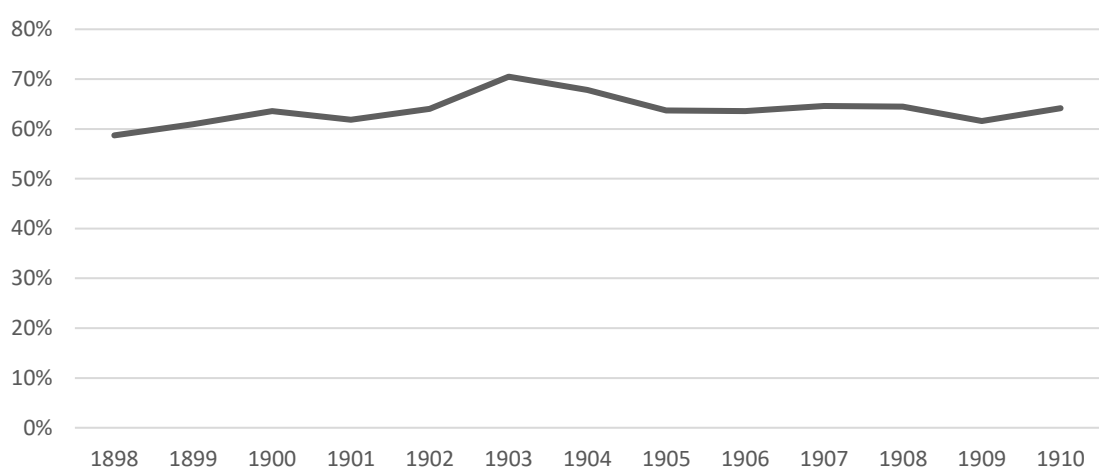


図2 農家人口対総人口比率(日本統治期) II

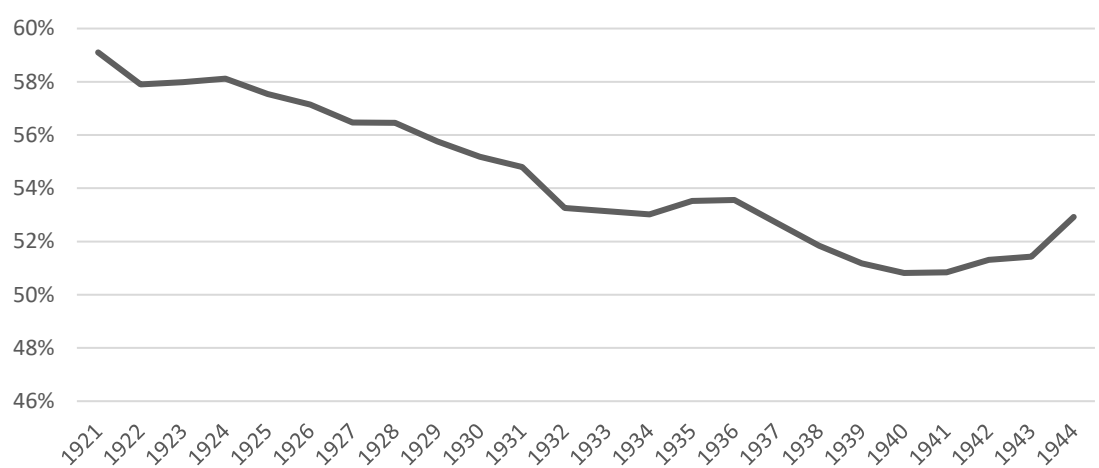


図3 農家人口対総人口比率(国民党統治期)

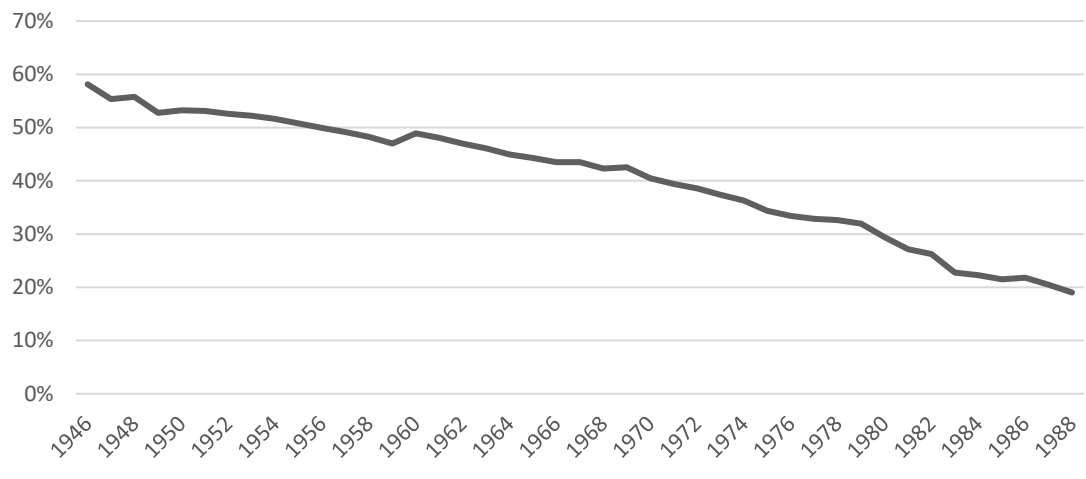


図4 製造業人口対総人口比率(日本統治期)

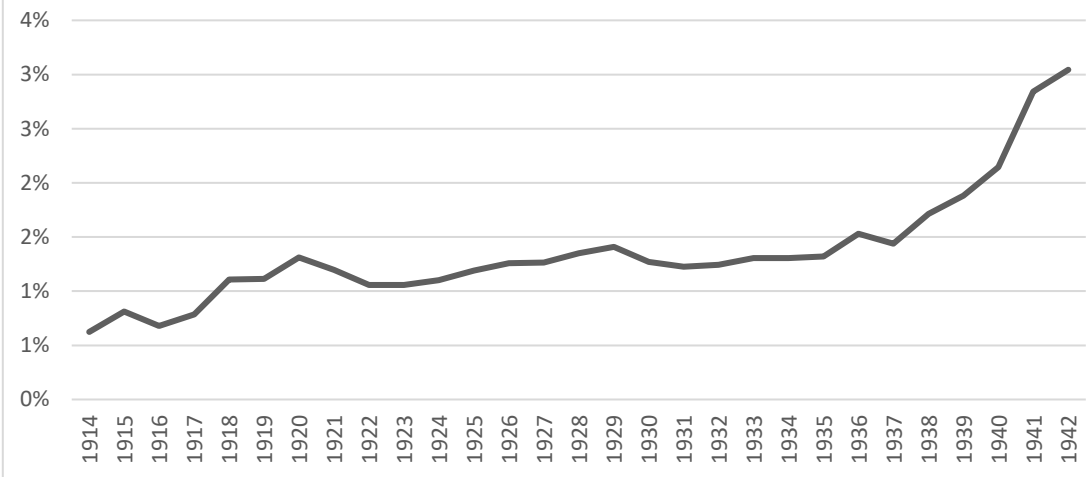
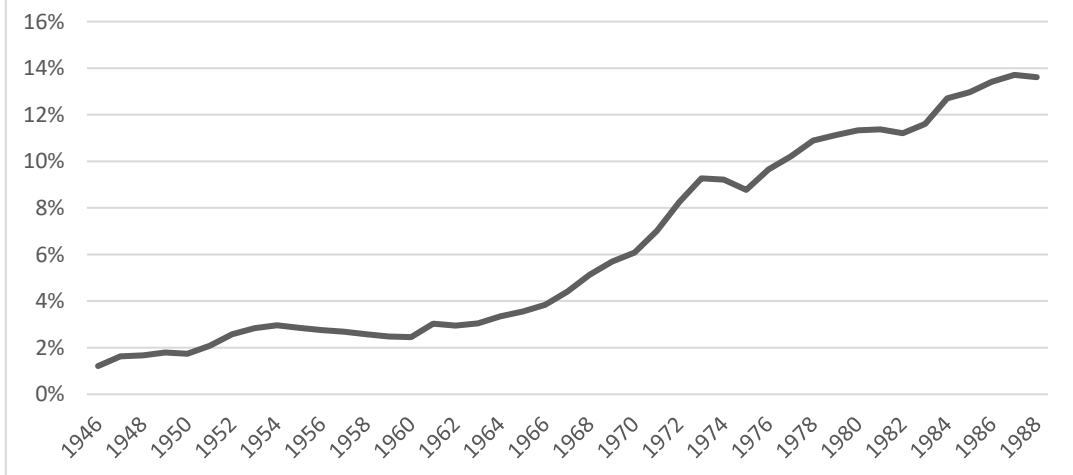


図5 製造業人口対総人口比率(国民党統治期)



(3-2) 日本統治期(1903-1943)と国民統治期(1953-1988)の比較について

次に GDP の支出面と需要面から日本統治期(1903-1943)と国民統治期の簡単な比較を行う。終戦期の経済混乱により、激しいインフレーションの時期を分析から外した。図 6 は実質民間消費支出(CP)と実質政府消費支出(CG)、実質国内固定資本形成(CI)それぞれと国内総支出の比率である。日本統治期の初期、民間消費支出・国内総支出が 1 を超えてる理由の一つは、この時期に大幅な経常収支赤字だったからである。国内総固定資本形成・国内総支出の比率が少しずつ上がっていると示していることにより、この時期に国内の貯蓄が進んできたと考えられる。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 7 である。日本統治期の台湾経済において、第一次産業の生産が産業全体の締め率にかなり高く、0.5-0.4 くらい一回高くなり、大きく変化はなかった。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。図 8 の貿易依存度については、(輸出+輸入)・国内総生産比率であり、この時期において徐々に上がっている傾向があったが、1943 年に日本が米国との戦争が始めてから急激に下落した。

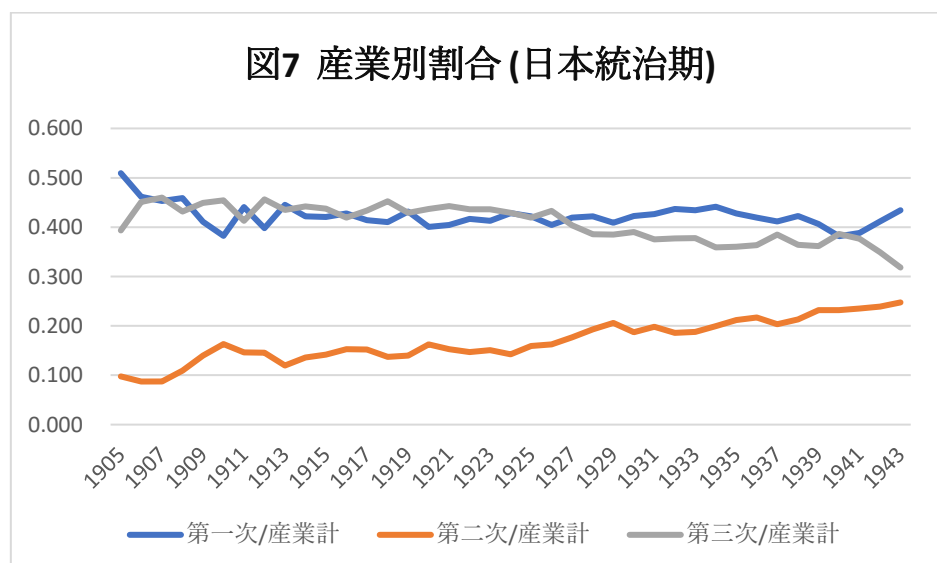
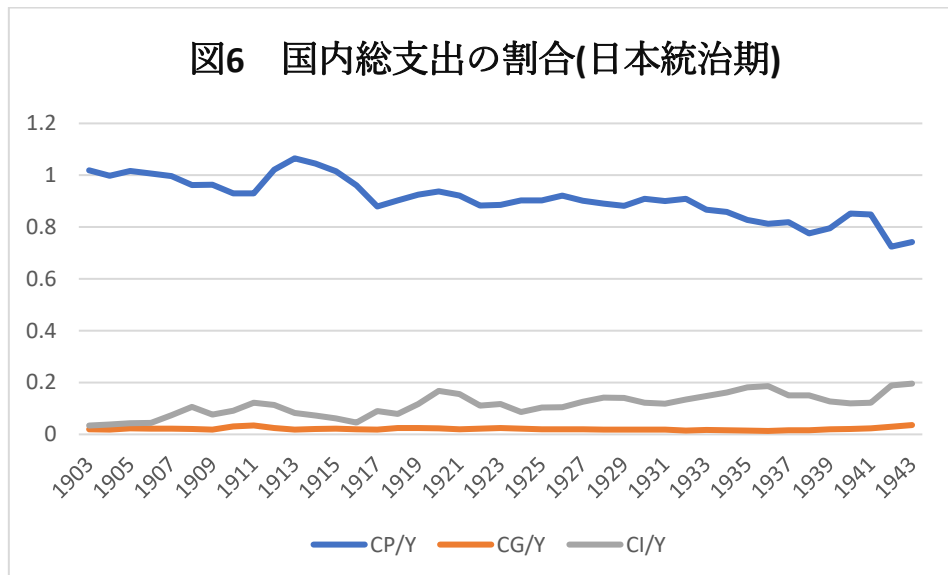
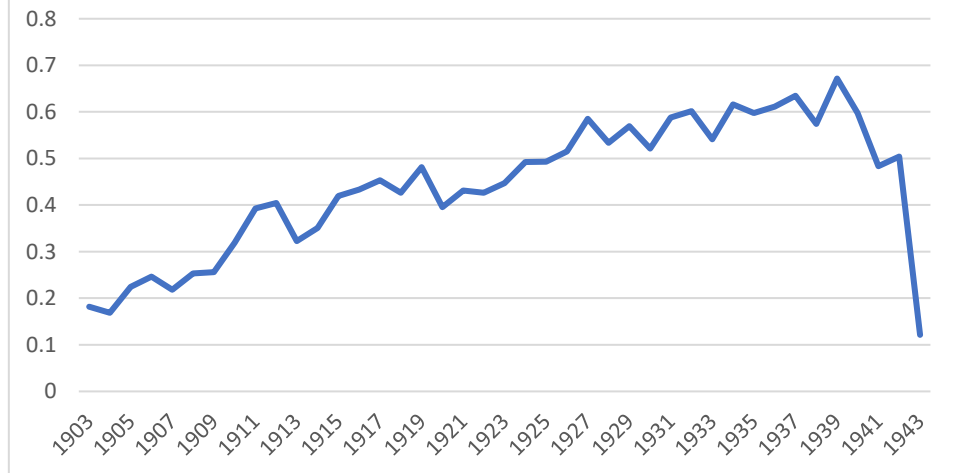
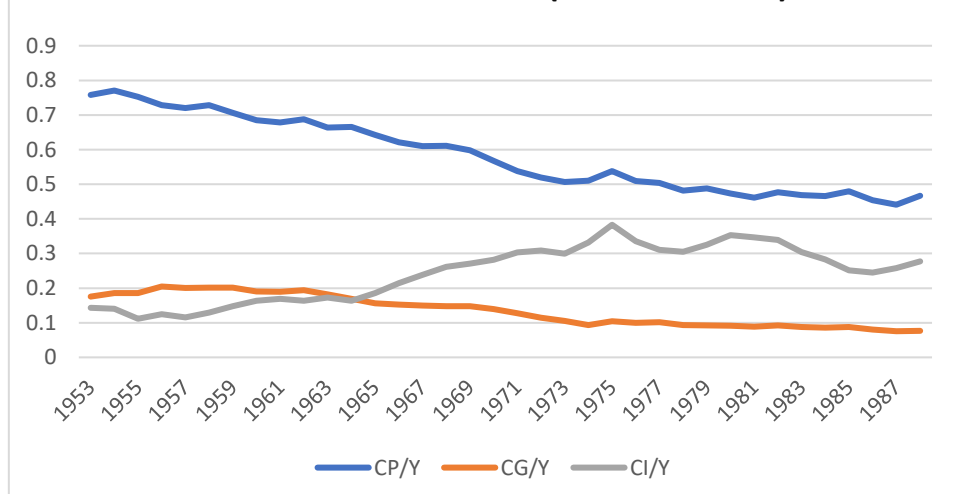


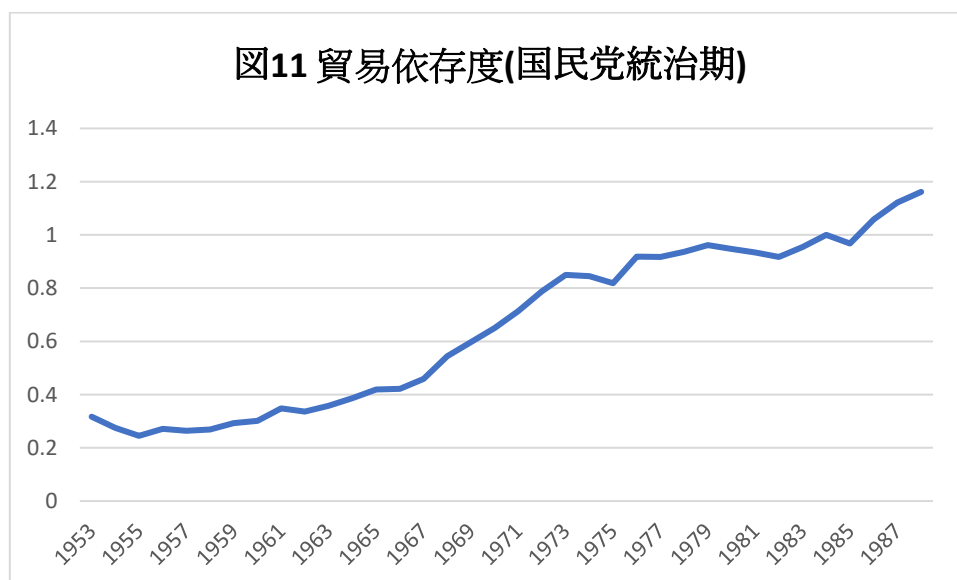
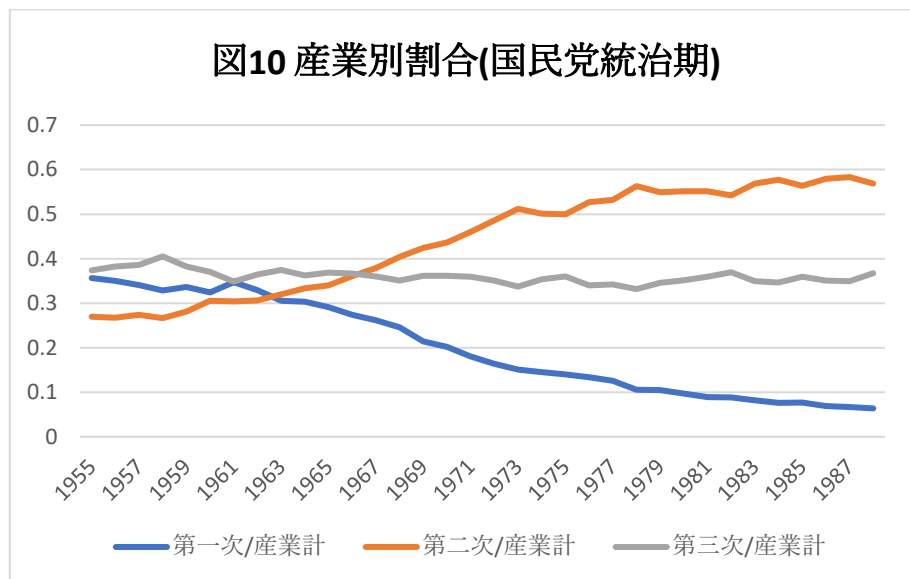
図8 貿易依存度(日本統治期)



次に国民党統治期について検討しよう。図9は国内総支出の各項目とGDPの比である。民間消費と国内総支出の比率が下がっている。国内総固定資本形成と国内総支出の比率が徐々に上昇している。図10は各産業の生産額と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。同年、第二次産業・産業別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。図11は貿易依存度である。1986年以降1を超えた。その後の台湾経済は貿易に強く依存するようになった。

図9 国内総支出の割合(国民党統治期)





(3-3) 実質 GDP、価格、賃金の変化率と価格伸縮性について

次に台湾の日本統治期及び国民党統治期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それぞれの変化率について検討しよう。¹溝口敏行他(2008)掲載のデータにより、我々は表 2 を得た。

¹ 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 各変数の変化率 (%)

日本統治期 1903-43	平均 (%)	標準偏差	変動係数	最小値	最大値
実質 GDP	2.657	1.021	0.384	-17.0	13.6
消費者物価指数	5.166	2.081	0.403	-21.2	35.4
GDP デフレーター	4.320	1.737	0.402	-18.4	29.2
男子賃金(製造業)	2.751	2.054	0.746	-17.8	54.7
女子賃金(製造業)	4.967	2.517	0.507	-14.0	45.5
男子実質賃金(製造業)	-0.913	2.534	-2.774	-22.2	54.4

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	8.852	0.510	0.058	1.2	13.9
消費者物価指数	6.200	1.516	0.245	-0.2	47.5
GDP デフレーター	6.036	1.130	0.187	-0.6	32.4
男子賃金(製造業)	11.852	1.385	0.117	-4.1	33.7
女子賃金(製造業)	10.966	1.460	0.133	-11.8	32.8
男子実質賃金(製造業)	5.322	1.160	0.218	-11.3	15.2

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、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。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 2.66% 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。

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

る。²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、単位根と共和分関係の有無について検討せねばならない。³

(4-1) 単位根検定と共和分検定

はじめに、実質国内総生産の対数値 Y 、消費者物価指数の対数値 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 3. 日本統治期 1903-1943 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	-0.698876	-2.053136	-0.708821	-2.416695
ΔY	-5.396531***	-5.344554***	-5.364249***	-5.267337***
P	-0.269715	-2.062089	0.815865	-1.119233
ΔP	-3.122380**	-3.201136*	-2.790579*	-2.919770

***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。

日本統治期のデータをもって単位根検定を行った結果により、単位根が存在するという帰無仮説を棄却できない。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。

表 4. 国民党統治期 1953-1988 年の単位根検定結果

1953-1983 年	ADF		PP	
	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	0.458982	-1.984438	0.391903	-1.984438
ΔY	-4.371597***	-4.347034***	-4.337510***	-4.310615***
P	-0.727978	-2.097567	-0.721667	-1.760855
ΔP	-4.378158***	-4.358667***	-4.332021***	-4.310994***

***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。

国民党統治期の単位根検定の結果は次になる。実質国内総生産と消費者物価指数の対数値では、単位根が存在するという帰無仮説を棄却できない。一階の階差をとれば、ADF 検定と PP 検定で共に単位根の存在を棄却できる。

² 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。

³ 計量分析に際し、我々は EViews を用いた。EViews による VAR モデルについては、北岡・高橋（2013）の第二章が詳しい。

表 5.日本統治期の共和分検定結果

日本統治期 1903-1943		
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 22.72359(12.32090) *	最大固有値検定 21.54552 (11.22480)*
P 値	0.0007	0.0006
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 1.178073 (4.129906)	最大固有値検定 1.178073 (4.129906)
P 値	0.3238	0.3238

None では共和分ベクトルの数が 0 という帰無仮説を棄却できない。そこで我々は日本統治期では VEC モデルを推定する。検定の結果は表 5 になる。実質国内総生産と消費者物価指数の対数値では、None の帰無仮説では、共和分ベクトルの数が 0 である。この帰無仮説が棄却できない。それで我々は日本統治期では VEC モデルを推定する。

表 6.国民党統治期の共和分検定結果

国民党期 1953-1988		
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 10.90190(15.49471)	最大固有値検定 10.44116(14.26460)
P 値	0.2176	0.1845
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 0.460735(3.841465)	最大固有値検定 1.876337(4.129906)
P 値	0.4973	0.4973

表 6 により、トレース検定の P 値を見れば、どちらの帰無仮説も棄却されない。共和分ベクトルは存在せず、共和分関係の数は 0 である。それで、我々は国民党統治期では構造 VAR モデルを推定する。

(4-2) ラグの決定

以下は ADF 検定で定数項有、トレンドなしで単位根検定を行った結果である。

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。この結果により、では日本統治期ラグを 2 と、国民党統治期ではラグを 1 とする。

表 7.日本統治期

実質国内総生産対数値(定数項のみ)			消費者物価指数(定数項のみ)		
ラグ	AIC	SC	ラグ	AIC	SC
5	-2.869611	-2.558541	5	-1.359804	-1.048735
4	-2.814357	-2.550437	4	-1.391476	-1.127556
3	-2.869262	-2.651571	3	-1.480883	-1.263191
2	-2.954176	-2.781799	2	-1.541013	-1.368636
1	-2.573683	-2.445717	1	-1.531887	-1.403921

表 8.国民党統治期

ラグ	AIC	SC	ラグ	AIC	SC
5	-4.036445	-3.709499	5	-1.933822	-1.606876
4	-4.062310	-3.784764	4	-2.019062	-1.741516
3	-4.071438	-3.842416	3	-2.120530	-1.891509
2	-4.142045	-3.960650	2	-2.220866	-2.039471
1	-4.189639	-5.054960	1	-2.289603	-2.154924

(4-3) 日本統治期の計量モデル

(4-3-1) 日本統治期の VEC モデル推計

この期間では、実質国内総生産と消費者物価それぞれの自然対数値をとり VEC モデルを推定した。結果は次になった。() 内はt値である。

$$\Delta Y_t = 0.0855\Delta Y_{t-1} - 0.1662\Delta Y_{t-2} - 0.2222\Delta P_{t-1} + 0.1048\Delta P_{t-2}$$

$$(0.6559) \quad (-1.3492) \quad (-3.0096) \quad (1.29147)$$

$$-0.0048(Y_{t-1} + 6.6676P_{t-1}) \quad , \quad \bar{R}^2 = 0.2262$$

$$(-4.9249) \quad (9.6688)$$

$$\Delta P_t = -0.3674\Delta Y_{t-1} - 0.0150\Delta Y_{t-2} + 0.7470\Delta P_{t-1} - 0.3483\Delta P_{t-2}$$

$$(-1.2363) \quad (-0.0533) \quad (4.4358) \quad (-1.8828)$$

$$-0.0046(Y_{t-1} + 6.6676P_{t-1}) \quad , \quad \bar{R}^2 = 0.2745$$

$$(-2.0534) \quad (9.6688)$$

(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、VEC モデルでの供給ショックと需要ショックが、実質 GDP の自然対数値の一階階差 ΔY と消費者物価指数の自然対数値の一回階差 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 9. 日本統治期分散分解の結果 1903-1942 (%)

ΔY			ΔP	
期間	(1)	(2)	(3)	(4)
1 期先	100	0	5.1513	94.8487
5 期先	61.2861	38.7139	1.0233	98.9767
10 期先	47.4584	52.5416	0.7463	99.2538
15 期先	36.2209	63.7791	0.6345	99.3655
20 期先	28.5522	71.4478	0.5694	99.4306
25 期先	23.2591	76.7408	0.5249	99.4751
30 期先	19.5096	80.4903	0.4927	99.5073
35 期先	16.7747	83.2254	0.4691	99.5309
40 期先	14.7240	85.2759	0.4519	99.5480
45 期先	13.1483	86.8517	0.4400	99.5599
50 期先	11.9112	88.0887	0.4323	99.5677

(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

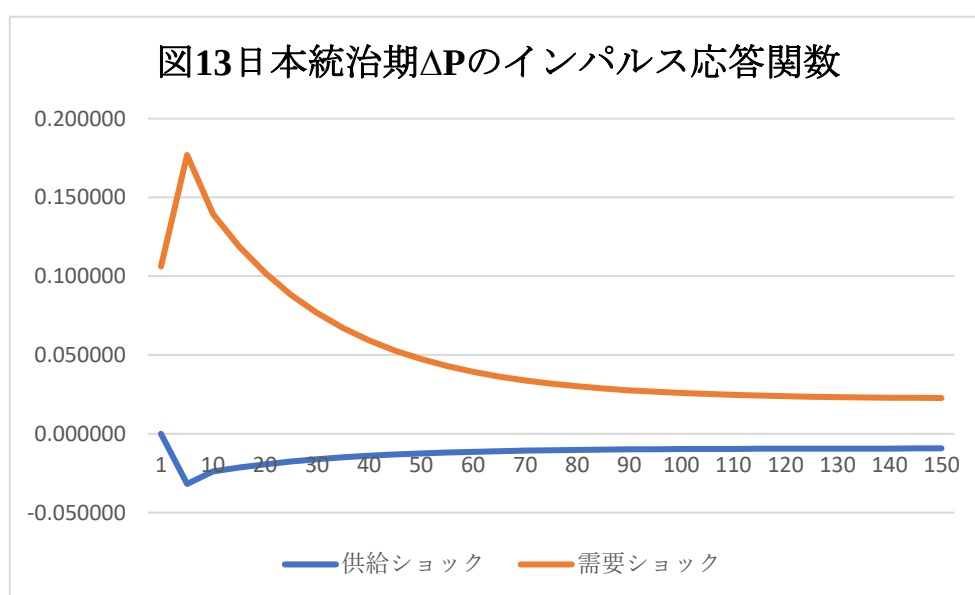
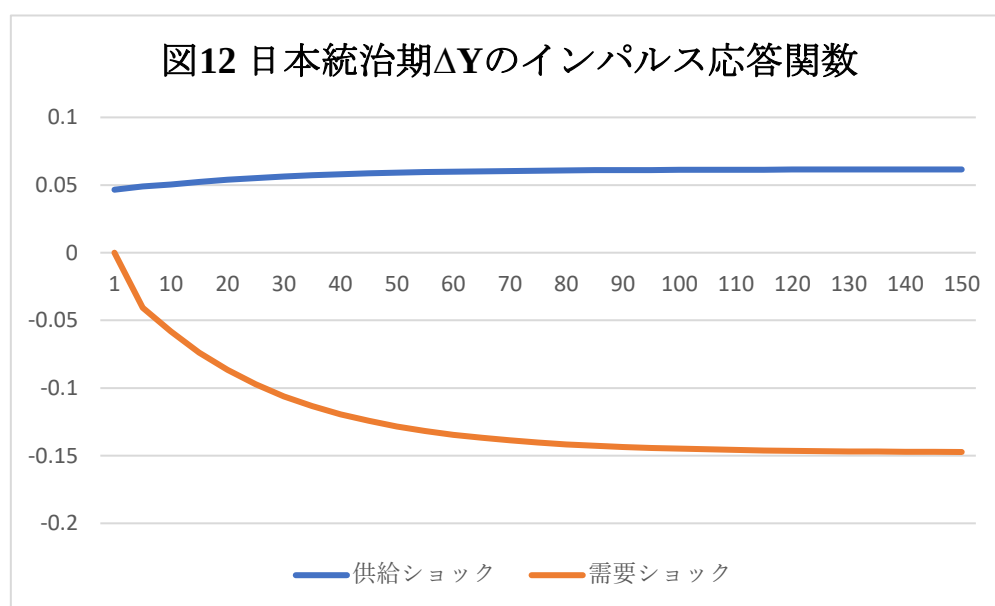
(3) 供給ショックが ΔP の変動に占める割合

(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 の予測誤差の分散に与える影響は当初は 5 期まで 61.29%程度である。50 期先には 11.91%に収束していく。 ΔP への需要ショックが、 ΔP の予測誤差の分散に与える影響は当初 94.85%程度である。これは上昇していき、99.56%程度となる。日本統治期では、需要ショックが ΔY 、 ΔP の変動に占める影響は供給ショックのそれを大きく上回る。

(4-3-3) インパルス応答関数

次に各変数のインパルス応答関数をみる。日本統治期において、 ΔY 及び ΔP に対する供給ショック及び需要ショックの結果は、次の図 12、13 となる。図 12 により、 ΔY に与える影響では、プラスの反応をしている供給ショックがマイナスの反応をしている需要ショックより一貫して大きい。図 13 により需要ショックは、 ΔP に 5 期先に瞬時的に大きな影響を与え、150 期先まで穏やかに収束している。一方、供給ショックのほうが、 ΔP に与える効果が最後まで少し上昇しているけど、需要ショックに与えられる影響と比べて小さい。そして、 ΔY に与える影響及び ΔP に与える影響では、それぞれの 75 期先と 90 期先以降、供給ショック及び需要ショックの変動が平行になっていくところは特徴的に言えるであろう。



(4-4) 国民党統治期の計量モデル

(4-4-1) 構造型 VAR

この期間では、実質国内総生産と消費者物価それぞれの自然対数値の構造型 VAR モデルを推定した(数学注参照)。△は自然対数値の一階階差である。実質国内総生産の自然対数値、消費者物価の自然対数値それぞれの一階の階差からなる次の VAR モデルを考える。これは構造型という。誘導形の結果は以下となる。

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta P_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.040944 & -0.194963 \\ 1.082133 & 0.486711 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta P_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.100117 \\ -0.060600 \end{pmatrix}$$

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⁴。構造型 VAR の推定結果は次となる。

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -1.4711 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta P_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.0409 & -0.194963 \\ 1.0219 & 0.199901 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta P_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.1001 \\ 0.0867 \end{pmatrix}$$

(4-4-2) 分散分解

表 10. 国民党統治期分散分解の結果 1953-1987 (%)

期間	ΔY		ΔP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
1 期先	100.0000	0.0000	29.2782	70.7218
5 期先	81.7716	18.2284	27.8400	72.1600
10 期先	81.7544	18.2456	27.8509	72.1491
15 期先	81.7544	18.2456	27.8509	72.1491
20 期先	81.7544	18.2456	27.8509	72.1491
25 期先	81.7544	18.2456	27.8509	72.1491
30 期先	81.7544	18.2456	27.8509	72.1491
35 期先	81.7544	18.2456	27.8509	72.1491
40 期先	81.7544	18.2456	27.8509	72.1491
45 期先	81.7544	18.2456	27.8509	72.1491
50 期先	81.7544	18.2456	27.8509	72.1491

(1) 供給ショックがΔYの変動に占めるの割合

(2) 需要ショックがΔYの変動に占めるの割合

(3) 供給ショックがΔPの変動に占めるの割合

(4) 需要ショックがΔPの変動に占めるの割合

⁴ これを短期制約という。詳しくは、北岡・高橋 (2013) 第 2 章参照。

国民党統治期の台湾では、供給ショックが、 ΔY の変動に与える影響は当初は 81.77%程度である。50 期先には 81.75%程度になっている。国民党統治期の台湾では、 ΔP への需要ショックが、 ΔP の予測誤差の分散に与える影響は当初 70.72%程度である。

(4-4-3) インパルス応答関数

次に各変数のインパルス応答関数をみる。日本統治期において、 ΔY 及び ΔP に対する供給ショック及び需要ショックの結果は、次の図 14、15 となる。図 14 を図 12 と比較すると、供給ショック、需要ショックが ΔY に与える影響は、国民党統治期の方が日本統治期より小さい。次に、図 15 の ΔP のインパルス応答関数を見てみよう。国民党統治期に需要ショックは瞬時的に ΔP を上昇させているが、その効果はすぐに供給ショックが ΔP に与える効果より小さくなっている。

図14 国民党統治期 ΔY のインパルス応答関数

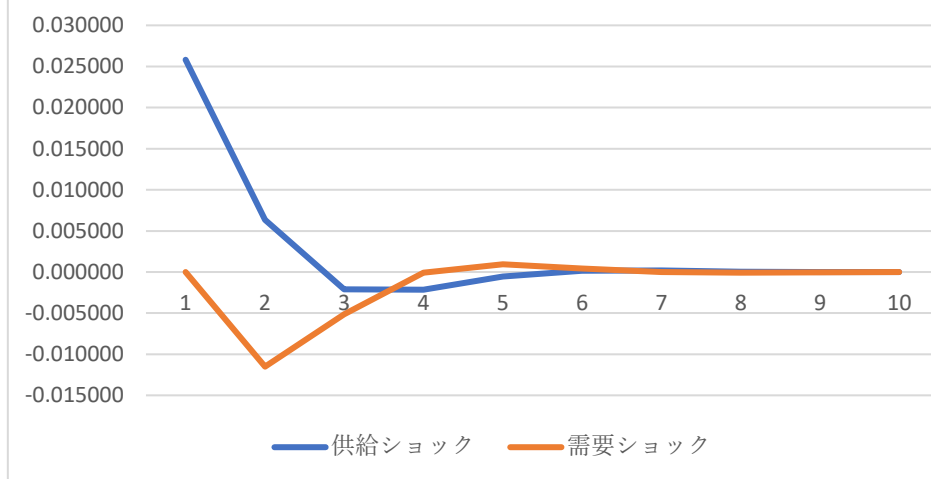
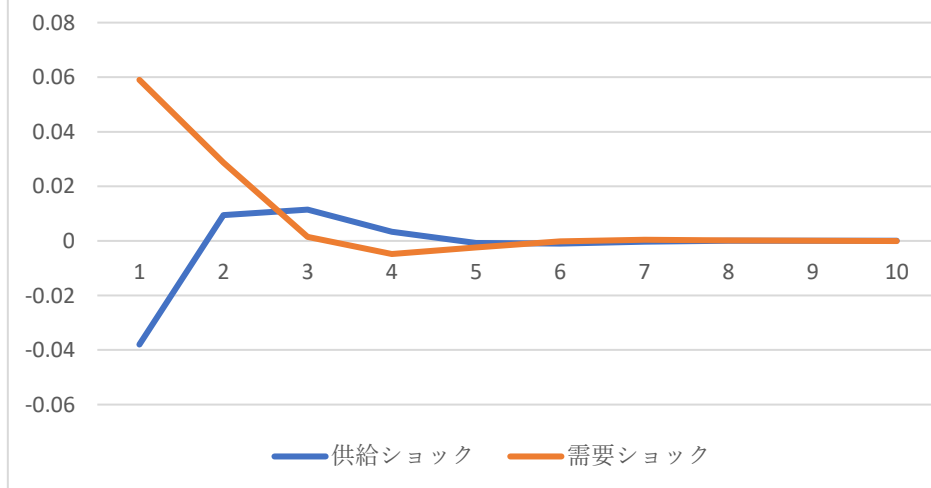


図15 国民党統治期 ΔP のインパルス応答関数



5. まとめと今後の課題

本論は日本統治期と国民党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、国民党統治期共に人口は着実に増加している。

(その 2) 日本統治期で、農家人口対総人口比率は緩やかに低下している。国民党統治期に、大きく低下している。

(その 3) 日本統治期では、実質民間消費・実質 GDP 比が当初は 1 を超えていた。これは徐々に下落し、日本統治期末には約 0.7 になっている。民間消費及び政府支出が非常に小さく、純海外取引はマイナスとなっている。

(その 4) 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 5) 国民党統治期における貿易依存度は一時的に上昇した。

(その 6) 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。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。

(その 7) 日本統治期では、需要ショックが ΔY 、 ΔP の変動に占める影響は供給ショックのそれを大きく上回る。

(その 8) 国民党統治期では供給ショック、需要ショックが実質 GDP の自然対数値一階階差に与える影響は、日本統治期より小さい。国民党統治期に需要ショックは瞬時的に消費者物価自然対数値の一階階差を上昇させているが、その効果はすぐに供給ショックが消費者物価自然対数値の一階階差に与える効果より小さくなっている。

日本統治期で需要ショックは実質 GDP の自然対数値一回階差に負の影響を与えている。これは総供給曲線の傾きが負だったことを示す。この点は、さらに分析せねばならない。本論の分析結果によれば、日本統治期と比べて国民党統治期には物価上昇率、賃金上昇率が高めに安定している。製造業の男子実質賃金の平均上昇率が日本統治期には -0.9% だったが、国民党統治期には 5.3% である。実質 GDP の成長率も日本統治期より高い。これらを考慮すると、冒頭の直観は必ずしも適切でない。この結果の理論的解釈が必要である。今後は物価上昇率の ARCH、GARCH モデルによる分析を行い物価上昇率が収束するか否かを検討したい。

数学注 誘導形と構造形

以下は北岡他（2013，第2章）に依拠している。実質国内総生産の自然対数値、消費者物価の自然対数値それぞれの一階の階差からなる次の 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自然対数値の階差 ΔY_t 、消費者物価指数の自然対数値の階差 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。

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

$$A = \begin{pmatrix} 1 & -\alpha_2 \\ -\beta_1 & 1 \end{pmatrix} \quad (5)$$

構造形 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、構造形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。

$$\gamma_0 = \eta(\alpha_0 + \alpha_2\beta_0), \gamma_1 = \eta(\alpha_1 + \alpha_2\beta_2), \gamma_2 = \eta(\alpha_3 + \alpha_2\beta_3)$$

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

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

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

(3)と(6)は同じだから誘導方程式(3)の攪乱項がそのまま実体経済への攪乱ショックとなる。

$$e_{yt} = \varepsilon_{yt} \tag{9}$$

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 $\beta_0, \beta_2, \beta_3$ を得られる。

$$\begin{aligned}
\beta_0 + \beta_1\alpha_0 &= \delta_0 \\
\beta_1\alpha_1 + \beta_2 &= \delta_1 \\
\beta_1\alpha_3 + \beta_3 &= \delta_2
\end{aligned} \tag{10}$$

β_1 は次より求める。(8)の3行目の式を行列で表す。これは分散共分散行列である。

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

分散共分散行列 Σ は対称行列なので、下三角行列 P の積に分解できる。これをコレスキー分解という。

$$\Sigma = PP' = \begin{pmatrix} p_{11} & 0 \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} \\ 0 & p_{22} \end{pmatrix} \tag{12}$$

誘導形 VAR 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 P も次のように得られる。

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

これより、 β_1 の値を得られる。

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

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」、pp.33-100、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

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)

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)