

### 日露戦争期の政府支出乗数 : 景気循環会計によるアプローチ

郡司, 大志 / 宮崎, 憲治

---

(出版者 / Publisher)

Institute of Comparative Economic Studies, Hosei University / 法政大学比較経済研究所

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

比較経済研究所ワーキングペーパー

(巻 / Volume)

190

(開始ページ / Start Page)

1

(終了ページ / End Page)

18

(発行年 / Year)

2015-02-13

# 日露戦争期の政府支出乗数： 景気循環会計によるアプローチ\*

郡司大志                      宮崎憲治  
大東文化大学                法政大学

2015年2月9日

## 概要

本稿は、Chari et al. (2007, *Econometrica* 75 (3), 781-836) によって提案された景気循環会計を用いて日露戦争期の日本の政府支出乗数を推定する。景気循環会計とは、ミクロ経済学的基礎を持つマクロ経済モデルの様々な景気循環要因を効率性ウェッジ、労働ウェッジ、投資ウェッジ、政府消費ウェッジの4つに分類し、それらを推定する手法である。景気循環会計で用いられるプロトタイプ・モデルにこれらのウェッジを代入することで正確に景気循環を復元し、シミュレーションを行うことができる。日露戦争は日本が戦場になっておらず、当時の経済規模に対して多額の政府支出が費やされ、前年まで開戦に至るかどうかが不透明であったため、予期せぬ政府支出ショックの自然実験と考えられる。このデータと景気循環会計を組み合わせることで政府支出乗数をより正確に推定することができる。推定方法によって差はあるが、短期の乗数は0.6～0.8、長期の乗数は1前後と推定された。これらはVARなどによる先行研究の結果を概ね裏付ける結果である。

---

\* この研究は全国銀行学術研究振興財団の2014年度助成金および日本学術振興会の科学研究費補助金(24530320)の助成を受けたものである。

## 1 はじめに

本稿の目的は、景気循環会計をつかって日露戦争期の日本の政府支出乗数を推定することである。

財政支出乗数について数多くの研究者が推定を試みているが、その大きさには必ずしも意見の一致を見ていない。このような齟齬が生じるのは、推定方法に問題があるからかもしれない。財政支出は通常前年度、場合によっては数年前から予算が検討されるため予期せざるショックとはなり得ず、財政支出の変動が経済主体の予想に織り込まれてしまう。そのため、戦時データを用いることが提案されている。Barro and Redlick (2011) は第二次世界大戦期のアメリカのデータを用いて、防衛費の乗数が一時的には 0.4 から 0.5、2 年間では 0.6 から 0.7 であったことを誘導型の回帰分析で推定した。Ramey (2011) は戦争などのイベントを質的変数として VAR に導入し、政府支出乗数を 0.6 から 1.2 と推定した。さらに、Owyang et al. (2013) はアメリカの 1890 年から 2010 年もの歴史的データから、軍事支出の財政乗数が 0.7 から 0.9 であったと報告している。

日本において、こうした戦時データをもちいた乗数効果を推計した分析は筆者が知る限り存在しない。太平洋戦争以降、日本は戦争を一度もおこなっておらず予期されない財政支出は発生していない。太平洋戦争においては、戦死者が多く、資本の毀損も甚だしく、推計には適さない。それに対して、日露戦争では日本が戦場となっていない点は第二次大戦のアメリカと同様で、戦死者は比較的少なかった。当時の労働力人口が約 2500 万人であったのに対し、軍人・軍属の死没者数は 8.5 万人（有業者の 0.4%）、負傷者数は 15 万人（同 0.6%）であったため、労働市場への影響は比較的小さいと考えられる。日本が行った他の主な戦争について見てみると、日清戦争（1894-95）は労働のデータが乏しく、太平洋戦争（1941-45）では戦死者が多いため、推定に適さない。また、日露戦争は宣戦布告の日まで開戦が疑問視されていた。板谷（2012）によれば、開戦前にロンドン市場での日本国債価格は約 76 円で安定していたが、開戦翌日の 1904 年 2 月 9 日には一気に 67 円に暴落した。Sussman and Yafeh (2000) も同様に、開戦前は日本は「負け犬 (underdog)」とみなされていたため、開戦時にリスクプレミアムが急上昇したことを指摘している。つまり、日本の宣戦布告は世界的にも予期せぬイベントであったと言える。従って、財政支出乗数の推定には日露戦争前後のデータがより適していると考えられる。

回帰分析によるアプローチをおこなうのには様々な問題を抱えている。合衆国のデータでの回帰分析においても、用いる説明変数あるいは内生変数が真のモデルよりも少ない場合には、推定されるパラメータにバイアスが生じることはよく知られている。実質産出量に影響を及ぼす変数は財政支出のみではないため、十分なコントロール変数がなければ財政支出乗数を課題に評価してしまう可能性がある。ところが、変数を増やしてしまうと推定の効率性が損なわれる。つまりトレードオフが生じる。また、財政支出を外生変数として扱うことにも問題があるため、回帰分析の場合には適切な説明変数が、VAR の場合には適切な構造が推定の際に必要なだが、それらを与えるのは非常に困難である。それに加えて、日本の研究の場合、合衆国の研究のように何度か推計に適した戦争が発生せず、一度だけの戦争をもとに乗数計測するには VAR を含めた回帰分析において困難で

ある。

そこで本稿は、景気循環会計を用いて日露戦争前後の財政支出乗数を推定する。景気循環会計は、ミクロ経済学的基礎を持つマクロ経済モデルの様々な景気循環要因を効率性ウェッジ、労働ウェッジ、投資ウェッジ、政府消費ウェッジの4つに分類し、それらを推定する手法である。

財政支出乗数を推定する場合、景気循環会計はDSGEに比べて優れた性質を持つ。DSGEではモデルの構造とショックを特定化し、シミュレーションから得られた系列を現実のデータと比較する。この方法では、必ずしも現実のデータを同じ系列を復元できるわけではないため、財政支出ショックの効果を正確に測ることはできない。また、モデルの特定化を誤った場合、誤った効果を推定してしまうことになる。一方、景気循環会計ではデータから推定されたウェッジは、正確にデータを復元することができる。その上で財政支出を変化させれば、他の景気循環要因を変化させることなくその効果を測ることが可能なのである。さらに、ウェッジは景気循環の様々な摩擦を要約しているため、モデルの特定化を気にする必要もない。

本稿での結論は、推定方法によって差はあるものの、短期の政府支出乗数は約0.7、長期の政府支出乗数は約1であった。これらは他の手法で推定された政府支出乗数と整合的な結果である。

本論文の貢献は次のとおりである。第一に、日露戦争前後の日本のデータをもちいて乗数効果の係数をおこなったことである。この時期のデータをもちいて乗数効果を推計した論文は存在しない。第二に、乗数効果の推計に景気循環会計をもちいたことである。Braun and McGrattan (1993) や McGrattan and Ohanian (2010) などDSGEを用いて戦時データを復元する試みも行われている。ただ、景気循環会計を用いたのは我々が初めてである。第三に、ウェッジの効果の計測の新たな手法を提案している。ほとんどの景気循環会計でショックの効果の計測はChari et al. (2007)の方法が用いられているが、これはほかのウェッジの相関を考慮していない。本稿ではこれを考慮した方法を提唱している。

本論文の構成は以下のとおりである。最初に景気循環会計のフレームワークを説明する。第3節政府支出乗数をどのように計測したかを解説する。第4節データについて詳述する。第5節で計測結果を提示し、第6節に結論を述べる。補論として、労働データについての作成手順や、モデルの推計方法を提示している。

## 2 プロトタイプ・モデル

景気循環会計では、プロトタイプ経済という4つのウェッジからなる新古典派成長モデルを用いる。プロトタイプ・モデルは構造上は実物的景気循環(RBC)モデルに2つの税(労働所得税および投資税)を加え、TFPを効率性ウェッジ、政府支出を政府消費ウェッジと読み替えたものである。Chari et al. (2007)は、このプロトタイプ・モデルのウェッジが様々な摩擦を持つ動学的確率的一般均衡(DSGE)モデルと同じ配分を実現する等価命題を示した。言い換えると、多くのDSGEは4つのウェッジを適切に調整することで正確に復元できるということである。また、ウェッジの推定には実際の産出、消費支出、投資支出、労働供給を用いるため、推定されたウェッジを用いるとプロトタイプ・モデルから正確にそれらの変数を再現できる。そのため、推定された

ウェッジのうち景気循環に影響を及ぼすものが分かれば、そのウェッジと等価となる DSGE の摩擦が景気循環要因の有力候補となる。このような理由から、本稿でもプロトタイプ・モデルからウェッジを推定し、検証を行う。

プロトタイプ経済の代表的家計は生涯効用

$$\sum_{t=0}^{\infty} \sum_{s^t} \beta^t \pi_t(s^t) U(c_t(s^t), l_t(s^t)) N_t, \quad (1)$$

を予算制約

$$c_t(s^t) + [1 + \tau_{xt}(s^t)]x_t(s^t) = [1 - \tau_{lt}(s^t)]w_t(s^t)l_t(s^t) + r_t(s^t)k_t(s^t) + T_t(s^t), \quad (2)$$

および資本の推移式

$$(1 + \gamma_n)k_{t+1}(s^t) = (1 - \delta)k_t(s^{t-1}) + x_t(s^t), \quad (3)$$

の制約の下で最大化する。ただし、 $c_t$  は一人あたり消費支出、 $l_t$  は一人あたり労働供給、 $N_t$  は人口、 $x_t$  は一人あたり投資支出、 $k_t$  は一人あたり資本ストック、 $T_t$  は一人あたり政府移転、 $w_t$  は賃金率、 $r_t$  は資本のレンタル率、 $\tau_{lt}$  は労働ウェッジ、 $\tau_{xt}$  は投資ウェッジである。 $\beta$  は主観的割引率、 $\gamma_n$  は人口成長率、 $\delta$  は資本減耗率、 $U(\cdot, \cdot)$  は 1 時点の効用関数である。また、 $s^t$  は  $t$  時点までの状態の歴史を表し、 $\pi_t(s^t)$  はその確率とする。

企業は利潤

$$A_t(s^t)F(k_t(s^{t-1}), (1 + \gamma_A)^t l_t(s^t)) - r_t(s^t)k_t(s^{t-1}) - w_t(s^t)l_t(s^t).$$

を最大化する。ただし、 $A_t$  は効率性ウェッジ、 $F(\cdot, \cdot)$  は資本と労働についての技術の関数、 $\gamma_A$  は労働増大的技術進歩率である。

プロトタイプ経済の均衡は、資源制約

$$c_t(s^t) + x_t(s^t) + g_t(s^t) = y_t(s^t),$$

および下記の条件式によって表現される。

$$y_t(s^t) = A_t(s^t)F(k_t(s^{t-1}), (1 + \gamma_A)^t l_t(s^t)),$$

$$-\frac{U_{l_t}(s^t)}{U_{c_t}(s^t)} = [1 - \tau_{lt}(s^t)]A_t(s^t)(1 + \gamma_A)^t F_{l_t},$$

$$U_{c_t}(s^t)[1 + \tau_{xt}(s^t)] = \beta \sum_{s^{t+1}} \pi_t(s^{t+1}|s^t) U_{c,t+1}(s^{t+1}) \\ \times \{A_{t+1}(s^{t+1})F_{k,t+1}(s^{t+1}) + (1 - \delta)[1 + \tau_{x,t+1}(s^{t+1})]\},$$

ただし、 $g_t$  は政府消費ウェッジである。

関数型を  $u(c, 1-l) = \ln c + \phi \ln(1-l)$  および  $F(K_t, (1+\gamma_A)^t L_t) = K_t^\alpha ((1+\gamma_A)^t L_t)^{1-\alpha}$  と仮定する。また、各変数のトレンドを除去するために  $\hat{z}_t \equiv Z_t / ((1+\gamma_A)^t N_t)$  と変形すると、

$$\hat{y}_t = A_t \hat{k}_t^\alpha \hat{l}_t^{1-\alpha} \quad (4)$$

$$\hat{y}_t = \hat{c}_t + \hat{x}_t + \hat{g}_t \quad (5)$$

$$\frac{\phi \hat{c}_t}{1-l_t} = (1-\tau_{lt})(1-\alpha) \frac{\hat{y}_t}{l_t}, \quad (6)$$

$$\frac{(1+\gamma_A)(1+\tau_{xt})}{\hat{c}_t} = \beta E_t \left[ \frac{\alpha \hat{y}_{t+1} / \hat{k}_{t+1} + (1+\tau_{x,t+1})(1-\delta)}{\hat{c}_{t+1}} \right], \quad (7)$$

$$(1+\gamma_A)(1+\gamma_n) \hat{k}_{t+1} = (1-\delta) \hat{k}_t + \hat{x}_t. \quad (8)$$

が得られる。このとき、それぞれのウェッジは、

$$A_t = \frac{\hat{y}_t}{\hat{k}_t^\alpha \hat{l}_t^{1-\alpha}}, \quad (9)$$

$$\tau_{lt} = 1 - \frac{\phi \hat{c}_t}{(1-l_t)(1-\alpha) \hat{y}_t / l_t}, \quad (10)$$

$$\tau_{xt} = \beta E_t \left[ \frac{\hat{c}_t}{\hat{c}_{t+1}} \frac{\alpha \hat{y}_{t+1} / \hat{k}_{t+1} + (1+\tau_{x,t+1})(1-\delta)}{1+\gamma_A} \right] - 1, \quad (11)$$

$$\hat{g}_t = \hat{y}_t - \hat{c}_t - \hat{x}_t. \quad (12)$$

と表される。定常状態では、

$$\bar{A} = \frac{\bar{y}}{\bar{k}^\alpha \bar{l}^{1-\alpha}}, \quad (13)$$

$$\bar{\tau}_l = 1 - \frac{\phi \bar{c}}{(1-\bar{l})(1-\alpha) \bar{y} / \bar{l}}, \quad (14)$$

$$\bar{\tau}_x = \frac{\beta(\alpha \bar{y} / \bar{k} + 1 - \delta) - (1 + \gamma_A)}{1 + \gamma_A - \beta(1 - \delta)}, \quad (15)$$

$$\bar{g} = \bar{y} - \bar{c} - \bar{x}. \quad (16)$$

となる。プロトタイプ経済の期間ごとの状態  $s_t$  はウェッジによって表され ( $s_t = (A_t, \tau_{lt}, \tau_{xt}, g_t)'$ )、 $s_t$  は以下の 1 階のベクトル自己回帰過程 (VAR(1)) に従うと仮定する。

$$s_t = P s_{t-1} + \varepsilon_t.$$

ただし、 $\varepsilon_t$  は平均ゼロ、共分散行列  $V$  のホワイトノイズ項である。

プロトタイプ経済は実物的景気循環 (RBC) モデルと同様に陽表的には解くことができないので、本稿ではモデルを定常状態周りで対数線形近似し、Uhlig 法によって均衡を数値計算によって求める。計算の詳細については補論を参照されたい。

### 3 政府支出乗数

政府消費ウェッジは戦争に関連する軍事支出  $ge_t$  とその他  $nx_t$  との和であるから、対数線形化すると、

$$\tilde{g}_t = \frac{ge}{g} \tilde{g}e_t + \frac{nx}{g} \tilde{n}x_t$$

となる。ここから、軍事支出が定常状態にある、すなわち  $\tilde{g}e_{1904} = 0$  の場合のシミュレーションを行うことで GNP の変化を見ることにする。このときの GNP を  $y_t(\tilde{g}e_{1904} = 0)$  と表記すると、1904 年の定常状態からの乖離としての政府支出乗数は、

$$\begin{aligned} FM^S &= \frac{y_{1904} - y_{1904}(\tilde{g}e_{1904} = 0)}{g_{1904} - g_{1904}(\tilde{g}e_{1904} = 0)} \\ &= \frac{y^{SS} \exp(\tilde{y}_{1904}) - y^{SS} \exp(\tilde{y}_{1904}(\tilde{g}e_{1904} = 0))}{g^{SS} \exp(\tilde{g}e_{1904}) - g^{SS} \exp(\tilde{g}e_{1904}(\tilde{g}e_{1904} = 0))} \\ &= \frac{y^{SS} [\exp(\tilde{y}_{1904}) - \exp(\tilde{y}_{1904}(\tilde{g}e_{1904} = 0))]}{g^{SS} [\exp(\tilde{g}e_{1904}) - \exp(\tilde{g}e_{1904}(\tilde{g}e_{1904} = 0))]} \end{aligned}$$

とすることで得られる。これを短期の政府支出乗数とする。また、それ以降の累積効果

$$FM^L = \frac{y^{SS} \sum_{s=0}^T [\exp(\tilde{y}_{1904+s}) - \exp(\tilde{y}_{1904+s}(\tilde{g}e_{1904} = 0))]}{g^{SS} \sum_{s=0}^T [\exp(\tilde{g}e_{1904+s}) - \exp(\tilde{g}e_{1904+s}(\tilde{g}e_{1904} = 0))]}$$

を長期の政府支出乗数とする。

ここで、政府支出をゼロとするシミュレーションの方法を 2 つ考える。1 番目の方法は、Chari et al. (2007) と同様に、推定された 4 つのウェッジのうち政府消費ウェッジ  $\tilde{g}_t$  を上記のように推定し、その他のウェッジについてはそのまま用いる方法である。つまり、実際の推定されたウェッジの系列  $\{\tilde{A}_t, \tilde{\tau}_{lt}, \tilde{\tau}_{xt}, \tilde{g}_t\}$  に対して、 $\{\tilde{A}_t, \tilde{\tau}_{lt}, \tilde{\tau}_{xt}, (nx/g)\tilde{n}x_t\}$  をシミュレーションに用いる。この方法では政府消費ウェッジの直接効果のみを検証することになるが、他のウェッジに影響を変化させて内生変数に影響を与える間接効果は無視している。2 番目の方法は、政府消費ウェッジ  $\tilde{g}_t$  を上記のように推定し、VAR に外挿して他のウェッジに変化を与える方法である。 $t = 1$  については  $\tilde{g}_t$  を入れ替えたウェッジの系列  $\{\tilde{A}_1, \tilde{\tau}_{l1}, \tilde{\tau}_{x1}, (nx/g)\tilde{n}x_1\}$  を用いるが、 $t > 2$  については VAR から推定したウェッジ  $\{\tilde{A}'_1, \tilde{\tau}'_{l1}, \tilde{\tau}'_{x1}, (nx/g)\tilde{n}x_1\}$  を用いる。ただし、 $\tilde{g}_t$  については VAR から得られた値ではなく、 $(nx/g)\tilde{n}x_1$  を外挿してプライムのついたウェッジを得ている点に注意されたい。したがって、政府消費ウェッジ以外のウェッジは最初に推定されたウェッジとは異なる。言い換えれば、この方法では VAR のショック  $\varepsilon_t$  のうち政府消費ウェッジのショックが、 $(nx/g)\tilde{n}x_1$  を維持するように与えられるということを表している。VAR を用いてウェッジを更新することによって、1 番目の方法で無視していた間接効果を考慮することができる。

## 4 データ

効用関数は先行研究と同様に、 $u(c, l) = \ln c + \phi \ln(1 - l)$ 、生産関数は  $F(k, l) = k^\alpha l^{1-\alpha}$  と仮定する。一人あたりの所得  $y$ 、消費  $c$ 、投資  $x$ 、資本  $k$  は以下のデータセットから推計する。『長期経済統計 1』の GNP（1934～36 年価格）を  $Y$ 、『長期経済統計 1』の個人消費支出（1934～36 年価格）を  $C$ 、『長期経済統計 1』の粗国内固定資本形成（1934～36 年価格）を  $X$ 、Ohkawa and Shinohara (1979) より粗資本（1934～36 年価格）を  $K$  とする。一人あたり労働供給  $l_t$  は郡司・宮崎 (2015) のデータを用いる。労働データの制約から、データの期間は 1899～1920 年となる。一人あたり系列  $y, c, x, l$  は、 $Y, C, X, K$  を人口  $N$  で割ることで得る。また、トレンドを除去するために、ソロー残差を求めて対数線形したトレンド  $(1 + \gamma)^t$  で各系列を割る。生産関数を展開した式

$$\ln \frac{y_t}{k_t^\alpha l_t^{1-\alpha}} = \ln A_t + [\ln(1 + \gamma_A)](1 - \alpha)t$$

を OLS 推定することでトレンド項の回帰係数  $b$  を得て、 $\gamma_A = \exp(b/(1 - \alpha)) - 1$  とする。確率的モデルでは定常状態からの乖離が必要となるので、さらに HP フィルター（年次なので  $\lambda = 100$ ）を用いる。

パラメータは以下のように設定する。資本分配率  $\alpha$  は、南・小野 (1978) より 1901～10 年の労働分配率  $1 - \alpha$  の平均から算出し  $\alpha = 0.344$  とする。主観的割引率  $\beta$  は、Hayashi and Prescott (2008) と同様に  $\beta = 0.96$  とする。人口成長率  $\gamma_n$  は、1900～20 年の 10 歳上人口成長率の平均  $\gamma_n = 0.0108$  を用いる。資本減耗率  $\delta$  は、資本の遷移式から推定し  $\delta = 0.0135$  とする。労働技術進歩  $\gamma_A$  は、ソロー残差のトレンドから  $\gamma_A = 0.0181$  とする。効用関数における余暇のパラメータ  $\phi$  は同時点の最適化条件からカリブレートする必要があるが、その際に労働ウェッジのデータ先に必要となってしまう。そこで、1901 年の労働ウェッジの最小値が労働所得税率の上限 3% になるように設定し、 $\phi = 1.0066$  とする。本稿のサンプル期間は、政府歳入の半分以上が酒税によるものであり、次いで法人税（企業所得税）となっていた。個人に課される所得税は、年収 300 円以上 1,000 円未満で 1%、最高でも 30,000 円以上で 3% という低い税率であった。また、労働時間が極めて長いことを考慮すると、所得税以外で労働を阻害する要因はそれほど多くなかったと考えられる。そのため、本稿では  $\phi$  のターゲットを最高所得税率の 3% としている。

軍事支出は、1904 年における軍事支出の（定常状態からの）変動をゼロとして推定する。軍事支出の定義には、以下の 4 つを用いる。第 1 に、政府消費ウェッジの変動すべてをゼロとする場合である。換言すれば、1904 年の政府消費ウェッジの変動はすべて戦争に由来するものであると仮定するということである。これは通常の景気循環会計で行われるシミュレーションと同じ方法である。第 2 に、全政府支出の変動をゼロとする場合である。政府消費ウェッジには純輸出が含まれているため、これを除く政府支出の変動全てが戦争に由来すると仮定する方法である。第 3 に、政府支出のうち軍事支出の変動をゼロとする場合である。軍事支出は『長期経済統計 7』から得られるが、『長期経済統計 1』の政府支出では政府支出には政府固定資本形成を含めず投資に回して

おり、軍事固定資本形成（軍艦等）も投資になっている。そのため、上記の軍事支出から固定資本形成と考えられる項目を除き、徴兵費、臨時軍事費特別会計、陸・海軍以外の諸省戦費、および戦争関連費（軍事扶助、年金および恩給）の合計を用いる。ただし、臨時軍事費特別会計については一般・特別会計との重複があるため、この重複分を差し引く。また、臨時軍事費特別会計には固定資本形成と考えられる項目があるため、これを除外したいが正確なデータは得られない。そこで、『長期経済統計7』より、臨時軍事費特別会計における軍事消費支出（人件費、需品費、食糧費、被服費、運輸通信費）の合計のシェアを上記の合計にかけることで軍事消費支出を推定する。これを広義の軍事支出と呼ぶことにする、第4に、上記の広義の軍事支出で用いた軍事消費支出のうち、国外で調達可能と考えられる食糧費および運輸通信費を除いたものを狭義の軍事支出とする。池山(2001)は米、麦、醤油など様々な食糧などが軍によって日本国内から安く買い上げられたことを示している。しかし、日清戦争から既に軍用切符（後の軍用手票、軍票）が導入され戦地での資材購入は行われており、すべての資材が日本で調達されたとは考えにくい。そのため、狭義の軍事支出にかんしても乗数の推定を行う。

## 5 推定結果

ウェッジの VAR を最尤法で推定した結果は表1である。パラメータの大きさ、符号とも先行研究と大きな違いはない。

図1は、定常状態周りの各ウェッジの推定結果である。効率性ウェッジは1904年に大きく上昇している一方で、労働ウェッジ、政府消費ウェッジは1904年だけでなく1905～06年も比較的大きな値となっている。しかし、投資ウェッジについてはそれら変動が見られない。

これらのウェッジが GNP の変動にどのような影響を及ぼしたのかをシミュレーションしたのが図2である。破線は HP フィルターを用いてトレンドからの乖離をとった GNP であり、実線は各ウェッジの変動がなかった場合の GNP である。効率性ウェッジがなかった場合の GNP はほとんど変動が見られないことから、効率性ウェッジが GNP の変動を説明する主要因であると考えられる。これは先行研究と整合的である。逆に、投資ウェッジがなかったとしても GNP にあまり大きな変動は見られない。労働ウェッジと政府消費ウェッジについては1904年以降効果が見られる。政府消費ウェッジの効果は先行研究ではあまり指摘されていないため、日露戦争期は政府支出の効果を見る上で重要であることを示唆していると考えられる。

次に、政府支出乗数の推定結果は表2に示されている。1904年の政府支出変化に対する1年限りの（短期の）政府支出乗数は1行目である。政府消費ウェッジおよび前政府支出の変動がなかった場合の乗数はそれぞれ0.67および0.78であり、通常のDSGEで全政府支出から乗数を求める場合のように1を下回っている。一方、軍事支出の乗数は、広義と狭義でそれぞれ0.72、0.55であり、これも小さい値である。これは、Woodford(2011)が示しているように、財政支出は生産を増加させる効果がある一方で、労働の不効用も上昇させることで生産を減少させる効果も同時に働くためである。したがって、政府消費のうち軍事関連の消費支出は短期ではそれほど大きな効果を及ぼさないことがわかる。

しかし、長期の推定では結果が変化する。一時的な政府支出の変化であっても、その後の期間で資本が増加して生産量を長期にわたって増加させる可能性があるからである。ウェッジの動的効果を考慮しない CKM 法を用いると、全政府支出および広義の軍事支出の乗数は約 1.3 となった。また、狭義の軍事支出の乗数も 0.95 と比較的大きな値となった。つまり、政府支出乗数は短期では大きくないが、効果が持続することで乗数が大きくなっている。ただし、CKM 法ではウェッジの動的効果が無いため、政府消費ウェッジのショックは他のウェッジに変化を及ぼさない。この効果を考慮した GM 法の場合には政府支出乗数はやや小さくなるが、それでも 0.80 ~ 0.97 という 1 に近い値である。推定の方法によって多少の変化はあるものの、CKM 法での政府支出乗数はおおむね 1 前後と考えられる。

このことを直感的に見るために、各シミュレーションごとの GNP の変動を求めることにする。図 3 は、CKM 法による GNP の変動である。1904 年の政府支出の変動により、1909 年ごろまで GNP は実際の値から乖離するが、それ以降はほぼ同じになっている。一方、図 4 では GM 法によって GNP の変動を求めている。この方法では 1904 年のショックは VAR を通して各ウェッジに波及する。そのため、1905 ~ 06 年になると政府支出の効果は GNP を大きく押し上げている。ショックの影響は長く続き、1913 年によろやく差が消えることになる。GM 法の方が GNP を大きく変動させるのにもかかわらず、CKM 法よりも乗数が小さい理由は、前者では 1905 年以降も政府消費ウェッジが VAR の効果からゼロにならず、政府支出乗数の分母が相対的に大きくなるからである。CKM 法ではショックは 1904 年のみであるため、長期の乗数でも分母は比較的小さい。

そこで、GM 法でどのように政府消費ウェッジの変動が各ウェッジに波及するのを見てみよう。図 5 では、政府消費ウェッジが変動しなかった場合（実線）とした場合（破線）のウェッジを表している。1904 年に政府消費ウェッジのみが増加すると、翌年以降は他の 3 つのウェッジが上昇していることがわかる。労働ウェッジと投資ウェッジの上昇は生産量を低下させる働きがあるため政府支出乗数を小さくするが、同時に効率性ウェッジの上昇が生産量を引き上げさせ、政府支出乗数を大きくしている。同様のことは、全政府支出が変動しなかった場合を示した図 6、広義・狭義の軍事支出が変動しなかった場合の図 7、図 8 についても言える。

まとめると、1904 年のショックによる政府支出乗数は、短期では 0.6 ~ 0.8 であるが、長期では 1 前後にまで及ぶことがわかった。これらは先行研究の推定結果を裏付ける値であると言える。

## 6 結論

本稿は、景気循環会計を用いて日露戦争期の政府支出乗数を推定した。景気循環会計は DSGE の資源配分を 4 つのウェッジによって表現可能であることを示すと同時に、それらのウェッジによって景気循環を正確に復元し、シミュレーションを行うことのできる手法である。そのため、これまで政府支出乗数の推定に用いられてきた DSGE や構造 VAR のような方法の model misspecification の問題を回避することができる。

政府支出乗数の推定において日露戦争は、明治以降に日本が経験した戦争のうちデータが入手可能な時期で最も古く、日本国内での戦争被害が少なく、労働市場への影響も小さいという利点を持

つ。我々は、政府支出として、政府消費ウェッジ、全政府支出、広義・狭義の軍事支出を用いて政府支出乗数を推定した。

推定の結果、推定方法によって差はあるものの、短期の政府支出乗数は約 0.7、長期の政府支出乗数は約 1 であった。これらは他の手法で推定された政府支出乗数と整合的な結果である。

## 補論 1：労働時間の推定

一人あたり労働供給  $l_t$  は適切に集計されたデータが存在しない。そこで本稿では、いくつかのデータから労働供給を推定する。1900 年代には、農業と非農業の従事者は 6 対 4 の比率であったため、それら両方を考慮しなければならない。農業部門の労働者数  $E_t^a$  および週あたり平均労働時間  $h_t^a$  については、Hayashi and Prescott (2008) が新谷 (1981) のデータから推定しているので、これを用いる。

一方、非農業従事者について、Hayashi and Prescott (2008) は時系列データを推計していないため、以下のように作成する。非農業従事者の労働者数  $E_t^n$  は『長期経済統計 2』より有業者数 (10 歳以上) を用いる。非農業従事者の平均労働時間  $h_t^n$  は、我々が知る限り時系列データは『長期経済統計 11』より綿糸部門各企業の就業時間 1 日平均しか存在しない。この期間の推計は他に 3 つある。1 つ目の尾高 (1990) は 1894 年の『愛知県職工調査』より 6 業種 100 工場の個票データから、愛知県における工場労働者の平均労働時間は 1 日 11.9 時間と計測している。2 つ目の農商務省商工局 (犬丸 (1998)) の 1901 年調査 (『職工事情』) では 16 産業について表記があり、その平均は 1 日 11.75 時間である。3 つ目の労働運動史料刊行委員会 (1959) によれば、1908 ~ 1918 年について平均労働時間は 11 時間となっている。時系列データである綿糸部門各企業の就業時間は 2 交代制のため 1 日平均の 1/2 を近似データとして扱う。期間平均は 10.82 時間であり、先のデータより平均値が低い、そこで、4 つの平均値  $((11.9 + 11.75 + 11 + 10.82)/4 = 11.3675)$  と等しくなるように、 $1.3675/10.82 = 1.05$  の係数を時系列にかけることで全 (非農業) 産業の 1 日あたり平均労働時間  $h_t^n$  とする。

農業と非農業の系列から、全体の労働供給を

$$l_t = \frac{E_t^a}{N_t} \frac{h_t^a}{16 \times 6} + \frac{E_t^n}{N_t} \frac{h_t^n (6/7)}{16}$$

と定義する。ただし、 $N_t$  は『長期経済統計 2』より人口全体から 1 ~ 9 歳人口を引いたものとする。 $h_t^a$  を  $16 \times 6$  で除している理由は、1 日のうち 8 時間を睡眠等の生活必需時間とした残りの 16 時間と、週あたり 6 日を労働日として計算されているためである。 $h_t^n$  については、労働日について 1 日あたり労働時間が算出されていることから、週に 1 日の休日を考慮するために 6/7 をかけ、生活必需時間を引いた 16 時間で除した。

## 補論 2：対数線形化と Uhlig 方による政策関数

変数  $z_t$  の定常状態  $z$  周りでの値を  $\tilde{z}_t = \log z_t - \log z \simeq dz_t/z$  と表すと、

$$\tilde{y}_t = \tilde{A}_t + \alpha \tilde{k}_t + (1 - \alpha) \tilde{l}_t, \quad (17)$$

$$\tilde{y}_t = \frac{c}{y} \tilde{c}_t + \frac{x}{y} \tilde{x}_t + \frac{g}{y} \tilde{g}_t, \quad (18)$$

$$0 = \tilde{y}_t - \tilde{c}_t - \frac{\tau_l}{1 - \tau_l} \tilde{\tau}_{lt} - \left(1 + \frac{l}{1 - l}\right) \tilde{l}_t \quad (19)$$

$$0 = \tilde{c}_t - E_t(\tilde{c}_{t+1}) + (1 - \theta)E_t(\tilde{y}_{t+1}) - (1 - \theta)\tilde{k}_{t+1} - \frac{\tau_x}{1 + \tau_x} \tilde{\tau}_{xt} + \theta \frac{\tau_x}{1 + \tau_x} E_t(\tilde{\tau}_{x,t+1}), \quad (20)$$

$$(1 + \gamma_A)(1 + \gamma_n)\tilde{k}_{t+1} = (1 - \delta)\tilde{k}_t + [(1 + \gamma_A)(1 + \gamma_n) - (1 - \delta)]\tilde{x}_t, \quad (21)$$

が得られる。ただし、 $\theta \equiv \beta(1 - \delta)/[(1 + \gamma_A)(1 + \gamma_n)]$  である。各変数を、

$$\begin{aligned} x_t &= \tilde{k}_{t+1} \\ y_t &= [\tilde{y}_t \quad \tilde{c}_t \quad \tilde{x}_t \quad \tilde{l}_t]' \\ z_t &= [\tilde{A}_t \quad \tilde{\tau}_{lt} \quad \tilde{\tau}_{xt} \quad \tilde{g}_t]' \end{aligned}$$

と定義し、連立方程式を

$$\begin{aligned} 0 &= Ax_t + Bx_{t-1} + Cy_t + Dz_t \\ 0 &= E_t[Fx_{t+1} + Gx_t + Hx_{t-1} + Jy_{t+1} + Ky_t + Lz_{t+1} + Mz_t] \\ z_{t+1} &= Nz_t + \varepsilon_{t+1}, \quad E_t(\varepsilon_{t+1}) = 0 \end{aligned}$$

と表記する。ただし、

$$A = [0 \quad 0 \quad 0 \quad (1 + \gamma_A)(1 + \gamma_n)]', B = [-\alpha \quad 0 \quad 0 \quad -(1 - \delta)]',$$

$$C = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & -(1 - \alpha) \\ 1 & -\frac{c}{y} & -\frac{x}{y} & 0 \\ 1 & -1 & 0 & -(1 + \frac{l^m}{1 - l^m}) \\ 0 & 0 & -[(1 + \gamma_A)(1 + \gamma_n) - (1 - \delta)] & 0 \end{bmatrix},$$

$$D = \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\frac{g}{y} \\ 0 & -\frac{\tau_l}{1 - \tau_l} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$F = 0, G = -(1 - \theta), H = 0, J = [1 - \theta \quad -1 \quad 0 \quad 0], K = [0 \quad 1 \quad 0 \quad 0],$$

$$L = [0 \quad 0 \quad \theta \frac{\tau_x}{1 + \tau_x} \quad 0], M = [0 \quad 0 \quad -\frac{\tau_x}{1 + \tau_x} \quad 0]$$

$$N = \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} \\ \rho_{21} & \rho_{22} & \rho_{23} & \rho_{24} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & \rho_{33} & \rho_{34} \\ \rho_{41} & \rho_{42} & \rho_{43} & \rho_{44} \end{bmatrix}$$

である。

これらの式から、政策関数

$$x_t = Px_{t-1} + Qz_t \quad (22)$$

$$y_t = Rx_{t-1} + Sz_t \quad (23)$$

が得られる。ただし、 $P$ 、 $Q$ 、 $R$ 、 $S$  は

$$0 = (F - JC^{-1}A)P^2 - (JC^{-1}B - G + KC^{-1}A)P - KC^{-1}B + H,$$

$$R = -C^{-1}(AP + B),$$

$$\begin{aligned} & (N' \otimes (F - JC^{-1}A) + I_k \otimes (JR + FP + G - KC^{-1}A)) \text{vec}(Q) \\ & = \text{vec}((JC^{-1}D - L)N + KC^{-1}D - M), \end{aligned}$$

$$S = -C^{-1}(AQ + D).$$

を満たす値である。この条件にデータを代入することで、

$$P = 0.9064, \quad Q = [-0.1669 \quad -0.0759 \quad 0.2305 \quad 0.0462],$$

$$R = \begin{bmatrix} 0.2377 \\ 0.5180 \\ -1.2364 \\ -0.1620 \end{bmatrix}, \quad S = \begin{bmatrix} 0.6667 & -0.1539 & 0.3404 & 0.0934 \\ 1.5456 & 0.1314 & -0.5572 & -0.1530 \\ -3.9886 & -1.8156 & 5.5108 & 1.1053 \\ -0.5081 & -0.2346 & 0.5189 & 0.1425 \end{bmatrix}.$$

を得ることができる。

ウェッジのうち  $g$  についてはデータから直接推定するので、他のウェッジの推定に必要な式は 3 本となる。そこで、消費  $\tilde{c}_t$  の式をこのシステムから除いて、 $y'_t = [\tilde{y}_t, \tilde{x}_t, \tilde{l}_t]'$ 、 $S = [S_1, S_2]$ 、 $z'_t = [\tilde{A}_t, \tilde{\tau}_{lt}, \tilde{\tau}_{xt}]'$  と定義し、

$$y'_t = R'\tilde{k}_t + S_1z'_t + S_2\tilde{g}_t$$

とする。この式を  $z$  について解くと、

$$z'_t = S_1^{-1}(y'_t - R'\tilde{k}_t - S_2\tilde{g}_t) \quad (24)$$

が得られる。この式から残りのウェッジを推定する。まず、 $\tilde{k}_1 = 0$  として (26) から  $z'_1$  を得る。次に、 $z'_1$  と  $\tilde{k}_1$  を (24) に代入して  $\tilde{k}_2$  を得る。この後で、 $\tilde{k}_2$  とウェッジを (26) に代入することで  $z'_2$  を得る。これを繰り返すことでウェッジが推定できる。

$\tilde{y}_t$  の政策関数は、

$$\tilde{y}_t = 0.2377\tilde{k}_t + 0.6667\tilde{A}_t - 0.1539\tilde{\tau}_{lt} + 0.3404\tilde{\tau}_{xt} + 0.0934\tilde{g}_t,$$

となる。 $A_t$ 、 $\tilde{\tau}_{lt}$ 、 $\tilde{g}_t$  は線形化する前の式から求めて、HP フィルターで線形化し、代入する。 $\tilde{y}_t$  も同様にデータに HP フィルターをかけて代入すると、

$$\tilde{\tau}_{xt} = 0.3404^{-1}(\tilde{y}_t - 0.2377\tilde{k}_t - 0.6667\tilde{A}_t + 0.1539\tilde{\tau}_{lt} - 0.0934\tilde{g}_t),$$

とすることで投資ウェッジを求めることができる。

## 参考文献

- Barro, R. J. and C. J. Redlick (2011) “Macroeconomic Effects From Government Purchases and Taxes,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 126, No. 1, pp. 51–102, January.
- Braun, R. A. and E. R. McGrattan (1993) “The Macroeconomics of War and Peace,” in *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 8: National Bureau of Economic Research, Inc, Chap. 4, pp. 197–258.
- Chari, V. V., P. J. Kehoe, and E. R. McGrattan (2007) “Business Cycle Accounting,” *Econometrica*, Vol. 75, No. 3, pp. 781–836.
- Hayashi, F. and E. C. Prescott (2008) “The Depressing Effect of Agricultural Institutions on the Prewar Japanese Economy,” *Journal of Political Economy*, Vol. 116, No. 4, pp. 573–632.
- McGrattan, E. R. and L. E. Ohanian (2010) “Does Neoclassical theory account for the effect of big fiscal shocks? Evidence from World War II,” *International Economic Review*, Vol. 51, No. 2, pp. 509–532, May.
- Ohkawa, K. and M. Shinohara eds. (1979) *Patterns of Japanese Economic Development: A Quantitative Appraisal*, New Haven: Yale University Press.
- Owyang, M. T., V. A. Ramey, and S. Zubairy (2013) “Are Government Spending Multipliers Greater during Periods of Slack? Evidence from Twentieth-Century Historical Data,” *American Economic Review*, Vol. 103, No. 3, pp. 129–34.
- Ramey, V. A. (2011) “Can Government Purchases Stimulate the Economy?” *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, No. 3, pp. 673–85.
- Sussman, N. and Y. Yafeh (2000) “Institutions, Reforms, and Country Risk: Lessons from Japanese Government Debt in the Meiji Era,” *The Journal of Economic History*, Vol. 60, No. 2, pp. 442–467.
- Woodford, M. (2011) “Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 3, No. 1, pp. 1–35.
- 池山弘 (2001) 「<論説>日清・日露戦争期における軍事物資徴発と民衆の経済的負担」, 『四日市大学論集』, 第13巻, 第2号, 87–113頁.
- 板谷敏彦 (2012) 『日露戦争、資金調達と戦い—高橋是清と欧米バンカーたち』, 新潮社.
- 犬丸義一 (1998) 『職事情』, 岩波書店.
- 尾高煌之助 (1990) 「産業の担い手」, 西川俊作・阿部武司 (編) 『産業化の時代 上 (日本経済史4)』, 岩波書店, 303–350頁.
- 新谷正彦 (1981) 「農業部門における投下労働日数の新推計—1874–1977年」, 『西南学院大学経済学論集』, 第15巻, 第3号, 73–95頁.
- 南亮進・小野旭 (1978) 「分配率の趨勢と変動」, 『経済研究』, 第29巻, 第3号, 230–242頁.
- 労働運動史料刊行委員会 (1959) 『日本労働運動史料 第10巻』, 労働運動史料刊行委員会.

表1 Parameters of the VAR(1) Process

Coefficient matrix $P$ on lagged states			
0.7558	-0.0965	0.0497	0.0112
-0.0158	0.8799	-0.0614	0.0862
-0.0705	-0.0713	0.7621	0.0579
0.0031	-0.0078	0.0222	0.8127
Coefficient matrix $Q$ , where $V = QQ'$			
0.0262	0	0	0
-0.0368	0.0919	0	0
0.0021	0.0477	0.0406	0
0.0593	-0.0120	-0.0077	0.0792

表2 Fiscal multiplier

期間, 手法	政府消費ウェッジ	全政府支出	軍事支出 (広義)	軍事支出 (狭義)
1904	0.6705	0.7595	0.7226	0.5470
1904-20, CKM	0.5115	1.3363	1.2694	0.9531
1904-20, GM	0.9029	0.9749	0.9456	0.7950

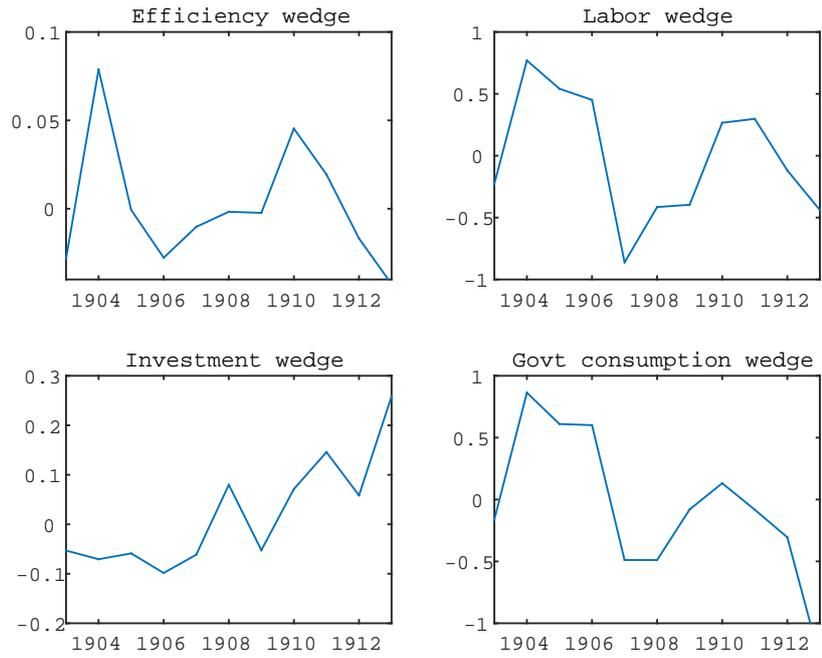


図1 ウェッジの推定

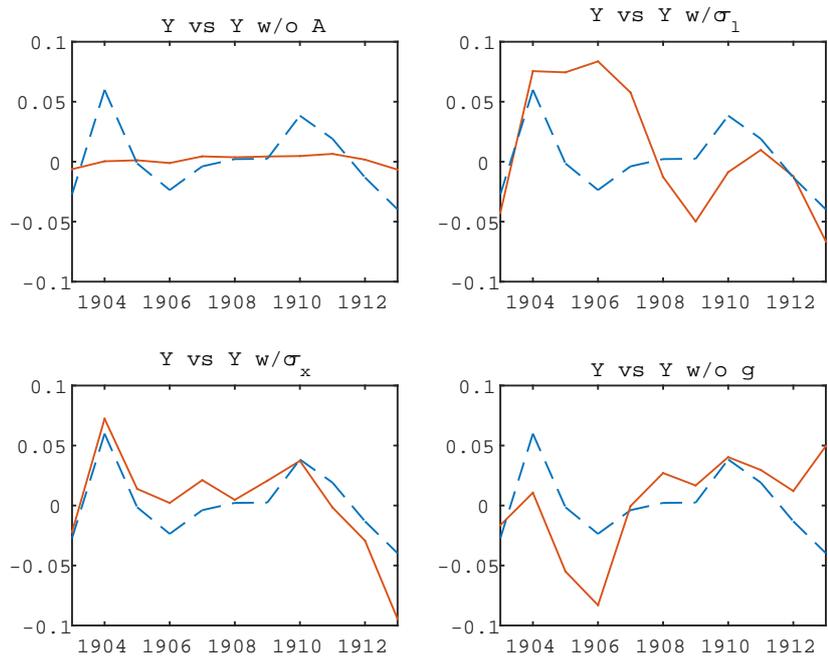


図2 各ウェッジの変動なし GNP

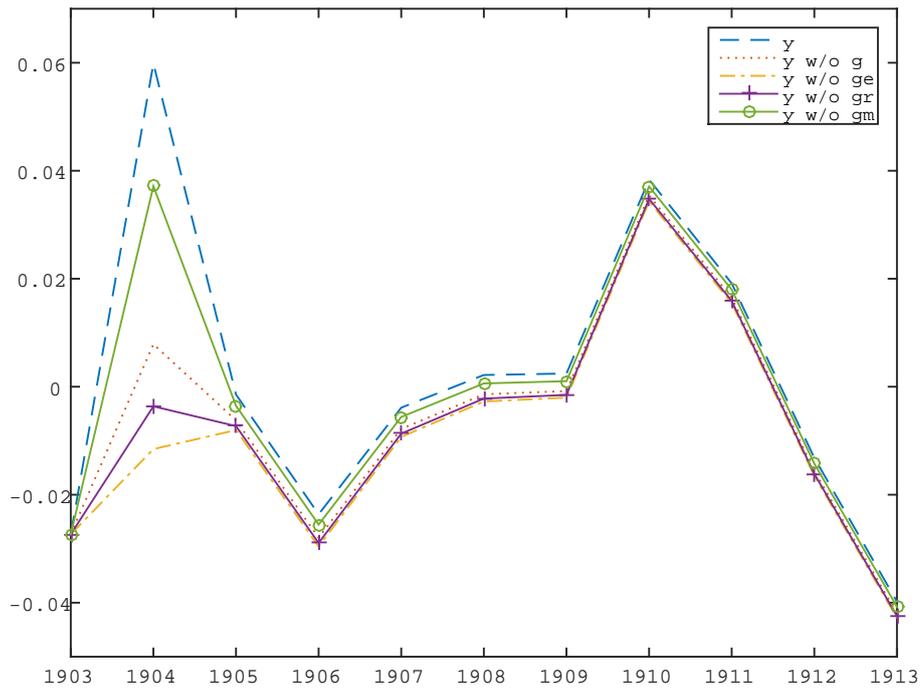


図3 1904年の政府支出の変動なしGNP（CKM法）

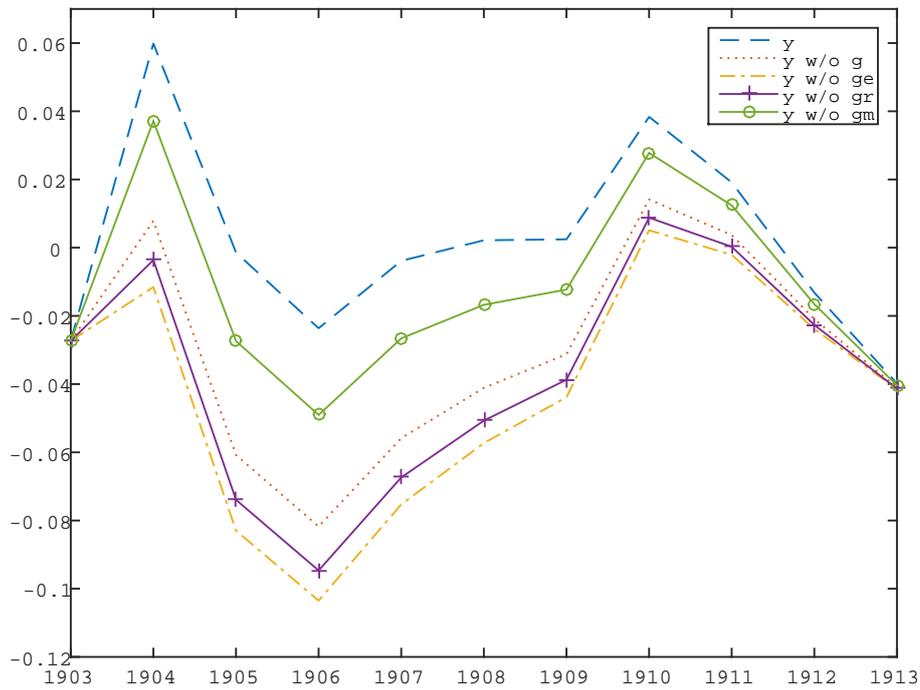


図4 1904年の政府支出の変動なしGNP（GM法）

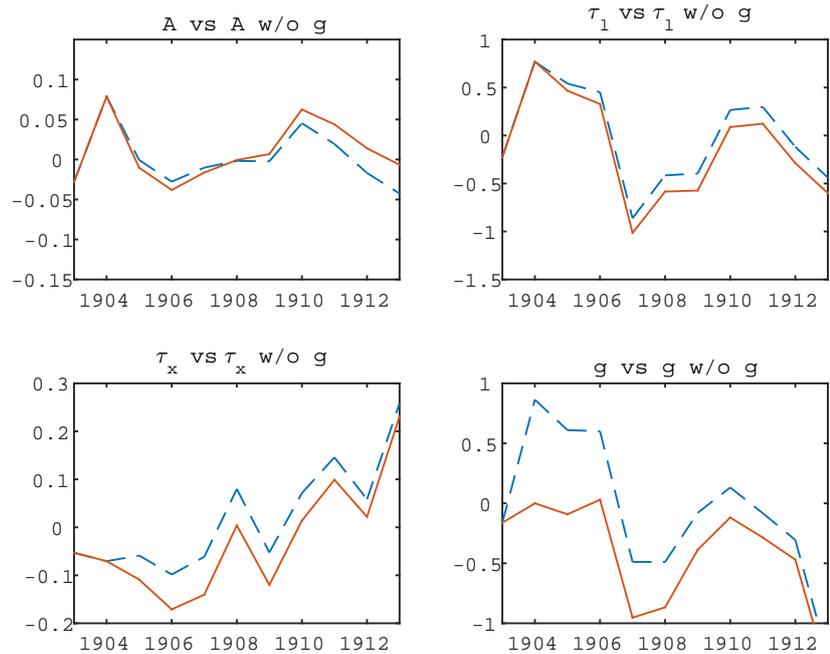


図5 1904年の政府消費ウェッジの変動なしウェッジ

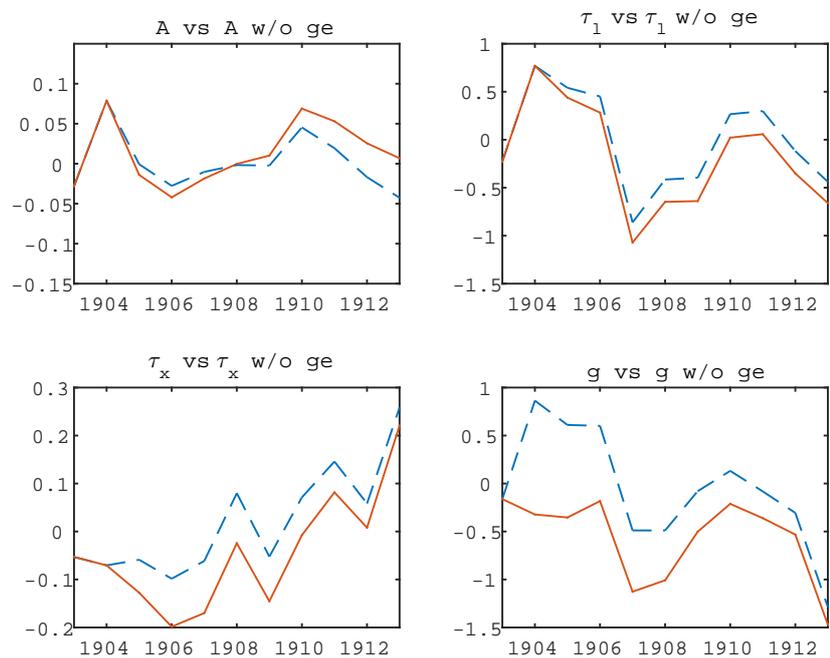


図6 1904年の全政府支出の変動なしウェッジ

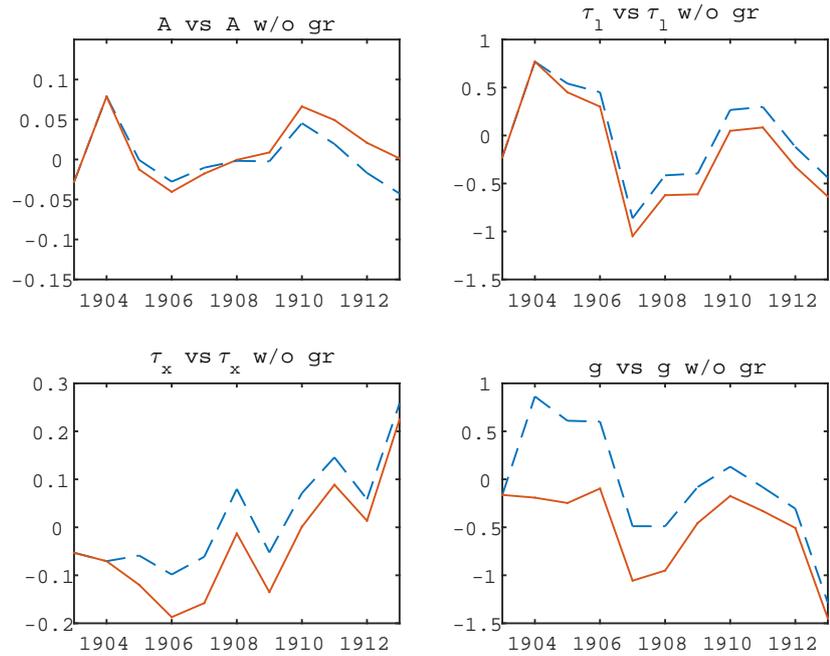


図7 2004年の軍事支出（広義）の変動なしウェッジ

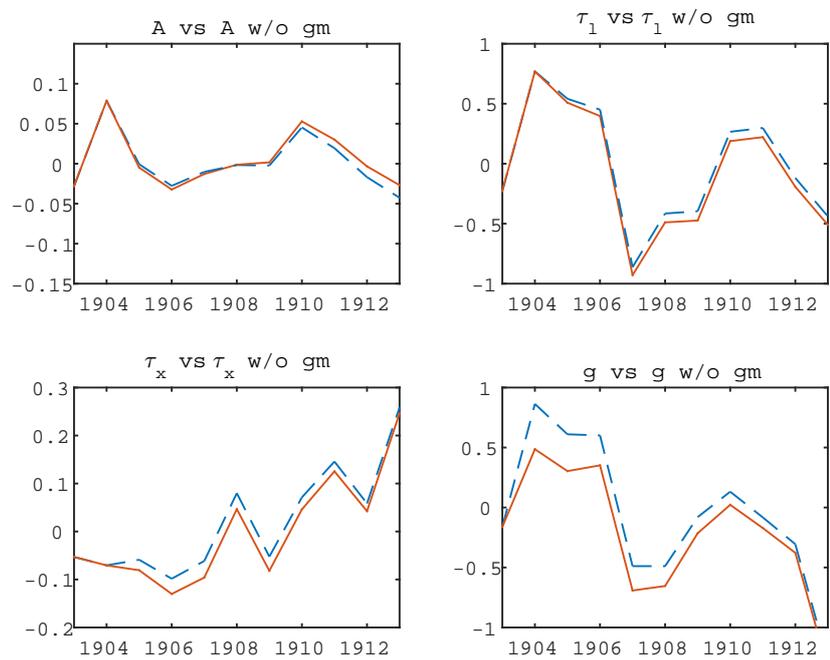


図8 2004年の軍事支出（狭義）の変動なしウェッジ