

日米貿易政策の実証分析： 貿易協調なのか貿易戦争なのか

水田岳志*

東京大学大学院農学生命科学研究科博士課程
慶応義塾大学産業研究所共同研究員
日本大学中国アジア研究センター非常勤研究員
日本国際経済学会第71回全国大会報告論文

2012年10月

概要

本報告では、2005年から2009年における日本及び米国の貿易保護水準を対象に、「大国の仮定」を導入した内生的貿易政策論による実証分析を行った。具体的には小国の仮定を想定した Grossman and Helpman (1994) 及び大国の仮定を想定 Grossman and Helpman (1995) による内生的保護関数を比較・検証した。その結果には多くの課題があるものの、交易条件を考慮した戦略的な誘引により貿易保護水準を決定している可能性が示唆された。

Keywords: Trade Policy; Political Economy; U.S.-Japan Economic Relations;

*本稿にかかわる研究の遂行には日本学術振興会科学研究費(特別研究員 No.08J07458)によった。記して感謝致します。なお、未定稿につき引用などをなさる場合は、筆者までご連絡ください。

1 はじめに

なぜ日本政府は貿易自由化に関する国際交渉に躊躇するのか。標準的な経済理論によれば、関税・非関税障壁による市場介入は価格メカニズムに歪みを発生させ、パレート非効率な資源配分を招いてしまうことが指摘されている。しかし、WTO 農業交渉の決裂や TPP 交渉のように、貿易障壁の撤廃や政府間の政策コーディネーションの実現は政治的な困難を伴う。では、政府間の貿易交渉を困難にする要因を見つけることはできないだろうか。

本研究は日米貿易政策を具体的な検証対象とし、両国の貿易政策の政治経済学的な性質を実証的に分析する。貿易保護の要因として政治的な要因（選挙、企業献金、政治体制など）が強調されがちなのだが、本稿では経済的な要因に注目する。具体的には、政府が貿易保護による国際市場の交易条件への影響を考慮して貿易政策を実行する場合と、貿易政策による交易条件への影響が一切ない場合の政治経済均衡を比較することにより、貿易保護政策において交易条件効果が発生しているのか否かを統計的に検討する。

2 分析枠組み

貿易政策の実証研究では、産業利益団体による政府への利得移転に着目した Grossman and Helpman(1994, 以下 GH94) が標準的である。GH94 では貿易保護政策の要因として、政府は経済厚生に加えて政治献金総額を考慮すると想定している。GH94 は貿易保護の要因として「政府がもつ経済厚生の重要度」と「利益団体の人口比率」という政治構造パラメータを提示した。

しかしながら、GH94 では貿易保護政策の結果が、自国の輸入需要関数を經由して、国際市場価格に影響を与えない（言い換えれば、国際価格は貿易保護政策から独立）という「小国の仮定」を用いている。それゆえ、Grossman and Helpman (1995, 以下 GH95) は、GH94 に、貿易保護政策によって国際価格は影響を受けるため、政府はその影響も加味したうえで貿易保護政策を決定するという交易条件効果を政治構造パラメータに追加した。

GH95 では交易条件効果¹を考慮した利己的な均衡である Nash 均衡 (Trade Wars) と両国間の二国間における利益移転を考慮した協調均衡 (Trade Talks) が提示されている。図 1 はこの二つの均衡を図示したものである（詳しくは Feenstra, 2004 9 章を参照のこと）。

[INSERT Figure.1]

ここで τ は自国の貿易障壁（国内価格と国際価格比率）であり、 τ_f は相手国の貿易障壁である。 $G(\tau, \tau_f)$ は自国目的関数、 $G_f(\tau, \tau_f)$ は相手国の目的関数である。曲線 G 及び G^* は自国の *iso-curve* であり、西に行くほど改善する。同様に、曲線 G_f 及び G_f^* は相手国の *iso-curve* であり、南に行くほど改善する。曲線 EE は efficiency locus であり、自国及び相手国の目的関数の総和を最大にする貿易障壁の集合である。N 点（Nash 均衡）では自国の *iso-curve* の傾きが垂直に、相手国の *iso-curve* の傾きが水平になっており、両国とも他国の貿易障壁を与件として最適な貿易障壁を選択している。一方、P 点（協調均衡）では、他国の *iso-curve* を与件として自国の貿易障壁を設定しており、N 点よりも両国にとって望ましい貿易政策が導入される。

GH95 における Nash 均衡は、全ての産業 i において (1.a) 式及び (1.b) 式により特徴づけら

¹GH94 では与件としている第 i 財の国際価格 π_i を $\pi_i(\tau_i^h, \tau_i^f)$ に置き換えて分析を行っている。ここで τ_i^k は k 国における第 i 財の国際価格に対する国内価格比率である。

れる。

$$\tau_i^h - 1 = -\frac{I_i^h - \lambda^h}{a^h + \lambda^h} \frac{X_i^h}{\pi_i M_i^{h'}} + \frac{1}{e_i^f} \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, n, \quad (1.a)$$

$$\tau_i^f - 1 = -\frac{I_i^f - \lambda^f}{a^f + \lambda^f} \frac{X_i^f}{\pi_i M_i^{f'}} + \frac{1}{e_i^h} \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, n, \quad (1.b)$$

ここで π_i は i 財の国際価格であり、 τ_i^k は k 国における第 i 財の国際価格に対する国内価格比率である。したがって国内価格は $\pi_i \tau_i^k$ となる。 X_i^k は第 i 財の k 国内における生産量、 M_i^k は第 i 財の k 国の輸入量（負であれば輸出量）であり、 $M_i^{k'}$ は国内価格に対するその傾きである。 a^k は k 国政府の経済厚生重視度、 λ^k は k 国における利益団体の人口比率、 I_i^k は k 国における、産業 i が利益団体を組織しているならば 1、そうでないならば 0 となるインディケータ変数である。また、 e_i^k は第 i 財の k 国における輸出価格弾力性である。なお、添え字 h は自国を、 f は相手国をそれぞれ示す。ここで第一項が貿易保護政策における政治献金の影響を表しており、政治構造パラメータの影響を受ける。例えば、 k 国政府の経済厚生重視度 a^k が上昇すれば、第一項はゼロに近づく²。そして、 $1/e_i^k$ は交易条件効果を表しており、「国内の政治構造パラメータに依存せずに」政府が貿易保護政策を導入する誘因を表している。

次に二国間において利益移転ができるため交易条件効果を相殺した協調均衡（図 1 の P 点）は (3) 式となる。

$$\tau_i^h - \tau_i^f = \left[-\frac{I_i^h - \lambda^h}{a^h + \lambda^h} \frac{X_i^h}{\pi_i M_i^{h'}} \right] - \left[-\frac{I_i^f - \lambda^f}{a^f + \lambda^f} \frac{X_i^f}{\pi_i M_i^{f'}} \right] \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, n, \quad (3)$$

つまり、協調均衡上の (3) 式は、Nash 均衡上の (2) 式と異なり、両国の交易条件効果が貿易保護政策に影響しない。さらに (3) 式は「小国の仮定」を前提とした GH94 の内生的保護関数と一致する。つまり、「小国の仮定」のもとでは (4.a) 式及び (4.b) 式により貿易保護政策が特徴づけられる。

$$\tau_i^h - 1 = -\frac{I_i^h - \lambda^h}{a^h + \lambda^h} \frac{X_i^h}{\pi_i M_i^{h'}} \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, n, \quad (4.a)$$

$$\tau_i^f - 1 = -\frac{I_i^f - \lambda^f}{a^f + \lambda^f} \frac{X_i^f}{\pi_i M_i^{f'}} \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, n, \quad (4.b)$$

本報告の着眼点は (4.a) 式が (1.a) 式に加法的に入れ子型になっていることを利用し、日米の貿易保護政策において交易条件効果が発生しているか否かを判定することにある。仮に交易条件効果が発生している場合、この要因は政治構造パラメータに依存しないため、一国では制御することが困難であり、その是正のためには国際協調が必須となるという厄介な問題を抱えていることになる。

3 貿易制限指標

本稿では、交易条件効果の計測に関して、産業レベルの貿易保護水準として Kee, Nicita and Olarreaga (2009) と同様に財レベルの情報から産業別に貿易制限指標 (Trade Restrictiveness Index, TRI) を計測した。なお、TRI は (5) 式である。

$$TRI_i \approx \left[\frac{\sum_{g \in G_i} p_g^W m_g \varepsilon_g (t_g)^2}{\sum_{g \in G_i} p_g^W m_g \varepsilon_g} \right]^{1/2} \quad (5)$$

²また、 k 国の全ての産業 i で利益団体が組織されている、つまり、 $I_i^k = 1$ for all i ならば $\lambda^k = 1$ である。同様に、 k 国内の全ての産業 i で、利益団体が組織されていない、 $I_i^k = 0$ for all i ならば $\lambda^k = 0$ である。

ここで、 g は財インデックス、 G_i は第 i 産業に所属する財の集合、 p_g^W は g 財の国際価格（与件と仮定）、 m_g は g 財の輸入量、 ε_g は g 財の輸入価格弾力性、 t_g は g 財の従価税相当の貿易保護水準である。具体的には TRAINS から HS88/92 6 桁レベルの従価税及び非従価税の従価税等価率を、COMTRADE から対応する輸入額を引用し、ISIC Rev.3 の 4 桁レベルの貿易制限指標を求めた。

4 交易条件効果の計測

本節では交易条件効果が自国が直面している輸出（供給）価格弾力性の逆数である点に着目する。Broda, Limao and Weinstein (2008) は Feenstra (1994) により提案され、Broda and Weinstein (2006) により拡張された方法を用い交易条件効果を推定している。Feenstra(1994) は（部分均衡的に）任意の財市場に着目し、CES 型効用関数から下記の輸出関数・輸入関数体系を提案した。

$$\begin{aligned}\Delta \ln s_{vt} &= \phi_t - (\sigma - 1) \Delta \ln p_{vt} + \varepsilon_{vt} \\ \Delta \ln p_{vt} &= \omega \Delta \ln x_{vt} + \xi_{vt},\end{aligned}$$

ここで $v \in V_i$ は第 i 産業（または財）における variety の集合の要素であり、 t は時点を、そして Δ は $t - 1$ 期から t 期までの差分を示している。また、 s_{vt} は v の支出シェアであり、 x_{vt} は v の自国への供給量、 p_{vt} は v の国内価格、 ϕ_t は random effect そして、 ξ_{vt} は攪乱項である。ここで（variety の間では同一とした） σ は財レベルの輸入価格弾力性であり、 ω は輸出供給弾力性の逆数、 $\omega \equiv 1/e^f$ である。ここで Feenstra(1994) は構造パラメータ ρ を定義し、逆輸出供給関数を次式に書き換えた。

$$\Delta \ln p_{vt} = \psi_{vt} + \frac{\rho \varepsilon_{vt}}{\sigma - 1} + \delta_{vt}$$

ここで、 ψ_{vt} は random effect、 δ_{vt} は攪乱項、 $\rho \equiv \omega(\sigma - 1)(1 + \omega\sigma)^{-1}$ と定義される構造パラメータである。それゆえ、輸出価格弾力性の逆数は $\omega = \rho\{\sigma(1 - \rho) - 1\}^{-1}$ となる。さらに、Feenstra(1994) は輸出・輸入関数体系を整理しいくつかの仮定を追加することにより次式を導出した。

$$Y_{vt} = \theta_1 X_{1vt} + \theta_2 X_{2vt} + u_{vt},$$

なお、被説明変数、説明変数及び回帰係数は下記のように定義される。

$$\begin{aligned}Y_{vt} &\equiv (\Delta \ln p_{vt} - \Delta \ln p_{kt})^2 \\ X_{1vt} &\equiv (\Delta \ln s_{vt} - \Delta \ln s_{kt})^2 \\ X_{2vt} &\equiv (\Delta \ln p_{vt} - \Delta \ln p_{kt})(\Delta \ln s_{vt} - \Delta \ln s_{kt}) \\ \theta_1 &\equiv \rho(\sigma - 1)^{-2}(1 - \rho)^{-1} \\ \theta_2 &\equiv (2\rho - 1)(\sigma - 1)^{-1}(1 - \rho)^{-1}\end{aligned}$$

ここで、 k はベンチマーク variety、 u_{vt} は攪乱項である。ただし、効率的な推定結果を得るために、期間平均をとり (6) 式を推定する。

$$\bar{Y}_v = \theta_1 \bar{X}_{1v} + \theta_2 \bar{X}_{2v} + \bar{u}_v, \quad (6)$$

推定結果から θ_1 及び θ_2 の定義を用いて輸入弾力性と構造パラメータが逆算する。具体的には下記

の計算式を用いる。

$$\begin{aligned}\rho &= \frac{1}{2} + \left[\frac{1}{4} - \frac{1}{4 + (\theta_2^2/\theta_1)} \right]^{1/2}, \text{ if } \theta_2 > 0 \\ \rho &= \frac{1}{2} - \left[\frac{1}{4} - \frac{1}{4 + (\theta_2^2/\theta_1)} \right]^{1/2}, \text{ if } \theta_2 < 0 \\ \sigma &= 1 + \left(\frac{2\rho - 1}{1 - \rho} \right) \frac{1}{\theta_2}\end{aligned}$$

ここで、 $0 \leq \rho < (\sigma - 1)\sigma^{-1} < 1$, $\sigma > 1$ あり、これらの条件から満たされる場合、 $\omega > 0$ となる。この推定結果を用い輸出価格弾力性の逆数 ω を計算するのだが、構造パラメータ ρ が値域（特に上限）を超えてしまい、輸出価格弾力性の逆数が負値となる場合がある。その場合は、Broda, Limao and Weinstein (2006) と同様に grid search を行った。具体的には、 $\sigma \in [1.05, 131.5]$ と区間を設定し 0.05 ごとに、 $\rho \in [0.01, 1]$ と区間を設定し 0.01 ごとに grid（格子）を設定し、総当たり法により (6) 式の誤差が最少になる組み合わせを探索した。そして、その対から輸出価格弾力性の逆数を求めた。なお、産業を ISIC Rev.3 の 4 桁分類とし、variety をその分類に属す HS88 の 6 桁分類 × 輸出国の組み合わせとした。それゆえ、ISIC Rev.3 4 桁分類ごとに推計を繰り返し産業ごとの推定値を求めた。なお、輸入額と輸入量は COMTRADE から引用し、期間は 2000 - 2009 と設定した³。なお、推計の副産物として得られる輸入価格弾力性 σ は内生的保護関数の推定に用いる。

5 推定戦略

本稿の目的は (1.a) 式を用いて貿易保護要因のうち、政治的要因と交易条件効果を分離することである。まず、GH94 の (4.a) を用いた推定を行う。(4.a) 式を整理することにより (7) 式を得る。

$$\left(\frac{\tau_i - 1}{\tau_i} \right) \sigma_i = \beta_0 + \beta_1 z_i + \beta_2 (z_i \times I_i) + \epsilon_{it} \quad (7)$$

ここで、（以下、自国を想定する）被説明変数は内外価格差の国内価格に対する比率である。また、 σ_i は第 i 産業の輸入価格弾力性： $\pi_i \tau_i |M_i^f| (M_i)^{-1}$ 、 z_i は第 i 産業の輸入浸透率（量）の逆数： X_i/M_i 、 I_i は第 i 産業の利益団体組織ダミー変数であり、その産業が利益団体を組織しているならば 1、そうでないならばゼロである。したがって、 $\beta_1 \equiv -\lambda(a + \lambda)^{-1} < 0$ 、 $\beta_2 \equiv (a + \lambda)^{-1} > 0$ である。

次に、GH95 に従った (1.a) 式により交易条件効果の検証を行う。(1.a) 式を整理することにより (8) 式を得る。

$$\tau_i - 1 = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{z_i'}{\sigma_i} \right) + \beta_2 \left(\frac{z_i' \times I_i}{\sigma_i} \right) + \beta_3 \omega_i + v_{it} \quad (8)$$

ここで被説明変数は内外価格差の国際価格に対する比率であり、 z_i は第 i 産業の輸入浸透率（金額）の逆数： $(\pi_i \tau_i X_i) (\pi_i M_i)^{-1}$ である。したがって、 $\beta_1 \equiv -\lambda(a + \lambda)^{-1} < 0$ 、 $\beta_2 \equiv (a + \lambda)^{-1} > 0$ である。ここで、輸出価格弾力性の逆数 $1/e_i^f$ は ω_i を用いて書き換えている。本稿のアイディアは、貿易保護水準のうち第一項と第二項による政治構造の影響をコントロールしつつ、 $H_o : \beta_3 = 0$

³なお、日米の関税コード（HS 9 桁・10 桁分類）を用い、1993 - 2006 を対象に、ISIC 4 桁レベルの推計を行ったところ、行列演算が膨大になった結果、ソフトウェアの演算上限を超えてしまい計算ができなくなる産業があった。それゆえ、本稿では HS6 桁分類を採用した。また、具体的な計算方法は Fennstra (2010) 及び Blonigen and Soderbery (2010) の手順を修正し、Broda, Limao and Weinstein (2006) の脚注 15 と同様の条件とした。

を検定し、交易条件効果の発生を判定することである。なお、表1において、政治構造パラメータの定義、表2において政治構造パラメータの符号条件をまとめている。

[INSERT Table.1]

[INSERT Table.2]

6 データに関して

(7) 式および (8) 式を推定するために必要なデータを記載する。データの計測期間は 2005 年から 2009 年である。

- 貿易制限指標

TRAINS から HS88/92 6 桁レベルの従価税及び非従価税の従価税等価率を、COMTRADE から輸入額を引用し、(5) 式を用いて ISIC Rev.3 の 4 桁レベルの TRI を求めた。

- 輸入浸透率（金額ベース）

UNCOMTRADE から HS88/92 6 桁レベルの輸入額を ISIC Rev.3 の 4 桁レベルに集計し、INDSTAT(UNDATA) より ISIC Rev.3 4 桁レベルの産出額を用いて輸入浸透率を計算した。また、農産物の国内生産額に関しては FAOSTAT から得た情報を HS2002 に変換したうえで ISIC Rev.3 4 桁分類に集計した。なお、生産量で計測される輸入浸透率は、計測が困難であるため、代理変数として金額で計測したこの輸入浸透率を用いる。なお、産出額に欠損値がある場合、直近の値と同じと仮定した。また GH94 を推定する場合は貿易相手国を世界、GH95 を推定する場合は貿易相手国を日本または米国としている。

- 産業別政治献金

米国の産業別政治献金額は Gawande and Li(2009) と同様に CRP データより集計した。また日本の産業別政治献金額は、総務省提出分の政党、政党支部、政治資金団体及び資金管理団体の団体献金法人と政治団体献金の政治団体から産業分類に集計した。主に法人名が明記されている団体献金から製造業の政治献金額を集計したが、農業部門は政治団体献金から農政関連団体を集計し、対応する ISIC Rev.3 分類に等分した。なお、団体献金のうち分類された金額は約 70% であった。2005 年から 2009 年の総額を対象に、産業別政治献金額の平均金額以上の産業を利益団体を組織していると判断した。

- 操作変数

ISIC Rev.3 大分類に準拠した EU KLEMS を用いる。大分類であるためその分類に属する 4 桁コードはすべて同じ値と仮定した。データが欠損している場合、直近の値を代用した。操作変数は ICT 資本シェア、非 ICT 資本シェア、ICT 資本投入指数 (1995 年基準)、非 ICT 資本投入指数 (1995 年基準)、マンアワーあたり ICT 資本サービス、マンアワーあたり非 ICT 資本サービス、マンアワーあたり労働サービスである。

7 推定結果

本報告の分析データは 2005 年から 2009 年のパネルデータセットである。さら貿易保護水準の要因として輸入浸透率を用いていることから同次性の問題が発生していると考えられる。同次性に対処するために操作変数法、弱相関の操作変数に対して頑強な制限情報最尤法 (LIML) を用いた。さらに分散不均一性 (heteroskedasticity) に対して頑強な robust standard error により仮説検定を行った。表 3 は (1.a) 式及び (4.a) 式の推計結果である。表頭はモデル名、推定量、分析対象をそれぞれ示している。表側は係数の推定結果と係数から逆算した政治構造パラメータ、under identification test (Kleibergen-Paap rk LM statistics, K.P.LM in short)、over identification test of all instruments (Hansen J statistics)、endogeneity test (χ^2)、weak identification test (Kleibergen-Paap rk Wald F statistics, K.P.F in short) 及びサンプル数 (N) を示している⁴。

[INSERT Table.3]

まず GH94 の推定結果を検討する。日本を対象とした内生的保護関数 (4.a) 式は統計的に有意に符号条件： $\beta_1 \equiv -\lambda(a + \lambda)^{-1} < 0$ 、 $\beta_2 \equiv (a + \lambda)^{-1} > 0$ を満たしている。係数の推定結果から逆算した、政府の経済厚生重視度 a の符号条件を満たし、利益団体の人口シェア λ も整合的な結果を得た。一方、米国を対象とした (4.a) 式の推定結果は符号条件が満たされておらず統計的に有意でもない。

次に GH95 の推定結果を考察する。まず日本であるが、政治要因を示す、 $\beta_1 \equiv -\lambda(a + \lambda)^{-1} < 0$ 、 $\beta_2 \equiv (a + \lambda)^{-1} > 0$ は符号条件を満たす。また、交易条件効果を判断する β_3 は帰無仮説 $H_0: \beta_3 = 0$ 、交易条件効果はないを棄却するのだが、符号条件が負であり、したがって輸出弾力性ではなく実は輸入弾力性だったという論理的に不整合な結果を得ている。また、米国の推定結果も同様の傾向であった。

暫定的な結論として「政府の貿易保護政策において、交易条件効果は発生していないと言い難い」ことなのだが、統計的な問題が発生しているため、さらに検証を加える必要がある。

8 今後の課題

本稿の狙いは貿易保護水準から政治的な誘因と経済的な誘因を分離することなのだが、意図したような分離が統計的に行われていないと判断した。本報告の解決すべき課題として、下記が挙げられる。

- 政治献金情報の再整理
- 輸出価格弾力性の再計測
- 操作変数の拡充
- 中間投入財の導入

まず、日本の政治資金情報に関してだが、本稿では総務省提出分の政治資金収支報告書のみを対象としており、都道府県提出分の政治献金情報の整理が課題となる。さらに、産業分類への分類可能性の向上が望まれる。一方、米国の政治資金情報に関しては、CRP による産業分類が複数の

⁴推定は Stata の拡張コマンドである ivreg2 を用いた。

SIC に対応しているという問題がある。現在、CRP 産業分類に属する SIC に等分したうえで ISIC に変換しているのだが、今後 COMPUSTAT など企業名鑑とのマッチング結果を用いて製造業の按分を詳細に検討する必要がある。また、本稿は中間投入財を無視しているという問題がある。さらに輸出弾力性の再計算や、操作変数の拡充が必要である。今後の課題としたい。

参考文献

- Blonigen, B. A. and A. Soderbery. 2010. Measuring the benefits of foreign product variety with an accurate variety set. *Journal of International Economics*. 82 (2): 168-80.
- Broda, C., N. Limao and D. E. Weinstein. 2006. Optimal tariffs: The evidence. *NBER Working Paper Series*. No. 12033.
- Broda, C., N. Limao and D. E. Weinstein. 2008. Optimal tariffs and market power: The evidence. *American Economic Review* 95 (5): 2032-65.
- Broda, C. and D. E. Weinstein. 2006. Globalization and the gains from variety. *Quarterly Journal of Economics* 121 (2): 541-85.
- Feenstra, R. C. 1994. New product varieties and the measurement of international prices. *American Economic Review* 84 (1): 157-77.
- Feenstra, R. C. 2004. *Advanced International Trade*. Princeton: Princeton University Press.
- Feenstra, R. C. 2010. *Product Variety and the Gains from International Trade*. Cambridge, Mass: MIT Press.
- Grossman, G and E, Helpman. 1994. Protection for sale. *American Economic Review* 84 (4): 833-50.
- Grossman, G and E, Helpman. 1995. Trade wars and trade talks. *Journal of Political Economy* 103 (4): 675-708.
- Kee, H. L., A. Nicita and M. Olarreaga. 2008. Import demand elasticities and trade distortions. *Review of Economics and Statistics* 90 (4): 666-82.
- Kee, H. L., A. Nicita and M. Olarreaga. 2009. Estimating trade restrictiveness indices. *Economic Journal* 119 (1): 172-99.

图表

Table 1. Political Parameters

Parameter	Range of value	Description
a	$a > 0$	Government's weighting of social welfare compared to campaign contribution
λ	$1 \geq \lambda \geq 0$	Fraction of specific factor owners represented by Special Interest Groups

Table 2. Sign Condition

Coefficient	Definition	Sign
β_1	$-\lambda^h (a^h + \lambda^h)^{-1}$	-
β_2	$(a^h + \lambda^h)^{-1}$	+
β_3^*	0 or 1	+

Table 3. Estimation Results

	<i>Sign</i>	GH94		GH95	
		LIML	LIML	LIML	LIML
		JPN	USA	JPN	USA
		(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	+/-	0.35*** (0.10)	0.08 (0.12)	1.07*** (0.03)	1.03*** (0.02)
β_1	-	-0.03*** (0.01)	0.06* (0.03)	-0.02* (0.01)	-0.01 (0.02)
β_2	+	0.10*** (0.02)	-0.20 (0.04)	0.09* (0.05)	0.08 (0.08)
β_3	+			-0.0006** (0.0003)	-0.0003 (0.0002)
α	+	10.19*** (2.70)	-53.14 (100.61)	10.71* (5.61)	12.82 (13.29)
λ	+	0.33*** (0.07)	2.90 (4.50)	0.19* (0.10)	0.16 (0.10)
K.P. LM		33.70***	14.47***	17.73***	14.67***
p		0.00	0.00	0.00	0.00
Hansen J		1.20	17.52***	4.15	11.49***
p		0.75	0.00	0.13	0.00
χ^2		88.37***	7.00***	8.496**	7.59**
p		0.00	0.00	0.01	0.02
K.P. F [§]		5.910*	3.68	3.59	3.28
N		575	535	575	535

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

[§]Stock-Yago weak ID test critical values: 10% maximal LIML size 4.32.

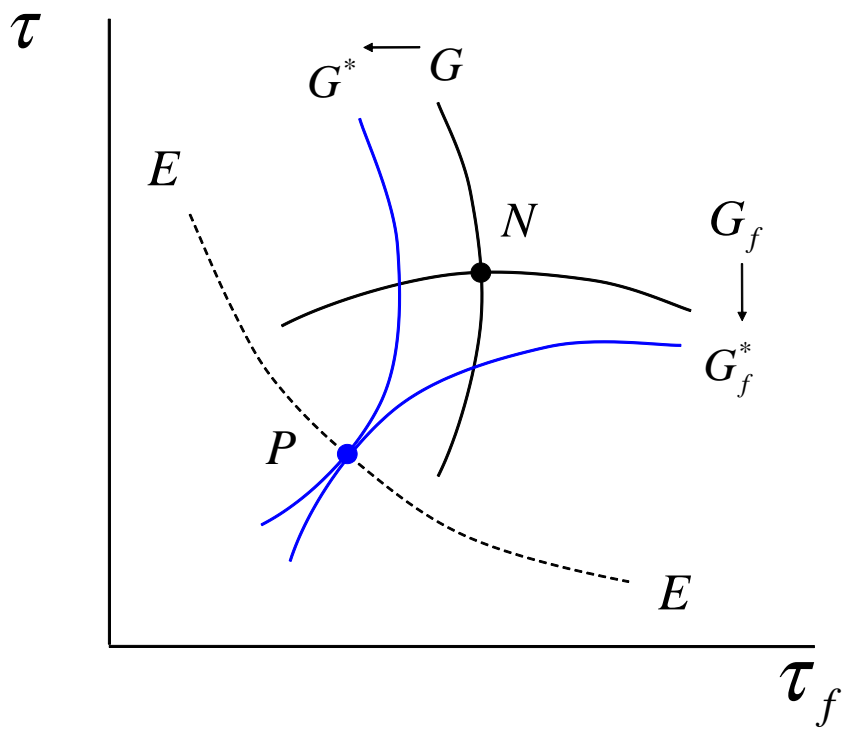


Figure 1. Political Optimum Equilibrium and Nash Equilibrium
 (出所) Feenstra (2004) より引用。